



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

DSGE МОДЕЛІ ҮШІН ПАРАМЕТРЛЕРДІ БАҒАЛАУ. 2-БӨЛІМ

Ақша-кредит саясаты департаменті

№2026-8 экономикалық зерттеу

Жұмыс мақаласы

З. Өділханова

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің (бұдан әрі – ҚРҰБ) экономикалық зерттеулері ҚРҰБ зерттеулерінің нәтижесін, сондай-ақ ҚРҰБ қызметкерлерінің басқа ғылыми-зерттеу жұмыстарын таратуға арналған. Экономикалық зерттеулер пікірталастарға ынталандыру үшін қолданылады.

Құжатта айтылған пікірлер автордың жеке ұстанымын білдіреді және ҚРҰБ ресми ұстанымымен сәйкес келмеуі мүмкін.

DSGE моделі үшін параметрлерді бағалау. 2-бөлім

2026 жылғы шілде

NBRK – WP – 2026 – 8

© National Bank of the Republic of Kazakhstan 2026. Барлық құқықтар сақталған. Бір параграфтан аспайтын қысқаша үзінділер дереккөзге сілтеме болған жағдайда автордың рұқсатынсыз келтірілуі мүмкін.

ISSN: 2789-150X

DSGE моделі үшін параметрлерді бағалау

2-бөлім

Зарина Әділханова¹

Аңдатпа

Жұмыста үй шаруашылықтары мен сауданың уақыт аралығындағы іс-әрекетін талдау үшін қажетті екі параметрдің: тәуекелді қабылдамаудың салыстырмалы дәрежесінің коэффициенті мен отандық және импорттық тауарлар арасындағы алмасу икемділігінің эмпирикалық бағалауы ұсынылған.

Тәуекелді салыстырмалы қабылдамау коэффициенті ең жоғары сенімділік және GMM әдістерін қолдана отырып, СЖЖРА ҰСБ-ның 2017-2024 жж. кезеңіндегі Қазақстан үй шаруашылықтарының тұтынуы және субъективті әлауқаты туралы пікіртерім деректері негізінде бағаланды. Алынған мәндер 1,42-1,66 аралығында болып, бұл тәуекелге бірқалыпты бейімділікті көрсетеді және халықаралық әдебиетпен үйлеседі.

Импорттық және отандық тауарлар арасындағы алмасу икемділігі тіркелген әсері бар модель қолданыла отырып, 2020 жылғы қаңтар – 2025 жылғы қыркүйек аралығындағы кезеңде 56 тауар бойынша панельдік деректер негізінде бағаланды. Бағалар икемділігінің 0,18 коэффициенті тауарлардың бірін-бірі алмастыру дәрежесінің төмендігін көрсетеді.

Негізгі сөздер: Армингтон икемділігі, тәуекелді қабылдамаудың салыстырмалы дәрежесі коэффициенті, CRRA, алмасу икемділігі

JEL классификациясы: D12, D81, F14

¹ Әділханова Зарина – Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаментінің макроэкономикалық зерттеулер және болжау басқармасының бас маман-талдаушысы.
E-mail: Zarina.Adilkhanova@nationalbank.kz

Мазмұны

1. ТӘУЕКЕЛДІ САЛЫСТЫРМАЛЫ ҚАБЫЛДАМАУ КОЭФФИЦИЕНТІ	5
1.1. Кіріспе.....	5
1.2. Әдіснама	5
1.3. Деректер	7
1.4. Нәтижелер.....	8
1.5. Қорытынды	11
2. ОТАНДЫҚ ЖӘНЕ ИМПОРТТЫҚ ТАУАРЛАР АРАСЫНДАҒЫ АЛМАСУ ИКЕМДІЛІГІ	12
2.1. Кіріспе.....	12
2.2. Әдебиетке шолу	13
2.3. Әдіснама	13
2.4. Деректер	15
2.5. Нәтижелер.....	16
2.6. Қорытынды	18
3. Пайдаланылған әдебиеттер.....	19
4. ҚОСЫМША	21

1. ТӘУЕКЕЛДІ САЛЫСТЫРМАЛЫ ҚАБЫЛДАМАУ КОЭФФИЦИЕНТІ

1.1. Кіріспе

Тәуекелді қабылдамаудың тұрақты салыстырмалы дәрежесі бар коэффициент (Constant Relative Risk Aversion, бұдан әрі – CRRA) белгісіздіктің үй шаруашылықтарына әсерін көрсетіп, тұтынушылардың уақыт аралық іс-әрекеттері модельдерінің негізгі параметрлерінің бірі болады. Ол тәуекел немесе кірістің құбылмалылығы өскен кезде үй шаруашылықтарының тұтынуды қаншалықты күрт қысқартатынын айқындайды, сондай-ақ нақты пайыздық мөлшерлемелерді қоса алғанда, уақыт аралық салыстырмалы бағалардың өзгеруіне реакцияның негізі болады.

DSGE-модельдерде CRRA коэффициенті уақыт аралық алмасудың икемділігіне, тұтынуды реттеу динамикасына, күтулердің жинақ ақшаға әсеріне, сондай-ақ ақша-кредит тетігі арналарының күшіне тікелей әсер етеді. Сондықтан CRRA-ны дұрыс бағалау әсіресе DSGE типті модельдерді калибрлеу үшін маңызды.

Тұтыну шығысының² жоғары рөлімен сипатталатын Қазақстан экономикасы жағдайында CRRA-параметрін сандық тұрғыда бағалау үй шаруашылықтарының белгісіздік жағдайындағы іс-әрекетін жақсы түсінуге және экономикалық саясат шараларының тиімділігін бағалауға мүмкіндік береді.

1.2. Әдіснама

Зерттеу негізінде репрезентативті тұтынушының пайдалылығы тәуекелді қабылдамаудың тұрақты салыстырмалы дәрежесі бар $u_i(c)$ функциясымен сипатталады деген болжам болады. Пайдалылық функциясының стандартты түрі бар:

$$u_i(c) = \begin{cases} \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, & \text{егер } \sigma \neq 1, \\ \log(c), & \text{егер } \sigma = 1, \end{cases}$$

мұнда c – тұтыну, ал σ – тәуекелді тұрақты салыстырмалы қабылдамау коэффициенті.

