



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

# КЕЙНСИАНДЫҚ ФИЛЛИПС ҚИСЫҒЫНЫҢ НЕГІЗІНДЕ ҚАЗАҚСТАНДА ИНФЛЯЦИЯЛЫҚ ПРОЦЕСТЕРДІ МОДЕЛЬДЕУ

Зерттеулер және статистика департаменті  
№2016-1 экономикалық зерттеу

Тұлеуов О.А.

e-mail: [olzhas.tuleuov@nationalbank.kz](mailto:olzhas.tuleuov@nationalbank.kz)

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің (бұдан әрі – ҚРҰБ) экономикалық зерттеулері және талдамалық жазбалары ҚРҰБ зерттеулерінің нәтижелерін, сондай-ақ ҚРҰБ қызметкерлерінің басқа да ғылыми-зерттеу жұмыстарын таратуға арналған. Экономикалық зерттеулер пікірталастардың туындауына ықпал етеді. Құжатта жазылған пікірлер автордың жеке ұстанымын білдіреді және ҚРҰБ-ның ресми ұстанымымен сәйкес келмеуі мүмкін.

Кейнсиандық Филлипс қисығының негізінде Қазақстанда инфляциялық процестерді модельдеу

2016 жылғы қараша

**NBRK – WP – 2016 – 1**

## Аннотация

Бұл еңбекте Қазақстандағы инфляция серпінін модельдеу үшін жаңа кейнсиандық Филлипс қисығының әр түрін эмпирикалық бағалау нәтижелері берілген. Атап айтқанда, жаңа кейнсиандық Филлипс қисығының «стандартты» нысаны, шағын ашық экономика үшін оның модификациясы, сондай-ақ осы қисықтың рационалды (алға қарайтын (forward-looking)) инфляциялық күтулермен қатар бейімделген (кейінге қарайтын (backward-looking)) инфляциялық күтулерді де ескеретін гибридті нысаны бағаланды.

Жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтарын бағалау нәтижелері бойынша алға қарайтын инфляциялық күтулердің ықпал ету және өндірістің орташа алынған шекті шығасыларының Қазақстандағы инфляцияға қатысты теңбе-тең деңгейінен ауытқу дәрежесі айқындалды, инфляцияның қосымша макроэкономикалық факторлары айқындалды, сондай-ақ артқа қарайтын инфляциялық күтулердің инфляцияға қатысты релеванттық дәрежесі есептеліп, ол алға қарайтын инфляциялық күтулердің инфляцияға әсерінің дәрежесімен салыстырылды.

Зерттеу нәтижелерін инфляциялық таргеттеу режимі шеңберінде Қазақстанда ақша-кредит саясатын әзірлеу және іске асыру тиімділігін арттыру үшін қолдануға болады. Сонымен бірге бұл зерттеу жаңа кейнсиандық теория тәсілі шеңберінде экономикалық процестерді Қазақстанда да, өтпелі экономикасы бар басқа елдерде де кейіннен модельдеу үшін негіз болып табылады.

*Негізгі сөздер: инфляциялық таргеттеу, жаңа кейнсиандық Филлипс қисығы, инфляция, инфляция факторлары, бейімделгіш күтулер, рационалды күтулер, Қазақстан, сәттердің жалпы әдісі, инструменталды айнымалылар.*

*JEL жіктеуіші: C36, D84, E31, E52.*

**Мазмұн**

<b>Кіріспе</b>	3
<b>Әдебиетке шолу</b>	4
<b>Зерттеулер әдіснамасы</b>	8
<b>Пайдаланылатын деректер</b>	11
<b>Алынған нәтижелерді талқылау</b>	13
<b>Қорытынды</b>	17
<b>Әдебиеттер тізімі</b>	20
<b>Қосымша</b>	22

## 1. Кіріспе

Қазіргі уақытта инфляциялық процестердің тұрақтылығы мен оларды шектеу Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің негізгі мақсаты болып табылады. Сонымен қатар 2015 жылғы тамыздан бастап Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі инфляциялық таргеттеу режиміне көшті. Осыған байланысты Қазақстан экономикасының тұрақты дамуына ықпал ететін Ұлттық Банктің ақша-кредит саясатын тиімді іске асыру мақсатында Қазақстандағы инфляциялық процестер серпінін талдау, модельдеу және болжау міндеті өзекті бола түсті.

Инфляциялық таргеттеу режимі шеңберінде ақша-кредит саясатын әзірлеу кезінде инфляциялық күтулердің сандық тұрғыдан бағалауына және оның ағымдағы инфляция деңгейімен өзара байланысын талдауға ерекше көңіл бөлінетінін атап өткен жөн. Бұл реттеушіге инфляция бойынша белгіленген ортамерзімді таргетке қол жеткізу мақсатында экономикалық агенттердің инфляциялық күтулерге ықпал етуі жөнінде тиісті шаралар қалыптастырып, қабылдауына мүмкіндік береді. Сонымен қатар инфляцияның қосымша макроэкономикалық факторларын да бағалап, талдаған маңызды. Мәселен, туындаған жағдайда инфляцияның дұрыс бағаланған күйзелістерін уақтылы оқшаулау экономикадағы баға деңгейінің көтерілуіне кедергі келтіруі мүмкін.

Жаңа кейнсиандық Филлипс қисығы (NKPC, the New Keynesian Phillips Curve) заманауи экономика ғылымындағы инфляциялық процестер серпінін теориялық және қолданбалы модельдеудің алдыңғы қатарлы бағыттарының бірі болып табылады. Мәселен, NKPC бағасы инфляцияға инфляциялық күтулердің ықпал ету дәрежесін, өндірушілердің теңбе-тең деңгейден болатын шекті шығасыларының ауытқуларын және талданатын елге қарай түрліше болатын басқа да қосымша факторлық айнымалыларды айқындауға мүмкіндік береді.

Осыған байланысты бұл еңбекте Қазақстандағы инфляциялық процестер серпінін модельдеу үшін «классикалық» NKPC-ті, сондай-ақ оның түрлі модификацияларын іске асыру ұсынылған. Бұл ретте осы зерттеуді жүргізудегі түпкі мақсат мынадай сұрақтарға жауап алу болды:

1. Алға қарайтын (forward-looking) инфляциялық күтулердің Қазақстандағы ағымдағы инфляцияға әсері қандай?

2. Қысқамерзімді кезеңде өнеркәсіптік өндірістің тұрып қалуы арқылы шамамен алынған өндірістің теңбе-тең деңгейден болатын шекті шығасыларының ауытқулары Қазақстандағы ағымдағы жағдайға қалай ықпал етеді?

3. Қазақстандағы инфляцияның қосымша факторлары қандай?

4. Кейінге қарайтын (backward-looking) инфляциялық күтулер Қазақстандағы ағымдағы инфляцияға әсер ете ме және олар алға қарайтын (forward-looking) инфляциялық күтулермен қалай салыстырылады?

Осы жұмысты жүргізу барысында жоғарыда аталған сұрақтарға алынған жауаптар кейіннен инфляциялық таргеттеу режимі шеңберінде

Қазақстанда ақша-кредит саясатын әзірлеу және іске асырудың тиімділігін арттыру үшін қолдануға болатынын атап өтеміз. Сонымен бірге бұл зерттеу жаңа кейнсиандық теория тәсілі шеңберінде экономикалық процестерді Қазақстанда ғана емес, өтпелі экономикасы бар басқа елдерде де кейіннен модельдеу үшін негіз бола алады.

НКРС моделінің Қазақстандағы инфляцияға қатысты қолданылуын бағалау үшін 2012 жылғы қаңтардан бастап 2016 жылғы шілде аралығындағы айлық эмпирикалық деректер пайдаланылды. Бұл ретте НКРС моделін эконометрикалық бағалаудың әдісі ретінде сәттердің жалпы әдісі (GMM, the Generalized Method of Moments) қолданылды. НКРС бағалау үшін GMM пайдалану болашақтағы нақты инфляция ретінде шамамен алынған алға қарайтын (forward-looking) инфляциялық күтудің көрсеткішін модельге енгізу салдарынан онда эндогендік проблемалардың пайда болуымен байланысты болды. Мәселен, эндогендігі бар модельге ең аз текшелердің (OLS, the Ordinary Least Squares) классикалық әдісі қолданылған жағдайда, өлшемдердің бағасы ауысып кетеді.

Осы еңбектің бұдан арғы құрылымы: 2. Әдебиетке шолудан; 3. Зерттеу әдіснамасынан; 4. Пайдаланылатын деректерден; 5. Алынған нәтижелерді талқылаудан; және 6. Қорытындыдан тұрады.

