ҚАЗАҚСТАН РЕСПУБЛИКАСЫ ҒЫЛЫМ ЖӘНЕ ЖОҒАРЫ БІЛІМ МИНИСТРЛІГІ

«Л.Н. ГУМИЛЕВ АТЫНДАҒЫ ЕУРАЗИЯ ҰЛТТЫҚ УНИВЕРСИТЕТІ» КЕАҚ

Студенттер мен жас ғалымдардың
«ǴYLYM JÁNE BILIM - 2023»
XVIII Халықаралық ғылыми конференциясының
БАЯНДАМАЛАР ЖИНАҒЫ

СБОРНИК МАТЕРИАЛОВ
XVIII Международной научной конференции
студентов и молодых ученых
«ǴYLYM JÁNE BILIM - 2023»

PROCEEDINGS
of the XVIII International Scientific Conference
for students and young scholars
«ǴYLYM JÁNE BILIM - 2023»

2023
Астана

УДК 001+37
ББК 72+74
G99

«ǴYLYM JÁNE BILIM – 2023» студенттер мен жас ғалымдардың XVIII Халықаралық ғылыми конференциясы = XVIII Международная научная конференция студентов и молодых ученых «ǴYLYM JÁNE BILIM – 2023» = The XVIII International Scientific Conference for students and young scholars «ǴYLYM JÁNE BILIM – 2023». – Астана: – 6865 б. - қазақша, орысша, ағылшынша.

ISBN 978-601-337-871-8

Жинаққа студенттердің, магистранттардың, докторанттардың және жас ғалымдардың жаратылыстану-техникалық және гуманитарлық ғылымдардың өзекті мәселелері бойынша баяндамалары енгізілген.

The proceedings are the papers of students, undergraduates, doctoral students and young researchers on topical issues of natural and technical sciences and humanities.

В сборник вошли доклады студентов, магистрантов, докторантов и молодых ученых по актуальным вопросам естественно-технических и гуманитарных наук.

УДК 001+37
ББК 72+74

ISBN 978-601-337-871-8

$$\nu_m(x_{1i}, x_{2j}, x_{3k}, t_n) = -0.5h_m^{-1}\big(p(x_m + h_m) - p(x_m - h_m)\big)A(x_{1i}, x_{2j}, x_{3k}, t_n)\frac{\partial F}{\partial s};$$

2) алгоритмнің тұрақтылығын қамтамасыз ететін уақыт бойынша қадам анықталады

$$\Delta t = h_m / \max_{x,m}\{\nu_m(x)\};$$

3) формулаларға сәйкес (8) тордың әрбір түйіні үшін x_1, x_2, x_3 нүктелерінің координаттары және оларға сәйкес су қанықтылық мәндері есептеледі.

Бұл жағдайда судың қанықтылығын есептеу x_1, x_2, x_3 - нүктесі орналасқан тордың бірлік ұяшығының сегіз шыңындағы s функциясының белгілі мәндерін қолдана отырып, сызықтық интерполяция арқылы жүзеге асырылады.

Алгоритм (7), (8) ағынға қарсы айырмашылықтары бар айқын сызбаның аналогы болып табылады және тор қадамдарына қатысты дәлдіктің бірінші ретін қамтамасыз етеді.

Қолданылған әдебиеттер тізімі:

1. Закревский К.Е. Геологическое 3D моделирование. – М.: ООО ИПЦ «Маска», 2009.
2. Булыгин Д.В., Медведев Н.Я., Кипоть В.Л. Моделирование геологического строения и разработки залежей нефти Сургутского свода. – Казань: ДАС, 2001.
3. Баренблатт Г.И., Ентов В.М., Рыжик В.М. Движение жидкостей и газов в природных пластах. – М.: Недра, 1984.
4. Кричлоу Г.Б. Современная разработка нефтяных месторождений – проблемы моделирования. – М.: Недра, 1979.
5. Клевченя А.А., Таранчук В.Б. О некоторых численных решениях задач вытеснения неньютоновской нефти водой // Численные методы решения задач фильтрации многофазной несжимаемой жидкости. – Новосибирск: ИТПМ СО АН СССР, 1980, с.123-129.
6. Абрашин В.Н. Многокомпонентные итерационные методы переменных направлений // Математическое моделирование, 2000, т.12, №2, с.45-58.