Layard және т.б. (2008) және Gandelman мен Hernández-Murillo (2013) еңбектеріне сүйенсек, жеке тұлғалар әл-ауқатты субъективті түрде сезінуді дұрыс салыстыра алады деп болжанады, ал h_{it} бақыт индексі – пайдалылықтың монотонды өзгеруі:

$$h_{it} = f(\gamma u(c_{it}) + X_{it}\beta + \epsilon_{it}),$$

бұл тұтыну және өмірге субъективті қанағаттанушылық туралы деректер бойынша σ параметрін бағалауға мүмкіндік береді. Талданған түрде бағалау ерекшелігінің түрі мынадай болады:

² Халықтың жалпы ақшалай кірісіндегі тұтыну шығысының үлесі СЖЖРА ҰСБ-ның деректері бойынша 2016 – 2025 жылдар аралығында орта есеппен 87%-ға жуық болды.

$$h_{it} = f\left(\gamma \frac{c_{it}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}\right) + \beta_1 female + \beta_2 age + \beta_3 age^2 + \beta_4 urban + \beta_5 income\ level + \theta_k location + \epsilon_{it},$$

мұнда h_{it} – модельде тәуелді айнымалы болып көрінетін субъективті әл-ауқат индексі. Зерттеуде бақыт проксиі ретінде үш түрлі көрсеткіш (өмірге, тұрмыс жағдайына қанағаттану және бақыттың жалпы деңгейі) пайдаланылып, бағалау олардың әрқайсысы үшін жеке жасалады;

female – жынысты есепке алуға арналған жалған айнымалы, 1 – әйел, 0 – ер;

age – респонденттердің жасы;

urban – егер респондент қалада тұрса – 1, ауылда тұрса – 0 мәнін қабылдайтын жалған айнымалы;

income level – егер респондент өзінің қаржылық жағдайына қанағаттанса – 1, егер қанағаттанбаса немесе ішінара қанағаттанбаса – 0 мәнін қабылдайтын жалған айнымалы.

location – респонденттердің тұратын жерін есепке алуға арналған жалған айнымалылар векторы.

Тәуекелді салыстырмалы қабылдамау коэффициентін (σ) бағалау үшін желілік емес модель шеңберінде растау функциясын (MLE) итерациялық максималдандыру пайдаланылады.

Бағалау алгоритміне мынадай кезеңдер кіреді:

1. 0,1 қадаммен 0-ден 3-ке дейінгі σ кезінде растау функциясы логарифмінің мәні есептеледі.
2. Содан кейін табылған максимумға жақын 0,01 қадаммен бағалау нақтыланады.
3. Әрбір итерация үшін модель коэффициенттерін бағалауға арналған реттелген логит (ordered logit) әдісі қолданылады.
4. Шығарындылардың әсерін жою үшін іріктемеден тұтыну деңгейі бойынша жоғарғы және төменгі бақылаулардың 5%-ы алып тасталады (Layard және т.б. сәйкес, 2008).

Бұдан басқа, бағалау қабілеттілігін тексеру үшін GMM әдісімен бағалау жүргізілді. CRRA параметрі модельге сызықтық емес болып кіретіндіктен, пайдалылық функциясын монотонды түрлендіруге негізделген Gandelman және Hernández-Murillo (2013) модификацияланған тәсілі қолданылады:

$$g(c, \sigma) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \quad m(c, \sigma) = \frac{\partial g}{\partial \sigma}$$

GMM қолдану үшін σ бойынша $m(c, \sigma)$ талдамалық туындысы қажет етіледі. $g(c, \sigma)$ және $m(c, \sigma)$ функцияларының екеуі де σ дұрыс сәйкестендіруге мүмкіндік беретін сәттік шарттар мен құралдар ретінде пайдаланылады.

GMM әдісімен σ параметрін бағалау нәтижелердің жинақтылығы мен орнықтылығын қамтамасыз ететін бірнеше итерациялық қадаммен жүргізіледі:

1. Бірінші кезеңде $g(c, \sigma_0)$ және $m(c, \sigma_0)$ бастапқы құралдарын құру үшін $\sigma_0 \approx 0.5$ тәуекел параметрінің бастапқы мәні болжана отырып, $g(c, \sigma_0)$ түрлендірілген пайдалылығына тәуелді айнымалы функциясының OLS-регрессиясы жүргізіледі.

2. Қалыптастырылған құралдарды пайдалана отырып, бірінші GMM-бағалау жүргізіледі: $h_{it} = \gamma g(c_{it}, \sigma) + X_{it}\beta + \epsilon_{it}$

Бұл қадамда $\hat{\sigma}_1$ жаңартылған бағасы алынады.

3. $\hat{\sigma}_1$ алынғаннан кейін құралдар қайта есептеледі. Мұндай жаңарту бастапқы кезеңде жарамсыз құралдарды пайдалану кезінде туындайтын ығысуды жояды.

4. Жинақтылыққа жеткенге дейін қайтадан GMM-бағалау.

MLE бағалауларына қосымша көп сатылы GMM қолдану CRRA параметрінің орнықтылығын тәуелсіз растауды, сәйкестендірудің дұрыстығын тексеруді, неғұрлым сенімді стандартты қателерді алуды қамтамасыз етеді.

Осылайша, екі әдістің үйлесімі Қазақстан үшін тәуекелді тұрақты салыстырмалы қабылдамау коэффициентінің ғылыми негізделген және статистикалық орнықты бағасын алуға мүмкіндік береді.

1.3. Деректер

Эмпирикалық талдау үшін үй шаруашылықтарының тұтынуы, әлеуметтік-демографиялық сипаттамалары және субъективті әл-ауқаты туралы ақпарат қамтылатын Қазақстан Республикасы Стратегиялық жоспарлау және реформалар агенттігінің Ұлттық статистика бюросының (бұдан әрі – СЖЖРА ҰСБ) деректері пайдаланылады. Мынадай зерттеу нысандары деректердің көздері болады: D-003 және D-004 – үй шаруашылықтарын тұтынудың тоқсандық тоғыспалы іріктемелері; D-002 - үй шаруашылықтарының әл-ауқатын жыл сайынғы зерттеу.

Іріктеменің жиынтық көлемі 2017-2024 жылдар кезеңінде шамамен 93000 үй шаруашылығын құрайды. Модельдегі тұтыну жылдық деңгейде айқындалатындықтан, D-003 және D-004 нысандарының тоқсандық деректері жылдық мәндерге дейін біріктірілген. Біріктіру күнтізбелік жыл шегінде әрбір үй шаруашылығы бойынша тоқсандық тұтынуды қосу әдісімен орындалған. Бұл барлық айнымалылардың жиілігін келісуге және жылдық бөліністе ғана қол жетімді субъективті көрсеткіштерді дұрыс пайдалануға мүмкіндік береді. Тұтыну көрсеткіші тұтыну бағаларының индексі бойынша бөлінген және 2017 жылғы базалық бағамен нақты мәндерге келтірілген.

Іріктеме құрылымы мынадай демографиялық белгілермен сипатталады:

- үй шаруашылықтарының **53%-ы** - қалалық жерлерде, **47%-ы** - ауылдық жерлерде тұрады;

- респонденттердің **59%-ы** - әйелдер, **41%-ы** - ерлер;

- іріктеменің **34%-ы** өздерінің қаржылық жағдайына қанағаттанған, ал **66%-ы** қанағаттанбаған немесе ішінара қанағаттанған;

- **67%-ы** өз қамтамасыз ету деңгейін «орта» (орта класс) деп бағалайды.

