



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

ЕУРАЗИЯЛЫҚ
ЭКОНОМИКАЛЫҚ ОДАҚТАҒЫ
ИНФЛЯЦИЯЛЫҚ
ПРОЦЕСТЕРДІҢ
ТРАНСШЕКАРАЛЫҚ СЕРПІНІ:
ЭМПИРИКАЛЫҚ БАҒАЛАУ

Зерттеулер және статистика департаменті
Экономикалық зерттеу №2017-5

Төлеуов Олжас

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің (бұдан әрі – ҚРҰБ) экономикалық зерттеулері мен талдамалық жазбалары ҚРҰБ зерттеулерінің нәтижелерін, сол сияқты ҚРҰБ қызметкерлерінің басқа ғылыми-зерттеу жұмыстарын таратуға арналған. Экономикалық зерттеулер дискуссияларды ынталандыру үшін таратылады. Құжатта айтылған пікірлер автордың жеке ұстанымы болып табылады және ҚРҰБ ресми ұстанымымен сәйкес келмеуі мүмкін.

Еуразиялық экономикалық одақтағы инфляциялық процестердің трансшекаралық серпіні: эмпирикалық бағалау

2017 жылғы маусым

NBRK – WP – 2017 – 5

Автор Польша және Швейцария Ұлттық Банктері 2017 жылғы мамырда бірлесіп өткізген жыл сайынғы «Monetary policy spillovers» 14-ші семинардың қатысушыларына осы зерттеуге құнды түсініктемелер үшін алғысын айтады

Еуразиялық экономикалық одақтағы инфляциялық процестердің трансшекаралық серпіні: эмпирикалық бағалау

Төлеуов Олжас¹

Аннотация

Еуразиялық экономикалық одақ (бұдан әрі – ЕАЭО) – өңірлік деңгейдегі тығыз экономикалық және сауда байланыстарын дамытудың заманауи мысалы. Одақтың қатысушы елдері арасындағы сауда кедергілерінің болмауы ЕАЭО елдеріндегі инфляциялық процестердің өзара ықпалының қайталама трансшекаралық әсерін күшейтеді. Бұл өз кезегінде одақтың әрбір елінде жүргізілетін, бірінші кезекте ішкі тұтыну бағасының серпінін тұрақтандыруға бағытталған тәуелсіз ақша-кредит саясатының тиімділігі мәселесін қояды. Осыған байланысты ЕАЭО елдеріндегі ішкі инфляцияның қалыптасуының одақтың басқа елдеріндегі тұтыну бағасының циклдік немесе күйзелістік өзгеру салдары болып табылатын заңдылықтары мен факторларын зерттеу және айқындау маңызды болып табылады.

Осылайша, осы жұмыстың мақсаты ЕАЭО-дағы инфляциялық процестердің трансшекаралық серпініндегі заңдылықтар мен құбылыстарды SVAR (structural vector autoregression) модельдері негізінде эмпирикалық бағалау болып табылады.

Негізгі сөздер: Еуразиялық экономикалық одақ, инфляцияның трансшекаралық серпіні, инфляциялық процестер, саудаланатын бағалар, қайталама трансшекаралық әсер ету, халықаралық сауда, SVAR модельдеу, Қазақстан, Ресей, Беларусь, Армения, Қырғызстан.

JEL жіктеуі: C32; C53; E31; F15.

¹ Төлеуов Олжас – Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкі. Зерттеулер және статистика департаменті, Макроэкономикалық болжау және мониторинг басқармасы, жетекші маман-талдаушы, E-mail: Olzhas.Tuleuov@nationalbank.kz

Мазмұны

Кіріспе.....	3
Әдебиетке шолу.....	4
ЕАЭО жұмысының практикалық аспектілері	5
Әдіснамалық зерттеулер және бастапқы деректер.....	10
Алынған нәтижелерді талқылау	19
Қорытынды.....	22
Әдебиеттің тізімі.....	23
Қосымша	24

1. Кіріспе

Қазіргі кезде әлемдік басты үрдістердің бірі халықаралық жаһандану және ұлттық экономикалардың ықпалдасуы, капитал мен еңбек ресурстарының елдер арасындағы еркін қозғалысының өсуі сияқты құбылыстар болып отыр.

Бұл ретте осы процестердің елдер үшін оң және сол сияқты теріс салдарлары бар. Оң әсер етудің қатарына өндіріс көлемінің өсуін, сауда үшін кедергілердің төмендеуін, үй шаруашылықтарының әл-ауқатының көтерілуін жатқызуға болады. Өз кезегінде, теріс салдарлар жаһандану және ықпалдасу процестеріне қатысушы елдер үшін экономикалық және қаржылық күйзелістердің трансшекаралық өтуінің күшеюінен көрінетін халықаралық қайталама әсер етудің (international spillovers) өсуінен тұрады.

Ақша-кредит тұрғысынан алғанда осы жағдайларда халықаралық қайталама әсер етудің тұтыну бағаларына трансмиссиясы болып табылады.

Осы түпмәтінде басты мәселе орталық банктердің, әсіресе шағын ашық экономикадағы, басқа экономикалармен барған сайын тығыз экономикалық өзара қарым-қатынастарды ескере отырып, инфляцияны әлі де дербес бақайлы ала ма дегеннен тұрады.

Еуразиялық экономикалық одақ (бұдан әрі – ЕАЭО) – өңірлік деңгейдегі тығыз экономикалық және сауда байланыстарын дамытудың заманауи мысалы. Одақтың қатысушы елдері арасындағы сауда кедергілерінің болмауы ЕАЭО елдеріндегі инфляциялық процестердің өзара ықпалының қайталама трансшекаралық әсерін күшейтеді. Бұл өз кезегінде одақтың әрбір елінде жүргізілетін, бірінші кезекте ішкі тұтыну бағасының серпінін тұрақтандыруға бағытталған тәуелсіз ақша-кредит саясатының тиімділігі мәселесін қояды. Осыған байланысты ЕАЭО елдеріндегі ішкі инфляцияның қалыптасуының одақтың басқа елдеріндегі тұтыну бағасының циклдік немесе күйзелістік өзгеру салдары болып табылатын заңдылықтары мен факторларын зерттеу және айқындау маңызды болып табылады.

Осылайша, осы жұмыстың мақсаты ЕАЭО-дағы инфляциялық процестердің трансшекаралық серпініндегі заңдылықтар мен құбылыстарды SVAR (structural vector autoregression) модельдері негізінде эмпирикалық бағалау болып табылады. Осы модельдердің басты артықшылығының зерттелетін процестің экономикалық қисыны негізінде зерттелетін көп өлшемді уақыт қатарларының желілік өзара байланыстылығына құрылымдық шетеулер қою мүмкіндігі болып табылады.

Осы жұмыстың одан кейінгі құрылымы: әдебиетке шолудан, ЕАЭО жұмысының практикалық аспектілеріне қараудан, зерттеу әдіснамасын және пайдаланылатын деректерді сипаттаудан, сондай-ақ алынған нәтижелерді талқылаудан тұрады.

2. Әдебиетке шолу

Әртүрлі сыртқы факторлардың, оның ішінде жаһандану мен ықпалдасудың инфляция деңгейіне ықпал етуін зерттеу, тұтыну бағаларының трансшекаралық серпінін бағалау қолданбалы экономикалық жұмыстардағы барынша жаңа бағыт болып табылады. Атап айтқанда Ciccarelli және Mojon (2010) әлемдегі инфляцияның қарқындары мен Экономикалық ынтымақтастық және даму ұйымы елдеріндегі тұтыну бағаларының индекстері арасындағы өзара байланысты талдайды. Авторлар осы уақыт қатарларын негізге ала отырып, нақты ел үшін тән инфляция қарқындарының негізінен ғаламдық құбылысты білдіретінін, яғни жекелеген елдердің ғаламдық инфляциялық қысымды алуға бейім екенін пайымдайды. Сонымен қатар, ғаламдық инфляция азық-түлік және өнеркәсіптік тауарлар бағасының өзгеруі немесе бизнес-циклдардың серпіні сияқты ғаламдық үрдістерді көрсетеді.

Осыған байланысты, кейбір зерттеулерде негізгі назар ғаламдық инфляцияның нақты факторларының нақты елдердегі баға өзгерістеріне ықпал етуін зерттеуге аударылады. Мәселен, Borio мен Filardo (2007) өзінің зерттеуінде өндірістің ғаламдық тапшылығының ішкі инфляцияны айқындайтын басты фактор болып табылады деген тұжырым жасайды. Алайда Woodford (2007) әзірлеген теориялық модельге сәйкес, ұлттық орталық банктердің инфляцияны бақылау бойынша мүмкіндіктерінде нарықтардың ғаламдық ықпалдасуының күшеюіне байланысты қатер болмайды. Бұл ретте айырбастау бағамдарының экономикалық жағдайлардың өзгеруіне қарай оңтайлы икемделуі маңызды. Сонымен қатар, автор көрсетіп отырғандай, экономиканың іс-қимылына сондай-ақ оның ашықтық дәрежесі ықпал етеді, мұны ақша-кредит саясатын іске асыру кезінде ескеру қажет.

Бұл нәтижелер сондай-ақ Mishkin (2009) мен Bernanke (2007) бақылауларына сәйкес келеді. Сонымен бірге, Rey (2015) халықаралық капитал ағының орталық банктердің ақша-кредит саясатын жүргізуге қаншалықты ықпал ететінін назарға аударады. Автор еркін капитал қозғалысы бар шағын экономикалардағы тәуелсіз ақша-кредит саясаты әдеттегі «трилемманың» (Mundell, 1963) орнына «дилеммамен» түйіседі. Мәселен, тіпті икемді айырбастау бағамдары кезінде осы елдердің капитал ағындарына және ақша-кредит жағдайларына ғаламдық қаржылық цикл айтарлықтай әсер етеді, бұл цикл айтарлықтай дәрежеде ірі экономикалардың ақша-кредит саясатымен айқындалады.