## 2. Әдебиетке шолу

Филлипс қисығы моделінің дәстүрлі нұсқасының туындауы Жаңа Зеландиядан шыққан ағылшын экономисі А.Phillips-тің атымен байланысты, ол 1861 – 1957 жылдар арасындағы кезеңдегі Ұлыбританиядағы жұмыссыздық деңгейі мен жалақының өсу қарқыны арасындағы өзара байланысты талдау нәтижесінде осы көрсеткіштер арасындағы тұрақты теріс байланысты анықтады, бірақ бұл ретте ол алынған нәтижелерге теориялық түсіндірме келтірмеді [1]. Одан кейін кейнсиандық мектептің өкілі R.Lipsey өзінің жұмысында [2] А.Phillips бастаған зерттеуді жалғастырды және оны жұмыссыздық деңгейі мен жалақының өсу қарқыны арасындағы теріс байланысты теориялық түсіндіру бөлігінде толықтырды. Мәселен, R.Lipsey-ге сәйкес жұмыссыздықтың еңбекке үлкен сұранысты білдіретін төмен деңгейі еңбек бағасының, яғни жалақының көтерілуіне алып келеді. Керісінше жағдайда, еңбекке сұраныстың төмендеуімен сипатталатын жұмыссыздық өсе бастаған жағдайда, жалақы төмендейді. Салдарынан жалақының өсуі қарқыны инфляция қарқынына ауыстырылды, осыған байланысты Филлипстің дәстүрлі қисығының түпкілікті нұсқасы қалыптастырылды, ол инфляция мен жұмыссыздық арасындағы теріс байланысты көрсетті:

$$\pi = -\lambda * U, \quad (1)$$

мұндағы  $\pi$  – инфляция қарқыны,  $\lambda$  – инфляция мен жұмыссыздық арасындағы байланыс коэффициенті,  $U$  – жұмыссыздық деңгейі.

Осы модель 1960 жылдары, капиталистік елдердегі нарықтық экономика өзінің даму шегіне жеткен кезде өзінің өміршеңдігін дәлелдеді. Бірақ 1970 жылдар басталғаннан бері Филлипс қисығы нақтылықпен сәйкес келуін көрсетуді тоқтатты. Осы кезеңде ОПЕК елдері тарапынан мұнай эмбаргосы аясында АҚШ-та инфляцияның деңгейі айтарлықтай ұлғайды, ол жұмыссыздық деңгейінің жоғары болуымен қатар жүрді, бұл Филлипс қисығы шеңберінде теорияға қайшы келді.

Стагфляция ахуалын сипаттауға Филлипстің дәстүрлі қисығының қалыптасып отырған қабілетсіздігі себептерінің түсіндірмесі жаңа классиктер мен монетаризм мектебі өкілдерінің жұмыстарында көрсетілді. Бірінші кезекте монетаристер М.Friedman [3] және E.Phelps [4] арқылы экономикалық талдауды ұзақ кезеңдегі және қысқа кезеңдегі қатаң аражажігін белгілеу қажеттілігін атап өтті. Мәселен, ұзақ кезеңдегі экономикалық талдау кезінде жұмыссыздықтың жиынтық ұсыныс ретінде қатаң көрсеткіш және өзінің нақты, әлеуетті немесе тепе-тең деңгей деп айтуға болатын деңгейіне тең болып табылатынын ескеру қажет. Сонымен қатар, макроэкономикалық күйзелістердің туындауы экономикадағы құрылымдық өзгерістерге және салдарынан жұмыссыздықтың жаңа әлеуетті деңгейінің және жиынтық ұсыныстың қалыптасуына алып келеді. Қысқа кезеңдегі экономикалық талдау кезінде жұмыссыздық пен жиынтық ұсыныстың кезеңдері неғұрлым икемді және үкіметтің іс-қимылдары немесе қысқамерзімді экономикалық күйзелістер салдарынан өзінің әлеуетті деңгейінен жоғары немесе төмен қарай ауытқиды. Бұл ретте қысқа уақыт кезеңінде жұмыссыздықтың ағымдағы деңгейінің оның нақты деңгейінен асып кетуі инфляцияның жеделдеуіне алып келеді, ал жұмыссыздықтың ағымдағы деңгейінің нақты деңгейден төмендеуі дезинфляциялық фактор болып табылады. Филлипстің дәстүрлі кейнсиандық қисығының стагфляция жағдайындағы жұмысқа жарамсыздығының қосымша себептері ретінде классиктер мен монетаристер инфляциялық процестердің себептеріне кейнсиандықтардың көзқарастарында микроэкономикалық негіздердің болмауын атады. Мәселен, жаңа классик R.Lucas өзінің жұмысында [5] басым түрде кейнсиандық мектептің, біріктірілген көрсеткіштердің өзара байланысын сипаттайтын барлық макроэкономикалық модель қате деген дәлел келтірді, себебі өзінің жаратылысында бастапқы болып табылатын микроэкономикалық себептер мен байланыстар ескерілмейді. Салдарынан осы пайымдау экономикалық теорияда «Лукас сыны» (Lucas critique) деген атқа ие болды.

Осылайша, жаңа классиктер мен монетаристер Филлипстің дәстүрлі кейнсиандық қисығын оған ағымдағы деңгейінің нақты деңгейден ауытқуына енгізе отырып қайта қарады және инфляциялық процестердің макроэкономикалық негіздемесі ретінде экономикалық агенттердің инфляциялық күтулерін енгізді:

$$\pi_t = E\{\pi_t\} + \lambda * (U_t - U^N), \quad (2)$$

мұндағы  $\pi_t$  – уақыт сәтіндегі инфляция деңгейі  $t$ ,  $E\{\pi_t\}$  – уақыт сәтіндегі инфляциялық күтулер  $t$ ,  $\lambda$  – инфляция мен жұмыссыздық айырмашылығы арасындағы байланыс коэффициенті,  $U_t$  – уақыт сәтіндегі жұмыссыздық деңгейі  $t$ ,  $U^N$  – жұмыссыздықтың нақты (әлеуетті немесе тепе-тең) деңгейі.

Жаңа классиктер мен монетаристер қайта құрған Филлипс қисығы шеңберіндегі одан кейінгі пікірталастар мен даулар инфляциялық күтулердің жаратылысы мен түрлерін айқындаудан тұрды. Мәселен, монетаристер бейімделген немесе кейін қарайтын (backward-looking) күтулердің гипотезаларын қолдады және күтіліп отырған инфляцияның – бұл инфляцияның бұрынғы қарқындарының немесе «бұрынғы тәжірибенің» функциясы деп дәлелдеді:

$$\begin{aligned} \pi_t &= E\{\pi_t\} + \lambda * (U_t - U^N), \\ E\{\pi_t\} &= E\{\pi_{t-1}\} + \nu * (\pi_{t-1} - E\{\pi_{t-1}\}), \end{aligned} \quad (3)$$

мұндағы  $\pi_t$  – уақыт сәтіндегі инфляция деңгейі  $t$ ,  $E\{\pi_t\}$  – уақыт сәтіндегі бейімделген (кейін қарайтын) инфляциялық күтулер  $t$ ,  $\lambda$  – инфляция мен жұмыссыздық айырмашылығы арасындағы байланыс коэффициенті,  $U_t$  – уақыт сәтіндегі жұмыссыздық деңгейі  $t$ ,  $U^N$  – жұмыссыздықтың нақты (әлеуетті немесе тепе-тең) деңгейі,  $E\{\pi_{t-1}\}$  – уақыт сәтіндегі бейімделген (кейін қарайтын) инфляциялық күтулер  $t-1$ ,  $\pi_{t-1}$  – уақыт сәтіндегі инфляция деңгейі  $t-1$ ,  $\nu$  – бейімдеу коэффициенті.

Жаңа классиктердің пікірі бойынша шаруашылық жүргізуші субъектілердің іс-әрекеті олардың қолда бар ақпаратты пайдалана және релевантты экономикалық функциялардың барлық өлшемін біле отырып шешім қабылдауына байланысты, толық оңтайлы немесе алға қарайтын (forward-looking). Осының салдарынан шаруашылық жүргізуші субъектілер өздерінің оңтайлы болып табылатын күтулерін қалыптастыру кезінде жүйелі түрде қателер жібермейді. Филлипстің математикалық қисығы жаңа классиктерге сәйкес былайша көрінеді:

$$\pi_t = E\{\pi_{t+1}\} + \lambda * (U_t - U^N), \quad (4)$$

мұндағы  $\pi_t$  – уақыт сәтіндегі инфляция деңгейі  $t$ ,  $E\{\pi_{t+1}\}$  – уақыт сәтіндегі оңтайлы (алға қарайтын) инфляциялық күтулер  $t$ ,  $\lambda$  – инфляция мен жұмыссыздық айырмашылығы арасындағы байланыс коэффициенті,  $U_t$  – уақыт сәтіндегі жұмыссыздық деңгейі  $t$ ,  $U^N$  – жұмыссыздықтың нақты (әлеуетті немесе тепе-тең) деңгейі.

Монетаристер және жаңа классиктер қалыптастырған Филлипс қисықтығы 1970 жылдардағы АҚШ экономикасындағы стагфляция жағдайын теориялық жағынан жақсы түсіндірді. Бірақ бұдан әрі бұл пікірлер эконометрикалық бағалаулар негізінде эмпирикалық жағынан расталған жоқ.

