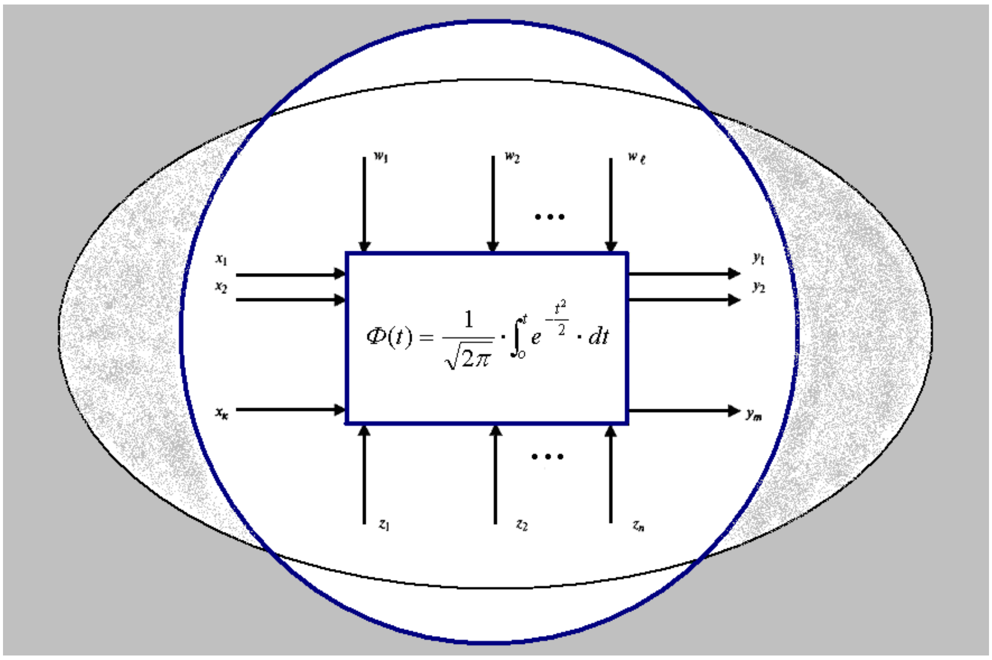
А. Раджабов

Сборник задач для практических занятий по предмету «Основы научных исследований»



Г.Ташкент- 2017

УДК: 63: 621.311 (07)

74.4(5ў)
ББК

Тузувчи: А.Раджабов, т.ф.д., профессор

Т а қ р и з ч и л а р: **А.Мухаммадиев** ,Ўзбекистон Республикаси Вазирлар Маҳкамаси хузуридаги Фан ват ехнология ларни ривожлан тиришни мувофиқлаштириш қўмитаси бўлим бошлиғи,т..ф..д, проф.; **М.Ибрагимов**,Тошкент давлат аграр университети доценти, т.ф. н

Ўқув қўлланмада эхтимолликлар назарияси, экспериментлар натижаларига статистик ишлов бнериш, тажриба тадқиқотлари натижалари бўйича регрессия тенгламаларни тузиш, гипотезани текшириш, гхборот назарияси, ишончлилик назарияси, оммавий хизмат кўрсатиш назарияси, оптимал бошқарув назарияси, ихтиро ва патент олиш, кузатув натижаларнинг хатоликларни баҳолаш, эмпирик формулаларни тузиш усулларига оид масалалар ечими аниқ бир энергетик жараёнлар мисолида ёритилган

Ўқув қўлланма Ўзбекистон Олий ва Ўрта махсус таълим вазирлиги томонидан мақулланган "Илмий тадқиқот асослари" фанининг намунавий дастурига асосан ёзилган ва 5430200 – "Қишлоқ хўжалигини электрлаштириш ва автоматлаштириш", 5520200 – "Электроэнергетика" (сув хўжалиги), 5140900 касб таълими (Қшлоқ хўжалигини электрлаштириш ва автоматлаштириш) бакалавр йўналишлари талабалари ҳамда 5А430201 - Агросаноат мажмуи электротехник ускуналари ва электр таъминоти, 5А520205- "Электр таъминоти" (сув хўжалигида) магистратура мутахасисликларги бўйича тахсил олаётган магистрантларга мўлжалланган.

Материалы приведенных в учебной литературе можеть быть использованы учащимися и самостоятельними соискательями базовой доктарантуры, доктарантуры в своих исследованиях при статистический обработке результатов исследованы по диссертационной работе.

ISB N 978-9946-362-63-5 2017

СОДЕРЖАНИЕ

Введение

Фан ва техниканинг бир-бири билан боғлиқ ривожланиш жараёни инсонга табиятда юзага келаётган ресурслардан мақсадли фойдаланиш имконини беради. Бўлажак бакалаврлар, магистрлар .ушбу ўқув қўлланмада келтирилган мисол ва масалаларни ечимларини ўрганишлари ўзларининг касбий фаолиятида **юзага келиши мумкин бўлган муммаларни илмий ёндашув асосида ечаолишларига ёрдам беради.** Илмий ижодий ечимлар махсулот ишлаб чиқариш энергетик самарадорлигини ошириш, энергияни тежаш энергетик ускуна ва қурилмаларнинг эксплуатацион кўрсаткичларини яхшилашни таъминлайди.
Бугунги кунда аграр соха мутахасисларидан, ҳам эски, ҳам мутлақо янги вази фаларни қўйиш ва илмий асосда уларни ечимларини топабилиш кўникмасига ва компитентлиликка эга бўлишликлари талаб этилади..

1 Использование законы и теорииматематики в научных исследованиях

1.1. Примеры по теории вероятностей

Пример -1

Отказ прибора (событие А) равновозможен в любой момент промежутка времени Т = 1000 ч. Вероятность того, что событие А на этом промежутке времени произойдет, равна р = 0,1. Известно, что за время t = 600 ч прибор не отказал. Определить вероятность того, что отказ произойдет в оставшийся промежуток времени.

Решение. Из геометрического определения вероятности (1.3) вероятность появления

события А за время Т равна вероятности $\frac{t}{T}p$ появления данного события за время t плюс произведение вероятности $(1-\frac{t}{T}p)$ того, что событие не произойдет за время t, на условную вероятность Р появления события А за оставшееся время, если раньше оно не произошло. Таким образом,

$$p=\frac{t}{T}p+\left(1-\frac{t}{T}p\right)P.$$

Отсюда находим

$$P=\frac{p\left(1-\frac{t}{T}\right)}{1-\frac{t}{T}p}=0{,}1\cdot\frac{1-0{,}6}{1-0{,}6\cdot 0{,}1}=0{,}043.$$

Пример 2 Три элемента выходят из строя с вероятностями 0,1; 0,2 и 0,3. Найти вероятность разрыва цепи при параллельном и последовательном соединении этих элементов.

Решение. Пусть событие A_1 означает выход из строя i-го элемента (i=1, 2, 3), B — разрыв цепи.

При параллельном соединении разрыв цепи произойдет, если из строя выйдут одновременно все элементы. Поскольку события A_i независимы, то искомая вероятность

$$P_1(B) = P(A_1A_2A_3) = P(A_1)\,P(A_2)\,P(A_3) = 0{,}1 \cdot 0{,}2 \cdot 0{,}3 = 0{,}006.$$

При последовательном соединении разрыв цепи произойдет, если из строя выйдет хотя бы один элемент. В этом случае определим сначала вероятность противоположного события $\bar{B}$. Разрыва цепи не будет, если не выйдет из строя ни один из элементов, следовательно,

$$P_2\left(\bar{B}\right) = P\left(\bar{A}_1\bar{A}_2\bar{A}_3\right) = P\left(\bar{A}_1\right)P\left(\bar{A}_2\right)P\left(\bar{A}_3\right) = (1-0{,}1)(1-0{,}2)(1-0{,}3) = 0{,}9\cdot 0{,}8\cdot 0{,}7 = 0{,}504$$

Тогда искомую вероятность определим по формуле $P(A) + P(\bar{A}) = 1$

$$P_2(B) = 1 - P_2(\bar{B}) = 0{,}496$$

Пример 3. У сборщика имеется 14 деталей, изготовленных заводом № 1, и 6 деталей— заводом № 2. На сборку взяты 2 детали. Найти вероятность того, что хотя бы одна из них изготовлена заводом № 1.