Neely мен Rapach (2011) инфляцияның трансшекаралық серпініндегі байланысты бақыланбайтын айнымалылары бар модель арқылы бағалайды, бұл модель 64 елдегі тұтыну бағаларының өзгеру қарқынын әлемдік, өңірлік және жеке факторлармен түсіндіреді. Авторлардың бағалау нәтижелері бойынша әлемдік және өңірлік факторлардың, тиісінше 35% және 16% елдер

бойынша орташа алғанда инфляцияның жылдық өзгерісін түсіндіреді, яғни жалпы халықаралық ықпал ету елдер бойынша ішкі инфляцияның құбылмалылығының жартысынан көбін түсіндіреді. Бұл ретте ішкі инфляцияның әлемдік және өңірлік факторларының маңыздылығы 1980 жылдардан бастап қана Солтүстік және Латын Америкасының, Азияның және Еуропаның бірқатар елдері үшін неғұрлым маңызды бола бастады.

3. ЕАЭО жұмыс істеуінің практикалық аспектілері

Қазіргі ЕАЭО құру бойынша алғашқы алғышарттар іс жүзінде КСРО таратылған соң бірден пайда болды. 1995 жылы Беларусь, Қазақстан және Ресей арасында болашақта Кеден одағын құру туралы бірінші келісімдерге қол қойылды, оған кейінірек Қырғызстан мен Тәжікстан қосылды. Бұл құжаттар кейін 2000 жылы ТМД аумағында бірінші ірі ресми ықпалдасқан бірлестікті – Еуразиялық экономикалық қауымдастықты (Қосымшаның 1-кестесі) немесе Ресей, Қазақстан, Беларусь, Өзбекстан, Қырғызстан және Тәжікстан қатысушылары болған ЕурАзЭО құру үшін негіз болды.

2007 жылы бірыңғай кеден аумағын және Кеден одағының бірыңғай тұрақты жұмыс істейтін басшы органы ретінде Кеден одағының Комиссиясын құру туралы келісімге қол қою қазіргі ЕАЭО мүше елдер, атап айтқанда Ресей, Қазақстан, Беларусь арасында неғұрлым тығыз экономикалық ынтымақтастыққа деген келесі қадам болды.

Іс жүзінде Еуразиялық кеден одағы немесе Ресей, Қазақстан, Беларусь Кеден одағы ресми түрде 2010 жылы жұмыс істей бастады. Кеден одағы Еуропалық одақ сияқты бұрынғы кеңес республикаларының экономикалық одағының айтарлықтай кең үлгісін қалыптастыру бойынша бірінші қадам ретінде іске қосылғандығын атап өткен жөн. Оған қоса, Кеден одағын құру болашақтағы жалпы нарықты құрудың құрамдас бөлігі бола отырып қатысушы елдер арасындағы сауда кедергілерін төмендетуге ықпал етуі тиіс болатын.

2011 жылы ұлттықтан жоғары реттеуші – Еуразиялық экономикалық комиссия (бұдан әрі – ЕЭК) 2015 жылға қарай ЕАЭК құру үшін неғұрлым тығыз экономикалық байланысты нығайту мақсатында жұмыс істей бастады. Бір жыл өткен соң 2012 жылы осы үш мемлекет бұдан былайғы экономикалық ықпалдастықты жылжыту үшін Бірыңғай экономикалық кеңістікті (бұдан әрі – БЭК) құрды. Барлық үш ел БЭК іске қосуды реттейтін 17 келісімнен тұратын базалық пакетті ратификациялады.

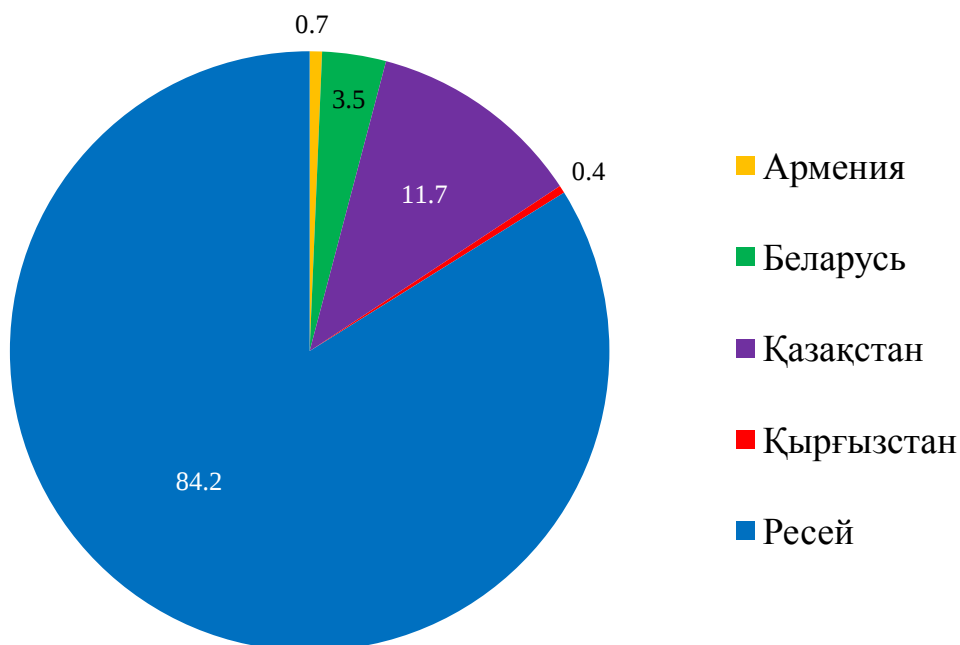
2015 жылғы 1 қаңтардан бастап құру туралы шарт 2014 жылы қол қойылған ЕАЭО Ресей, Қазақстан, Беларусь құрамында жұмыс істей бастады. 2015 жылғы 2 қаңтардан бастап Армения ЕАЭО мүшесі болды. Осы жылдың тамызында Қырғызстан ЕАЭО жаңа мүшесі болды.

БЭК деректеріне сәйкес қазіргі кезде ЕАЭО қатысушы елдердің халқының жалпы саны 182,7 млн. адам. Автордың есептеуі бойынша 2015

жылдың қорытындысы бойынша ЕАЭО елдерінің ІЖӨ-нің жалпы көлемі 1 581 млрд. АҚШ долларын құрады. Бұл ретте олардың арасындағы үлестік бөлу Ресей ІЖӨ-нің үлес салмағының айтарлықтай басым болуымен сипатталды (1-суретті қар.). Одақ елдерінің арасындағы 2015-2016 жылдардың қорытындысы бойынша тиісінше 45,6 млрд. АҚШ доллары және 42,5 млрд. АҚШ доллары болған жалпы сауда айналымында сол сияқты Ресей үлесінің айтарлықтай басымдығы байқалды (63%) (2-суретті қар.).

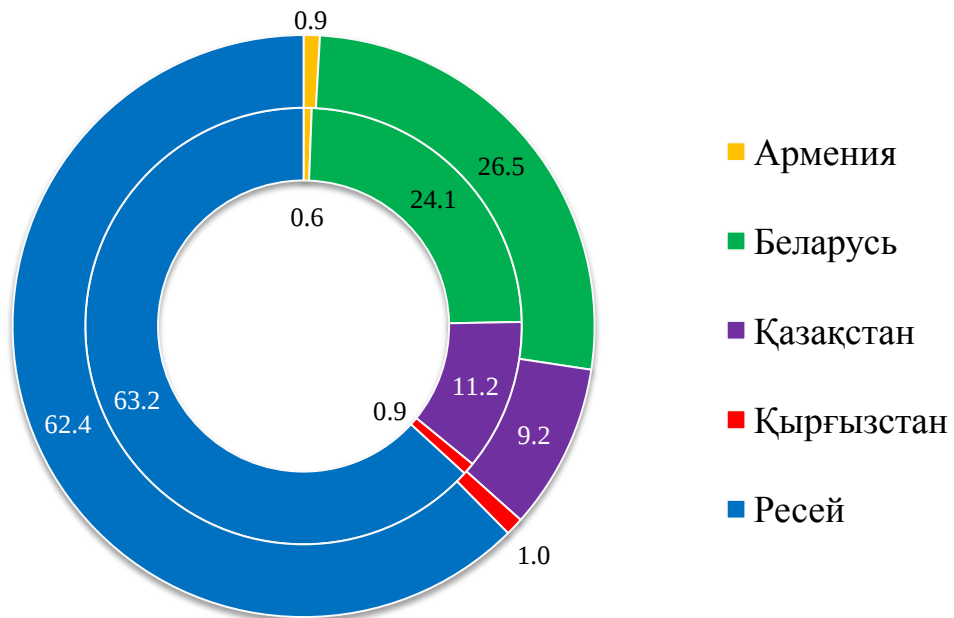
Жоғарыда аталғандай, ЕАЭО мүше елдердің әрқайсысының ақша-кредит саясаты тұрғысынан одақ шеңберінде кедендік кедергі болмағанда тығыз сауда байланыстарының болуы және тұрақты дамуы салдары ретінде туындайтын баға немесе инфляция деңгейінің өзгеруіне өзара мемлекетаралық ықпалды талдау мен бағалау өте маңызды болып табылады. Басқаша айтқанда, ЕАЭО шеңберінде әрбір қатысушы елдегі инфляцияның серпіні басқа одақ елдерінен инфляцияның түрлі ықпал етуіне деңгейіне ұшырауы мүмкін, бұл ықтимал макроэкономикалық күйзелістерді «жұқтыру» арналарының бірі болып табылады, оның көзі басқа елдің экономикасы, атап айтқанда оның инфляциялық процестері болады. Бұл жағдайда ЕАЭО әрбір елінде баға тұрақтылығы тәуекелге ұшырайды, сол сияқты жүргізіліп отырған ақша-кредит саясатының тиімділігі төмендейді.