1980 жылдардан бастап Филлипс қисықтығы негізінде инфляциялық процестер теориясының бұдан былай дамуы жаңа кейнсиандықтар мектебі



өкілдерінің жұмыстарында талқыланған негізгі тақырып болды. Бұл ретте жаңа классиктердің жұмыстары олардың зерттеулеріне негіз болды. Мәселен, жаңа кейнсиандықтар Филлипс қисықтығы теориясында микроэкономикалық негіздемелер факторы ретінде тиімді (алға қарайтын) инфляциялық күтулерді сақтады, бірақ шаруашылық субъектілерінің әр тектілігі туралы ұйғарым жасады, осының салдары ретінде әртүрлі шаруашылық субъектілер бағаны түзетеді және әртүрлі уақыт кезінде күтулерді қалыптастырады деген қорытынды жасалды. Тұтастай алғанда, G.Calvo [6] алғаш рет толыққанды қалыптастырған, ал кейіннен J.Roberts [7], N.Mankiw, R.Reis [8] дамытқан «стандартты» жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтығына сәйкес ағымдағы инфляция күтілетін алға қарайтын инфляциядан және тең салмақты деңгейден болатын өндірістің орташа шекті шығасыларының ауытқуынан болатын функция болып табылады:

$$\pi_t = E\{\pi_{t+1}\} + \tau * \overline{m\bar{c}_t}, \quad (5)$$

мұнда  $\pi_t$  – t уақытындағы инфляция деңгейі,  $E\{\pi_{t+1}\}$  – t уақытындағы тиімді (алға қарайтын) инфляциялық күтулер,  $\tau$  – инфляция арасындағы байланыс коэффициенті және тең салмақты деңгейден болатын орташа шекті шығасылар ауытқуы,  $\overline{m\bar{c}_t}$  – t уақытындағы тең салмақты деңгейден болатын орташа шекті шығасылар ауытқуы.

Кейінірек А. Razin, С. Yuen [9] жұмыстарында шағын ашық экономика үшін «стандартты» жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтығының түрленуі көрсетілген. Енді экономикасы ашық елдер үшін ағымдағы инфляция жаңа кейнсиандық тәсіл шеңберінде айырбастау бағамының көрсеткіштерімен, саудада әріптес елдердегі инфляциямен және инфляциялық процестер үшін түсіндіретін күші бар басқа макроэкономикалық факторлармен қосымша түсіндірілді:

$$\pi_t = E\{\pi_{t+1}\} + \tau * \overline{m\bar{c}_t} + \eta' * X_t, \quad (6)$$

мұнда  $\pi_t$  – t уақытындағы инфляция деңгейі,  $E\{\pi_{t+1}\}$  – t уақытындағы тиімді (алға қарайтын) инфляциялық күтулер,  $\tau$  – инфляция арасындағы байланыс коэффициенті және тең салмақты деңгейден болатын орташа шекті шығасылар ауытқуы,  $\overline{m\bar{c}_t}$  – t уақытындағы тең салмақты деңгейден болатын орташа шекті шығасылар ауытқуы,  $X_t$  – шағын ашық экономика үшін қосымша түсіндіретін факторлардың вектор-бағаны (айырбастау бағамы, импорттаушы инфляция, ақша массасы және басқа),  $\eta$  – қосымша түсіндіретін факторлар кезіндегі коэффициенттердің вектор-жолы.

«Стандартты» жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтығын қалыптастыру кезінен бастап шаруашылық субъектілерінде белгілі бір инфляциялық күтулердің болуы туралы болжам күмән тудырды. Мәселен, «инфляциялық күтулердің» экономикалық санаты айтарлықтай күрделі процесс болып табылады, оны «стандартты» жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтығында көрсетілгендей тек бір ерекшелік [10] тұрғысынан түсіндіру дұрыс емес

деген қорытынды жасалды. Осыған байланысты гибридті жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтығы туындады, ол алға қарайтын инфляциялық күтулермен қатар сондай-ақ кейін қарайтын инфляциялық күтулерді ескереді:

$$\pi_t = E\{\pi_{t+1}\} + \pi_{t-1} + \tau * \overline{m\overline{c}_t}, \quad (7)$$

мұнда  $\pi_t$  – t уақытындағы инфляция деңгейі,  $E\{\pi_{t+1}\}$  – t уақытындағы тиімді (алға қарайтын) инфляциялық күтулер,  $\pi_{t-1}$  – t уақытындағы бейімделген (артқа қарайтын) инфляциялық күтулер,  $\tau$  – инфляция арасындағы байланыс коэффициенті және тең салмақты деңгейден болатын орташа шекті шығасылар ауытқуы,  $\overline{m\overline{c}_t}$  – t уақытындағы тең салмақты деңгейден болатын орташа шекті шығасылар ауытқуы.

J.Roberts [11, 12], J.Galí, M.Gertler, D.López-Salido [13] жұмыстарында қалыптастырылған және сынақтан өткізілген осы Филлипс қисықтығына сәйкес шаруашылық субъектілерінің бір бөлігі, атап айтқанда фирмалардың бір бөлігі инфляциялық күтулерді бейімдеу бойынша, ал олардың басқа бөлігі тиімді күтулерді негізге ала отырып қалыптастырады.

Қазіргі кезде жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтығынан басқа, сондай-ақ талдау және сипаттау осы зерттеу шеңберінен тыс жүргізілетін кейнсиандықтан кейінгі Филлипс қисықтығы бар.

Инфляциялық процестердің факторлары мен серпінін зерделеуге қатысты заманауи ғылыми-қолданбалы зерттеулерде жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтығы дамыған елдерде, сол сияқты дамушы елдерде инфляцияны модельдеу үшін белсенді пайдаланылатын тәсілдердің бірі болып табылды. Мәселен, жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтығын эмпирикалық бағалау АҚШ үшін J.Rudd, K.Whelan [14] жұмысында, Ұлыбритания үшін – N.Batini, B. Jackson, S.Nickell [15] жұмысында, еуроаймақ елдері үшін – F.Rumler [16] жұмысында, Үндістан үшін – J.Sahu [17] жұмысында, Қытай үшін – Ch.Zhang, Y.Murasawa [18] жұмысында, Ресей үшін – А.Соколованың [19] жұмысында көрсетілген. Оған қоса, қазіргі кезде Қазақстанға қатысты жаңа кейнсиандық Филлипс қисықтығы тәсілі шеңберінде эмпирикалық зерттеулердің нәтижелері жарияланбаған.

### 3. Зерттеулер әдіснамасы

НКРС эмпириялық бағалау кезінде маңызды міндеттердің бірі көрсеткішті таңдау болып табылады, ол бағаланып отырған модельдегі инфляцияның серпінін көрсететін болады. Көп жағдайларда осы көрсеткіш ретінде тұтынушылық баға индексінің [14, 15, 16, 17, 18, 19] өсімі қолданылады. Сонымен қатар, ІЖӨ дефляторы және өнеркәсіп өнімін өндірушілердің баға индексі [13, 17, 20] пайдаланылады. Басқа әдіснамалық мәселе НКРС бағалау кезінде алға қарайтын (forward-looking) инфляциялық күтулердің және тепе-тең деңгейден орташа шекті шығасылар ауытқуларының эмпириялық көрсеткіштерін айқындауды білдіреді. Алға қарайтын инфляциялық күтулердің көрсеткіші ретінде, көбінесе  $t+n$  [17, 19]

уақыт кезеңінде нақты қалыптасқан тарихи инфляция пайдаланылады, мұнда  $t$  – «ағымдағы» уақыт кезеңі, бұл үшін НКРС бағаланады,  $n - t$  «ағымдағы» уақыт кезеңінен басым тұрған болашақтағы уақыт (айлар, тоқсандар) кезеңдерінің саны. Бұдан басқа, егер экономикалық агенттердің инфляциялық күтулерге қатысты пікіртерімдерінің нәтижелері бойынша жеткілікті үлкен іріктеу болса, онда НКРС моделіндегі алға қарайтын инфляциялық күтулердің көрсеткіші ретінде осы пікіртерім нәтижелерінің квантицифирленген мәнін қолдануға болады. Өз кезегінде, НКРС тендеуінде уақыт кезеңіндегі тепе-тең деңгейден орташа шекті шығасылардың ауытқуын эмпириялық көрсету үшін тоқсандық модельдер [13, 14, 16, 18, 22] үшін ІЖӨ айырмасын бағалау немесе айлық модельдер [19, 21] үшін өнеркәсіп өндірісін шығару айырмасын бағалау пайдаланылады.

Осы зерттеулер шеңберінде жүргізілген жұмыста инфляция көрсеткіші ретінде Қазақстандағы азық-түлік және азық-түлікке байланысты емес инфляция болды. Осы таңдау Қазақстандағы инфляцияның ішкі экономикалық, сондай-ақ сыртқы экономикалық факторларды айқындау мақсатында тек сатылатын тауарлар бағасының өзгеру серпінінің моделін жасау әрекетіне негізделген. Жұмыстармен ұқсастығы бойынша алға қарайтын инфляциялық күтулердің көрсеткіші [17, 19] болып келесі уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлік және азық-түлікке байланысты емес инфляцияның нақты мәні болды. Прокси-көрсеткіш ретінде уақыт кезеңіндегі тепе-тең деңгейден орташа шекті шығасылардың ауытқуы Қазақстандағы өнеркәсіп өндірісінің нақты көлемінің айырмасы пайдаланылады.

Осы зерттеулердің мақсатына қолжеткізу үшін жұмыста НКРС үш түрлі моделі бағаланды.