Решение. Обозначим событие A_i — i-я деталь изготовлена заводом № 1 ($i = 1, 2$). Определим вероятность суммы событий A_1 и A_2. Поскольку события A_1 и A_2 совместны, то по формуле (1.9)

$$P(A_1 + A_2) = P(A_1) + P(A_2) - P(A_1A_2).$$

Так как события A_1 и A_2 зависимы, то

$$P(A_1 + A_2) = P(A_1) + P(A_2) - P(A_1)P(A_2 \mid A_1).$$

Найдем $P(A_2 \mid A_1)$. Если произошло A_1, т. е. первая деталь изготовлена заводом № 1, то у сборщика осталось 19 деталей, из которых 13 изготовлены заводом № 1, поэтому

$$P(A_2 \mid A_1) = \frac{13}{19}.$$

Учитывая, что $P(A_1) = P(A_2) = \frac{14}{20}$, имеем:

$$P(A_1 + A_2) = \frac{14}{20} + \frac{14}{20} - \frac{14}{20}\cdot\frac{13}{19} = \frac{35}{38}.$$

Мисол - 3. Электр моторларни таъмирлаш корхонасининг йиғув бўлимида турган биринчи цехда таъмирланган 14 та, иккинчи цехда таъмирланган 6 та двигател статорларидан 2 таси синовдан ўтказиш учун олиб кетилди. Уларнинг биронтасини биринчи цехда тайёрланганлиги эхтимоллигини аниқланг.

Ечиш: статорларни биринчи цехда тайёрланганлигини A_i воқейлик деб белгилаймиз ($i=1,2$). A_1 ва A_2 воқейликлар биргаликда содир бўлишини ҳисобга олиб куйидаги формула билан ифодалаймиз: $P(A_1+A_2)=P(A_1)+P(A_2)-P(A_1A_2)$. A_1+A_2 воқейликлар бир бирига боғлиқлигини инобатга олган ҳолда $P(A_1+A_2)=P(A_1)+P(A_2)-P(A_1)P(A_2|A_1)$ ни топамиз.

A_1 воқейлик содир бўлса яъни, биринчи статор биринчи цехда таъмирланган бўлса унда йиғув цехида қолган 19 та таъмирдан чиққан статордан 13 таси биринчи цехда таъмирланган. Демак $P(A_2|A_1)=13/19$

$P(A_1)$ билан $P(A_2)$ ўзаро тенглигини ҳисобга олган ҳолда яъни $P(A_1)=P(A_2)=14/20$ бўлганлиги учун $P(A_1+A_2)=14/20+14/20-14/20\cdot 13/19=35/38$ натижани оламиз;

Мисол - 4. Электр двигател статорида носозлик изоляцияни бузилиши ёки кучланишни номиналдан ошиши натижасида содир бўлиши мукин.

t - вақт давомийлигида электр мотор ишдан чиқди:

$q_1=0,1$ - кучланишни номиналдан ошиш эхтимоллиги;

$q_2=0,2$ - изоляцияни бузилиш эхтимоллиги;

Электр моторни ишдан чиқишига бирдан бир сабаб статор изоляциясини бузилиши эканлигини эхтимоллигини аниқланг.

Кузатилаётган ҳолат учун қуйидаги гипотезаларни шакллантириш мумкин:

H_1 – кучланишни ошиши ва изоляцияни бузилиши содир бўлмаган;

H_2 – изоляция бузилган, кучланиш номиналдан ошмаган;

H_3 – кучланиш номиналдан ошган, изоляция бузилмаган;

H_4 – кучланиш номиналдан ошган, изоляция бузилган;

Гипотезалар эхтимоллиги:

$$P(H_1)=(1-q_1)(1-q_2)=(1-0,1)(1-0,2)=0,9\cdot 0,8=0,72;$$
$$P(H_2)=q_2(1-q_1)=0,2(1-0,1)=0,2\cdot 0,9=0,18;$$
$$P(H_3)=q_1(1-q_2)=0,1(1-0,2)=0,1\cdot 0,8=0,08;$$
$$P(H_4)=q_1q_2=0,1\cdot 0,2=0,02;$$

А воқейликни ушбу гипотезаларга эхтимоллиги:

$$P(A|H_1)=P(A|H_2)=P(A|/H_3)=P(A|H_4)=1;$$

Бейса формуласи бўйича $P(H_2/A)$ ни ҳисоблаймиз:

$$P(H_2/A)=\frac{P(H_2)P(A/H_2)}{\sum_{i=1}^{n}P(H_i)P(A/H_i)}=\frac{0,18\cdot 1}{0,72\cdot 0+0,08\cdot 1+0,18\cdot 1+0,02\cdot 1}=0,643$$

Мисол - 5. Подстанцияни ҳаво разряди чақмоғининг тўғридан тўғри зарарлантиришидан химояланишни моделда аниқлашда импульсли кучланиш генераторидан учта разряд (сунъий разряд) бериш орқали омалга оширилган. Хар бир тажрибада ҳосил қилинган сунъий разрядни (сунъий чақмоқни) хар бир тажрибада подстанцияга тушиш эхтимоллиги (А-воқейлик) 0,4 га тенг бўлганда разрядни подстанцияга тушиш сони (Х) тасоддифий катталик миқдор деб қараб уни сон характеристикасини аниқланг.

Ечиш: учта тажриба (учта разряд ҳосил қилинганда) разрядни подстанцияга тўғридан тўғри тушиш эхтимоллиги яъни A воқейликни содир бўлишини қуйидаги формула орқали топамиз:

$$P_{i3} = C_3^i p^i (1-p)^{3-i} = \frac{3!}{i!(3-i)!}(0{,}4)^i \cdot (0{,}6)^{3-i},$$

$$i = 0,\ 1, 2, 3,$$

1.1 – жадвалда келтирилган тақсимланиш қатори бўйича катталикларни сон кўрсаткичларини аниқлаймиз:

1.1-жадвал

x_i	0	1	2	3
p_i	0,216	0,432	0,288	0,064

$$M(X) = \sum_{i=0}^{3} x_i p_i = 0 \cdot 0{,}216 + 1 \cdot 0{,}432 + 2 \cdot 0{,}288 + 3 \cdot 0{,}064 = 1{,}2;$$