1-сурет. 2015 жылдың қорытындылары бойынша долларлық баламада номиналды ІЖӨ-нің жиынтық көлеміндегі ЕАЭО елдерінің үлес салмағы, %-бен



Дереккөзі: автордың Trading Economics деректері бойынша есептері

2-сурет. ЕАЭО елдерінің долларлық баламада өзара сауда айналымының жиынтық көлеміндегі үлес салмағы, %-бен (ішкі айналым -2015 жыл, сыртқы айналым -2016 жыл)



Дереккөзі: автор ЕЭҚ деректері бойынша жасады

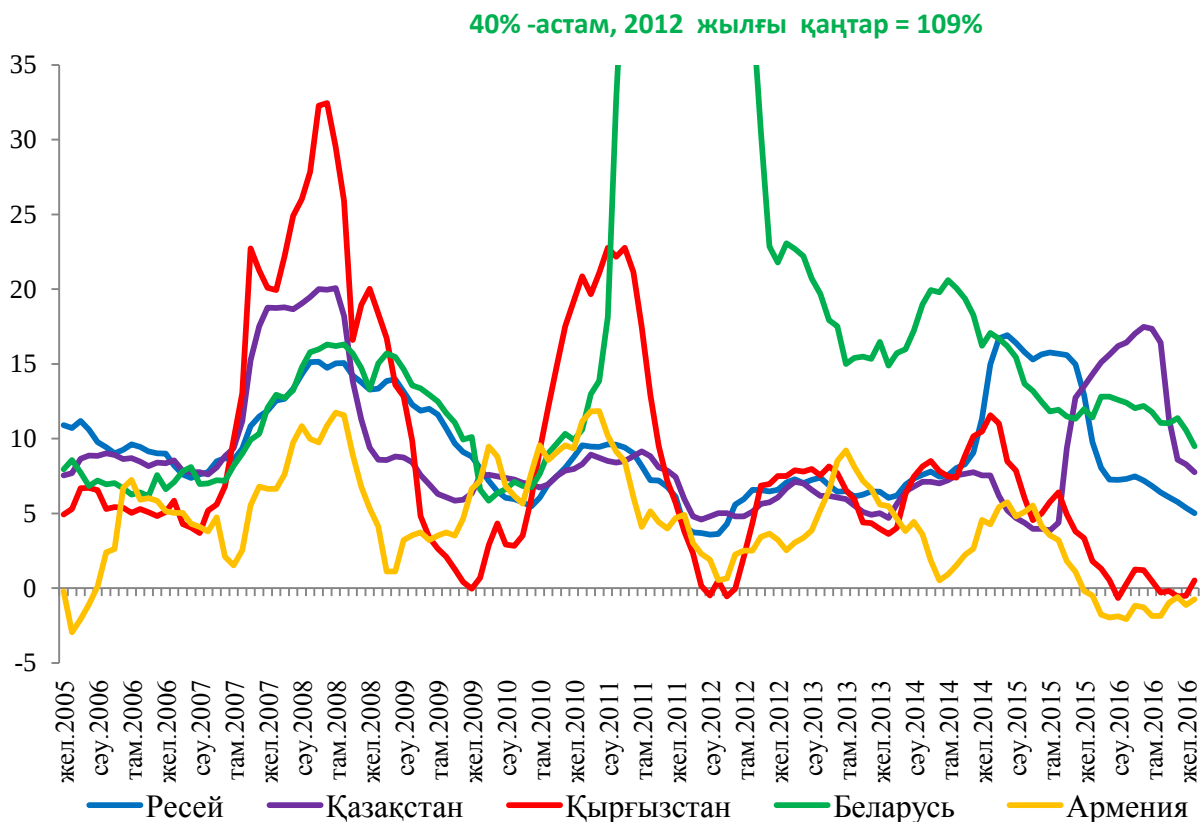
ЕАЭО елдерінің әрқайсысындағы инфляциялық процестердің ағымдағы және тарихи серпінінің жаһандық экономикалық факторлардан туындаған жалпы үрдістермен қатар, әр экономиканың ішкі құрылымындағы айырмашылықтармен айқындалатын жеке сипаттамалары бар. 3-суретте 2006 жылдан бастап ЕАЭО елдеріндегі жылдық инфляцияның серпіні көрсетілген. 2007-2008 жылдарда және 2010-2013 жылдарда талданып отырған елдерде баға деңгейінің өзгеруі арасында қатты оң байланыс байқалды, бұл 2007 жылы азық-түлік тауарларына және 2010 жылы энергия ресурстарына деген әлемдік бағаның өсуімен түсіндіріледі.

Оған қоса, Беларусьтегі 2011-2012 жылдардағы инфляция басқа одақтық мемлекеттердегі баға деңгейінің өзгеру көрсеткіштерінен айтарлықтай деңгейде өзгеше серпінді көрсетті. Мәселен, 2011 жылдың қорытындысы бойынша Беларусьтегі жылдық инфляцияның деңгейі 108,7%-ға жетті, ол сауда балансының көп жылдық теріс сальдосы, экономикадағы әкімшілік-командалық жүйенің шығасылары және 2011 жылы болған Беларусь рублінің екі рет құнсыздауы нәтижесінде болған қаржы күйзелісінің салдары болды.

Мұнай бағасының белсенді төмендеу кезеңі ретінде сипатталған 2014 жылдың екінші жартысынан бастап ЕАЭО елдеріндегі инфляциялық

процестер түрлі серпінді көрсете бастады. Мұнайды нетто-импорттаушы елдерде (Беларусь, Армения және Қырғызстан) инфляция төмендей бастады, оның ішінде Арменияда және Қырғызстанда 2016 жылдан бастап дефляциялық процестер дами бастады. Оған қоса, көмірсутегі шикізатын нетто-экспорттаушы болып табылатын Ресей және Қазақстан әлемдік мұнай бағасының құлдырауынан кейін түрлі уақыт аралығында инфляциялық таргеттеу саясатын іске асыру шеңберінде ұлттық валюталарының еркін бағамын белгілеуге көшуге мәжбүр болды, осының салдары ретінде Ресей рублінің және Қазақстан теңгесінің айырбастау бағамы әлемдік валюталарға қатысты айтарлықтай құнсызданды. Өз кезегінде, айырбастау бағамын ауыстыру әсерін күшейту бұл елдерде инфляциялық процестердің күрт жылдамдатылуына әкелді. Ресей және Қазақстан экономикаларының жаңа талаптарға бейімделуімен және рубль мен теңгенің айырбастау бағамының тұрақтануымен бұл елдерде инфляциялық процестер сондай-ақ тұрақтанды.

3-сурет. ЕАЭО елдеріндегі инфляция серпіні, ж/ж %-бен



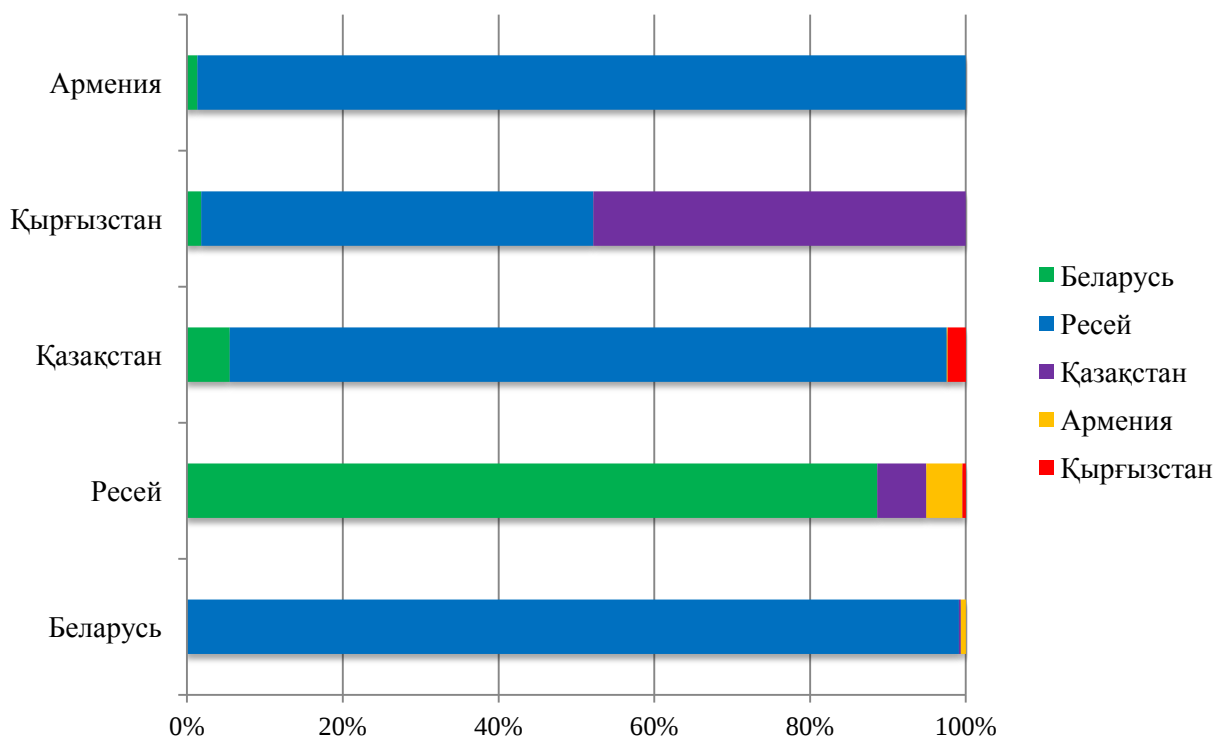
Дереккөзі: автор ұлттық статистика органдарының және Thompson Reuters деректері бойынша жасады

Осылайша, 2016 жылдың қорытындысы бойынша Ресей мен Қазақстанда жылдық инфляция тиісінше 5,4% және 8,5%, Беларусьте – 10,6%, ал Арменияда және Қырғызстанда дефляция тиісінше 1,13% және 0,5% болды.