Ең алдымен Қазақстандағы инфляцияның екі түрі үшін «стандартты» түрдегі НКРС эмпириялық бағалау қаралды:

$$\begin{aligned}\pi_t^f &= C_1 + \beta_1 E\{\pi_{t+1}^f\} + \lambda_1 y_t^{gap} + \varepsilon_{1t}, \\ \pi_t^{nf} &= C_2 + \beta_2 E\{\pi_{t+1}^{nf}\} + \lambda_2 y_t^{gap} + \varepsilon_{2t},\end{aligned}\quad (8)$$

мұнда  $\pi_t^f$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының деңгейі  $t$ ;  $\pi_t^{nf}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлікке байланысты емес инфляция деңгейі  $t$ ;  $E\{\pi_{t+1}^f\}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының алға қарайтын күтулері  $t$ ;  $E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлікке байланысты емес инфляциясының алға қарайтын күтулері  $t$ ;  $y_t^{gap}$  – уақыт кезеңіндегі тепе-тең деңгейден орташа шекті шығасылардың ауытқуы  $t$ ;  $C_1, C_2$  – тендеулер константтары;  $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$  – тендеулер қатесі.

Бұдан әрі Қазақстанның талаптары үшін шағын ашық экономика үшін НКРС эмпириялық бағалау жүргізілді:

$$\begin{aligned}\pi_t^f &= C_1 + \beta_1 E\{\pi_{t+1}^f\} + \lambda_1 y_t^{gap} + v_1(L)\Delta m_t + \rho_1 \pi_t^{imp-f} + \eta_1(L)\Delta e_t^{nom} + \varepsilon_{1t}, \\ \pi_t^{nf} &= C_2 + \beta_2 E\{\pi_{t+1}^{nf}\} + \lambda_2 y_t^{gap} + v_2(L)\Delta m_t + \rho_2 \pi_t^{imp-nf} + \eta_2(L)\Delta e_t^{nom} + \varepsilon_{2t},\end{aligned}\quad (9)$$

где  $\pi_t^f$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының деңгейі  $t$ ;  $\pi_t^{nf}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлікке байланысты емес инфляция деңгейі  $t$ ;  $E\{\pi_{t+1}^f\}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының алға қарайтын күтулері  $t$ ;  $E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлікке байланысты емес инфляциясының алға қарайтын күтулері  $t$ ;  $y_t^{gap}$  – уақыт кезеңіндегі тепе-тең деңгейден орташа шекті шығасылардың ауытқуы  $t$ ;  $(L)\Delta m_t$  – Қазақстандағы ақша массасы көлемінің өзгеру лагы;  $\pi_t^{imp-f}$ ,  $\pi_t^{imp-nf}$  – уақыт кезеңіндегі азық-түлік және азық-түлікке байланысты емес инфляцияның импорты  $t$ ;  $(L)\Delta e_t^{nom}$  – теңгенің номиналдық айырбастау бағамының өзгеру лагы;  $C_1$ ,  $C_2$  – теңдеулер константтары;  $\varepsilon_{1t}$ ,  $\varepsilon_{2t}$  – теңдеулер қатесі.

Қазақстанда инфляция моделін эмпириялық бағалаудың үшінші ерекшелігіне НКРС гибрид нысаны жатады:

$$\begin{aligned}\pi_t^f &= C_1 + \beta_1 E\{\pi_{t+1}^f\} + \tau_1 \pi_{t-1}^f + \lambda_1 y_t^{gap} + v_1(L)\Delta m_t + \rho_1 \pi_t^{imp-f} + \eta_1(L)\Delta e_t^{nom} + \varepsilon_{1t}, \\ \pi_t^{nf} &= C_2 + \beta_2 E\{\pi_{t+1}^{nf}\} + \tau_2 \pi_{t-1}^{nf} + \lambda_2 y_t^{gap} + v_2(L)\Delta m_t + \rho_2 \pi_t^{imp-nf} + \eta_2(L)\Delta e_t^{nom} + \varepsilon_{2t},\end{aligned}\quad (10)$$

где  $\pi_t^f$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының деңгейі  $t$ ;  $\pi_t^{nf}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлікке байланысты емес инфляция деңгейі  $t$ ;  $E\{\pi_{t+1}^f\}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының алға қарайтын күтулері  $t$ ;  $E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлікке байланысты емес инфляциясының алға қарайтын күтулері  $t$ ;  $\pi_{t-1}^f$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлік инфляциясының кейінге қарайтын күтулері  $t$ ;  $\pi_{t-1}^{nf}$  – уақыт кезеңіндегі Қазақстандағы азық-түлікке байланысты емес инфляцияның кейінге қарайтын күтулері  $t$ ;  $y_t^{gap}$  – уақыт кезеңіндегі тепе-тең деңгейден орташа шекті шығасылардың ауытқуы  $t$ ;  $(L)\Delta m_t$  – Қазақстандағы ақша массасы көлемінің өзгеру лагы;  $\pi_t^{imp-f}$ ,  $\pi_t^{imp-nf}$  – уақыт кезеңіндегі азық-түлік және азық-түлікке байланысты емес инфляцияның импорты  $t$ ;  $(L)\Delta e_t^{nom}$  – теңгенің номиналдық айырбастау бағамының өзгеру лагы;  $C_1$ ,  $C_2$  – теңдеулер константтары;  $\varepsilon_{1t}$ ,  $\varepsilon_{2t}$  – теңдеулер қатесі.

Теңдеулерде (8-10) алға қарайтын инфляциялық күтулердің прокси-көрсеткіші ретінде келесі кезеңдегі инфляцияның нақты мәндері пайдаланылатынына байланысты, эндогендік проблемасы туындайды, ол алға қарайтын инфляциялық күтулердің теңдеулері мен прокси-көрсеткіші қателерінің өзара күшті байланысында көрініс алды. Сондықтан бұл жұмыстың шегінде теңдеулер (8-10) өлшемдерінің өзгермеген бағаларын алу

үшін эндогендік проблемасын шешуге мүмкіндік беретін кездердің жинақталған әдісі (GMM) қолданды. Бұл ретте GMM-ді іске асыру инструменталды айнымалының жинақтары болуын талап етеді, олар алға қарайтын инфляциялық күтулердің прокси-көрсеткіштерімен өзара күшті байланыста және теңдеулер қателерімен (8-10) аздаған байланыста болады. Теориялық пайымдауға қарай, бағаланатын теңдеулер үшін инструменталды айнымалы ретінде теңгенің номиналды айырбастау бағамының өзгеру лагтары  $((L)\Delta e_t^{nom})$ , Қазақстанға импортталатын азық-түлік және азық-түлікке байланысты емес инфляцияның лагтары  $((L)\pi_t^{imp-f}, (L)\pi_t^{imp-nf})$ , Қазақстанда ақша массасы көлемінің өзгеру лагтары  $((L)\Delta m_t)$ , Қазақстанда өнеркәсіптегі бағаның өзгеру лагтары  $((L)\Delta ppi_t)$  және мұнайдың әлемдік бағасының өзгеру лагтары  $((L)\Delta poil_t)$  қолданылды. Бұл инструменталды айнымалылар Қазақстанда шаруашылық жүргізу субъектілерінің алға қарайтын инфляциялық күтулерін қалыптастыратын факторлар ретінде алынды.

#### 4. Пайдаланылатын деректер

Теңдеулерді (8-10) бағалау үшін жұмыста 2012 жылғы қаңтардан бастап 2016 жылғы шілде аралығындағы (әр айнымалы бойынша барлығы 55 бақылау) макроэкономикалық айнымалы бойынша (Қосымшаның 1-кестесі) эмпириялық деректер пайдаланылды.

Азық-түлік  $(\pi_t^f)$  және азық-түлікке байланысты емес инфляцияның  $(\pi_t^{nf})$  көрсеткіштері ретінде Қазақстандағы азық-түлік және азық-түлікке байланысты емес тауарлар индекстерінің айлық маусымдық-түзетілген логорифмдерінің бірінші айырмалары пайдаланылды (2012 жылғы базаға). Қазақстандағы өнеркәсіп өндірісінің нақты көлемінің аралық көрсеткіші тең келетін деңгейден  $(y_t^{gap})$  орташа шекті шығасылар ауытқуының прокси-көрсеткіші ретінде пайдаланылды. Бұл ретте өнеркәсіп өндірісінің нақты көлемінің аралығы Қазақстандағы өнеркәсіп өнімдерінің нақты көлемінің маусымдық-түзетілген индексінің  $(y_t)$  (алдыңғы аймен салыстырғанда айдағы, %-бен) оның әлеуетті деңгейіне қатынасы ретінде есептелген, ол өз кезегінде Hodrick-Prescott-тің бір рет өлшейтін фильтрі арқылы бағаланған. Ресей рублінің теңгеге қатысты  $(\Delta e_t^{nom-RUB})$  және АҚШ долларының теңгеге қатысты  $(\Delta e_t^{nom-USD})$  орташа айлық номиналды айырбастау бағамдарының логарифмдерінің бірінші айырмалары модельді айнымалының прокси-көрсеткіші  $\Delta e_t^{nom}$  ретінде пайдаланылды. Қазақстанға импортталатын азық-түлік пен азық-түлікке байланысты емес тауар инфляциясының эмпирикалық көрсеткіштері Ресейдегі (2012 жылғы қаңтардағы базаға) азық-түлік  $(\pi_t^{imp-f})$  пен азық-түлікке байланысты емес тауарлар  $(\pi_t^{imp-nf})$  бағасының маусымдық-түзетілген индекстері логарифмдерінің бірінші айырмаларына тиісті таңдалды. Қазақстандағы өндіріс өнімдерін шығаратын кәсіпорындарының баға индекстерінің маусымдық-түзетілген

логарифмдерінің (2012 жылғы қаңтардағы базаға), Қазақстандағы кең ақша массасы көлемінің (айдың соңында млрд. теңге) және Brent маркалы мұнайдың биржалық бағасының (бір айда орташа алғанда АҚШ долларымен) бірінші айырмалары  $\Delta ppi_t$ ,  $\Delta m_t$ ,  $\Delta poil_t$  түсіндіретін және инструменталды айнымалылар үшін тиісінше эмпириялық көрсеткіштер ретінде де қолданылды. Уақыт қатарының маусымдығын жою әдісі ретінде Census X-12-ARIMA рәсімі қолданылғанын атап өткен жөн.