Тәуелді айнымалылар ретінде үш индикатор пайдаланылады: өмірге және үй шаруашылығының тұрмыс жағдайларына қанағаттануды бағалау (2017-2024 жж.) және бақыт индексі (2018-2022 жж.) (1.1-кесте). Бұл көрсеткіштер 1-ден 10-ға дейінгі шкала бойынша өлшенеді, мұнда: 1 – толық қанағаттанбаймын/өте бақытсызбын, 10 – толық қанағаттанамын/өте бақыттымын. 89 мәні жауап берудегі қиындыққа не сұрақтың нақты үй шаруашылығына қолданылмайтынын белгілеу үшін ҚР СЖРА ҰСБ сауалнамаларында пайдаланылады. Мұндай байқаулар талдаудан алып тасталынады, өйткені олар қанағаттанудың немесе бақытты болудың нақты деңгейі туралы ақпарат бермейді және бағалардың ауысуына әкелуі мүмкін.

1.1-кесте Сипаттама статистикасы (толық іріктеме)

Айнымалы	Орташа	Ауыт. ст.	Min	Max	Байқау саны
Жасы	45,54	16,53	15	99	93 044
Жылына тұтыну, нақты тг.	953472	577581	88915	21200000	93 044
Бақыт индексі	8,11	1,57	1	10	57 398
Өмірге қанағаттану индексі	7,66	1,56	1	10	92 882
Өмір сүру жағдайларына қанағаттану индексі	7,56	1,61	1	10	92 859

Дереккөзі: ҚР СЖРА ҰСБ

1.4.Нәтижелер

Ең жоғары шынайылық әдісін пайдалана отырып, тәуекелді қабылдамаудың тұрақты салыстырмалы дәрежесінің коэффициентін бағалау субъективті игіліктің барлық үш көрсеткіші үшін орнықты нәтижелерді көрсетеді: өмірге қанағаттанушылық, өмір жағдайларына қанағаттанушылық және бақыт деңгейін өзіндік бағалау. Коэффициенттің алынған мәндері 1,42-ден 1,66-ға дейінгі аралықта болады, бұл үй шаруашылықтарының тәуекелді қабылдамауға біркелкі жоғары бейімділігін және ағымдағы және болашақ тұтынудың мұқият байланысын білдіреді (1.2-кесте).

Жас шектеулерін енгізу (25-65 жас) бағалауға шамамен әсер етпейді: өмірге қанағаттану үшін σ бағалау 1,66-дан 1,65-ке дейін шамалы өзгереді, бұл жас шектеулеріне қарамастан, параметрдің тұрақтылығын растайды. Бағалаудың статистикалық маңыздылығы 10% -дан 1% -ға дейін өзгереді, бұл ретте көптеген σ мәндер 5% және 1% деңгейінде маңызды, бұл модельдің сенімділігі мен бағалаудың дәлдігін көрсетеді.

Көрсеткіштер арасында салыстыру өмір сүру жағдайларына қанағаттану үшін σ параметрі сәл төмен (1,42, 1,55) екенін көрсетеді, бұл өмірге жалпы

қанағаттанушылықпен немесе бақытты субъективті өзіндік бағалаумен салыстырғанда тұрмыстық жағдайларды бағалау кезінде респонденттердің тәуекелге тәуелділігі төмендігін көрсетуі мүмкін. Тұтастай алғанда, нәтижелер Қазақстан халқы тәуекелді қабылдамаудың орташа дәрежесін көрсетіп отырғанын растайды, бұл бағаларды уақыт аралық тұтыну модельдерінде CRRA-параметрін салыстыру және экономикалық белгісіздік жағдайында үй шаруашылықтарының тәртібін талдау үшін қолдануға болады.

1.2-кесте Тәуекелді қабылдамаудың тұрақты салыстырмалы дәрежесі параметрін бағалау нәтижелері (σ), MLE және ordered logit methods

<i>Тәуелді айнымалы</i>	<i>Жасы бойынша шектеу 25-тен 65-ке дейін</i>	<i>σ коэффициенті</i>	<i>χ^2</i>	<i>N</i>
<i>Сіз өзіңізді қаншалықты бақытты деп есептейсіз?</i>	жоқ	1,48***	9,51	50 404
	иә	1,52***	9,18	39 391
<i>Өмірге қанағаттанушылық</i>	жоқ	1,66*	6,99	81 552
	иә	1,65**	5,35	63 504
<i>Өмір сүру жағдайларына қанағаттану</i>	жоқ	1,42**	4,25	81 552
	иә	1,55**	5,15	63 504

Дереккөз: автордың бағалауы/есептеуі

Статистикалық маңыздылық мәні: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Бағалау әдісі: MLE, Ordered Logit.

Тәуелді айнымалылар 1-ден 10-ға дейінгі шкала бойынша өлшенеді.

1.3-кесте GMM әдісімен алынған тәуекелді қабылдамаудың тұрақты салыстырмалы дәрежесі параметрінің бағаларын көрсетеді. Барлық ерекшеліктерде коэффициент статистикалық тұрғыдан 1% деңгейінде маңызды және 1,43-1,49 тар аралықта, бұл нәтижелердің тәуелді айнымалыны таңдауда және жас шектеулерін қолдануда жоғары орнықтылығын білдіреді. Алынған бағалар MLE әдісінің нәтижелерімен салыстыруға келеді және 1,42-1,66 аралығының шегінде жатыр, бұл екі әдістің қорытындыларының келісімділігін және тәуекелді қабылдамау параметрін бағалаудың сенімділігін көрсетеді. Нақты айтқанда, бұл жалпы экономикалық агенттер тұрақты және болжамды жағдайларды қалайды, алайда белгісіздіктен толығымен аулақ болмайды дегенді білдіреді. Олар күтетін пайда жеткілікті болып табылады және ықтимал шығынды өтейді деген жағдайда тәуекелді қабылдауға дайын.