ЕАЭО шеңберінде инфляцияның қарқынына трансшекаралық ықпал қандай негізгі арна арқылы болатыны және осы процестің өту барысында қандай ерекше заңдылықтары байқалуы мүмкін екені туралы бастапқы түсінік алу үшін одақтың әрбір елінде ЕАЭО басқа мемлекеттерінен әкелінетін тұтынушылық тауарлар импортының құрылымын қарап талдау қажет.

4 және 5 суреттерде ЕАЭО-ның әрбір елінің 2015-2016 жылдардағы орташа алғанда қалған одақтас елдерден әкелінген азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын импорттың құрылымы көрсетілген. Бұл ретте автор тиісті елдердің екіжақты саудасы бойынша Trade Map² статистикалық деректері пайдаланылған. Өз кезегінде, HS6³ саудаланатын тауарлардың жіктелімі бойынша халықаралық жүйеге сәйкес ұсынылған екіжақты сауда бойынша деректер автордың сараптамалық пайымдауы бойынша мынадай кодтар бойынша тұтынушылық тауарларға біріктірілген: азық-түлік тауарлары – 2-ден 25-ке дейін, азық-түлікке жатпайтын тауарлар – 30, 33, 34, 42-44, 47-71, 85, 92, 95, 97.

4-сурет. ЕАЭО-ның әрбір елінің қалған одақтас елдерінен азық-түлік импортының құрылымы, орташа алғанда 2015-2016 жылдарына, %-бен

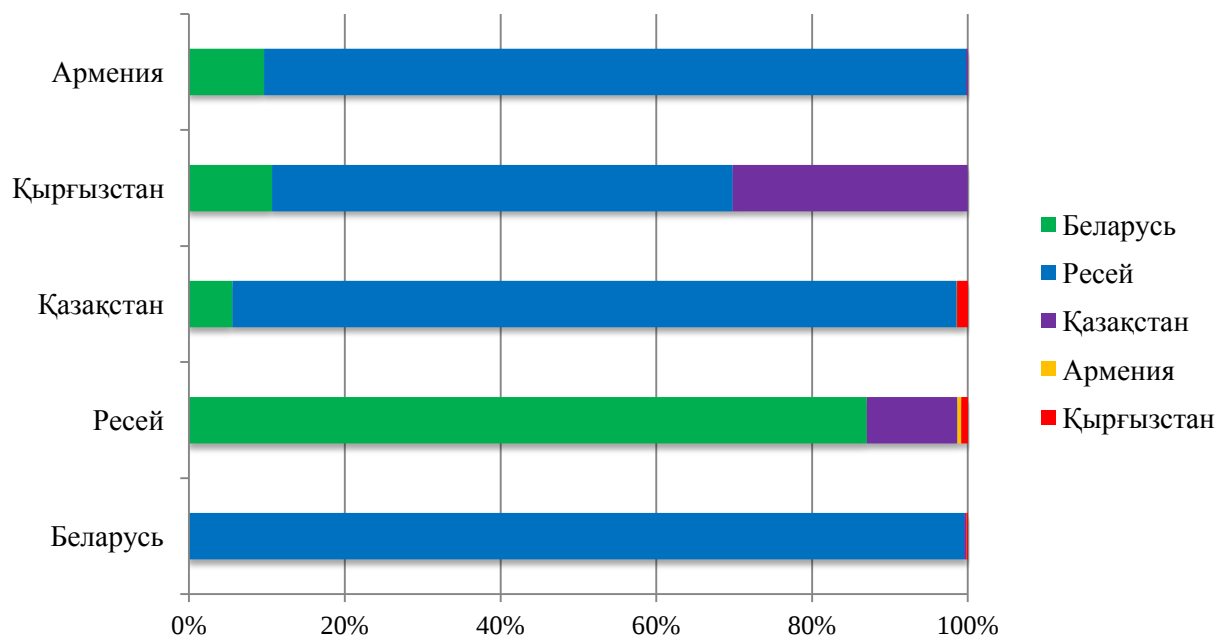


Дереккөзі: Trade Map деректері бойынша автордың есептеулері

² <http://www.trademap.org/>

³ Harmonized Commodity Description and Coding Systems

5-сурет. ЕАЭО-ның әрбір елінің қалған одақтас елдерінен азық-түлікке жатпайтын импортының құрылымы, орташа алғанда 2015-2016 жылдарына, %-бен



Дереккөзі: Trade Map деректері бойынша автордың есептеулері

4 және 5-суреттерге сәйкес ЕАЭО елдерінде тұтынушылық импорттың негізгі үлесі ресейлік тауарларға тиесілі. Сонымен бірге, басқа одақтас елдерден әкелінетін тұтынушылық импорттың құрылымында Беларусьтен әкелінетін азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын тауарлардың үлесі айтарлықтай басым болып келеді. Бұл ретте Арменияның, Қырғызстанның тұтынушылық импортының құрылымында Беларусьтен азық-түлікке жатпайтын тауарлардың үлесі басым. Қазақстандық тұтынушылық тауарлардың жиынтық көлемінің негізгі импорттаушылары Қырғызстан мен Ресей болып табылады. Қырғызстаннан тауарлар, ЕАЭО-ның басқа елдерімен салыстырғанда, Қазақстан импортының құрылымында ең көп болады. Сондай-ақ армяндық тұтынушылық тауарлар ең көп ресейлік азық-түлік тауарлары импортында болады.

Осылайша, ЕАЭО елдерінің тұтынушылық импортының құрылымын талдау одақ мемлекеттері арасында инфляцияның трансшекаралық серпінінде сауда негізгі роль атқарады және талданатын елдерде тұтынушылық бағалардың өзара ықпал етудің негізгі арнасы болып табылады.

4. Зерттеу әдіснамасы және бастапқы деректер

Зерттеу мақсаттарына қол жеткізу үшін еңбекте құрылымдық векторлық авторегрессия модельдері (structural vector autoregression, SVAR) қолданылды. Бұл модельдердің басты басымдығы құрылымдық шектеулерді зерделенетін процестің экономикалық логикасына қарай зерттелетін көпшамалы уақыт қатарларының сызықтық өзара байланыстылығына салу мүмкіндігі болып табылады.

SVAR модельдеу туралы неғұрлым ауқымды теориялық түсінік алу үшін векторлық авторегрессия (vector autoregressive model, VAR) модельдерінің теориялық аспектілерін қарау қажет.

VAR модельдері бір жағынан көпшамалы уақыт қатарлары жағдайында авторегрессиялық модельдердің жинақталуы болып табылады. Екінші жағынан векторлық авторегрессия моделі бірізділіктегі теңдеулер жүйесінің жеке жағдайы болып табылады. Өзгеруі уақыт бойынша модельденуге жататын ауыспалы мәндер векторлық авторегрессия шеңберінде көпшамалы уақыт қатарын құрайды. Ауыспалы мәндер векторын құрайтын көпшамалы уақыт қатарлары стохастикалық процесті іске қосады деп болжанады. Осылайша, векторлық авторегрессия моделі уақыт қатарларында қамтылатын ақпаратқа сүйене отырып, ауыспалы мәндердің уақыттағы бірлескен эволюциясын сипаттауға тиіс (Суслов, 2008).

Векторлық авторегрессияға мынадай ең қарапайым анықтама беруге болады: бұл өзінің алдыңғы мәндерінің және басқа бір-біріне тәуелді ауыспалы мәндердің өзгеруі арқылы бірнеше бір-біріне тәуелді ауыспалы мәндердің өзгерістерін бірізділікте сипаттайтын эконометриялық модель.

Мысал ретінде векторлық авторегрессияның ең қарапайым жағдайын келтіреміз. Екі айнымалының өзгерістерін қараймыз. Модель бірінші кезектегі авторегрессияны есепке аламыз. Зерттелетін бір-біріне тәуелді айнымалыларды X_t және Y_t деп белгілейміз, мұнда t – уақыт индексі. Біздің болжамдарымызды ескере отырып, модельге екі теңдеу кіреді. Теңдеуге екі бір-біріне тәуелді айнымалылардың әрқайсысы үшін X_t үшін де, Y_t үшін де бірінші кезектегі X_{t-1} және Y_{t-1} авторегрессивті құрауыштары кіреді. Осылайша, біз бірізділіктегі теңдеулер жүйесіне келеміз, осы жағдайда оны бірінші кезектегі векторлық авторегрессия деп атауымызға құқылымыз:

$$X_t = \alpha_1 + \beta_{11}X_{t-1} + \beta_{12}Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1.1)$$

$$Y_t = \alpha_2 + \beta_{21}X_{t-1} + \beta_{22}Y_{t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad (1.2)$$

мұнда $\alpha_1, \beta_{11}, \beta_{12}, \alpha_2, \beta_{21}, \beta_{22}$ – өлшемдер. Өлшемдер үшін бірінші индекс теңдеуді көрсетеді, екінші индекс – айнымалыны. Мәселен, β_{12} жанындағы индекстер өлшемнің бірінші теңдеудің құрамына кіретінін білдіріп, Y_{t-1} айнымалының алдыңғы мәндерінің жанында тұрады. Бірінші және екінші теңдеу үшін модельдің күйзелістері ε_{1t} және ε_{2t} деп белгіленген және тиісінше тиісті бөлу өлшемдері бар ақ шуды білдіреді:

$$E[\varepsilon_{1t}] = 0, \text{var}[\varepsilon_{1t}] = \sigma^2 \quad (1.3)$$

$$E[\varepsilon_{2t}] = 0, \text{var}[\varepsilon_{2t}] = \sigma^2, \quad (1.4)$$

X_t және Y_t өзгерістеріне қарамастан ε_{1t} және ε_{2t} өзара байланысы жоқ деп болжаймыз, алайда, жалпы жағдайда ε_{1t} және ε_{2t} процестері байланысты бола алады. ε_{1t} және ε_{2t} күйзелістерінің бөлінуі зерттелетін тәуелді X_t және Y_t айнымалылардың бөлінуіне тәуелді емес.