Аталған эмпирикалық айнымалылардың біртекті түбірі болуын тексеру үшін Дики-Фуллердің (ADF) кеңейтілген тесті жүргізілді. Бұл тесттің нәтижелері бойынша барлық айнымалылар стационарлық болып табылатыны анықталды (1-кесте), ол теңдеулерді (8-10) бағалау үшін GMM-ді пайдалану талаптарына қайшы келмейді.

1-кесте. Дик-Фуллер (ADF) кеңейтілген тестінің нәтижелері

Айнымалының шартты белгісі	t-statistic
$\pi_t^f$	-4.428***
$\pi_t^{nf}$	-2.798*
$\pi_t^{imp-f}$	-4.146***
$\pi_t^{imp-nf}$	-3.831***
$\Delta m_t$	-5.942***
$\Delta ppi_t$	-3.625***
$\Delta e_t^{nom\_USD}$	-4.079***
$\Delta e_t^{nom\_RUB}$	-3.917***
$y_t$	-5.661***
$\Delta poil_t$	-5.294***

Ескертпе: \*\*\*, \*\* және \* деген белгілер маңыздылық деңгейі 1%, 5% және 10% болған кезде тиісінше уақыт қатарының стационарлығын көрсетеді.

Сондай-ақ, атаулы эмпирикалық айнымалылардың сипаттамалық статистикасы көрсеткіштерінің есептері қосымша жүргізілді. Осы есептердің нәтижелері 2-кестеде көрсетілді.

2-кесте. Пайдаланылатын айнымалылардың сипаттамалық статистикасы

Айнымалылардың шартты белгілері	Орташа	Медиана	Максимум	Минимум	Стандартты ауытқу
$\pi_t^f$	0.60	0.44	4.21	-0.25	0.69
$\pi_t^{nf}$	0.76	0.41	8.85	-0.23	1.40

$\pi_t^{imp\_f}$	0.82	0.69	4.41	-0.10	0.78
$\pi_t^{imp\_nf}$	0.63	0.54	2.88	0.09	0.47
$\Delta m_t$	1.19	0.70	12.57	-1.99	2.50
$\Delta ppi_t$	0.09	0.62	5.63	-8.08	2.99
$\Delta e_t^{nom\_USD}$	1.54	0.18	22.43	-3.80	4.28
$\Delta e_t^{nom\_RUB}$	0.21	0.19	20.74	-19.09	6.03
$y_t$	-0.06	0.00	3.21	-3.12	1.43
$\Delta poil_t$	-1.67	-0.09	19.60	-26.64	9.16

Ескертпе: барлық айнымалылар пайыздық тармақтармен ұсынылды

## 5. Алынған нәтижелерді талқылау

Қосымшаның 2-кестесінде азық-түлік инфляциясы үшін он төрт инструменталды айнымалыларды және азық-түлікпен байланысты емес инфляция үшін он үш инструменталды айнымалыларды пайдалана отырып, НКРС «стандартты» нысанын (8) теңдеу) бағалау нәтижелері келтірілді. Бұл ретте, инструменталды айнымалылардың жинақтарына Ресейдегі азық-түлік инфляциясының лагтары, Ресейдегі азық-түлікпен байланысты емес инфляция мен оның лагтары, АҚШ долларының теңгеге шаққандағы номиналды айырбастау бағамы мен оның лагтары, рубльдің теңгеге шаққандағы номиналды айырбастау бағамы мен оның лагтары, Қазақстандағы өнеркәсіптегі бағалар және оның лагтары, мұнайдың әлемдік бағалары, сондай-ақ Қазақстандағы ақша массасы мен оның лагтары қамтылды.

Алға қарайтын күтулерге қатысты азық-түлік инфляциясының және азық-түлікпен байланысты емес инфляцияның икемділігін бағалау тиісінше 0.44 және 0.38 болды, сондай-ақ бұлар статистикалық маңызды мәндер болып табылады. Осыған қарап алға қарайтын күтулер Қазақстандағы азық-түлік инфляциясына және азық-түлікпен байланысты емес инфляцияға түрлі дәрежеде әсер етеді деп тұжырымдауға болады. Бұл ретте, азық-түлікпен байланысты емес инфляцияға қарағанда азық-түлік инфляциясы көп жағдайда алға қарайтын күтулердің ықпалына ұшырайды. Сондай-ақ, теңдеулерді бағалау (8) (Қосымшаның 2-кестесі) Қазақстандағы азық-түлік инфляциясына өндіріс шығасыларының орташа шекті аралығының әсерін мөлшерлік жағынан бағалау 0.16 мәнін құраса, азық-түлікпен байланысты емес инфляция үшін аталған шама 0.65 мәнін құрайды. Осылайша, өндіріс шығасыларының орташа шекті аралығы азық-түлік инфляциясына қарағанда көп жағдайда азық-түлікпен байланысты емес инфляцияға ықпал етеді. Алайда, 2015 жылдың қорытындысы бойынша Қазақстанда азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын тауарларды тұтынуда ішкі өндірістің үлестері тиісінше 79%-ды және 37%-ды (3-кесте) құрайтыны туралы ҰЭМ СК нақты

деректері аталған бағалаудың нәтижелеріне қарама-қарсы келеді. Мысалы, азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын тауарларды тұтыну құрылымының нақты деректерін ескерсек, азық-түлікпен байланысты емес инфляцияның әсеріне қарағанда азық-түлік инфляциясына өндіріс шығасыларының орташа шекті аралығының әсері жоғары болуы тиіс. Бағаланған теңдеулердің (8) (Қосымшаның 2-кестесі) төмен сапасы нәтижелерді бағалаудың себептері болуы ықтимал. Мысалы, азық-түлік инфляциясы мен азық-түлікпен байланысты емес инфляцияның теңдеулеріне арналған детерминация коэффициенттері (*R-squared*) тиісінше тек 0.17 және 0.12 мәндерін құраса, екі теңдеуге арналған *J-statistic* көрсеткіштерінің мәндері мардымсыз болып шықты. Осыған байланысты НКРС шеңберінде Қазақтан инфляциясының үлгілерін одан әрі бағалау үшін қосымша түсіндірілетін макроэкономикалық факторларды ескеру қажет деген шешім қабылданды. Бұл үшін эмпирикалық бағасы Қосымшаның 3-кестесінде көрсетілген шағын ашық экономикаға (9) теңдеу) арналған теңдеу түріндегі НКРС ерекшелігі таңдалып алынды.

### 3-кесте. Қазақстанда тауарларды тұтыну құрылымы

Тауарлардың түрі	Азық-түлік тауарлары		Азық-түлікке жатпайтын тауарлар	
	2014	2015	2014	2015
Жылы	2014	2015	2014	2015
Ішкі өндірістің үлесі, %	78.4	78.8	35.6	36.5
Импорттың үлесі, %	21.6	21.2	64.4	63.5

Дереккөзі: ҰЭМ СК

Шағын ашық экономикаға (Қосымшаның 3-кестесі) арналған НКРС бағалау кезінде теориялық теңдеуге (9) сәйкес алдыңғы түсіндірілген факторларға Қазақстандағы ақша массасы (инфляцияның монетарлық факторы), Ресейдегі азық-түлік инфляциясы мен азық-түлікпен байланысты емес инфляция (инфляция импортының факторы) серпіндерінің, Ресей рублінің теңгеге шаққандағы номиналды айырбастау бағамының көрсеткіштері қосылды. Бұл ретте, азық-түлік инфляциясының теңдеулері, сол сияқты азық-түлікпен байланысты емес инфляцияның теңдеулері үшін инструменталды айнымалылардың мөлшері 9 мәніне дейін қысқарды (Қосымшаның 3-кестесі). Лагтардың тәртібі мен санын өзгертуді, *R-squared* және *J-statistic* көрсеткіштерінің мәндерін тиісінше азайтуды қоспағанда, инструменталды айнымалылардың жинағы теңдеулерді (8) бағалау кезінде қандай болса, сол күйінде сақталды.