1.3-кесте. Тәуекелді қабылдамаудың тұрақты салыстырмалы дәрежесі параметрін бағалау нәтижелері (σ), GMM

<i>Тәуелді айнымалы</i>	<i>Жасы бойынша шектеу 25-тен 65-ке дейін</i>	<i>σ коэффициенті</i>	<i>SE</i>	<i>N</i>
<i>Сіз өзіңізді қаншалықты бақытты деп есептейсіз?</i>	жоқ	1,46***	0,004	50 463
	иә	1,45***	0,005	39 437
<i>Өмірге қанағаттанушылық</i>	жоқ	1,46***	0,009	81 294
	иә	1,49***	0,012	63 572
<i>Өмір сүру жағдайларына қанағаттану</i>	жоқ	1,43***	0,029	81 294
	иә	1,44***	0,006	63 587

Дереккөз: автордың бағалауы/есептеуі

Статистикалық маңыздылықтың мәні: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Әдісі: MLE, GMM

Әдебиетте тәуекелді салыстырмалы қабылдамау коэффициентінің мәні елдер мен әдіснамалық тәсілдер арасында өзгеріп тұрады. Szpiro және Outreville (1988) классикалық зерттеуінде көрсеткіш 1-ден 5-ке дейін өзгереді, 31 елдің іріктемесінде орташа мәні 2,89, бұл сол кезеңнің халықаралық деректерінде тәуекелді қабылдамаудың салыстырмалы жоғары деңгейін көрсетеді. Gandelman және Hernández-Murillo (2013) жұмысында көлденең салыстыру деректері бойынша тәуекелді салыстырмалы қабылдамау коэффициентін бағалау шамамен 1-ге ауытқиды, бұл пайдалы болудың логарифмдік функциясына сәйкес келеді, ал панельдік деректер бойынша бағалау біршама жоғары болып шығады. Келесі зерттеуде Gandelman және Hernández-Murillo (2015) 75 дамыған және Қырғыз Республикасын (1,81), Әзербайжанды (1,85), Арменияны (0,57), Ресейді (0,65), Тәжікстанды (1,19) және Өзбекстанды (2,96) қоса алғанда, дамушы елдер үшін орташа 0,98 мәнімен 0-ден 3-ке дейінгі параметр мәндері алынды. Бұл деректер тәуекелді қабылдамау деңгейінің еларалық гетерогенділігін көрсетеді.

Біздің зерттеуімізде алынған CRRA параметрінің бағалары ұқсас аралықта тұр және халықаралық әдебиетпен тығыз үйлесімді. Олардың алдыңғы эмпирикалық жұмыстарда ұсынылған мәндерге жақындығы біздің нәтижелеріміздің ішкі үйлесімділігін растайды және бағалау модельдері үй шаруашылықтарының экономикадағы тәртібінің ерекшеліктерін дұрыс көрсететінін білдіреді. Мұндай салыстыру алынған қорытындылардың сенімділігін күшейтеді және тәуекел артықшылықтарын талдау кезінде пайдаланылатын тәсілдің қолдану мүмкіндігін қолдайды.

CRRA параметрі DSGE модельдерінде, сондай-ақ фискалдық және зейнетақы саясатын зерттеуді қоса алғанда, басқа да көп кезеңді макроэкономикалық модельдерде маңызды рөл атқарады, өйткені ол үй шаруашылықтарының уақыт аралық артықшылықтарын және экономикалық күтпеген өзгерістерге реакциясын бағалауға тікелей әсер етеді.

1.5. Қорытынды

Қазақстан үшін тәуекелді қабылдамаудың тұрақты салыстырмалы дәрежесінің коэффициентін бағалау 1,42-1,66 (MLE) және 1,43-1,49 (GMM) аралығында бола отырып, үй шаруашылықтарының тәуекелге орташа бейімділігін көрсетеді. Нәтижелер субъективті игілік индикаторын таңдауға, жас шектеулерін қолдануға және бағалау әдісіне орнықты, бұл қорытындылардың сенімділігін растайды. Алынған мәндер халықаралық эмпирикалық зерттеулер аралығының шегінде орналасқан, бұл қолданыстағы әдебиетпен үйлесімділікті көрсетеді және экономикалық белгісіздік жағдайларында DSGE-модельдерін зерттеу және үй шаруашылықтарының уақыт аралық артықшылықтарын талдау үшін осы бағалаудың қолданылуын растайды.

2. ОТАНДЫҚ ЖӘНЕ ИМПОРТТЫҚ ТАУАРЛАР АРАСЫНДАҒЫ АЛМАСУ ИКЕМДІЛІГІ

2.1. Кіріспе

Салыстырмалы бағалардың өзгеруі тұтынушылардың сұранысты отандық және импорттық тауарлар арасында қалай бөлуіне әсер етеді. Сұраныс реакциясын талдау тауарлардың шығарылған еліне байланысты олардың бірін-бірі алмастыру дәрежесін бағалауға және жиынтық сұраныстың құрылымын жақсы түсінуге мүмкіндік береді.

Осы тетікті саны бойынша сипаттау үшін Армингтонның икемділігі ретінде белгілі отандық және импорттық тауарлар арасындағы алмасу икемділігінің көрсеткіші пайдаланылады. Бұл параметр ішкі және импорттық тауарларды тұтыну арақатынасы тәуелді әсер ететінін көрсетеді.

Жоғары икемділік тұтынушылардың отандық және импорттық тауарлар арасында оңай ауыса алатынын көрсетеді, бұл бәсекелестікті күшейтеді және монополиялық баға белгілеу үшін өндірушілердің мүмкіндіктерін шектейді. Керісінше, төмен икемділік сападағы, брендтердегі немесе тұтынушылық артықшылықтардағы айырмашылықтардың, сондай-ақ институционалдық немесе логистикалық кедергілердің болуын көрсетеді.

Armington (1969) тәсілі аясында отандық және импорттық тауарлар бірдей тауарлық жатса да, бір-бірін толық алмастыра алмайтын алмастырғыштар болып табылады деп болжанады. Бұл болжам формальды түрде тұрақты алмастыру икемділігі функциясы (Constant Elasticity of Substitution, бұдан әрі – CES) арқылы жүзеге асырылады, онда тауарлар шығарылған елі бойынша ерекшеленеді және тұтынушылық агрегатордың жеке компоненттері ретінде қарастырылады.

Осы бөлімнің мақсаты – ұлттық экономика деңгейінде біріктірілген тауарлық топтар (азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын тауарлар) бойынша отандық және импорттық тауарларды алмастыру икемділігін бағалау. Алынған бағалаулар сұраныстың салыстырмалы бағалардың өзгеруіне әсерін сандық түрде сипаттауға мүмкіндік береді және әрі қарай талдау үшін негіз болады.

Бұл параметрді бағалау макроэкономикалық модельдеу үшін маңызды қолданбалы мәнге ие. Атап айтқанда, Армингтонның икемділігі жалпы тепе-теңдіктің динамикалық стохастикалық модельдеріндегі негізгі құрылымдық параметр болып табылады, онда ол отандық және импорттық тауарлар арасындағы өзара алмасу дәрежесін айқындайды. Бұл параметрдің мәні тұтыну, инфляция және өнім шығару динамикасына, сондай-ақ экономикадағы бағалық және сыртқы күтілмеген өзгерістердің берілуіне әсер етеді. Осыған байланысты, осы бөлімде алынған бағалаулар DSGE-модельді калибрлеу және талдау үшін пайдаланылуы мүмкін.