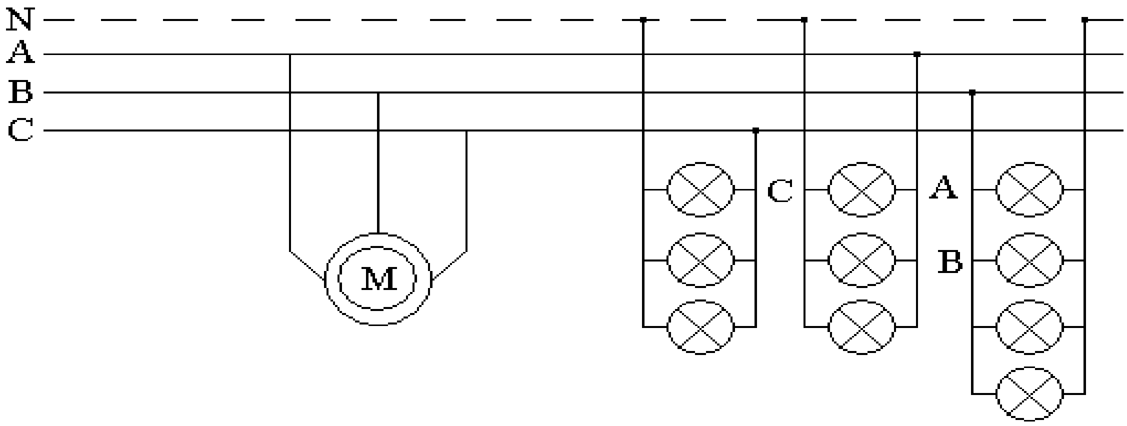
$$D(X) = \sum_{i=1}^{3} [x_i - M(X)]^2 p_i = (0-1{,}2)^2 \cdot 0{,}216 + (1-1{,}2)^2 \cdot 0{,}432 +$$

$$+ (2-1{,}2)^2 \cdot 0{,}288 + (3-1{,}2)^2 \cdot 0{,}064 = 0{,}72$$

$$\sigma_X = \sqrt{D(X)} = \sqrt{0{,}72} \approx 0{,}84.$$

Бу ерда: M(x)-математик кутилиш, x_i - кузатув натежалари, p_i - узилиш содир булиш ехтимоллиги , D(x) – бош десперсия, σ_X ***-Десперсия.***

Мисол - 6. 380 В электр тармоқга электр двигател ва ёритиш лампалари уланган (1.1 - расм).



1.1. - расм. Электр тармоқга электр двигател ва ёритиш лампаларининг уланиш схемаси

Электр мотор (куч юклама) барча симларда бир хил юклама ҳосил қилади ва уларни юзага келиш эхтимоллиги 1.2 - жадвалда келтирилган.

1.2 - жадвал

Р, кВт	10	8	6	4	2	0
Эхтимоллиги	0,6	0,2	0,1	0,05	0,03	0,02

Ёритиш юклама электр лампалар томонидан А,В,С фазаларда юзага келадиган юкламалар интервал қатори 1.3 - жадвалда келтирилган.

1.3 - жадвал

Фаза	Юклама интерваллари, кВт				
	10 – 8	8 – 6	6 – 4	4 - 2	2 – 0
A	0,7	0,1	0,1	0,06	0,04
B	0,5	0,25	0,25	0,03	0,02
C	0,6	0,2	0,15	0,04	0,01

1 та фазага тўғри келадиган юкламалар эхтимоллиги ўртача қийматини аниқланг.

Ечиш: фазалар бўйича умумий юклама тақсимланишини топамиз. Бунинг учун 1.2 ва 1.3 жадвалларда келтирилган электр ёритгичлар ва двигателлар қувватлари ва эхтимоллик кўрсаткичлари кўпайтмаси йиғиндиларини фазалар бўйича тақсимлаб чиқамиз (1.4 - жадвал).

1.4 - жадвал

Фаза	Юклама интерваллари, кВт									
	20-18	18-16	16-14	14-12	12-10	10-8	8-6	6-4	4-2	2-0
A	0,42	0,2	0,15	0,101	0,072	0,036	0,012	0,006	0,002	0,001
B	0,3	0,25	0,22	0,112	0,058	0,036	0,016	0,006	0,002	0,0
C	0,36	0,24	0,19	0,103	0,057	0,032	0,012	0,005	0,001	0,0
Ўртача эхт-ллик	0,36	0,23	0,187	0,105	0,0623	0,0347	0,0133	0,0057	0,0017	0,003

1.4 - жадвалдан кўриниб турибдики фазаларга тўғри келадиган юкламалар бир биридан жуда ҳам кам фарқ қилади. Демак фазалар асссимметрияси йўқ деган хулосага келамиз.

Ушбу амални бир - бирига боғлиқ бўлмаган воқейликларни (электр ёритгич юкламалар содир бўлиш, А воқейлик ва куч юкламаларни содир бўлиши, В воқейлик) содир бўлиш эхтимолликларини кўпайтириш теоремасини ва бир бирига мос келмайдиган воқейликларни содир бўлишини қўшиш теоремасини қўллаб бажарамиз. Масалан: А фаза юкламасини 18 -16 кВт оралиғида содир бўлиш эхтимоллиги ёритиш ва куч юкламаларини икки хил қийматида юзага келади (1.5 - жадвални 2 ва 3 устунлари). А фазага тўғри келадиган юкламалар эхтимоллиги 0,20 га тенг экан.

1.5 - жадвал

Интервал	Куч юклама	Электр ёритгич кВт	Эхтимоллиги		$P_{куч}, P_{ёрит}$
			$P_{куч}$	$P_{ёрит}$	
18 – 16	10 8	8 – 6 10 - 8	0,6 0,2	0,1 0,7	0,06 0,14
Умумий эхтимоллик					0,20

Пример 7. Пусть наблюдается величина напряжения на шинах подстанции. Вероятность того, что напряжение будет в пределах нормы (от 9,5 кВ до 10,5 кВ — событие В), равна 0,87. Вероятность того, что напряжение ниже 9,5 кВ

(событие А}, 0,05, а вероятность того, что напряжение выше 10,5 кВ (событие С), 0,08. Найти вероятность того, что напряжение на шинах подстанции при некотором наблюдении не будет в пределах нормы (событие Б).

Решение. События *A, B* и *C* являются несовместными и единственно возможными, т. е. образуют полную группу событий.

1-й способ. Событие D равно сумме событий *A* и C: D = *A* + *C* = (или А, или С).

По теореме сложения вероятностей

P(D) = P (A) + P(C) = 0,05 + 0,08 = 0,13.

2-й способ. Событие D является противоположным событию *B* ($D = \bar{B}$),

следовательно, применяя условие $P(A) + P(\bar{A}) = 1$

P (D) = 1 -P(B) = 1 - 0,87 = 0,13.

Пример 8 Три элемента выходят из строя с вероятностями 0,1; 0,2 и 0,3. Найти вероятность разрыва цепи при параллельном и последовательном соединении этих элементов.

Решение. Пусть событие A_1 означает выход из строя *i*-го элемента (*i*=1, 2, 3), *B* — разрыв цепи.

При параллельном соединении разрыв цепи произойдет, если из строя выйдут одновременно все элементы. Поскольку события A_i независимы, то искомая вероятность

$$P_1 (B) = P (A_1A_2A_3) = P (A_1)\, P (A_2)\, P (A_3) = 0,1•0,2•0,3 = 0,006.$$

При последовательном соединении разрыв цепи произойдет, если из строя выйдет хотя бы один элемент. В этом случае определим сначала вероятность противоположного события $\bar{B}$. Разрыва цепи не будет, если не выйдет из строя ни один из элементов, следовательно,

$$P_2\left(\bar{B}\right) = P\left(\bar{A}_1\,\bar{A}_2\,\bar{A}_3\right) = P\left(\bar{A}_1\right)P\left(\bar{A}_2\right)P\left(\bar{A}_3\right) = (1-0,1)(1-0,2)(1-0,3) = 0,9\cdot 0,8\cdot 0,7 = 0,504$$

Тогда искомую вероятность определим по формуле $P(A) + P(\bar{A}) = 1$

$$P_2(B) = 1\text{-}P_2(B) = 0{,}496$$

Пример 9 Работа схемы автоматического управления прекратилась вследствие выхода из строя одного из N реле. Для устранения причины аварии производится поочередная проверка каждого реле. Определить вероятность того, что придется проверить *n* реле ($1 \le n \le N$), если вероятности выхода из строя каждого реле одинаковы.