Қосымша макроэкономикалық факторлардың эмпирикалық теңдеуіне алдыңғы факторлардың ықпал ету деңгейін қоса отырып айтарлықтай өзгерді. Сонымен, алға қарайтын күтулерге азық-түлік инфляциясының икемділігі 0.44-тен бастап 0.19-ға дейін, азық-түлікке байланысты емес инфляция – 0.38-ден 0.34-ке дейін төмендеді. Бұл ретте айнымалы алға қарайтын күтулердің коэффициенттері статистикалық тұрғыдан мәні бар.



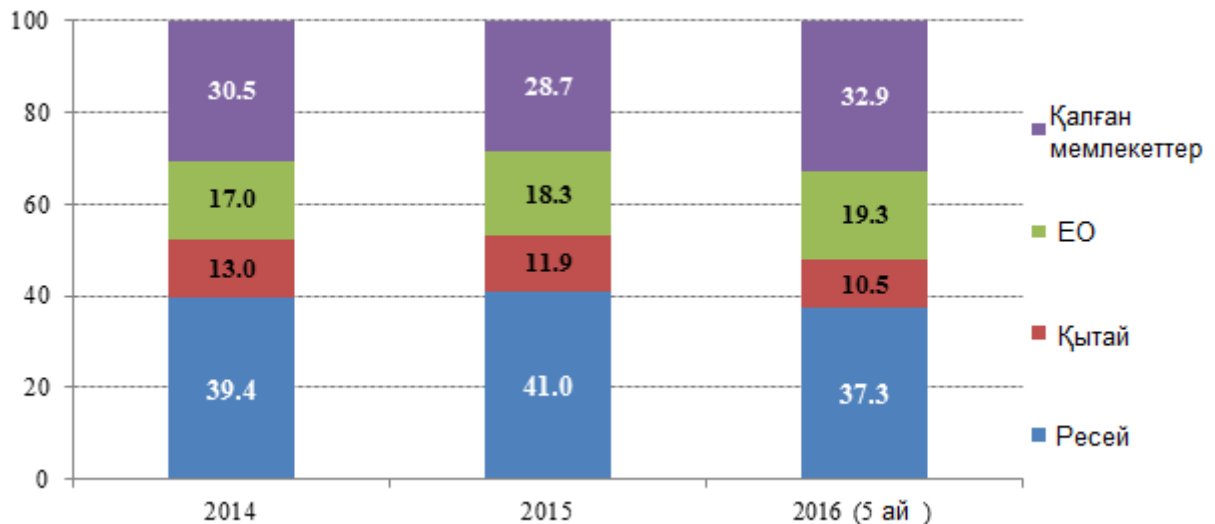
Сонымен қатар Қазақстанда жаңа ерекше нұсқамадағы инфляцияның екі түріне де орташа шекті ұстап қалулар үзілісінің ықпалы статистикалық тұрғыдан мәні жоқ болды, соның салдарынан іскерлік белсенділік мен инфляция көрсеткіштері арасында айтарлықтай байланыстың жоқ екендігі туралы қорытынды жасалды. Өз кезегінде жаңа НКРС ерекше нұсқаманы бағалау қорытындылары бойынша Қазақстанда инфляцияның статистикалық мәнді қатты тәуелдігі импортталатын инфляция, ішкі ақша массасының лагирленген өзгеру және теңгенің айырбастау бағамы серпінінің лагирленген мәні сияқты осындай факторлардан анықталды. Сонымен, Ресейдегі азық-түлікке байланысты инфляция арқылы аппроксимирленетін импортталатын инфляцияға Қазақстандағы азық-түлікке байланысты инфляцияның икемділігі 0.51 құрайды, ал Ресейдегі азық-түлікке байланысты емес инфляция арқылы аппроксимирленетін импортталатын инфляцияға азық-түлікке байланысты емес инфляцияның икемділігі 0.52 тең. Ақша массасының өзгеруіне Қазақстандағы баға деңгейі өзгеруінің икемділігі 2 ай лагы бар азық-түлік тауарлар үшін 0.14 тең және азық-түлікке жатпайтын тауарлар үшін 0.25. Қазақстанда 1 ай лагы бар азық-түлікке байланысты және азық-түлікке байланысты емес инфляцияға рубльдің теңгеге номиналдық айырбас бағамы серпінінің ықпал ету деңгейі тиісінше 0.07 және 0.05 бағаланады. Қазақстанда инфляцияның Ресейдегі инфляцияға (импортталатын инфляция) жоғары мәндегі сезімталдығының теориялық көзқарас тұрғысынан, сондай-ақ рубльдің теңгеге номиналдық айырбас бағаманың Қазақстанның тұтыну бағаларына ықпал етуінің статистикалық мәні екі фактормен түсіндіріледі. Біріншіден, Қазақстанның ішкі тұтыну нарығы айтарлықтай импортқа тәуелді (3-кесте), екіншіден, елдер бойынша Қазақстанның тұтыну импорты құрылымында анағұрлым үлес (37%-дан 41%-ға дейін) Ресейге келеді (2-сурет).

Бағаланған теңдеулер сапасына қатысты алдындағы ерекше нұсқаманың бағасымен салыстырғанда *R-squared* көрсеткіші айтарлықтай ұлғайды (азық-түлік инфляциясын теңдеу үшін – 0.17-ден 0.77-ге дейін, азық-түлікке байланысты емес инфляцияны теңдеу үшін – 0.12-ден 0.73-ке дейін). Бұл ретте, *Prob(J-statistic)* мәні төмендеді, алайда әлі де жоғары болып қалады, салдарынан мәнділіктің 10%-дық деңгейінде барлық теңдестірілген бағаланған коэффициенттердің нөлге біремізгілде тең болуы туралы нөлдік гипотеза қабылданады. Басқаша айтқанда, бағаланған теңдеулер әлсіз статистикалық сапаға ие. Сондай-ақ талданып отырған бағаға сәйкес (Қосымшаның 3-кестесі) Қазақстандағы инфляцияның импортталатын инфляция көрсеткішінен тәуелділігі алға қарайтын күтулер көрсеткішінен жоғары. Алайда теориялық тұрғыдан Қазақстандағы ішкі инфляцияның алға қарайтын инфляциялық күтулерге және импортталатын инфляцияға икемділігі шамамен тең болуы тиіс. Осындай болжам импортталатын инфляция көрсеткіші инструменталды айнымалы тізбеге енгізілді, ол өз кезегінде алға қарайтын күтулердің қалыптасуына ықпал етеді. Басқаша айтқанда, инфляциялық күтулердің көлемі олардың қалыптасуына ықпал

етегін факторлардың көлемінен аз бола алмайды. Осыған байланысты Қазақстандағы инфляцияға алға қарайтын күтулерден басқа кейінге қарайтын күтулердің ықпал етеді деген болжам жасалды, бұл ретте олардың инфляцияға жиынтық ықпалы шамамен тең болуы немесе импортталатын инфляция көрсеткішінің ықпалы көп болуы тиіс.

2-сурет

Елдер бойынша Қазақстан тұтыну импортының құрылымы, %



Дереккөзі: ҚР ҰЭМ СК, ҚРҰБ

Осылайша, жоғарыда сипатталған себептердің салдарынан НКРС қосымша эмпирикалық бағасын теориялық теңдеулерге сәйкес (10) жүргізуге шешім қабылданды, шағын ашық экономика үшін гибриді НКРС түрінде ұсынылған, мұнда оңтайлы күтулермен қатар бейімделу күтулері ескеріледі.

Қосымшаның 4-кестесінде шағын ашық экономикаға арналған гибриді НКРС-ті бағалаудың нәтижелері көрсетілген ((10) теңдеу). Аталған бағалауда орташа шекті шығасының айырмасының көрсеткіші алдыңғы бағалауда статистикалық маңызды болмауы себебінен теңдеуден алып тасталған болатын (Қосымшаға 3-кесте). Алайда, сонымен бірге бейімдену (кейін қарайтын) инфляциялық күтулерді есепке алу үшін теңдеуге лагы 1 ай азық-түліктік және азық-түлікпен байланысты емес инфляцияның нақты мәндері енгізілген. Инструменталды айнымалылардың саны азық-түліктік инфляцияның теңдеуі үшін өзгерусіз қалды және азық-түлікпен байланысты емес инфляцияның теңдеуі үшін 7-ге дейін төмендеді. Бұл ретте, инструменталды айнымалылардың тізбесінің өзі өзгерген жоқ және Ресейдегі азық-түліктік және азық-түлікпен байланысты емес инфляцияның лагтарын, АҚШ доллары мен рубльдің теңгеге қатысты номиналды айырбастау бағамын, мұнайға әлемдік бағаны және Қазақстандағы ақша массасын қамтиды.