2.2. Әдебиетке шолу

Шығу тегі бойынша сараланған тауарлардың тұжырымдамасын алғаш рет Армингтон (Armington, 1969) ұсынған. Ол әртүрлі елдерде өндірілген бір кластағы тауарлар мінсіз субституттар болып табылмайды деп болжап, олардың өзара алмасу дәрежесін сандық бағалауға мүмкіндік беретін CES функционалдық нысанын ұсынды.

Кейіннен бұл тәсіл халықаралық сауда модельдері мен жалпы тепе-теңдік модельдерінің негізгі элементіне айналды. Anderson және van Wincoop (2003), сондай-ақ Feenstra (2018) теорияның дамуына елеулі үлес қосты.

Эмпирикалық зерттеулер алмастыру икемділігін бағалаудың кең ауқымын көрсетеді. Мәселен, Hillberry және Hummels (2013) CES параметрінің мәндері деректерге, әдістерге және агрегаттау деңгейіне байланысты өзгеретінін анықтады. Feenstra және т.б. (2018) панельдік деректер негізінде жетілдірілген сәйкестендіру әдістерін ұсынды.

Armington тәсілін қолданудың классикалық мысалдары Dixon, Jerie және Rimmer (2016), Zhai (2008), Lloyd және Zhang (2006), Zhang және Verikios (2006), Shiells және Reinert (1993), сондай-ақ Bandara (1991) еңбектерінде ұсынылған. Қолданыстағы эмпирикалық әдебиет елдер арасындағы Армингтонның икемділігін бағалаудың айтарлықтай алшақтығын көрсетеді (Kenneth және т.б., 2021; Bajzik және т.б., 2019; Olekseyuk және Schurenberg-Frosch, 2016).

Жалпы алғанда, зерттеу нәтижелері CES параметрінің мәндері елдер бойынша да, тауар санаттары бойынша да айтарлықтай ерекшеленетінін көрсетеді. Осыған байланысты, нақты бір экономика үшін алмастыру икемділігін эмпирикалық бағалау дербес және маңызды зерттеу міндеті болып табылады.

2.3. Әдіснама

Armington (1969) тәсілін және оның қазіргі заманауи түсіндірмелерін (Hillberry және Hummels, 2013; Feenstra және т.б., 2018) қолдана отырып, тұтынушы тұрақты алмастыру икемділігімен (CES utility function) пайдалылық функциясын барынша арттырады:

$$U(Q_D, Q_M) = \left[\beta Q_D^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + (1 - \beta) Q_M^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right]^{\gamma/(\gamma-1)}$$

мұнда

- Q_D - ел ішінде өндірілген тауарларды тұтыну көлемі,
- Q_M - импорттық тауарларды тұтыну көлемі,
- β - отандық және импорттық тауарлар арасындағы тұтынушылық артықшылықтарды бөлу параметрі,
- γ - олардың арасындағы алмастыру икемділігі.

Тұтынушы $E = P_D Q_D + P_M Q_M$ тұрақты пайдалылық деңгейінде жиынтық шығысын барынша азайтады, мұнда P_D – ел ішінде өндірілген тауардың

бағасы, P_M – импорттық бағалар. Оңтайландырудың бірінші ретті шарты тұтыну көлемдері мен салыстырмалы бағалар арасындағы тепе-теңдік күйдегі қатынасты анықтайды:

$$\frac{Q_M}{Q_D} = \left[\frac{1 - \beta}{\beta} * \frac{P_D}{P_M} \right]^\gamma$$

Эконометрикалық бағалауға ыңғайлы лог-сызықтық нысанда:

$$\log\left(\frac{Q_M}{Q_D}\right) = \gamma \log\left(\frac{1-\beta}{\beta}\right) + \gamma \log\left(\frac{P_D}{P_M}\right) + \epsilon,$$

мұндағы ϵ – қате.

Бұл теңдеуден көрініп тұрғандай, $\log\left(\frac{P_D}{P_M}\right)$ регрессияның көлбеуі кезінде алмастыру икемділігі параметрінің бағасына сәйкес келеді.

Егер γ жоғары болса, бұл отандық және импорттық тауарлар тұтынушылық құндылық тұрғысынан жақын және бір-бірімен оңай алмастырылады дегенді білдіреді, яғни салыстырмалы бағалардың өзгеруі сұраныс құрылымына айтарлықтай қатты әсер етеді. Егер керісінше, γ төмен болса, ол шектеулі алмастыруды, яғни тұтынушылардың белгілі бір шығарылған тауарларға күшті бейімділігін көрсетеді.

Sauquet және т.б. (2011) бойынша, тәуелді айнымалының лагы көлемдер мен бағалар арасындағы ұзақ мерзімді өзара байланысты ескеру және регрессиялық модельдің түсіндіру қабілетін арттыру мақсатында модельге енгізіледі.

$$\log\left(\frac{Q_{it}^M}{Q_{it}^D}\right) = \delta + \alpha \log\left(\frac{Q_{it-1}^M}{Q_{it-1}^D}\right) + \gamma \log\left(\frac{P_{it}^D}{P_{it}^M}\right) + \gamma KEI_t + v_{it} + \mu_t + \epsilon_{it},$$

мұнда δ - константа, KEI - қысқа мерзімді экономикалық индикатор, v_{it} - тұрақты әсер; μ_t уақыт бойынша тұрақты әсер, ϵ_{it} - кездейсоқ қате. Байқалмайтын, уақыт бойынша өзгермейтін салалардың гетерогенділігін есепке алу үшін тұрақты әсерлері бар панельдік модель қолданылады. Сонымен қатар, модель уақыт бойынша тіркелген әсерлерді қосу арқылы экономикадағы ықтимал макроэкономикалық ауытқуларды бақылайды. Алайда, панельдердің қысқа ұзындығы кезінде бағалаулардың жарамсыз болу қаупі туындайды. Осыған байланысты Arellano-Bond және Arellano-Bover жалпыланған сәттерінің әдістері қолданылады. Arellano және Bond (1991) сәйкес алғашқы айырмашылықтардың лагталған мәндері эндогендігі мен жеке әсерлерін есепке алу үшін аспаптық айнымалылар ретінде пайдаланылуы мүмкін. Кейін Arellano және Bover (1995) бұл тәсілдің кеңейтілген нұсқасын ұсынды, онда айырмашылықтардағы да, деңгейлердегі де кешіктірулер құрал ретінде қолданылады. Соңында, Labra және Torrecillas (2018) екі қадамдық GMM процедурасы бір қадамдық бағалауға карағанда тиімдірек екенін атап өтеді.

2.4. Деректер

Эмпирикалық талдауда СЖРА ҰСБ-ның ай сайынғы ресми статистикалық деректері қолданылады. Барлық уақыттық қатарлар алдын ала тексеріліп, ішкі жылдық ауытқуларды жою және көрсеткіштер динамикасын уақыт бойынша салыстыруды қамтамасыз ету мақсатында маусымдық түзетуден өткізілді.