Решение. Рассмотрим событие *Ai* - i-е реле исправно ($1 \le i \le N$).Среди N узлов один неисправен, остальные $N — 1$ исправны, следовательно,

$$P(A_1) = \frac{N-1}{N}, \qquad P\left(\bar{A}_1\right) = 1 - P(A_1) = \frac{1}{N}.$$

Вероятность того, что придется проверить одно реле,

$$p_1 = P\left(\bar{A}_1\right) = \frac{1}{N}.$$

Для того чтобы найти p_2 (вероятность того, что придется проверить два реле), определим сначала $P(\bar{A}_2 \mid A_1)$, т. е. вероятность того, что второе реле неисправно, если первое исправно. Если первое реле исправно, то среди остальных. N — 1 реле есть одно неисправное, поэтому $P\left(\bar{A}_2 \mid A_1\right) = \frac{1}{N-1}$. Тогда по теореме 1 умножения вероятностей

$$p_2 = P\left(A_1 \bar{A}_2\right) = P(A_1)P\left(\bar{A}_2 \mid A_1\right) = \frac{N-1}{N}\cdot\frac{1}{N-1} = \frac{1}{N}.$$

Аналогично находим p_3 p_n:

$$p_3 = P\left(A_1 A_2 \bar{A}_3\right) = P(A_1)P\left(\bar{A}_2 \mid A_1\right)P\left(\bar{A}_3 \mid A_1 A_2\right) = \frac{N-1}{N}\cdot\frac{N-2}{N-1}\cdot\frac{1}{N-2} = \frac{1}{N} \text{ и т.д.;}$$

$$p_n = P\left(A_1 A_2 \ldots A_{n-1} \bar{A}_n\right) = \frac{1}{N}$$

Пример 10. Действие устройства автоматики определяется двумя регуляторами. Вероятность отказа устройства при работе обоих регуляторов — $q_{1,2}$, при работе только первого — q_1, при работе только второго — q_2, при отказе обоих регуляторов — q_0. Вероятности безотказной работы первого регулятора — p_1, второго — p_2. Все элементы выходят из строя независимо друг от друга. Найти вероятность безотказной работы устройства — вероятность события А.

Решение. Рассмотрим следующие гипотезы:

$H_{1,2}$ — работают оба регулятора;

H_1 — работает только первый (второй вышел из строя);

H_2 — работает только второй (первый вышел из строя);

H_0 — оба регулятора вышли из строя.

Таблица 5

Вероятность				Условная вероятность $P(A\backslash H_i)$	Полная вероятность
отказа устройства	работы регулятора	Гипотез			
$q_{1,2} = 0{,}01$	$P_1 = 0{,}95$	$H_{1,2}$	0,855	0,99	0,846
$q_1 = 0{,}10$	$P_2 = 0{,}90$	H_1	0,095	0,90	0,085
$q_2 = 0{,}20$		H_2	0,045	0,80	0,036
$q_0 = 0{,}60$		H_0	0,005	0,40	0,002
Вероятность события А					0,969

Вероятности гипотез:

$$P(H_{1,2}) = p_1 p_2; \qquad P(H_1) = p_1(1-p_2);$$

$$P(H_2) = p_2(1-p_1); \qquad P(H_0) = (1-p_1)(1-p_2)/$$

Условные вероятности события Л при этих гипотезах:

$$P(A \mid H_{1,2}) = 1 - q_{1,2}; \qquad P(A \mid H_1) = 1 - q_1;$$

$$P(A \mid H_2) = 1 - q_2; \qquad P(A \mid H_0) = 1 - q_0.$$

По формуле полной вероятности имеем:

$$P(A) = p_1 p_2 (1-q_{1,2}) + p_1(1-p_2)(1-q_1) + p_2(1-p_1)(1-q_2) + (1-p_1)(1-p_2)(1-q_0).$$

Значения вероятностей для конкретной системы автоматического регулирования приведены в табл. 5, где также даны промежуточные и окончательный результаты решения.

Мисол - 5. Подстанцияни ҳаво разряди чақмоғининг тўғридан тўғри зарарлантиришидан химояланишни моделда аниқлашда импульсли кучланиш генераторидан учта разряд (сунийй разряд) бериш орқали омалга оширилган. Хар бир тажрибада ҳосил қилинган сунийй разрядни (сунийй чақмоқни) хар бир тажрибада подстанцияга тушиш эхтимоллиги (А-воқейлик) 0,4 га тенг бўлганда разрядни подстанцияга тушиш сони (Х) тасоддифий катталик миқдор деб қараб уни сон характеристикасини аниқланг.

Ечиш: учта тажриба (учта разряд ҳосил қилинганда) разрядни подстанцияга тўғридан тўғри тушиш эхтимоллиги яъни А воқейликни содир бўлишини қуйидаги формула орқали топамиз:

$$P_{i3} = C_3^i p^i (1-p)^{3-i} = \frac{3!}{i!(3-i)!}(0,4)^i \cdot (0,6)^{3-i},$$

$$i = 0,\ 1,\ 2,\ 3,$$

1.1 – жадвалда келтирилган тақсимланиш қатори бўйича катталикларни сон кўрсаткичларини аниқлаймиз:

1.1-жадвал

x_i	0	1	2	3
p_i	0,216	0,432	0,288	0,064

$$M(X) = \sum_{i=0}^{3} x_i p_i = 0\cdot 0,216 + 1\cdot 0,432 + 2\cdot 0,288 + 3\cdot 0,064 = 1,2;$$

$$D(X) = \sum_{i=1}^{3} [x_i - M(X)]^2 p_i = (0-1,2)^2 \cdot 0,216 + (1-1,2)^2 \cdot 0,432 +$$

$$+(2-1,2)^2 \cdot 0,288 + (3-1,2)^2 \cdot 0,064 = 0,72$$

$\sigma_X = \sqrt{D(X)} = \sqrt{0,72} \approx 0,84$.(белгиларни номларини келтириш керак)

Пример 11. Завод выпускает электродвигатели, каждый из которых с вероятностью р имеет дефект. В цехе работают три контролера. Изделие осматривается только одним контролером, с одинаковой вероятностью первым, вторым или третьим. Вероятность обнаружения дефекта (если он имеется) каждым контролером равна p_i (i = 1, 2, 3). Если изделие не было забраковано в цехе, то оно попадает в ОТК завода, где дефект обнаруживается с вероятностью p_0.

Определить вероятность следующих событий:

А — изделие будет забраковано;

В — изделие будет забраковано в цехе;

С — изделие будет забраковано в ОТ К завода.

Решение. Так как события В и С несовместны и А = В +С, то

$$P(A) = P(B + C) = P(B) + P\{C).$$

Находим Р (В). Для того чтобы изделие было забраковано в цехе, нужно, чтобы оно имело дефект (событие М) и этот дефект был обнаружен (событие N):

$$P(B) = P(MN) = P(M)P(N|M).$$

Вероятность обнаружения в цехе имеющегося дефекта по формуле полной вероятности равна:

$$P(N \mid \mathrm{M}) = \frac{1}{3}(p_1 + p_2 + p_3)$$

Отсюда

$$P(B) = p\frac{p_1 + p_2 + p_3}{3}.$$

Аналогично

$$P(C) = p\left(1 - \frac{p_1 + p_2 + p_3}{3}\right)p_0,$$

$$P(A) = p\frac{p_1 + p_2 + p_3}{3} + pp_0\left(1 - \frac{p_1 + p_2 + p_3}{3}\right)$$

Пример 12. Исправность обмотки статора электродвигателя может быть нарушена только в результате перенапряжения или повреждения изоляции. За некоторое время t вероятность перенапряжения $q_1 = 0{,}1$, а вероятность повреждения изоляции $q_2 = 0{,}2$. В течение времени t двигатель вышел из строя. Найти вероятность того, что единственной причиной аварии было повреждение изоляции.

Решение. Возможны следующие гипотезы:

H_1 — не было ни перенапряжения, ни повреждения изоляции;
H_2 — не было перенапряжения, было повреждение изоляции;
H_3 — было перенапряжение, не было повреждения изоляции;
H_4 — было и перенапряжение, и повреждение изоляции.