Абрашин В.Н., Егоров А.А., Жадаева Н.Г. О скорости сходимости аддитивных итерационных методов // Дифференциальные уравнения, 2001, т.37, №7, с.867-879.

ӘОЖ 342

МЕМЛЕКЕТТІК ИНСПЕКЦИЯЛАРДЫ ЖӘНЕ СЫБАЙЛАС ЖЕМҚОРЛЫҚҚА ҚАРСЫ КҮРЕСТІ ҰЙЫМДАСТЫРУДЫҢ МАТЕМАТИКАЛЫҚ МОДЕЛІ

Бахытжан Амен

bakhytzhanamen@gmail.com

Л.Н.Гумилев атындағы ЕҰУ «6В06105- Математикалық және компьютерлік модельдеу» мамандығының 4 курс студенті, Астана, Қазақстан

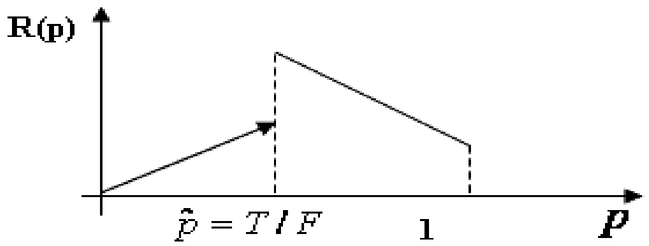
Ғылыми жетекшісі- К.М. Сулейменов

Кіріспе

Қазіргі экономикада мемлекеттік инспекциялар маңызды рөл атқарады. Олардың қызметін екі негізгі бағытқа бөлуге болады. Біріншісі – мемлекеттік бюджетке ақша жинау (салық, кедендік және басқа төлемдер). Салық, кеден және басқа да инспекциялардың міндеті әр түрлі шаруашылық қызмет субъектілерінің бюджеттік төлемдерді төлеудің дұрыстығын, атап айтқанда, шаруашылық қызмет субъектілерінің жекелеген санаттары үшін заңмен қарастырылған жеңілдіктердің берілуін бақылау болып табылады. Мысал ретінде біз белгілі бір әлеуметтік топтар үшін мүлік салығы мен коммуналдық төлемдер бойынша жеңілдіктерді, коммерциялық және өнеркәсіптік кәсіпорындардың жекелеген түрлері үшін кедендік баждар мен салықтарды атап өтеміз. Тексерудің мақсаты – заңды түрде жеңілдіктерді талап етушілердің мүдделеріне нұқсан келтірмей, оларға құқығы жоқ шаруашылық қызмет субъектілеріне жеңілдіктер беруге жол бермеу.

Табыстың екі деңгейі бар салық салу моделін қарастырайық [1]. Табыс ықималдықтары анықталған табыстың екі деңгейі бар модельді қарастырыңыз I_L және I_H,мұнда $I_L < I_H$. Салық төлеушілер төмен және жоғары табыс алады I_L және I_H сәйкесінше $1-q$ және q ықтималдықтарымен. Төмен табысқа салық салынбайды, ал жоғары табыстан салық алынады T. Осылайша, табысы жоғары салық төлеуші төмен кірісті декларациялауға ынталандырады. Салық төлеушінің мұндай әрекеттерін болдырмау үшін салық инспекциясы p ықтималдығы мен төмен кірісті декларациялайтын салық төлеушілерді тексереді. Егер табысы жоғары салық төлеуші I_L төмен кірісі туралы декларация жасаса және оның декларациясы тексерілсе, онда салық төлеуден жалтару фактісі әрдайым анықталады және салық төлеуші төленбеген салықты қамтитын I_L айыппұлын төлеуі керек. Тексеру құны c. Салық басқармасы басшылығының міндеті I_L төмен кірісті көрсететін декларацияларды тексерудің оңтайлы ықтималдығын p табу. Бұл ретте таза салық кірісін R барынша арттырады R, яғни тексеру шығындарын шегергендегі салықтар мен айыппұлдардың барлық түсімдері.