2.1-кестеде икемділік параметрін бағалау үшін пайдаланылатын көрсеткіштер берілген. Импорт және ішкі өндіріс көлемі туралы деректер «Қазақстан Республикасындағы өнімдер мен шикізаттың жекелеген түрлерінің ресурстары мен пайдаланылуы» жарияланымынан жинақталған. Баға көрсеткіштері «Қазақстан Республикасының тауарлары мен өнімдерінің экспорттық жеткізілімдері мен импорттық түсімдері бағасының индексі» деректері негізінде қалыптастырылған импорттық баға индексімен, сондай-ақ өнеркәсіп және ауыл шаруашылығы өнімдерін өндірушілер бағасының индексімен ұсынылған. Үлгідегі жалпы макроэкономикалық конъюнктураны есепке алу үшін СЖРА ҰСБ жариялайтын қысқа мерзімді экономикалық көрсеткіш қолданылады. жариялайтын қысқа мерзімді экономикалық индикатор пайдаланылады.

Бастапқыда іріктеме 69 азық-түлік және азық-түлікке жатпайтын тауарлар тобын қамтыды, олар жиынтығында азық-түлік себетінің 80%-дан астамын және шамамен 60% ТБИ азық-түлікке жатпайтын себетін білдіреді. Тауарлық позициялардың бір бөлігі үшін деректердің болмауы салдарынан түпкілікті іріктеу қысқартылды. Нәтижесінде талдауда 56 тауар бойынша теңгерімді панель пайдаланылады.

Қорытынды іріктеме 2020 жылғы қаңтардан 2025 жылғы қыркүйекке дейінгі кезеңді қамтиды және тауар позициялары деңгейіндегі айлық панельдік деректер қорының құрылымына ие.

Кесте 2.1. Қолданылған деректер

Көрсеткіш	Белг.	Дереккөз
Импорт көлемі	Q_M	«Қазақстан Республикасындағы жекелеген өнімдер мен шикізат түрлерінің ресурстары және пайдаланылуы», ҚР СЖРА ҰСБ
Ел ішіндегі өндіріс көлемі	Q_D	«Қазақстан Республикасындағы жекелеген өнімдер мен шикізат түрлерінің ресурстары және пайдаланылуы», ҚР СЖРА ҰСБ
Импорт бағаларының индексі	P_M	«Қазақстан Республикасының тауарлар мен өнімдердің экспорттық жеткізілімдері мен импорттық түсімдерінің баға индексі», ҚР СЖРА ҰСБ
Өндірушілердің бағалары индексі	P_D	«Өнеркәсіп өнімдерін өндірушілердің баға индексі», «Ауыл шаруашылығы өнімдерін өндірушілердің баға индексі», ҚР СЖРА ҰСБ

2.5. Нәтижелер

Бағалау нәтижелері 2.2-кестеде берілген, Импорт көлемінің ішкі өндіріс көлеміне қатынасының логарифмі тәуелді ауыспалы болып табылады. Бағалау тауар позициялары бойынша тіркелген әсерлері және уақытша тіркелген әсерлері бар модель шеңберінде жүргізілді, бұл тауарлар деңгейінде бақыланбайтын гетерогенділікті, сондай-ақ жалпы макроэкономикалық күтілмеген өзгерістерді бақылауға мүмкіндік береді.

Тәуелді айнымалының лагирленген мәнінің жанындағы коэффициент оң және 1 пайыздық деңгейде статистикалық тұрғыдан маңызды, бұл импорт пен ішкі өндіріс арасындағы қатынастың айқын инерциялық сипатын көрсетеді. Алынған бағалау (0,508) ұсыныс құрылымындағы өзгерістер тұрақты сипатқа ие екенін және уақыт өте келе біртіндеп түзетілетінін дәлелдейді.

2.2-кесте. Тұрақты әсер ететін регрессия нәтижелері

Айнымалы	$\log\left(\frac{Q_t^M}{Q_t^D}\right)$
$\log\left(\frac{Q_{t-1}^M}{Q_{t-1}^D}\right)$	0.508*** (0.014)
$\log\left(\frac{P_t^D}{P_t^M}\right)$	0.182*** (0.058)
КЭИ	-0.029 (0.047)
Тұрақты әсер ету уақыты	Иә
Тұрақты әсер ету	Иә
Константа	2.695 (4.622)
N	3795
Adj. R ²	0.249

Дереккөзі: автор құрастырған

Статистикалық маңыздылық мәндері: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Бағалау әдісі: тұрақты әсер ету әдісі

Салыстырмалы бағамен коэффициентті бағалау тұрақты алмасу икемділігі бар стандартты ерекше нұсқама шеңберінде импорттық және отандық тауарлар арасындағы алмасу икемділігін бағалау ретінде түсіндірілуі мүмкін. Алынған 0,182 коэффициент мәні оң және статистикалық тұрғыдан маңызды болады.

Бағалау шамасы импорттық және отандық өнімдер арасындағы алмасу икемділігінің төмендігін көрсетеді. Бұл қарастырылып отырған тауарлар топтарындағы импорт пен ішкі өндірістің жетілдірілмеген субституттар ретінде

болатынын, ал бағаның өзгеруіне байланысты салыстырмалы көлемдердің ішінара түзетілетінін білдіреді.

Бұл нәтиже Армингтон модельдерінің алғышарттарына сәйкес келеді және технологиялық ерекше нұсқамалар, өнім сапасындағы айырмашылықтар, логистикалық кедергілер және сұраныс пен ұсыныстың жылдам қайта бағдарлануын шектейтін институционалдық факторлар сияқты құрылымдық шектеулердің бар екенін көрсетеді. Ішкі нарықтың шектеулі өндірістік базасы алмасудың төмен икемділігінің қосымша факторы болуы мүмкін, яғни: тауарлардың бір бөлігі іште өндірілмейді немесе аз көлемде шығарылады, бұл салыстырмалы бағалар өзгерген кезде де импортты алмастыру мүмкіндігін азайтады.

Алмасу икемділігінің төмен мәні де бағаның бәсекеге қабілеттілігі өзгеруінің қысқа мерзімді перспективада импорт пен ішкі өндірістің арасындағы өзара байланысқа орташа әсер ететінін білдіреді. Алдыңғы эмпирикалық зерттеулермен салыстырғанда бұл мән бағалауды бөлуде төменгі жағында орналасқан, бірақ әдебиетте белгіленген аралықтарда қалады.