Вероятности гипотез:

$$P(H_1) = (1-q_1)(1-q_2) = 0{,}8 \cdot 0{,}9 = 0{,}72;$$

$$P(H_2) = q_2(1-q_1) = 0{,}2 \cdot 0{,}9 = 0{,}18;$$

$$P(H_3) = q_1(1-q_2) = 0{,}1 \cdot 0{,}8 = 0{,}08;$$

$$P(H_4) = q_1 q_2 = 0{,}1 \cdot 0{,}2 = 0{,}02.$$

Условные вероятности события А по отношению к этим гипотезам:

$P(A \mid \mathrm{H}_1) = 0$, $P(A \mid \mathrm{H}_2) = P(A \mid \mathrm{H}_3) = P(A \mid \mathrm{H}_4) = 1$.

По формуле Бейеса

$$P(\mathrm{H}_2 \mid \mathrm{A}) = \frac{P(H_2)P(A \mid \mathrm{H}_2)}{\sum_{i=1}^{4} \mathrm{P}(\mathrm{H}_i)P(A \mid \mathrm{H}_i)} = \frac{0{,}18 \cdot 1}{0{,}72 \cdot 0 + 0{,}08 \cdot 1 + 0{,}18 \cdot 1 + 0{,}02 \cdot 1} = 0{,}643.$$

Пример 13. Вероятность того, что удельный расход электроэнергии на единицу продукции в течение суток не превысит нормы, равна 0,8. Найти вероятность того, что в ближайшие 7 суток удельный расход в течение 4 суток не превысит нормы.

Решение. По условию задачи n = 7, m = 4, p = 0,8, q= 1-p = 0,2. По формуле Бернулли искомая вероятность

$$P_{47} = C_7^4 p^4 q^3 = \frac{7 \cdot 6 \cdot 5 \cdot 4}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4}(0{,}8)^4 \cdot (0{,}2)^3 = 0{,}115.$$

Пример 11. В районе электрических сетей имеется пять подстанций 35/10 кВ, с которыми поддерживается диспетчерская связь. Время от времени связь прерывается из-за атмосферных помех. Вследствие удаленности подстанций потеря связи с каждой из них происходит независимо от остальных с вероятностью 0,2. Найти: 1) вероятность того, что в данный момент времени будет нарушена связь не более чем с двумя подстанциями; 2) наивероятнейшее число подстанций, с которыми потеряна связь.

Решение. Событие А сводится к тому, что будет работать связь не менее чем с тремя подстанциями.

Считая p = 0,8, g = 1 - 0,8 = 0,2, по формуле (1,13) найдем

$$P_5(3) = P_{35} + P_{45} + P_{55} = C_5^3 p^3 q^2 + C_5^4 p^4 q + C_5^5 p^5 q^0 =$$
$$= C_5^3 \cdot (0{,}8)^3 \cdot (0{,}2)^2 + C_5^4 \cdot (0{,}8)^4 \cdot 0{,}2 + C_5^5 \cdot (0{,}8)^5 \cdot (0{,}2)^0 = 0{,}942.$$

Наивероятнейшее число подстанций, с которыми будет потеряна связь, равна целой части числа (n+1) q = (5 + 1) • 0,2 = 1,2, т. е. μ = 1. Таким образом, наибольшую вероятность будет иметь потеря связи с одной подстанцией.

Пример 15. Завод выпускает изделия, из которых N % удовлетворяют требованиям стандарта. Какова вероятность при отбор n=100 изделий обнаружить: а) ровно *l* нестандартных изделий; б) не менее К нестандартных изделий.

Решение. Решим задачу для двух вариантов: 1) N= 80%, *l* = 18, К = 16; 2) N = 95%, *l* = 7.

1. Вероятность обнаружения нестандартного изделия

$p = 1 - \frac{N}{100} = 0{,}2;$ $q = 1 - p = 0{,}8$; $npq = 100 \cdot 0{,}2 \cdot 0{,}8 = 16 > 9$. Воспользуемся асимптотической формулой Лапласа. По формуле $P_{mn} \approx \frac{1}{\sqrt{npq}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$

$P_{18,100} = \frac{1}{\sqrt{npq}} \varphi(t)$, где $t = \frac{18 - np}{\sqrt{npq}} = \frac{18 - 20}{4} = -\frac{1}{2}$.

По таблице приложения 1 находим $\varphi\left(-\frac{1}{2}\right) = \varphi\left(\frac{1}{2}\right) = 0{,}3521$, следовательно,

$$P_{18,100} = \frac{1}{4} \cdot 0{,}3521 \approx 0{,}088.$$

По формуле $\Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t e^{-\frac{t^2}{2}} dt$

$$P_{100}(m \geq 16) = P_{100}(16{,}100) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{t_1}^{t_2} e^{-\frac{t^2}{2}} dt,$$

Где

$t_1 = \frac{k - np}{\sqrt{npq}} = \frac{16 - 0{,}2 \cdot 100}{4} = -1$; $t_2 = \frac{n - np}{\sqrt{npq}} = 20$,

или, выражая через функцию Лапласа, можем записать

$$P_{100}(16{,}100) = \Phi(20) - \Phi(-1) = 0{,}5 + 0{,}34134 \approx 0{,}84$$

(значения функции Ф (t) взяты из приложения таблицы 2).

2. В этом случае вероятность обнаружения нестандартного изделия $p = 1 - \frac{N}{100} = 0{,}05;\quad q = 1 - p = 0{,}95 \quad npq = 100 \cdot 0{,}05 \cdot 0{,}95 < 9$. Для вычисления искомой вероятности воспользуемся теоремой Пуассона (λ = np =5):

$P_{100}(7) = \frac{5^7 \cdot e^{-5}}{7!} = 0{,}104$ (см приложение таблица 3).

Пример 13. Задана функция распределения

$$F(x) = \begin{cases} 0\_при\_x < 0, \\ 1 - e^{-ax}\_при\_x \ge 0. \end{cases}$$

Найти плотность распределения.

Решение. Найдем плотность распределения, воспользовавшись формулой $f(x) = \lim\limits_{\Delta x \to 0} \frac{1}{\Delta x} P(x < X < x + \Delta x) = \lim\limits_{\Delta x \to 0} \frac{\Delta F(x)}{\Delta x} = F'(x)$,

$$f(x) = \begin{cases} 0\_при\_x < 0, \\ (1 - e^{-ax})' = ae^{-ax}\_при\_x \ge 0. \end{cases}$$

Пример 14. Задана плотность распределения

$$f(x) = \begin{cases} 0\_при\_x < 0, \\ \frac{1}{2}\cos x\_при\_-\frac{\pi}{2} \le x < \frac{\pi}{2}. \end{cases}$$

Найти функцию распределения.

Решение. Найдем функцию распределения, воспользовавшись формулой

$F(x) = \int\limits_{-\infty}^{x} f(x)dx$,

$$F(x) = \begin{cases} 0\_при\_x < -\frac{\pi}{2} \\ \int\limits_{-\infty}^{x} f(x)dx = \int\limits_{-\frac{\pi}{2}}^{x} \frac{1}{2}\cos x dx = \frac{1}{2}(\sin x + 1) \\ при\_-\frac{\pi}{2} \le x < \frac{\pi}{2}, \\ 1\_при\_x \ge \frac{\pi}{2}. \end{cases}$$

Пример 3. При определении на модели степени защищенности подстанции от прямых ударов молнии произведено три разряда генератора импульсных напряжений. Вероятность попадания «молнии» в подстанцию в каждом опыте (событие А) равна 0,4. Определить числовые характеристики случайной величины Х — числа попаданий разряда в подстанцию.