Векторлық авторегрессия өлшемдерін түсіндірілуі теңдеулердің құрылымымен айқындалады. Мәселен, β_{11} өлшемінің нөлге тең емес мәні X_t – дегі автокорреляция процестерінің болуын білдіреді, ал β_{12} өлшемінің нөлге тең емес мәні Y_{t-1} алдыңғы мәндері X_t айнымалының қалыптасуы процесіне айтарлықтай ықпал ететінін білдіреді. Y_t – де көрсетілген процеске қатысты осындай түсіндірме екінші теңдеудегі β_{21} және β_{22} өлшемдерінде де бар; α_1 және α_2 – константалар.

(1.1) – (1.2) теңдеулер жүйесін матрицалық түрде жазамыз. Белгілеулерін енгіземіз. Мынадай болса:

$$Y_t = \begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix}, \alpha = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}, B_1 = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}, Y_{t-1} = \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix}, \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}, \quad (1.5)$$

онда (1.5) ескере отырып, жүйе мынадай түрде болады:

$$Y_t = \alpha + B_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1.6)$$

Оны бұдан әрі VAR(1) деп белгілейміз.

Енгізілген белгілеулер реттілігі мен өлшемділігі бұдан жоғары авторегрессия жағдайында екі бір-біріне тәуелді ауыспалы мәні бар бірінші кезектегі авторегрессия моделінің VAR(1) матрицалық жазбасын жеңіл қорытындылауға мүмкіндік береді.

p – авторегрессия реті, k – бір біріне тәуелді айнымалылардың саны болса, Y_t векторының өлшемділігін k айқындайтын болады, онда бір-біріне тәуелді айнымалылардың векторына бір-біріне тәуелді айнымалылардың k кіреді:

$$Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt})^T.$$

Бұдан басқа, мәндердің қалып қалу векторларын тәуелді айнымалы $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ бірлесіп тиісінше 1, 2, ..., p кешігу лагымен енгіземіз; $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ векторларының біркелкілігі k -ге тең. α арқылы $-k$ біркелкілік теңдеулерінің бос мүшелері өлшемдерінің векторын белгілейміз; $B_1, B_2, B_3, \dots, B_p$ – тиісінше айнымалы $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ лагирленген мәндерінің векторларына сәйкес $k \times k$ біркелкілік өлшемдерінің матрицалары:

$$B_1 = \begin{pmatrix} B_{11}^{(1)} & B_{12}^{(1)} & \dots & B_{1k}^{(1)} \\ B_{21}^{(1)} & B_{22}^{(1)} & \dots & B_{2k}^{(1)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ B_{k1}^{(1)} & B_{k2}^{(1)} & \dots & B_{kk}^{(1)} \end{pmatrix}; \dots; B_p = \begin{pmatrix} B_{11}^{(p)} & B_{12}^{(p)} & \dots & B_{1k}^{(p)} \\ B_{21}^{(p)} & B_{22}^{(p)} & \dots & B_{2k}^{(p)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ B_{k1}^{(p)} & B_{k2}^{(p)} & \dots & B_{kk}^{(p)} \end{pmatrix}.$$

ε_t күйзелістер векторы k -ге тең біркелкілікке ие болады:

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt})^T.$$

t фекторы мүшелерін бөлу ақ дүрбелең ретінде сипатталады:

$$E[\varepsilon_{jt}] = 0, \text{ var}[\varepsilon_{jt}] = \sigma_j^2, j = 1, 2, \dots, k.$$

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt}$ ковариациялық матрицаны t кез келген уақыт кезеңі үшін $\sum$ ретінде белгілейміз, матрицаның біркелкілігі $k \times k$ болады. Түзетілмейтіндігі туралы болжамдарды орындау кезіне күйзелістегі $\sum$ матрицасының бас диагональға орналасқан $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_k^2$ элементтері бар диагональдық түрге ие болады.

VAR(p) ретінде белгіленетін p тәртібіндегі векторлық авторегрессия моделін мынадай түрде жазамыз:

$$Y_t = \alpha + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + B_3 Y_{t-3} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1.7)$$

Әдетте, теңдеулер жүйесі құрылымдық және нысанға келтірілген болып бөлінеді. Векторлық авторегрессияның (1.1) - (1.2) немесе (1.7) нысанындағы жазбасын бір мезгілдегі теңдеулер жүйесінің жазбаның келтірілген нысанына ұқсас ретінде қарауға болады, себебі бірлескен тәуелді айнымалылар оң жақтағы теңдеулерде түсіндірме айнымалылар ретінде пайдаланылмайды. $\alpha, B_1, B_2, \dots, B_p$ өлшемдері (1.7) келтірілген өлшемдер болып табылады. Басқа қатарларды бір мезгілдегі теңдеулер жүйелерімен қатар жүргізе отырып, процестердің ағымдағы жай-күйін сипаттайтын $Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt}$ моделдегі барлық айнымалылар бірлескен тәуелді айнымалылардың рөлін атқаратындығын атап өткен жөн. $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ кешігуі бар айнымалылар алдын ала айқындалған болып табылады және тәуелді айнымалылардың серпінін түсіндіру функциясын өзіне алады. Векторлық авторегрессияда барлық айнымалылар жүйе ішінде айқындалады, яғни эндогенді болып табылатындығын атап өткен жөн. Сонымен қатар, $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ п кешігуі бар айнымалылардың болуы (1.7) моделін серпінді модель ретінде сипаттауға мүмкіндік береді.

Жазбаның құрылымдық нысаны мынадай түрде келтірілген нысан негізінде алынуы мүмкін:

$$\Theta Y_t = \gamma + \Psi_1 Y_{t-1} + \Psi_2 Y_{t-2} + \dots + \Psi_p Y_{t-p} + w_t, \quad (1.8)$$

мұнда Θ бас диагоналда элементтері бар $k \times k$ біркелкілік матрицасы бірліктерінде тең. Θ (1.8) матрицаларының диагоналдан тыс элементтері $Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt}$ тәуелді айнымалыларымен бірлесіп түсіндірме ретінде болмайтын жағдайда болса нөлге тең болады. Егер векторлық авторегрессия моделінде тәуелді айнымалы $Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt}$ ағымдағы мәндер түсіндірме ретінде болатын болса, онда Θ матрицасында нөлдік емес диагоналдан тыс элементтер пайда болуы мүмкін. $\Psi_1, \Psi_2, \dots, \Psi_p$ матрицалары $k \times k$ біркелкілігіне ие болады. γ векторының біркелкілігі k -ге тең. w_t векторы t ағымдағы уақытта күйзелісті қамтиды және k -ге тең біркелкілікке ие болады. Құрылымдық және келтірілген өлшемдер мынадай арақатынастарға байланысты:

$$B_j = \Theta^{-1} \Psi_j; \alpha = \Theta^{-1} \gamma,$$

Құрылымдық және келтірілген нысандағы модельдер қатесінің ковариациялық матрицалары, тиісінше Ω және Σ , мыналарға байланысты:

$$\Sigma = \Theta^{-1} \Omega (\Theta^T)^{-1}.$$

Осылайша, құрылымдық нысанда жазылған векторлық авторегрессия моделі, құрылымдық векторлық авторегрессиялық модель немесе SVAR болып табылады.

SVAR қолдана отырып бірінші зерттеулер Sims (1980) болып ұсынылғандығын атап өткен жөн. Кейінірек SVAR шығарылымға ақшаның әсерін (Sims, Zha, 2005) зерделеу үшін күйзелістердің бизнес-циклдарға сұраныс пен ұсыныстарға ықпал ету мәнін бағалауды (Blanchard, Quah, 1989), фискалдық саясат салдарларын айқындауды (Blanchard and Perotti, 2002), технологиялық күйзелістер мен өнімділік арасындағы байланыстарды зерттеулерді (Galí, 1999) және басқаларын пайдаланды.

Осы жұмыста SVAR модельдеу ЕАЭО инфляциялық процестердің трансшекаралық әсерін бағалау үшін қолданылды. Бұл ретте кіріс эндогенді айнымалы модель ретінде ЕАЭС елдеріндегі тұтынушылық инфляцияның айлық серпінінің уақытша қатарлары пайдаланылды. Бірақ, осыған байланысты, ЕАЭО шеңберінде инфляциялық процестердің трансшекаралық трансмиссиясының негізгі арнасы ретінде сауда айқындалды, оның авторы тұтыну бағасы индексінің (бұдан әрі – ТБИ) жалпы көрсеткішін емес, оның сауда-саттықтағы құрамдас бөліктері: азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын ТБИ модельдеуге қолдануға шешім қабылдады.