Салық төлеушінің әрекеттерін сипаттайық. Ол жоғары табыс алу кезінде өзінің стратегиясын $\{I_L, I_H\}$ жиынтығынан таңдайды. Салық төлеуші салық инспекциясының p стратегиясын біледі және $I_H - T$ әділ әрекеті мен $I_H - pF$ салықтан жалтару кезіндегі кірістерді салыстыру арқылы күтілетін кірісті көбейтеді деп болжаймыз. Осылайша, егер тексеру ықтималдығы $p < \hat{p} \overset{\text{def}}{=} \frac{T}{F}$ теңсіздігін қанағаттандырса, онда барлық жоғарғы кірісті салық төлеушілер жалтарады және бір салық төлеушіге есептелген мемлекеттің таза салық кірісі $R(p) = p(qF - c)$ болады. Егер $p > \hat{p}$ болса, жалтару болмайды және кіріс $R(p) = qT - p(1-q)c$ түрінде болады (сурет.2.1). Тексеру ықтималдығы $p = \hat{p}$ болған кезде, салық төлеуші жалтару керек пе, жоқ па, оған мән бермейді. Бұл жағдайда ол жалтармайды деп саналады. Осылайша, $\hat{p}$ -шекті ықтималдық, яғни салық төлеушілердің адал әрекетін қамтамасыз ететін тексерудің минималды ықтималдығы.



сурет.2.1.

Теорема 2.1. *[2] Егер $qF > (1-q)c$ болса , $p^* > \hat{p}$ тексерудің оңтайлы ықтимaлдығы. Бұл ретте мемлекеттің ең жоғары таза салық кірісі p^*оң және $qT - \hat{p}(1-q)c$-ге тең. Әйтпесе, p^*, $R^* = 0$, яғни салық төлеушілердің бұл тобын тексерудің қажеті жоқ.*

Дәлелдеу: Теореманы дәлелдеу үшін алдымен тексеру ықтималдығына байланысты таза салық кірісі $R(p)$ өрнегін табу керек p. Осыдан кейін біз $R(p)$ максималды болатын оңтайлы p мәнін таба аламыз және осы p мәні үшін $qF > (1-q)c$ шартының орындалғанын тексере аламыз.

1. Таза салық кірісі $R(p)$ үшін өрнек табайық. Егер $p < \hat{p}$ болса, барлық жоғары кірісті салық төлеушілер салық төлеуден жалтарады және таза салық кірісі салықты төлемегені үшін айыппұлдар сомасына тең болады: $R(p) = p(qF - c)$. Егер $p > \hat{p}$ болса, онда табысы жоғары салық төлеушілер салық төлейді және таза салық кірісі тексеру шығындарын шегергендегі салық кірісіне тең болады:
R(p) = qT - p(1-q)c.
2. Ол үшін $R(p)$ функциясының максималды нүктесін $(p\,,1)$ аралықта табамыз. Ол үшін $R'(p)$ туындысын алып, оны нөлге теңестіріңіз: $R'(p) = qF - (1-q)\,c = 0$. Осы жерден біз тексеру ықтималдығының оңтайлы мәні $p^* = (1-q)c/F$ екенін аламыз.
3. Оңтайлы p мәні үшін $qF > (1-q)c$ шартын тексерейік. p^* мәнін $R(p)$өрнегіне $p > \hat{p}$ кезінде ауыстырайық : $R(\hat{p}) = qT - p^{(1-q)C} = qT - ((1-q)c^2)/F$. Бұл өрнек $qF > (1-q)c$ болса, оң болатыны анық, өйткені бұл жағдайда $qT > (1-q)c^2/F$. Демек, оңтайлы p мәні мемлекеттің таза салық кірісін барынша арттырады.
4. Егер $qF > (1-q)c$ болса, онда $p^* = (1-q)C\,/\,F$ оңтайлы мәні $(p\,,1)$ интервалында емес, оның сыртында жатыр, яғни I_L төмен кірісін көрсететін салық төлеушілердің декларацияларын тексерудің мағынасы жоқ. бұл жағдайда таза мемлекеттің салық кірісі нөлге тең болады: $R\,(p^*) = 0$.