Атап айтқанда, Reinert және Roland-Holst (1992), АҚШ-тың 163 өңдеу өнеркәсібі мен өндіруші секторы үшін Армингтон икемділігін бағалай отырып, 0,14-тен 3,49-ға дейінгі аралықта статистикалық маңызы бар бағалауды алады. Егжей-тегжейлі деректер мен балама әдістемелік тәсілдерді қолданылатын соңғы зерттеулерде алмастыру икемділігінің неғұрлым жоғары медианалық мәндері табылады. Мәселен, Gallaway, McDaniel және Rivera (2000) 0,52-ден 4,83-ке дейінгі аралықтағы маңызды ұзақ мерзімді бағалау туралы хабарлайды, ал Broda және Weinstein (2006), Hertel және т. б. (2007), Caliendo және Parro (2015) және Ossa (2015) CES едәуір жоғары мәндерін, әсіресе теңдеулер жүйесін, сауда шығасыларын және егжей-тегжейлі бөлінген тауар жіктеуіштерін қолданған кезде көрсетеді.

Осы зерттеуде алмасу икемділігінің бағасы Қазақстанның ішкі нарығының құрылымындағы ерекшеліктерді, сондай-ақ пайдаланылатын ерекше нұсқаманың қысқа мерзімді сипатын көрсетуі мүмкін. Бұл тұрғыда нәтиже импорттық және отандық тауарлардың ауқымды тауарлардың топтары деңгейінде өзара алмасуының шектеулі екенін көрсететін бұрынғы зерттеулердің қорытындыларына сәйкес келеді.

Модельді анықтау коэффициенті (0,249 деңгейінде түзетілген R^2) модельдің толық анықтама бермейтінін көрсетеді, бұл тұрақты әсер ететін тауар позициялары деңгейіндегі панельді бағалауға тән нәтиже. Іріктеу көлемінде 3795 бақылау бар.

Нәтижелердің орнықтылығын тексеру мақсатында Arellano-Bond және Arellano-Bover тәсілдерін қолдана отырып, динамикалық панельді модельдер де бағаланды. Алайда, алынған бағалар статистикалық тұрғыдан маңызды емес болып шықты. Оның себебі уақыт кезеңдерінің салыстырмалы түрде тығыз

болуы және қолжетімді құралдар санының аз болуы. Бұл GMM-бағалаудың тиімділігін азайтады.

2.6. Қорытынды

Армингтонның алмасу икемділігі сауда саясатын талдауда шешуші рөл атқарады және DSGE модельдерін түзету үшін қажетті параметр болып табылады. Әдебиетте осы коэффициенттерді бағалаудың бірыңғай тәсілінің болмауына қарамастан, Қазақстан үшін алынған нәтижелер импорттық және отандық өнімдер арасындағы алмасудың салыстырмалы түрде төмен, бірақ статистикалық тұрғыдан маңызды икемділігін көрсетеді. Бұл импорт пен ішкі өндірістің жетілдірілмеген субституттар ретінде болатынын, ал баға белгілерінің қысқа мерзімді перспективада ұсыныс құрылымын қайта бөлуге ішінара әсер ететіндігін көрсетеді. Алынған бағалаулар макроэкономикалық модельдерді түзету және сауда мен бағаның күтпеген өзгерістерін талдау үшін пайдаланылуы мүмкін.

3. Пайдаланылган әдебиеттер

Anderson, J. E., & Van Wincoop, E. (2003). Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. *American Economic Review*, 93(1), 170–192.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.

Armington, P. (1969). A theory of demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers*, 16(1), 159–176.

Bajzik, J., Havranek, T., Irsova, Z., & Schwarz, J. (2019). Estimating the Armington elasticity: The importance of data choice and publication bias. Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies, Working Paper IES 2019/19 (revised July 2019).

Bandara, J. S. (1991). Computable general equilibrium models for development policy analysis in LDCs. *Journal of Economic Surveys*, 5(1), 3–69. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1991.tb00126.x>

Broda, C. and Weinstein, D. (2006). Globalization and the Gains from Variety, *Quarterly Journal of Economics* 121: 541-585.

Caliendo, L. and Parro, F. (2015). Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA, *The Review of Economic Studies* 82: 1-44.

Dixon, P. B., Jerie, M., & Rimmer, M. T. (2016). Modern trade theory for CGE modelling: The Armington, Krugman and Melitz models. *Journal of Global Economic Analysis*, 1(1), 1–110. <https://doi.org/10.21642/JGEA.010101AF>

Feenstra, R. C., Luck, P., Obstfeld, M., & Russ, K. N. (2018). In search of the Armington elasticity. *The Review of Economics and Statistics*, 100(1), 135–150.

Gandelman, N., & Hernández-Murillo, R. (2013). What do happiness and health satisfaction data tell us about relative risk aversion? *Journal of Economic Psychology*, 39, 301-312.

Gandelman, N., & Hernández-Murillo, R. (2015). Risk aversion at the country level. *Available at SSRN 2646134*.

Gallaway, M.P., McDaniel, C.A., Rivera, S.A., 2000. Short-run and long-run industry-level estimates of U.S. Armington elasticities, *North American Journal of Economics and Finance*, forthcoming

Hertel, T., Hummels, D., Ivanic, M. and Keeney, R. (2007). How Confident can we be of CGE-based Assessments of Free Trade Agreements?, *Economic Modelling* 24: 611-635.

Hillberry, R., & Hummels, D. (2013). Trade elasticity parameters for a computable general equilibrium model. In P. B. Dixon & D. W. Jorgenson (Eds.), *Handbook of Computable General Equilibrium Modeling* (Vol. 1, pp. 1213–1269). North-Holland, Oxford: Elsevier.

- Labra, R., & Torrecillas, C. (2018). Estimating dynamic panel data: A practical approach to perform long panels. *Revista Colombiana de Estadística*, 41(1), 31–52.
- Layard, R., Mayraz, G., & Nickell, S. (2008). The marginal utility of income. *Journal of Public Economics*, 92(8-9), 1846-1857
- Lloyd, P. J., & Zhang, X. (2006). The Armington model. Productivity Commission Staff Working Paper, Melbourne, January.
- Olekseyuk, Z., & Schurenberg-Frosch, H. (2016). Are Armington elasticities different across countries and sectors? A European study. *Economic Modelling*, 55, 328–342. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.02.018>
- Ossa, R. (2015). Why Trade Matters After All, *Journal of International Economics* 97: 266- 277
- Reinert, K.A., Roland-Holst, D.W., 1992. Armington elasticities for United States manufacturing sectors, *Journal of Policy Modeling*, 14(5), 631-39.
- Sauquet, A., Lecocq, F., Delacote, P., Caurla, S., Barkaoui, A., & Garcia, S. (2011). Estimating Armington elasticities for sawn wood and application to the French forest sector model. *Resource and Energy Economics*, 33(4), 771–781.
- Shiells, C. R., & Reinert, K. A. (1993). Armington models and terms-of-trade effects: Some econometric evidence for North America. *Canadian Journal of Economics*, 26(2), 299–316. <https://doi.org/10.2307/135909>
- Szpiro, G. G., & Outreville, J. F. (1988). Relative risk aversion around the world: Further results. *Journal of Banking & Finance*, 6(1, Supplement), 127-128.
- Zhai, F. (2008). Armington meets Melitz: Introducing firm heterogeneity in a global CGE model of trade. *Journal of Economic Integration*, 23(3), 575–604. <https://doi.org/10.11130/jei.2008.23.3.575>
- Zhang, X. (2006). Armington elasticities and terms of trade effects in global CGE models. Productivity Commission Staff Working Paper 0601, Government of Australia.
- Zhang, X., & Verikios, G. (2006). Armington parameter estimation for a computable general equilibrium model: A database consistent approach. Economics Discussion Paper 06-10, University of Western Australia.
- Clements, K. W., Mariano, M. J. M., & Verikios, G. (2021). Foreign-domestic substitution, import penetration and CGE modelling. *Applied Economics*, 53(35), 4080–4099. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1897072>