Шағын ашық экономикаға арналған гибриді НКРС-ті Қазақстандағы инфляцияға қолданылып бағалаудың түпкі нәтижелері көрсеткендей, кейін қарайтын инфляциялық күтулердің әсері статистикалық тұрғыдан маңызды болып келеді, алайда алға қарайтын күтулердің әсерінен біраз әлсіз болып келеді (Қосымшаға 4-кесте), бұл ретте олардың қосынды мәнін импортталатын инфляцияның әсерімен салыстыруға болады. Қазақстандағы алға қарайтын инфляциялық күтулермен қатар, сондай-ақ кейін қарайтын инфляциялық күтулердің болуы шаруашылық жүргізуші субъектілердің қолындағы ақпараттың қайшылығы және жеткіліксіздігімен түсіндіріледі. Алайда, сонымен бірге алға қарайтын күтулердің кейін қарайтын күтулерден басым түсу фактісі, Қазақстандағы шаруашылық жүргізуші субъектілердің көпшілігі мұнай бағасына, Ресейдегі инфляцияға, теңгенің айырбастау бағамына және т.б. қатысты ақпаратқа ие болып және оған талдау жасай келе, неғұрлым оңтайлы шешімдер қабылдай алатынын көрсетеді. Өз кезегінде, Қазақстандағы инфляцияның Ресейден импортталатын инфляцияға және рубльдің теңгеге жаңа бағамен айырбастау бағамының серпініне айтарлықтай тәуелді болуы тағы да расталды, бұл да статистикалық деректерге (3-кесте, 2-сүрет) сәйкес келеді. Осымен қатар, инфляцияға әсерін кейін қарайтын инфляциялық күтулердің әсерімен салыстыруға болатын ауқымды ақша массасының екі айық лағы Қазақстандағы маңызды инфляциялық фактор болып табылатыны статистикалық тұрғыдан расталды. Қорыта келе, шағын ашық экономикаға арналған гибриді НКРС-ті Қазақстанның жағдайына қолданып бағалау алдыңғы екі бағалаумен салыстырғанда *R-squared* көрсеткіші тұрғысынан, сондай-ақ *Prob(J-statistic)* мәні жағынан да неғұрлым сапалы болып шықты. Осы орайда, Қазақстандағы инфляцияның серпінін модельдеу Қосымшаға 4-кестеде ұсынылған бағалауға сәйкес неғұрлым шындыққа жақындығы жөнінде қорытынды жасалды.

## 6. Қорытынды

Жүргізілген зерттеудің қорытындылары бойынша жаңа кейнсиандық Филлипс қисығының (НКРС) негізінде Қазақстандағы инфляцияның моделі алынды. Бұл ретте, «стандартты» НКРС-ті, шағын ашық экономика үшін НКРС-ті, шағын ашық экономика үшін НКРС-тің гибриді нысанын қоса алғанда, аталған қисықтың түрлі түр өзгертулері бағаланған болатын, мұнда оңтайлы күтулермен қатар, бейімдену күтулер де ескерілді. Эмпирикалық бағалау стационарлық уақыттың қатарында 2012 жылғы қаңтардан бастап 2016 жылғы шілде аралығында сәттердің жинақталған әдісін (GMM) қолдану жолымен жүзеге асырылды.

Қазақстандағы инфляциялық процестердің серпініне қатысты қолданылып НКРС-ті бағалау нәтижелері Қазақстандағы инфляцияға шаруашылық жүргізуші субъектілердің алға қарайтын және кейін қарайтын күтулері қаншалықты әсер ететінін көрсетті. Мәселен, алға қарайтын және кейін қарайтын күтулер көп дәрежеде ағымдағы инфляцияға әсер етеді, бұл

ретте алға қарайтын күтулердің әсер ету дәрежесі кейін қарайтын күтулердің әсерінен біраз ғана жоғары. Қазақстанда алға қарайтын, сондай-ақ кейін қарайтын инфляциялық күтулердің болуы шаруашылық жүргізуші субъектілердің қолындағы ақпараттың қайшылығы және толық болмауымен түсіндіріледі. Алайда, алға қарайтын күтулер кейін қарайтын күтулерден асып түсу факті Қазақстандағы шаруашылық жүргізуші субъектілердің басым бөлігінің мұнай бағасына, Ресейдегі инфляцияға, теңгенің АҚШ долларына айырбастау бағамына Қазақстанның Ұлттық Банкінің мәлімдеулері мен іске асыратын шараларына қатысты ақпаратқа ие болуына және оны талдай келе, неғұрлым оңтайлы шешімдер қабылдай алатындығын көрсетеді. Сондай-ақ, эмпирикалық бағалаулардың нәтижелері Қазақстандағы инфляцияға орта шекті шығасылардың тепе-тең деңгейінен ауытқуы сияқты жаңа кейнсиандық Филлипс қисығының осындай «классикалық» құрауышы жоқ екенін көрсетті. Оны Қазақстандағы тұтыну себеті тауарларының басым бөлігінің импорттық тауарлар болатынымен түсіндіруге болады, соның салдарынан олардың бағасына өндірістің ішкі шығындары әсер етпейді. Бұл ретте, қазақстандық тұтыну құрылымындағы негізінен Ресейден келетін импорттық құрауыштардың басым түсуі НКРС-ті бағалаудың эмпирикалық нәтижесімен түсіндіріледі, оған сәйкес Қазақстандағы инфляцияның маңызды факторлары ретінде Ресейдегі инфляция және рубльдің теңгеге номиналды айырбастау бағамының өзгеруі анықталған. Осымен қатар, Қазақстандағы инфляцияның «ішкі» макроэкономикалық факторы ретінде ауқымды ақша массасының лагталған серпіні белгіленген.

Осылайша, жүргізілген зерттеудің нәтижелері бойынша Қазақстанның Ұлттық Банкі жүргізіп отырған инфляциялық таргеттеу режимінің шеңберінде инфляция бойынша мақсаттарға қол жеткізудегі маңызды рөлді шаруашылық жүргізуші субъектілердің тиісті алға қарайтын инфляциялық күтулерді қалыптастыруға бағытталған реттеуішінің шаралары атқаруы мүмкін. Бұл ретте, Қазақстандағы инфляцияны тиімді таргеттеу үшін олар пайда болған жағдайда рубльдің теңгеге номиналды айырбастау бағамының және ресейлік инфляцияның күйзелістерін оқшаулау, сондай-ақ ауқымды ақша массасының көлемін бақылауды және әсер ету дәрежесін арттыру бойынша шаралар қабылдау қажет.

## Әдебиеттер тізімі

1. Phillips, A. W. (1958). The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*. 25 (100): 283–299.
2. Lipsey R.G. The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the U. K. 1862–1957: A Further Analysis. *Economica*. 1960. Vol. 27. P. 1–31.
3. Friedman M. The Role of Monetary Policy // *American Economic Review*. 1968. Vol. 58. P. 1–17.
4. Phelps E.S. Money Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium // *Journal of Political Economy*. 1968. Vol. 76. P. 678–711.
5. Lucas R. "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in Brunner, K. & Meltzer, A., *The Phillips Curve and Labor Markets*, vol. 1, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. New York: American Elsevier. 1976.p. 19–46.
6. Calvo G.A. Staggered Prices in A Utility Maximizing Framework // *Journal of Monetary Economics*. 1983. Vol. 12. P. 383–398.
7. Roberts J.M. New Keynesian economics and the Phillips curve. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 1995. № 27. P. 975–984.
8. Mankiw N.G., Reis R. Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal To Replace The New Keynesian Phillipse Curve // *Quarterly Journal of Economics*. November. 2002. P. 1295–1328.
9. Razin A, Yuen C-W (2002) The ‘New Keynesian’ Phillips Curve: closed economy versus open economy. *Econ Lett* 75:1–9
10. Розмаинский И.В. «Конвенциональная теория ожиданий»: вызов теории рациональных ожиданий // *Вестник СПбГУ. Сер. 5, Экономика*. 1995. 3-шығарылым (№ 12). С. 114-118.
11. Roberts J.M. Is inflation sticky? *Journal of Monetary Economics*. 1997. № 39. P. 173–196.
12. Roberts J.M. Inflation expectations and the transmission of monetary policy. 1998. Federal Reserve Board, mimeo.
13. Galí J, Gertler M, López-Salido D. Robustness of estimates of the hybrid New Keynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*. 2005. 52. P. 1107–1118.
14. Rudd J., Whelan K. New tests of the new-Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics*. 2005. № 52. P. 1167–1181.
15. Batini N., Jackson B., Nickell S. An open-economy new Keynesian Phillips curve for the U.K. *Journal of Monetary Economics*. 2005. № 52. P. 1061–1071.
16. Rumler F. Estimates of the Open Economy New Keynesian Phillips Curve for Euro Area Countries. *Open Econ Rev*. 2007. 18: 427.
17. Sahu J. Inflation dynamics in India: A hybrid New Keynesian Phillips Curve approach. *Economics Bulletin*. 2013. Vol. 33, No. 4. P. 2634-2647.

18. Zhang Ch., Murasawa Y. Output gap measurement and the New Keynesian Phillips curve for China. *Economic Modelling*. 2011. Volume 28, Issue 6. P. 2462–2468.

19. Соколова А.В. Инфляционные ожидания и кривая Филлипса: оценка на российских данных. *Деньги и кредит*. 2014/11. 61-67 беттер.

20. Rudd J., Whelan K. New tests of the new-Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics*. 2005. № 52. P. 1167–1181.

21. Hayashi T., Wickremasinghe N., Jayakody S. Application of the New Keynesian Phillips Curve Inflation Model in Sri Lanka. *ADB South Asia Working Paper Series*. 2015. № 36.