Мысал:Тексерудің оңтайлы ықтималдығын анықтау мәселесінің шешімін көрсету үшін нақты мысалды қарастырамыз.
I_L төмен кірісі 100, I_H жоғары кірісі 1000, t салық ставкасы 0.2, салық төлеуден жалтарғаны үшін F айыппұлы 500, c тексеру құны 100 болсын. Осылайша, $qF = 0.2 * 1000 * 500 = 100000$, $(1-q)\,c = 0.8 * 100 = 80$.
Алдымен біз p вероятность $p < \hat{p} \stackrel{\text{def}}{=}$ 0.2/500 = 0.0004 шекті ықтималдығын табуымыз керек.
Содан кейін 2.1 теоремасының формулаларын қолдана отырып, біз тексерудің оңтайлы ықтималдығын және мемлекеттің максималды таза салық кірісін есептей аламыз:

Егер $qF > (1-q)\,c$ болса, онда $p^* = (qT - c)/(2qF - 2c) = (0.21 - 100)/(20.2100 - 2100) = 0.0556$, ал $p^* = p^*(qF - c) = 0.0556 * (0.2 * 1000 * 500 - 100) = 1097.22$.

Егер $qF \le (1-q)\,c$ болса, онда $p^* = 0$ және $P^* = 0$.

Осылайша, бұл мысалда тексерудің оңтайлы ықтималдығы-0.0556, ал мемлекеттің ең жоғары таза салық кірісі-1097.22. Бұл дегеніміз, мұндай тексеру ықтималдығымен мемлекет салық төлеуден жалтарудың едәуір бөлігін болдырмай, сонымен бірге тексерулерге көп ақша жұмсамай, өз кірістерін көбейте алады.

Қорытынды

Бұл жұмыста біз салық төлеушілер салық төлеуден жалтаруы мүмкін, бірақ белгілі бір ықтималдықпен салық басқармасы тексере алатын салық салу моделін қарастырдық. Біз тексерудің оңтайлы ықтималдығы кіріс деңгейлері мен тексеру құны сияқты модель параметрлеріне байланысты екенін көрсеттік. Таза салық кірісін ұлғайту және тексерудің оңтайлы ықтималдығы туралы теоремалар дәлелденді.

Біз сондай-ақ берілген модель параметрлерінде тексерудің оңтайлы ықтималдығын табуға мүмкіндік беретін оңтайландыру мәселесін шешудің сандық әдісін ұсындық. Берілген мысал осы әдісті белгілі бір тапсырмада қолдануды көрсетеді.

Мұндай модельдерді зерттеу мемлекеттер мен салық органдарына салық саясатын оңтайландыруға және салық жинау тиімділігін арттыруға көмектеседі.

Қолданылған әдебиеттер тізімі

1. Васин А.А., Морозов В.В. Теория игр и модели математической экономики. − М: МАКС Пресс, 2005.
2. А. А. Васин, П. А. Картунова, А. С. Уразов, Модели организации государствен- ных инспекций и борьбы с коррупцией, Матем. моделирование, 2010, том 22, номер 4.

УДК 519

БАЙЕСОВСКИЙ ПОДХОД ВНЕКОТОРЫХ ТИПАХ СИСТЕМ МАССОВОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ

Бикенов Айдар
aidarbikenov@gmail.com
Магистрант ЕНУ им.Л.Н.Гумилева, г.Астана, Казахстан
Научный руководитель – Сулейменов К.М.

1 Введение и основные предположения

Теория массового обслуживания — хорошо развитый раздел математической науки.

В этой работе рассматриваются такие типы СМО, как $M|G|1$, $M|M|1|0$ и $M|M|1|\infty$. Согласно классификации Кендалла будем понимать эти обозначения следующим образом: первая буква (M) означает, что входящий поток заявок описывается пуассоновским процессом; вторая буква (G или M) означает, что мы рассматриваем либо рекуррентное обслуживание (G), либо показательное распределение (M) времени обслуживания; число в третьей позиции показывает количество обслуживающих приборов; и, наконец, последняя позиция соответствует возможной длине очереди на обслуживание.

С системой типа M|G|1 возникают задачи рандомизации «обычных» характеристик таких систем с учетом априорных распределений входных параметров. Скажем, может приниматься предположение о показательном, равномерном или каком-то другом распределении одной или нескольких из величин λ, μ и σ^2 (которые при таком подходе становятся случайными величинами), об их независимости или зависимости и т. п. Полученные результаты могут применяться, например, для вычисления средних значений, построения доверительных интервалов для тех или иных характеристик рассматриваемого класса СМО «в целом». Такой подход к построению моделей массового обслуживания естественно назвать байесовским.

Как известно [2], коэффициент готовности восстанавливаемого устройства в стационарном режиме может быть вычислен по формуле