Решение. В соответствии с $P_{mn} = C_n^m p^m q^{n-m} = \frac{n!}{m!(n-m)!} p^m q^{n-m}$, определяем вероятность появления события А в трех опытах i раз:

$$P_{i3} = C_3^i p^i (1-p)^{3-i} = \frac{3!}{i!(3-i)!}(0{,}4)^i \cdot (0{,}6)^{3-i},$$

$$i = 0,\ 1,\ 2,\ 3,$$

получая ряд распределения, приведенный в табл. 10.

Таблица 10

x_i	0	1	2	3
p_i	0,216	0,432	0,288	0,064

Определим числовые характеристики величины:

$$M(X) = \sum_{i=0}^{3} x_i p_i = 0 \cdot 0{,}216 + 1 \cdot 0{,}432 + 2 \cdot 0{,}288 + 3 \cdot 0{,}064 = 1{,}2;$$

$$D(X) = \sum_{i=1}^{3} [x_i - M(X)]^2 p_i = (0-1{,}2)^2 \cdot 0{,}216 + (1-1{,}2)^2 \cdot 0{,}432 +$$

$$+ (2-1{,}2)^2 \cdot 0{,}288 + (3-1{,}2)^2 \cdot 0{,}064 = 0{,}72$$

$$\sigma_X = \sqrt{D(X)} = \sqrt{0{,}72} \approx 0{,}84.$$

1.2. Примеры по основе теории информации

Пример 1. Определить энтропию системы, состоящей из двух приборов, если известно, что вероятность работы обоих приборов равна 0,7. Гипотезы об отказе первого и второго приборов равновероятны. Вероятность одновременного отказа обоих приборов равна 0,05.

Решение. Обозначим состояния: x_1 — оба прибора работают (p_1 — 0,7); x_2 — оба прибора отказали (p_2 — 0,05); x_3 — один из приборов отказал (p_3)-

Поскольку система может находиться в одном из указанных состояний, то вероятность состояния x_3 найдем так: $p_3 = 1 - p_1 - p_2 = 1 - 0{,}7 - 0{,}05 = 0{,}25$. Энтропия системы будет равна (см. приложение табл. 7):

$$H(X) = -\sum_{i=1}^{3} p_i \log p_i = 0{,}360 + 0{,}216 + 0{,}500 = 1{,}076 \text{ бита,}$$

т. е. немногим больше энтропии системы с двумя равновероятными состояниями (подбрасываемая монета).

Пример 2. Температура воздуха в животноводческом помещении определяется действием двух независимых систем. Система X (подача подогретого воздуха), может находиться в трех состояниях: система исправна p (x_1) = 0,7; неисправно устройство автоматики p (x_2) = 0,2; неисправно нагревательное устройство $p(x_3)$ = 0,1. Система У (вытяжная вентиляция) может находиться в двух состояниях: система исправна p (y_1) = 0,85 и неисправна p (y_2) = 0,15. Найти энтропию сложной системы (X, Y), если составляющие системы независимы.

Решение. Находим энтропию системы X

$$H(X) = -\sum_{i=1}^{3} p_i \log p_i = 1{,}156 \text{ бита.}$$

Энтропия системы Y:

$$H(Y) = \sum_{i=1}^{2} p_i \log p_i = 0{,}610 \text{ бита;} \qquad H(X,Y) = 1{,}156 + 0{,}610 = 1{,}766 \text{ бита.}$$

Энтропия этой системы лежит в пределах между неопределенностями систем с тремя и четырьмя равновероятными состояниями.

Пример 3. Найти полные условные энтропии H (Y | X) и H (X | Y) двух зависимых систем X и Y, если вероятности сложной системы (X, Y) заданы табл. 20.

Таблица 20

y_j	x_j			r_j
	x_1	x_2	x_3	
y_1	0,20	0,09	0,10	0,39

y_2 y_3	0,10 0,15	0,12 0,01	0,02 0,21	0,24 0,37
p_j	0,45	0,22	0,33	

Решение. Суммируя вероятности P_{ij} по столбцам, получим вероятности $p_i = P(X = x_i)$, которые приведены в нижней дополнительной строке таблицы, т. е.

$p_1 = 0{,}45$; $p_2 = 0{,}22$; $p_3 = 0{,}33$.

Аналогично, просуммировав P_{ij} по строкам, найдем вероятности $r_j = P(Y = y_i)$ (в правом дополнительном столбце). Разделив P_{ij} на p_i получим условные вероятности

$P(y_i / x_i)$ указанные в табл. 21.

Таблица 21

y_j	x_j		
	x_1	x_2	x_3
y_1 y_2 y_3	0,44 0,22 0,33	0,41 0,54 0,04	0,30 0,06 0,64

Условную энтропию $H(Y \mid X)$ находим по формуле (3.19). Пользуясь таблицей приложения 7,

$$H(Y \mid \mathrm{X}) = \sum_{i=1}^{n} p_i \eta\left[\mathrm{P}(\mathrm{y}_j \mid \mathrm{x}_i)\right] = 0{,}45[\eta(0{,}44) + \eta(0{,}22) + \eta(0{,}33)] + 0{,}22[\eta(0{,}41) + \eta(0{,}54) + \eta(0{,}04)] + $$
$$+ 0{,}33[\eta(0{,}30) + \eta(0{,}06) + \eta(0{,}64)] = 1{,}33 \textit{бита}$$

Аналогично можно определить $H(X \mid Y)$.

Пример 4. В мастерской по ремонту сельскохозяйственной техники работают 8 электродвигателей. В результате повреждения вышел из строя один из этих двигателей. Определить информацию, получаемую от сообщения, какой именно электродвигатель вышел из строя.

Решение. Получаемая информация о состоянии системы с п равновероятными исходами равна logn. В данном случае информация от сообщения о повреждении электродвигателя равна:

I = -log$_2$8 = 3 бита.

Пример 5. Найти энтропию системы X, возможные состояния которой распределены по нормальному закону, при M (X) = 0.

Решение. Плотность распределения возможных состояний системы имеет вид

$$f(x)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}.$$

По $H(X)_{np}=-\int_{-\infty}^{\infty} f(x)\log f(x)dx$ энтропия такой системы

$$H(X)_{np}=-\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}\log\left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}\right)=-\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}\left[\log\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}-\frac{x^2}{2\sigma^2}\log e\right]dx=$$

$$=\frac{\log\sigma\sqrt{2\pi}}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}dx+\frac{\log e}{2\sigma^2}\cdot\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{\infty} x^2e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}dx.$$

Так как $\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}dx=\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx=1$ (см. параграф 1.6), то

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{\infty} x^2e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}dx=\int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x)dx=\sigma^2.$$

Тогда выражение для энтропии принимает вид

$$H(X)_{np}=\log\sigma\sqrt{2\pi}+\frac{1}{2}\log e=\log\sigma\sqrt{2\pi e},$$

т. е. с увеличением дисперсии неопределенность возможных состояний системы увеличивается.

Аналогичное положение характерно и для других законов распределения вероятностей состояний системы (распределения Пуассона, биномиального и т. п.). Для системы, распределенной по нормальному закону N (0, σ), зависимость энтропии от изменения среднеквадратического отклонения показана на рис. 26.

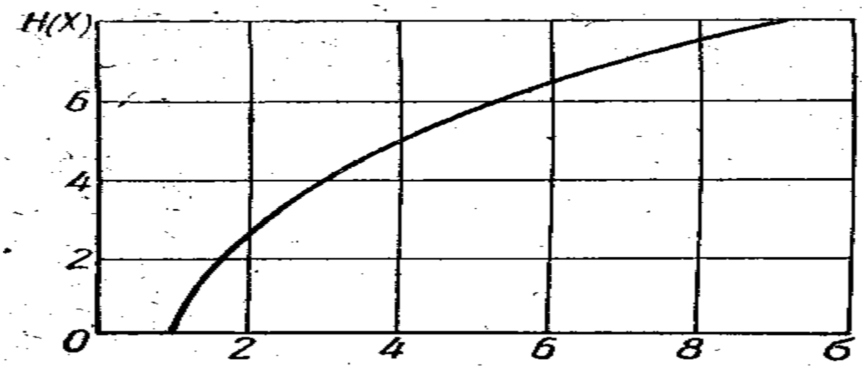


Рис. 26

Пример 6. С помощью кода Шеннона – Фэно выражение (рис.28) записать «Двоичный код».