Сонымен қатар, ЕАЭО елдерінде сатылатын тауарлардың маусымдық-түзетілген⁴ ТБИ (өткен айға) арасындағы желілік түзетулердің коэффициенттерін бағалау өте әлсіз және қарама-қайшы байланыстардың экономикалық логикасының жоқ екендігін немесе бар екендігін көрсетті (1а, 1б кестелері). Мұндай нәтиже, автордың пікірі бойынша, ЕАЭО елдеріндегі

⁴ Модельдеуде пайдаланылатын уақытша қатарларды маусымдық тазалау Census X-12-ARIMA әдісі бойынша жүзеге асырылды

тұтынушылық тауарларға бағаның «номиналдық» индекстерін, яғни әрбір елдің ұлттық валютасындағы тауарлардың бағасын есептеу үшін қолданылатын индекстерді салыстыруға салдар болды. Басқа сөздермен айтқанда, бағаның «номиналдық» индекстері ұлттық валютаның айырбастау бағамы өзгерістерінің ықпалын немесе айырбастау бағамын ауыстыру әсерін қамтиды. Осылайша, осы әсерді нивелирлеу және ЕАЭО елдерінде саудасаттық тауарлары бағасының «нақты» индексін есептеу мақсатында бағаның «номиналдық» индекстері АҚШ долларының тиісті елдің ұлттық валютасына номиналдық айырбастау бағамының айлық өзгеруіне түзетілді. Нәтижесінде, бағаның талданатын индекстері бірыңғай валютаға – АҚШ долларына қайта есептелді. Бұл, өз кезегінде, айырбастау бағамын ауыстырудың барынша азайтылған талданып отырған елдерде азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын баға индекстері серпінінің уақытша қатарын салыстыру мүмкіндігін ұлғайтты.

1а кестесі. ЕАЭО елдерінің маусымдық-түзетілген
«номиналдық» азық-түлік ТБИ (өткен айға) арасындағы
желілік түзетулердің коэффициенттері

	RUSSIA	KAZAKHSTAN	KYRGYZSTAN	BELARUS	ARMENIA
RUSSIA	1				
KAZAKHSTAN	0.41	1			
KYRGYZSTAN	0.48	0.58	1		
BELARUS	-0.14	-0.03	-0.15	1	
ARMENIA	0.2	0.21	0.35	-0.03	1

1б кестесі. ЕАЭО елдерінің маусымдық-түзетілген
«номиналдық» азық-түлікке жатпайтын ТБИ (өткен айға) арасындағы
желілік түзетулердің коэффициенттері

	RUSSIA	KAZAKHSTAN	KYRGYZSTAN	BELARUS	ARMENIA
RUSSIA	1				
KAZAKHSTAN	0.09	1			
KYRGYZSTAN	0.29	0.07	1		
BELARUS	0.08	-0.03	0.04	1	
ARMENIA	0.31	-0.03	0.07	-0.01	1

2а, 2б кестелерінде ЕАЭО елдерінде саудаланатын тауар бағасының «нақты» индекстері арасындағы жүйелік байланыстың коэффициенттерін бағалау көрсетілген. Осы кестеден көрініп тұрғандай, айырбастау бағамын ауыстыру нәтижесін барынша төмендету экономикалық логика тұрғысынан

барынша тығыз және интуитивті түсіндіретін талданатын елдерде саудаланатын тауарға баға өзгеруі арасындағы байланыстарды алуға мүмкіндік берді. Осылайша, осы зерттеудің шегінде SVAR соңғы бағаланатын модельдерінде эндогендік факторлар ЕАЭО-ның әрбір елінде азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын тауарларға бағаның «нақты» индекстерімен берілетін болады.

Трансшекаралық нәтижемен емес ғаламдық құбылыстардың ықпалымен туындаған эндогендік факторлардың (саудаланатын тауарларға бағалардың «нақты» индекстері) серпіні өзгеруін түсіндіру үшін шикі мұнай, дақыл өнімдері, калий тыңайтқышы және алтын сияқты негізгі азық-түлік және өнеркәсіп өнімдеріне әлемдік бағаның өзгеруін сипаттайтын экзогендік айнымалылар айқындалды.

Үлгісін жасау кезінде 2005 жылғы қаңтардан бастап 2016 жылғы желтоқсан аралығындағы кезеңдегі эндогендік және экзогендік айнымалылардың нақты айлық байқаулары немесе 144 байқау пайдаланылғанын атап өткен жөн.

2а-кесте. ЕАЭО елдерінің маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік ТБИ (алдыңғы айдағы) арасындағы жүйелік түзету коэффициенттері

	RUSSIA	KAZAKHSTAN	KYRGYZSTAN	BELARUS	ARMENIA
RUSSIA	1				
KAZAKHSTAN	0.41	1			
KYRGYZSTAN	0.36	0.49	1		
BELARUS	0.37	0.25	0.16	1	
ARMENIA	0.23	0.28	0.34	0.19	1

2б-кесте. ЕАЭО елдерінің маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлікке жатпайтын ТБИ (алдыңғы айдағы) арасындағы жүйелік түзету коэффициенттері

	RUSSIA	KAZAKHSTAN	KYRGYZSTAN	BELARUS	ARMENIA
RUSSIA	1				
KAZAKHSTAN	0.42	1			
KYRGYZSTAN	0.3	0.38	1		
BELARUS	0.37	0.27	0.13	1	
ARMENIA	0.25	0.19	0.28	0.14	1

3-кестеде бағаланатын үлгінің кіріс айнымалыларының статистикалық байқауларының шартты белгілері және дереккөздері, сондай-ақ барлық үлгілік айнымалылар стационарлық болып табылатынын көрсететін бір түбір

болуына өткізілген Дикки-Фуллердің кеңейтілген тестісінің нәтижелері көрсетілген.

Саудаланатын тауар индексі ретінде азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын тауарлар бағасының индекстері таңдалуына байланысты автор ЕАЭО шегінде тиісінше азық-түлік баға мен азық-түлікке жатпайтын бағаның арасында жеке трансшекаралық байланыстарды сипаттайтын SVAR-1 және SVAR-2 екі үлгіні бағалады. Бұл ретте, автор басқа одақтас елдерден ЕАЭО әр елінің азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын импортының құрылымын талдауға қарай (4 және 5-сурет) SVAR үлгілерінің әр қайсысы үшін Θ_1 және Θ_2 шектеулерінің тиісті матрицалары айқындалды.

**SVAR-1 үлгісі үшін Θ_1 шектеулерінің матрицасы
(азық-түліктің бағасы)**

$$\begin{pmatrix} u^{ARMENIA} \\ u^{BELARUS} \\ u^{KYRGYZSTAN} \\ u^{KAZAKHSTAN} \\ u^{RUSSIA} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & a_5 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & b_5 \\ 0 & 0 & 1 & c_4 & c_5 \\ 0 & d_2 & d_3 & 1 & d_5 \\ f_1 & f_2 & 0 & f_4 & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} e^{ARMENIA} \\ e^{BELARUS} \\ e^{KYRGYZSTAN} \\ e^{KAZAKHSTAN} \\ e^{RUSSIA} \end{pmatrix}$$

**SVAR-1 үлгісі үшін Θ_2 шектеулерінің матрицасы
(азық-түлікке жатпайтын баға)**

$$\begin{pmatrix} u^{ARMENIA} \\ u^{BELARUS} \\ u^{KYRGYZSTAN} \\ u^{KAZAKHSTAN} \\ u^{RUSSIA} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & a_2 & 0 & 0 & a_5 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & b_5 \\ 0 & c_2 & 1 & c_4 & c_5 \\ 0 & d_2 & 0 & 1 & d_5 \\ 0 & f_2 & 0 & f_4 & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} e^{ARMENIA} \\ e^{BELARUS} \\ e^{KYRGYZSTAN} \\ e^{KAZAKHSTAN} \\ e^{RUSSIA} \end{pmatrix},$$

мұнда u – құрылымдық күйзеліс, e – статистикалық күйзеліс

Осылайша, бағаланған SVAR-1 және SVAR-2 үлгілері негізінде импульстік бағалаудың функциялары алынды, олардың графиктері Қосымшаның 1 және 2-суреттерінде берілген.

3-кесте. SVAR-1, SVAR-2 үлгілерінің эндогендік және экзогендік
айнымалылары және ADF-тестінің нәтижелері

Айнымалы	Шартты белгі	Статистикалық деректердің көзі	ADF-тестінің t-статистикасының мәні (нөлдік гипотеза: айнымалыда бір түбір бар)
Арменияның алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік ТБИ	ARM_RCPI_F	Bloomberg терминалы	-8.26***
Беларусияның алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік ТБИ	BE_RCPI_F	Bloomberg терминалы	-10.16***
Қырғызстанның алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік ТБИ	KR_RCPI_F	Қырғыз Республикасының Ұлттық статистикалық комитетінің ресми сайты (http://www.stat.kg)	-7.53***
Қазақстанның алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік ТБИ	KZ_RCPI_F	Қазақстан Республикасы Ұлттық экономика министрлігінің Статистика комитетінің ресми сайты (http://www.stat.gov.kz)	-7.13***
Ресейдің алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік ТБИ	RU_RCPI_F	Ресей Мемлекеттік статистика федералдық қызметінің ресми сайты (http://www.gks.ru)	-8.38***
Арменияның алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік емес ТБИ	ARM_RCPI_NF	Bloomberg терминалы	-9.19***
Беларусияның алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік емес ТБИ	BE_RCPI_NF	Bloomberg терминалы	-10.47***
Қырғызстанның алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік емес ТБИ	KR_RCPI_NF	Қырғыз Республикасының Ұлттық статистикалық комитетінің ресми сайты (http://www.stat.kg)	-8.36***
Қазақстанның алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік емес ТБИ	KZ_RCPI_NF	Қазақстан Республикасы Ұлттық экономика министрлігінің Статистика комитетінің ресми сайты (http://www.stat.gov.kz)	-8.51***
Ресейдің алдыңғы айға қарағанда маусымдық-түзетілген «нақты» азық-түлік емес ТБИ	RU_RCPI_NF	Ресей Мемлекеттік статистика федералдық қызметінің ресми сайты (http://www.gks.ru)	-8.31***
Brent маркалы мұнай бағасының айлық өсімі	BRENT	Bloomberg терминалы	-8.74***
Алтын бағасының айлық өсімі	GOLD	Bloomberg терминалы	-5.13***
FAO Cereals (ФАО зерновые) индексінің айлық өсімі	FAO_CER	БҰҰ жанындағы Азық-түлік ауылшаруашылығы ұйымының ресми сайты (http://www.fao.org)	-7.61***
Калий тыңайтқышының айлық өсімі	KCI	Экономикалық және қаржылық статистикалық деректердің сайты (http://www.indexmundi.com)	-6.88***