22. Шульгин А., Ларин А. Эконометрическое тестирование новой кейнсианской кривой Филлипса в России. *Жаңа университет*. 2011. №9.

## 1-кесте. Жұмыста пайдаланылатын эмпирикалық айнымалылар

Айнымалы атауы	Айнымалының шартты белгісі	Айнымалының есептеу тәсілі және өлшем бірлігі	Дереккөзі
Қазақстандағы азық-түлік инфляциясы	$\pi_t^f$	Қазақстандағы азық-түлік тауарлары бағасының маусымдық түзетілген индексі логарифмінің алғашқы айырмасы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	ҚР ҰЭМ СК
Қазақстандағы азық-түлікке байланысты емес инфляция	$\pi_t^{nf}$	Қазақстандағы азық-түлік емес тауарлар бағасының маусымдық түзетілген индексі логарифмінің алғашқы айырмасы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	ҚР ҰЭМ СК
Ресейдегі азық-түлік инфляциясы	$\pi_t^{imp\_f}$	Ресейдегі азық-түлік тауарлары бағасының маусымдық түзетілген индексі логарифмінің алғашқы айырмасы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	Ресей стандарты
Ресейдегі азық-түлікке байланысты емес инфляция	$\pi_t^{imp\_nf}$	Ресейдегі азық-түлік емес тауарлар бағасының маусымдық түзетілген индексі логарифмінің алғашқы айырмасы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	Ресей стандарты
Қазақстандағы ақша массасы	$\Delta m_t$	Қазақстандағы кең ақша массасының маусымдық түзетілген көлемдері логарифмінің алғашқы айырмасы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	ҚРҰБ
Қазақстандағы өнеркәсіптің бағасы	$\Delta ppi_t$	Қазақстандағы өнеркәсіп өнімдерін өндіруші кәсіпорындар бағаларының маусымдық түзетілген индексі логарифмінің алғашқы айырмасы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	ҚР ҰЭМ СК
АҚШ долларының теңгеге қатысты номиналдық айырбастау бағамы	$\Delta e_t^{nom\_USD}$	АҚШ долларының теңгеге қатысты орташа айлық номиналдық айырбастау бағамы логарифмінің алғашқы айырмасы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	ҚРҰБ
Ресей рублінің теңгеге қатысты номиналдық айырбастау бағамы	$\Delta e_t^{nom\_RUB}$	Ресей рублінің теңгеге қатысты орташа айлық номиналдық айырбастау бағамы логарифмінің алғашқы айырмасы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	ҚРҰБ
Қазақстандағы өнеркәсіптік өндіріс	$y_t$	Қазақстандағы өнеркәсіптік өнімдердің нақты көлемінің маусымдық түзетілген индексі, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	ҚР ҰЭМ СК
Қазақстандағы өнеркәсіптік өндірістің әлеуетті деңгейі	$y_t^{pot}$	$y_t$ көрсеткішіне Ходрик-Прескоттың бір рет өлшейтін фильтрін қолдану арқылы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	Автор есебі
Қазақстандағы өнеркәсіптік өндірістің алшақтығы	$y_t^{gap}$	$y_t / y_t^{pot}$ ара қатынасы ретінде есептеледі	Автор есебі
Мұнай бағасы	$\Delta \text{poil}_t$	Brent маркалы мұнайдың бір баррель үшін орташа айлық бағасы логарифмінің алғашқы айырмасы, %-бен, алдыңғы айға қарағанда осы айға	Reuters терминалы

Ескертпе: ҚР ҰЭМ СК – Қазақстан Республикасы Ұлттық экономика министрлігінің Статистика комитеті, ҚРҰБ – Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі, Ресей стандарты – Ресей Федерациясының Федералдық мемлекеттік статистика қызметі.

2-кесте. Жаңа кейнсиандық Филлипс қисығының «стандартты» бағалану нәтижелері (8) теңдеу)

Түсіндіретін айнымалылар	Тәуелді айнымалылар	
	$\pi_t^f$	$\pi_t^{nf}$
$C$	-0.156 (-2.282**)	-0.649 (-4.101***)
$E\{\pi_{t+1}^f\}$	0.438 (2.809***)	
$E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$		0.375 (2.128**)
$y_t^{gap}$	0.159 (2.318**)	0.651 (4.131***)
$R-squared$	0.17	0.12
$J-statistic$	6.54	4.62
$Prob(J-statistic)$	0.68	0.92
Инструменталды айнымалылар( $Z$ )	$C, \pi_{t-1}^{imp-f}, \pi_{t-2}^{imp-f}, \Delta e_t^{nom\_USD}, \Delta e_{t-1}^{nom\_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom\_USD}, \Delta e_t^{nom\_RUB}, \Delta e_{t-1}^{nom\_RUB}, \Delta e_{t-2}^{nom\_RUB}, \Delta ppi_t, \Delta ppi_{t-1}, \Delta ppi_{t-2}, \Delta poil_t, \Delta m_t, \Delta m_{t-1}$	$C, \pi_t^{imp-nf}, \pi_{t-1}^{imp-nf}, \pi_{t-2}^{imp-nf}, \Delta e_t^{nom\_USD}, \Delta e_{t-1}^{nom\_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom\_USD}, \Delta e_t^{nom\_RUB}, \Delta ppi_{t-1}, \Delta ppi_{t-2}, \Delta poil_t, \Delta m_t, \Delta m_{t-2}$

Ескертпе: жақшада ( ) t-statistic мәндері көрсетілген; \*\*\*, \*\* және \* белгілері бағаланған коэффициенттің статистикалық мәнділігін білдіреді, тиісінше, мәнділіктің 1%, 5% және 10% деңгейлері кезінде



3-кесте. Жаңа кейнсиандық Филлипс қисығының шағын ашық экономика үшін бағалану нәтижелері (9) теңдеу)

Түсіндіретін айнымалылар	Тәуелді айнымалылар	
	$\pi_t^f$	$\pi_t^{nf}$
$C$	-0.053 (-0.358)	-0.248 (-0.939)
$E\{\pi_{t+1}^f\}$	0.185 (2.570**)	
$E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$		0.343 (3.976***)
$y_t^{gap}$	0.052 (0.351)	0.246 (0.932)
$\Delta m_{t-2}$	0.138 6.019***	0.253 3.198***
$\pi_t^{imp\_f}$	0.506 5.925***	
$\pi_t^{imp\_nf}$		0.515 1.704*
$\Delta e_{t-1}^{RUB}$	0.075 4.031***	0.052 1.695*
$R\text{-squared}$	0.77	0.73
$J\text{-statistic}$	4.63	3.08
$Prob(J\text{-statistic})$	0.21	0.38
Инструменталды айнымалылар (Z)	$C, \pi_t^{imp\_f}, \pi_{t-2}^{imp\_f}, \Delta e_t^{nom\_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom\_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom\_RUB}, \Delta ppi_t, \Delta poil_t, \Delta m_{t-2}$	$C, \pi_t^{imp\_nf}, \pi_{t-2}^{imp\_nf}, \Delta e_{t-1}^{nom\_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom\_USD}, \Delta e_{t-1}^{nom\_RUB}, \Delta ppi_{t-1}, \Delta poil_{t-1}, \Delta m_{t-1}$

Ескертпе: жақшада ( ) t-statistic мәндері көрсетілген; \*\*\*, \*\* және \* белгілері бағаланған коэффициенттің статистикалық мәнділігін білдіреді, тиісінше, мәнділіктің 1%, 5% және 10% деңгейлері кезінде

4-кесте. Гибридті жаңа кейнсиандық Филлипс қисығының шағын ашық экономика үшін бағалану нәтижелері (10) теңдеу)

Түсіндіретін айнымалылар	Тәуелді айнымалылар	
	$\pi_t^f$	$\pi_t^{nf}$
$C$	-0.001 (-1.334)	-0.003 (-1.215)
$E\{\pi_{t+1}^f\}$	0.221 (4.298***)	
$E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$		0.338 (4.904***)
$\pi_{t-1}^f$	0.162 (2.241**)	
$\pi_{t-1}^{nf}$		0.243 (2.541**)
$\Delta m_{t-2}$	0.151 (3.669***)	0.195 (2.615**)
$\pi_t^{imp-f}$	0.332 (3.296***)	
$\pi_t^{imp-nf}$		0.549 (1.849*)
$\Delta e_{t-1}^{RUB}$	0.038 (2.065***)	0.067 (2.347**)
$R-squared$	0.81	0.80
$J-statistic$	6.34	2.42
$Prob(J-statistic)$	0.09	0.11
Инструменталды айнымалылар (Z)	$C, \pi_{t-1}^{imp-f}, \Delta e_t^{nom\_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom\_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom\_RUB}, \Delta ppi_t, \Delta ppi_t, \Delta m_t, \Delta m_{t-1}$	$C, \pi_{t-2}^{imp-nf}, \Delta e_{t-1}^{nom\_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom\_USD}, \Delta ppi_{t-1}, \Delta ppi_{t-1}, \Delta m_{t-1}$

Ескертпе: жақшада ( ) t-statistic мәндері көрсетілген; \*\*\*, \*\* және \* белгілері бағаланған коэффициенттің статистикалық мәнділігін білдіреді, тиісінше, мәнділіктің 1%, 5% және 10% деңгейлері кезінде