Таблица 23.

В десятичной системе счисления	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
В восьме рич ной системе счисления	0	1	2	3	4	5	6	7	10	11	12	13	14	15	16	17	20

Реш е н и е. Пользуясь рис. 28, запишем данную фразу, которая будет иметь следующий вид (для наглядности разделительные интервалы сохранены):

№ п/п	Буквы	Вероятность появления буквы	Код
1	—	0,146	000
2	О	0,095	001
3	Е	0,074	0100
4	А	0,064	0101
5	И	0,064	0110
6	Т	0,056	0111
7	Н	0,056	1000
8	С	0,056	1001
9	Р	0,047	10100
10	В	0,041	10101
11	Л	0,039	10110
12	К	0,036	10111
13	М	0,029	11000
14	Д	0,026	110010
15	П	0,024	110011
16	У	0,021	110100
17	Я	0,019	110110
18	Ы	0,016	110111
19	З	0,015	111000
20	Ъ,Ь	0,015	111001
21	Б	0,015	111010
22	Г	0,014	111011
23	Ч	0,013	111100
24	Й	0,010	1111010
25	Х	0,009	1111011
26	Ж	0,008	1111100
27	Ю	0,007	1111101
28	Ш	0,006	11111100
29	Ц	0,004	11111101
30	Щ	0,003	11111110
31	Э	0,003	111111110
32	Ф	0,002	111111111

Рис.28. Код Шеннона-Фэно

110010 10101 001 0110 111100 1000 110111

1111010 10111 001 110010

В практике кодирования сообщений широко применяется двоично-десятичный код, в котором каждая десятичная цифра представляется в виде группы из четырех двоичных символов (тетрады). Необходимость четырех двоичных цифр определяется тем, что десятичное число 8 в двоичном коде записывают - 1000, а число 9 - 1001 (что видно из табл. 22).

Таблица 22.

В десятичной системе счисления	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
В двоичной системе	0	1	10	11	100	101	110	111	1000	1001	1010	1011

счисления												

Чтобы сделать код более сжатым, часто используется восьмеричный и двоично-восьмеричный коды. Преимущества последнего кода заключается в том, что в нем не используются десятичные цифры 8 и 9 и для обозначения в двоичной системе счисления одной восьмеричной цифры нужно не четыре, а только три двоичных символа (триада), что видно из табл. 22. Последовательность чисел в восьмеричной системе счисления и их десятичные эквиваленты показаны в табл. 23. Пользуясь табл. 22, можно легко переводить восьмеричные числа в двоично-восьмеричный код. Например, для кодирования восьмеричного числа 147, используя табл. 22, находим, что восьмеричному числу 1 соответствует триада 001, числу 4 - 100, числу 7 - 111. Поэтому число 147 в двоично-восьмеричном коде запишется так: 001100111. Аналогично восьмеричное число 526 имеет код 101010110.

Восьмеричная система счисления дает возможность в очень удобной форме записывать кодовые обозначения не только чисел, но также букв и любых знаков. В табл. 24 приведена в виде примера часть международного телеграфного кода, в котором используются семиразрядные группы. Сокращение числа символов до семи оказалось возможным в с.вязи С тем, что в этом коде в третьем разряде справа используется только одна из двух восьмеричных цифр - 0 или 1. для которых требуется всего один символ, а не триада. Так, буква а имеет восьмеричный код 141 (двоично-восьмеричный код 1100001), буква n - 160 (1110000), цифра 2 - 062 (0110010), знак «+» (плюс) - 053 (0101011).

Таблица 24.

Буква или знак	+	,	.	0	1	2	3	a	б	ц	д	e	n
Восьмеричный код	053	054	056	060	061	062	063	141	142	143	144	145	160

Приведенных данных достаточно, чтобы иметь представление о расчете объема информации, необходимого для передачи того или иного сообщения. Если, например, международным кодом передается сообщение «Трансформатор № 2», то объем информации составляет 119 символов (13 букв, знак номера, цифра и два пробела - 17 групп по 7 двоичных символов). При передаче этого же слова «трансформатор» кодом Шеннона - Фэно потребуется 58 двоичных символов (а не 91, как по семиразрядному коду). Для повышения пропускной способности каналов связи часто используется кодирование не отдельных букв, а их сочетаний, слов и целых часто повторяющихся сообщений. Например, окончания слов - «тся», «ает», «ние»; слов «напряжение», «трансформатор» и их сочетаний - «трансформатор отключен», «включить второй насос» и т. п., что значительно повышает экономность применяемых кодов.

Пример 7. Имеется источник информации, способный выдавать 100 знаков 0 или 1 в минуту. При передаче этих символов по линии связи сигналы могут искажаться (заменяться противоположными) с вероятностью р = 0,02. Определить пропускную способность канала связи.

Решение. По таблице 7 приложения находим η(0,02) = 0,1128; η(1 - 0,02) = 0,0286.

Тогда потеря информации на один передаваемый символ составит η(р) + η(1 - р) = 0,1414. Пропускная способность канала равна (по формуле 3.39):

$$C = N[1-(\eta(p)+\eta(1-p))] = 100(1-0{,}1414) = 85{,}86 \approx 86 \text{ бит/мин.}$$

С помощью подобных расчетов можно определить пропускную способность канала и в более сложных случаях, а именно, когда число элементарных символов больше двух и в случае взаимной зависимости отдельных символов. Если известна пропускная способность канала связи, то можно определить верхний предел скорости передачи информации по каналу с помехами.

Если пропускная способность канала С меньше энтропии Н (Х) источника информации, то при любом кодировании передача сообщения будет происходить с задержкой и некоторым искажением. Если же С > Н (Х), то любое достаточно длинное сообщение может быть передано без задержек и искажений с вероятностью, бесконечно приближающейся к единице.

Пример 34. Наибольшая скорость поступления информации из районного в областное управление сельского хозяйства составляет 180 бит/мин. Имеются два канала связи, каждый из которых сможет передавать в 1 мин 100 двоичных знаков (0 или 1). Вероятность искажения посланных сигналов в канале связи р = 0,05. Определить, смогут ли данные каналы передавать всю информацию без задержки.

Решение. Потеря информации на один символ (см. приложение табл. 7)

$$\eta(p)+\eta(1-p)=0{,}216+0{,}0703=0{,}286 \text{ бита.}$$

Максимальная пропускная способность двух каналов (максимальное количество информации в единицу времени) по формуле (3.40)

$$2C_1=2\cdot 100(1-0{,}286)=142{,}8<180 \text{ бит/мин.}$$

Таким образом, пропускной способности двух каналов недостаточно для обеспечения передачи информации от ис-точника к приемнику без задержки. Необходимая пропускная способность каналов должна быть

$$\frac{180}{(1-0{,}286)}=252 \text{ дв. знака.}$$

1.4. Примеры по теории надежности.

Пример 1. Производится испытание 1000 электрических Ламп накаливания. За время t = 3000 ч отказало 80 ламп, а за интервал Δt = 500 ч (3000-3500 ч) отказало еще 100 ламп. Необходимо определить интенсивность отказов в период 3000-3500 ч и вероятность безотказной работы.