4. ҚОСЫМША

1А кесте. Тауарлардың атауы

Нөмірі	Тауардың атауы
1	Ет және құс еті, тағамдық қосымша өнімдер
2	Ет және тұздалған, тұзды судағы, кептірілген немесе ысталған басқа да тағамдық қосымша ет өнімдері (шошқа етін, ірі қара малдың етін қоспағанда); тағамдық ұн және еттен немесе қосымша ет өнімдерінен алынған ұнтақ
3	Еттен, қосымша ет өнімдерінен немесе мал қанынан жасалатын шұжықтар мен соларға ұқсас өнімдер
4	Өңделген және консервідегі балық, шаян тәріздес және моллюскалар
5	Жеміс және көкөніс шырындары
6	Картоптан басқа өңделген және консервідегі көкөністер
7	Өңделген және консервідегі жемістер мен жаңғақтар
8	Өсімдік майлары
9	Маргарин және ұқсас өнімдер
10	өңделген сұйық сүт және қаймақ
11	сары май
12	ірімшік және сүзбе
13	қант немесе басқа тәтті дәм беретін заттар қосылған немесе қосылмаған, қоюлатылған сүт және кілегей
14	йогурт, сүт және ашытылған немесе ұйытылған өзге де кілегей
15	Балмұздақ және балмұздақ жасауға арналған қоспалар мен негіздерден басқа, тағамдық мұз (шербетті, кэмпиттерді қоса алғанда)
16	Ұн
17	Күрішті қоса алғанда, жармалар
18	нан; торттар және кондитерлік өнімдер; қосымша тәттілендіргіш заттар қосылған өзге де нан-тоқаш өнімдері
19	кептірілген нан және печенье; ұзақ сақталатын кондитерлік өнімдер мен тәтті тоқаштар
20	Макарон өнімдері, кеспе, кускус және соған ұқсас ұннан жасалған өнімдер
21	Қант
22	Шоколад, шоколадтан және қанттан жасалған кондитерлік өнімдер
23	Шай және кофе
24	Сірке суы, тұздықтар, аралас дәмдеуіштер; ұн және қыша ұнтағы; дайын қыша
25	Ас тұзы
26	Арақ және ликер-арақ өнімдері
27	коньяк және коньяк сусындары
28	Шарап-барлығы (сидр мен жүзім шырыны есепке алынбаған)
29	Сыра, сыра қайнату шөгінділері мен қалдықтарынан басқа
30	Минералды сулар және алкогольсіз сусындар
31	Темекі және папирос
32	Жұмыртқа
33	Мақтадан жасалған маталар
34	Сырт киім
35	Спорт, қорғаныс және ортопедиялық аяқ киімдеден басқа аяқ киім

36	Портландцемент (ақ түстіден басқа)
37	Гипс
38	Бояулар мен лактар және олармен байланысты басқа да өнімдер; суретшілерге арналған бояулар мен типографиялық бояулар
39	Керамикалық плиткалар мен тақталар
40	Линолеум және винил, линолеум және т.б. түріндегі серпімді еден жабындары
41	Қолжуғыштарға, жуғыштарға, биделерге, унитаздарға, ванналарға арналған крандар, вентильдер, клапандар және ұқсас арматура; орталық жылыту радиаторларына арналған вентильдер
42	Тас көмір және лигнит (қоңыр көмір)
43	Ағаш жақтаулары бар отыруға арналған жиһаз
44	Ас үй мен қонақ бөлмеге арналған ағаштан жасалған жиһаз
45	Металл жақтаулары бар отыруға арналған арнайы жиһаз
46	Әйнектен жасалған көп қабатты оқшаулағыш бұйымдар; әйнек айналар
47	Кілемдер және кілем бұйымдары
48	Тұрмыстық тоңазытқыштар мен мұздатқыштар
49	Тұрмыстық кір жуатын машиналар және киім кептіретін машиналар
50	Тұрмыстық шаңсорғыштар
51	Сұйық толтырылған радиаторлар, электр конвекторлары және электрлі жылыту желдеткіштері
52	Жылу алмастырғыш құрылғылар; тоңазыту жабдығы және ауа баптағыш жабдық
53	Азық-түлік өнімдеріне арналған миксерлер, ұнтақтағыштар және шырын сыққыштар
54	Медициналық және стоматологиялық құралдар мен жабдықтар және терапиялық құрылғылар мен аспаптар; протездер және ортопедиялық құралдар
55	Жолаушыларға арналған жеңіл автомобильдер
56	Жаңа пневматикалық резеңке дөңгелектер
57	Мотор отыны (бензин, оның ішінде авиациялық)
58	Газойль (дизель отыны)
59	Радиохабар тарату қабылдағыштарымен немесе дыбыс немесе бейне жазу немесе қосу аппаратурасымен біріктірілген немесе біріктірілмеген телевизиялық қабылдағыштар
60	Жазу бейнекамералары және бейнежазу аппаратурасы немесе бейнекөрсеткіш басқа да жабдықтар және цифрлық камералар
61	Электрондық есептеу техникасы, оның бөлшектері және керек-жарақтары
62	Дәптерлер
63	шампуньдер, шашқа арналған лактар, шашты бұйралауға немесе сәндеуге арналған заттар
64	Тіс пасталары мен тіс тазалау ұнтақтары
65	Сабын және сабын ретінде пайдалануға арналған органикалық беткейлік-белсенді заттар мен бұйымдар; қағаз, мақта, киіз, және т.б.
66	қырынуға арналған құралдар; дезодоранттар және терден қорғау құралдары; ванналарды қабылдауға арналған құрамдар; парфюмерлік, косметикалық және жуынуға арналған заттар

67	Дәретхана қағазы
68	Санитарлық-гигиеналық сүлгілер мен тампондар, балаларға арналған жөргектер мен жаялықтар және оларға ұқсас санитарлық-гигиеналық бұйымдар, қағаз массасынан, қағаздан және т.б. жасалған заттар мен киім аксессуарлары
69	Сағат механизмдері мен сағат бөліктерінен басқа сағат, дана