Ескертпе: ***, ** және * тиісінше 1%, 5% және 10% деңгейдегі коэффициенттердің статистикалық маңыздылығын көрсетеді

5. Нәтижелерді талқылау

SVAR-1 (азық-түлік бағасы) және SVAR-2 (азық түлікке жатпайтындар бағасы) модельдеріне қарқынды пікірлердің негізінде Қосымшаның 1 және 2-суреттерінде ұсынылған графикаларда ЕАЭО инфляциялық процестердің трансшекаралық серпініне тән заңдылықтар мен құбылыстар айқындалды. Мәселен, төменде ЕАЭО елдерде саудаланатын бағалардың басқа одақтас елдердегі ТБИ-дің азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын күйзелістерге әсерін талдау ұсынылған.

Армения

ЕАЭО шеңберінде Армениядағы азық-түлік инфляциясындағы күйзеліс негізінен Беларусь пен Ресейге әсер етеді, онда 2-3 ай ішінде 1%-дық күйзеліс туындаған сәттен бастап азық-түлік тауарларының бағасы айлық мәнде 0,1-0,2 п.п. ұлғаяды. Ресей мен Беларуське Армениядан тұтынушылық импорттың негізін алкогольсіз және алкогольді сусындар құрайды. Ресей мен Беларусьтің тұтынушылық инфляциясының армяндық бағалар күйзелісіне әсері жалпы мемлекеттік шекаралардың болмауы аясында тасымалдау мен логистикалық шығыстардың біршама болуына байланысты күшеюде. Осы себепке байланысты Беларусь пен Ресейге Арменияның азық-түлікке жатпайтын (фармацевтикалық сала өнімдері, шыны бұйымдар, бағалы металдар мен асыл тастардан бұйымдар) экспорты көлемінің аз болуына қарамастан зерттеу нәтижелері азық-түлікке жатпайтын армяндық инфляцияның Беларусь пен Ресейдегі азық-түлікке жатпайтын тауарлар бағасының серпініне айтарлықтай, бірақ азық-түлік инфляциясына қарағанда аз әсер ететінін көрсетті.

Беларусь

Зерттеу нәтижелері бойынша, ЕАЭО шеңберінде Беларусьте саудаланатын тауарлар бағасының күйзелістері, тұтыну тауарлары экспорты көлемінің салыстырмалы түрде біршама болуына қарамастан басқа қатысушы елдермен салыстырғанда ең аз трансшекаралық әсер көрсететіні айқындалды. Мәселен, Беларусьтегі азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын инфляцияның 1%-дық күйзелісі күйзелістен кейінгі 1-2 ай ішінде Қазақстан мен Ресейдегі инфляцияның саудаланатын бөлігін 0,05-0,1 п.п. жылдамдатады. Сонымен қатар, Беларусьтегі азық-түлікке жатпайтын инфляцияның 1%-дық күйзелістері күйзелістен кейінгі 1-2 ай ішінде Армения мен Қырғызстандағы ай сайынғы азық-түлікке жатпайтын инфляцияға аздап теріс, сондай-ақ 2-3 ай кештетіп аталған елдердегі осы көрсеткіштерге аздап оң әсер етеді. Армения мен Қырғызстанға Беларусьтің тұтыну бағаларының осы сияқты табиғи емес трансшекаралық серпіні, сондай-ақ аталған елдерге осындай сүт өнімдері, малдан алынатын тамақ өнімдері, ет, теңіз өнімдері, пластмассадан бұйымдар, резеңке, шыны, ағаш, фармацевтикалық тауарлар сияқты беларусьтік тауарлардың Қырғызстан мен

Ресейдегі бағаларға азап әсері нарықтың дамымауына, сондай-ақ Беларусь экономикасындағы әкімшілік-жоспарлы реттеудің басым болуына байланысты болды. Осыған байланысты, Беларусьтегі ішкі инфляциялық процестердің көрсеткіші ЕАЭО елдері Беларусь тұтынушылық тауарларды импорттайтын нарықтық бағалардың өзгеру серпініне толық әсер етпейді деп болжам жасауға болады.

Қырғызстан

Қырғызстанда саудаланатын бағалардың күйзелістері ЕАЭО елдерінің ішінде көбінесе және барынша ұзақ уақыт ішінде Қазақстанда саудаланатын бағаларға әсер етеді. Мәселен, Қырғызстанның азық-түлік инфляциясының 1%-дық күйзелісі Қазақстандағы азық-түлік тауарлары бағасының айлық индексінің 0,2 п.п. күрт жылдамдауына әкеп соғады, ол күйзелістен кейінгі 6-7 айда ғана төмендейді. Өз кезегінде Қырғызстандағы азық-түлікке жатпайтын инфляцияның 1%-дық күйзелісі Қазақстандағы азық-түлікке жатпайтын айлық инфляцияның күйзелістен кейінгі 1 айдан кейін 0,1 п.п. және күйзелістен кейінгі 2 айда 0,3 п.п. өсіреді. Қырғызстандағы азық-түлікке жатпайтын инфляцияның Қазақстандағы бағалар серпініне әсері тиісті күйзеліс туындағаннан кейінгі 4 айдан кейін ғана толық тоқтайды. Қырғызстандық бағалардың қазақстандыққа біршама әсері ортақ мемлекеттік шекараның болуымен, сондай-ақ Қырғызстанның өндірістік жағынан дамыған өңірлерінің Қазақстанның халық тығыз орналасқан облыстары мен қалаларына біршама жақын болуымен түсіндіріледі. Сонымен қатар, Қазақстанның Қырғызстанда шығарылған сүт өнімдері, құс жұмыртқасы,, көкөністер, малдан алынатын тамақ өнімдері, киім, киім аксессуарлары, шыныдан бұйымдар, асыл тастар мен бағалы металдар сияқты тұтыну тауарларының импортын жүзеге асыратынын атап өткен дұрыс.

Қазақстан

Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының күйзелісі Армения мен Қырғызстандағы азық-түлік тауарларының бағасына біршама әсер етеді. Мәселен, Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының 1%-дық күйзелісі Армениядағы айлық азық-түлік инфляциясының күйзелістен кейінгі бір айдан кейін 0,4 п.п., ал Қырғызстанда – күйзеліс кезінде 0,3 п.п., күйзелістен кейінгі бір айдан кейін 0,4 п.п. өсуіне әкеп соғады. Тексеріліп отырған кезең ішінде Қазақстан бидай мен дәнді-дақылдардан алынған тамақ өнімдерін Арменияға айтарлықтай ірі жеткізуші болып табылған, сондай-ақ Қырғызстанға ұн тарту өнеркәсібі өнімдерін, бидайды, өсімдік майын, тоң майды темекі өнімдерін және басқаларды үлкен көлемде экспорттаған.

Сонымен қатар, тексеру нәтижелері Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының күйзелісі, күйзелістен кейін аздап, бірақ еш кешікпестен Ресейдегі азық-түлік бағасына әсер етеді (0,2 п.п.). Бұл Қазақстанның Ресейдің шекаралас өңірлеріне қант, кондитерлік тағамдар, алкогольді және алкогольсіз сусындар, сүт өнімдері, бидайдан және басқа дақылдардан

бұйымдар сияқты азық-түлік тауарларының айтарлықтай экспортымен түсіндіріледі.

ЕАЭО елдердегі азық-түлікке жатпайтын тауарлар бағасының Қазақстандағы азық-түлікке жатпайтын инфляция күйзелісіне әсерінің серпіні азық-түлік инфляциясы күйзелісінің әсеріне біршама ұқсас, бірақ сандық бағалауда біршама аз (0,2 п.п. дейін). Бұл Қазақстанның ЕАЭО елдеріне азық-түлікке жатпайтын экспортының көлемінің аз болуына және әрараптаңуына байланысты болды.

Ресей

Қарқынды пікірлер функциясын бағалау нәтижелері ЕАЭО шеңберінде Ресейдің «үлкен экономика» рөлін атқарады деген болжамды растады. Мәселен, барлық ЕАЭО елдерінде азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын айлық инфляция салыстырмалы түрде біршама ұзақ уақыт ішінде – күйзелістен кейінгі 4 ай ішінде Ресейдегі азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын тауарлардың 1%-дық күйзелісіне біршама әсер етеді (0,4-0,5 п.п.). Бұл ретте ресейлік инфляция көбінесе Беларусь пен Қазақстандағы бағалар серпініне әсер етеді, ол дамыған көлік және логистикалық инфрақұрылымы бар жалпы Ресей-Беларусь және Ресей-Қазақстан шекараларының болуына байланысты жыл сайын ұлғайып отыратын азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын тауарлардың ауқымды жиынтығының осы елдерге экспортының көлемді болуымен түсіндіріледі.

6. Қорытынды

ЕАЭЫ елдеріне көбіне бидай мен дәнді дақылдар өнімдерін, сондай-ақ алкоголь және алкогольсіз сусындарды экспорттайтын Қазақстан мен Армениядағы азық-түлік инфляцияның күйзелісі айтарлықтай әсер етті.

Ресей ЕАЭО шеңберінде «үлкен экономиканың» рөлін атқарады. ЕАЭО-ның барлық елдерімен дамыған экспортқа бағдарланған сауда қатынастары аясында ресейлік сауда-саттық инфляцияның күйзелістері осы елдердегі бағалар серпініне айтарлықтай әсерін тигізіп отыр.

Беларусьтегі бағалар ЕАЭО елдеріндегі бағалар күйзелісін нарықтың жетілмеуі мен ел экономикасын әкімшілік-жоспарлы реттеу басымдылығына байланысты «тиісінше емес» сезінеді. Сол себептерге байланысты ЕАЭО елдеріндегі азық-түлік және азық-түлік емес бағалардың Беларусьтегі ТБИ-дің сауда бөлігіндегі күйзелістерді сезінуі (экономикалық тұрғыдан) бір жақты емес.

ЕАЭО шеңберінде инфляциялық процесстердің трансшекаралық серпіні екі себепке байланысты үдеуі мүмкін:

- ортақ мемлекеттік шекаралардың мен дамыған көлік-логистикалық инфрақұрылымның болуы аясында үлкен сауда-саттық айналымы (Ресейдегі бағалардың Қазақстан мен Беларуське әсері, Қазақстан мен Қырғызстандағы бағалардың өзара әсері),

- ортақ мемлекеттік шекаралардың болмауына байланысты көліктік және транзиттік шығындардың жоғары болуы (Қазақстан мен Қырғызстандағы бағалардың Армениядағы бағаларға, Армениядағы бағалардың Беларусь пен Ресейге әсері).

ЕАЭО-дағы инфляциялық процесстердің трансшекаралық серпінінің бұдан былай күшеюі монетарлық саясаттың тиімділігін шектеуі және қосымша сыртқы тәуекелдер тудыруы мүмкін. Бұл, өз кезегінде, ЕАЭО елдерінде баға тұрақтылығын қамтамасыз ету бойынша жүргізіліп жатқан ақша-кредит саясатының міндеттерін күрделендіретін болады.

Аталған жұмыс шеңберінде қол жеткізілген белгілі бір нәтижелерге қарамастан, мұнда ұсынылған әдіснамалық тәсілдер мен модельдік құралдарды дамыту арқылы ЕАЭО-дағы инфляцияның трансшекаралық серпінін зерттеуге бағытталған бұдан былайғы зерттеулер әлеуетінің жоғары екенін атап өтуге болады.

Қолданылған әдебиеттер тізімі

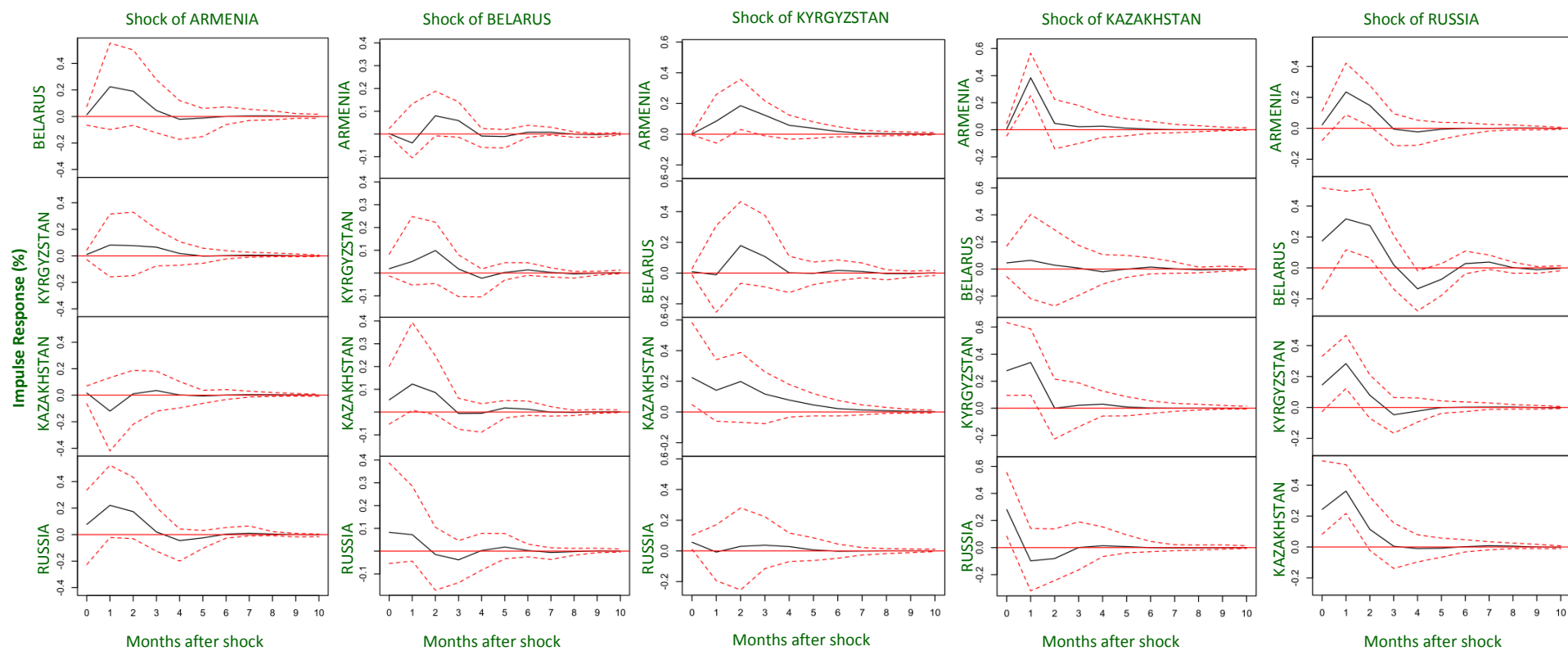
1. Sims C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48, 1-48.
2. Blanchard O., Quah D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review* 79, 655-673.
3. Galí J. (1999). Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? *American Economic Review* 89, 249-271.
4. Blanchard O., Perotti R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics* 117, 1329-1368
5. Sims C. and Zha T. (2005). Does Monetary Policy Generate Recessions? *Macroeconomic Dynamics*, forthcoming.
6. Bernanke B. (2007). Globalization and Monetary Policy. *Speech at Fourth Economic Summit, Stanford Institute for Economic Policy Research, March.*
7. Borio C., Filardo A. (2007). Globalisation and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation. *BIS Working Paper*, No. 227.
8. Mishkin F. (2009) Globalization, Macroeconomic Performance, and Monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 41, no. s1, pp. 187-196.
9. Ciccarelli M., Mojon B. (2010). Global Inflation. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 92, no. 3, pp. 524-535.
10. Neely C., Rapach D. (2011). International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics. *Journal of International Money and Finance*, vol. 30, pp. 1471-1490.
11. Rey H. (2015). Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence. *NBER Working Paper Series*, No. 21162.
12. Суслов В.И. Лекциялар курсы. Эконометрия-3. // Суслов В.И., Лано В.Ф., Талышева Л.П., Ибрагимов Н.М. – Красноярск: СФУ, 2008. – 193 б.
13. Тулеуов О. (2017). Дамыған елдердің орталық банктерінің дәстүрлі емес монетарлық саясатының даму сатысындағы нарықтарға трансшекаралық әсер етуінің талдауы мен эмпирикалық бағалауы. *Қазақстанның Ұлттық Банкінің Зерттеулер және статистика департаменті, Экономикалық зерттеу №2017-2. NBRK - WP - 2017 - 2. Ақпан.*
14. <http://www.eurasiancommission.org/> - Еуразиялық экономикалық комиссияның ресми сайты.

ҚОСЫМША

1-кесте. Еуразиялық экономикалық одақтың құрылуы және дамуы

Құрылған жылы	2000	2007	2007 және 2011	2014
Кірген жылы	2001	2010	2012	2015
Құжат	Еуразиялық экономикалық одақ құру туралы шарт	Бірыңғай кеден аумағын құру және кеден одағын қалыптастыру туралы шарт	Еуразиялық экономикалық ықпалдасу туралы декларация	Еуразиялық экономикалық одақ туралы шарт
Ықпалдасу бірлестігі, қатысушы - елдер			Бірыңғай экономикалық кеңістік (БЭК): Қазақстан, Беларусь, Ресей, Армения (2014 жылдан бастап), Қырғызстан (2015 жылдан бастап)	Еуразиялық экономикалық одақ (ЕАЭО): Қазақстан, Беларусь, Ресей, Армения, Қырғызстан (2015 жылғы тамыздан бастап)
			Кеден одағы (КО): Қазақстан, Беларусь, Ресей, Армения (2014 жылдан бастап), Қырғызстан (2015 жылдан бастап)	
	Еуразиялық экономикалық қоғамдастық (ЕАЭО): Қазақстан, Қырғызстан, Беларусь, Ресей, Тәжікстан, Өзбекстан			

1-сүрет. ЕАЭО-дағы азық-түлік инфляцияның 1%-дық күйзелісіне импульстік жауап



2-сүрет. ЕАЭО-дағы азық-түлік емес инфляцияның 1%-дық күйзелісіне импульстік жауап