Решение. По формуле (4.2) интенсивность отказов равна:

$$\lambda(3250)=\frac{\Delta n}{N_{cp}\Delta t}=\frac{100}{0.5\cdot(920+820)\cdot 500}=2{,}3\cdot 10^{-4}\,ч^{-1},$$

где $N_{ср}$ = 0,5 • (920 + 820) — среднее число ламп, работающих в интервале 3000—3500 ч.

По формуле (4.1) вероятность безотказной работы

$$P(3250)=\frac{N_0-n(3500)}{N_0}=\frac{1000-180}{1000}=0{,}82.$$

Пример 2. В качестве резервного источника питания животноводческой фермы применяется дизельная электростанция (ДЭС). Интенсивность отказов агрегата λ = 0,0002 ч$^{-1}$, среднее время восстановления $T_{в.ср}$ = 200 ч. Определить коэффициент готовности.

Решение. Среднее время наработки до отказа станции

$$T_{о.ср}=\frac{1}{\lambda}=\frac{1}{0{,}0002}=5000 \text{ ч.}$$

Коэффициент готовности (по формуле 4.7)

$$К_Г=\frac{T_{о.ср}}{T_{о.ср}+T_{в.ср}}=\frac{5000}{5000+200}=0{,}962.$$

Пример 3. Рассчитать надежность батареи из 6 последовательно соединенных конденсаторов с номинальным напряжением 6 кВ, включенных на напряжение 35 кВ. Интенсивность отказа конденсаторов λ = 0,01 1/год.

Решение. Интенсивность отказа батареи

$$\lambda_б=\sum_{i=1}^{6}\lambda_i=0{,}06.$$

Вероятность безотказной работы в течение года

$$P(t)=e^{-0{,}06}=0{,}942.$$

Вероятность отказа

$$Q(t)=1-e^{-0{,}06}=0{,}058.$$

Если последовательно с батареей включен плавкий предохранитель с интенсивностью отказа $\lambda_п$=0,024, то интенсивность отказа комплекта составит:

$$\lambda_к=\lambda_б+\lambda_п=0{,}06+0{,}024=0{,}084,$$

откуда

$$P_к(t)=e^{-0{,}084}=0{,}919;\quad Q(t)=1-e^{-0{,}084}=0{,}081.$$

ПРИМЕР 4 Рассмотрим на примере системы из двух элементов, соединенных последовательно и образующих общую электрическую цепь, математическую модель состояния этой цепи. Из $Q(t)=1-[1-q_1(t)][1-q_2(t)]...[1-q_n(t)]$ следует, что вероятность отказа системы

$$Q=1-p_1p_2=1-(1-q_1)(1-q_2)=q_1+q_2-q_1q_2.$$

Вероятность отказа мала, поэтому их произведением можно пренебречь.

Тогда для n последовательных элементов вероятность отказа системы

$$Q\approx q_1+q_2+...+q_n$$

Среднее время между отказами или время наработки до отказа для такой цепи

$$T_{cp}=\frac{1}{\lambda}=\frac{1}{\sum_{i=1}^{n}\lambda_i}=\frac{1}{\frac{1}{T_1}+\frac{1}{T_2}+...+\frac{1}{T_n}}$$

Так, для цепи из двух элементов с $\lambda_1=\lambda_2=\lambda$

$$T_{cp}=\frac{1}{\frac{1}{T_1}+\frac{1}{T_2}}=\frac{T^2}{2T}=\frac{T}{2},$$

т.е.с. ростом элементов время между отказами уменьшается.

Пример 5. Рассмотрим схему электроснабжения животноводческой фермы (комплекса), состоящую из ВЛ 35 кВ протяженностью 10 км, масляного выключателя в начале линии и разъединителя, предохранителя и трансформатора на приемном конце. Определить вероятность безотказной работы схемы в течение месяца и года.

Решение. В данном случае оборудование, соединенное последовательно (по схеме), соответствует последовательному соединению и в смысле надежности.

Из табл. 25 определяем интенсивности отказов каждого из элементов схемы ($\lambda_1=0{,}002$; $\lambda_2=0{,}02$; $\lambda_3=0{,}015$; $\lambda_4=0{,}26$; $\lambda_5=0{,}01$).

Суммарная интенсивность отказа системы $\lambda_c=0{,}307$. Вероятность безотказной работы в течение года

$$P(1{,}0)=e^{-\lambda_c t}=e^{-0{,}307\cdot 1{,}0}=0{,}735,$$

в течение месяца

$$P\left(\frac{1}{12}\right)=e^{-\lambda_c t}=e^{-0{,}307\cdot\frac{1}{12}}=0{,}779.$$

Пример 6 Рассмотрим два параллельно работающих трансформатора с параметром потока отказов λ = 0,05 1/год. Вероятность безотказной работы каждого трансформатора в течение года работы равна p (t) = $e^{-0,05}$ = 0,951. Насколько повысится надежность при постоянном параллельном подсоединении второго такого же трансформатора?

Решение. Вероятность отказа обоих трансформаторов в течение года

$$Q(t) = q^2(t) = (1 — 0,951)^2 = 0,0024.$$

Тогда вероятность того, что откажет не более чем один трансформатор, будет

$$P (t) = 1 — Q (t) = 1 — 0,0024 = 0,9976,$$

т. е. надежность повысилась с 95,1 до 99,76%.

Средняя наработка до отказа группы из двух параллельно соединенных трансформаторов

$$T_{ср} = \frac{3}{2\lambda} = \frac{3}{2 \cdot 0,05} = 30 \text{ лет,}$$

в то время как для каждого из элементов

$$T_{ср} = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{0,05} = 20 \text{ лет.}$$

Пример 7. Животноводческая ферма питается от двух подстанций по линиям 10 кВ. Пропускная способность первой линии s_1 = 0,7, вероятность безотказной работы ее p_1 = 0,8; для второй линии s_2 = 0,3, а p_2 = 0,9. Определить коэффициент готовности линий.

Р е ш е н и е. Из (4.52) коэффициент готовности

$$K_Г = p_1 p_2 + p_1 q_1 s_1 + p_2 q_1 s_2 = 0,72 + 0,056 + 0,054 = 0,83.$$

Если бы линия с большей пропускной способностью имела и более высокую надежность (p_1 = 0,9 и p_2 = 0,8), то коэффициент готовности был бы равен 0,87.

Пример 8. Источником питания потребителей первой категории служит трансформаторная подстанция, вероятность безотказной работы которой в течение 1000 ч равна 0,95, т. е. P (1000) = 0,95. Для резервирования электроснабжения имеется ДЭС такой же мощности, которая включается в работу при отказе основного источника и имеет такую же вероятность безотказной работы. Требуется определить вероятность безотказной работы и среднюю наработку до первого отказа системы электроснабжения.

Решение. В данном случае имеем однократное резервирование, т. е. m = 1. По формуле $P_{m=1}(t) = P_m(t) + \frac{(\lambda_0 t)^m}{m!} e^{-\lambda_0 t}$ имеем:

$$P_c(t) = e^{-\lambda_0 t}(1 + \lambda_0 t) = 0{,}95(1 + 0{,}05) = 0{,}9975,$$

где $\lambda_0 t = 1 - e^{-\lambda_0 t} = 0{,}05$ определено по формуле $Q(t) = 1 - P(t) = 1 - e^{-\lambda t} = 1 - [1 - \lambda t + \ldots] \approx \lambda t$.

Средняя наработка до первого отказа системы

$$T_c = T_0(m+1) = 2T_0.$$

Так как в течение времени t = 1000 ч $\lambda_0 t = 0{,}05$, то $\lambda_0 = 0{,}5 \cdot 10^{-4}$ ч$^{-1}$, а средняя наработка до первого отказа одного элемента $T_0 = 1/\lambda_0 = 20\,000$ ч. Тогда для резервированной системы имеем: $T_c = 2T_0 = 40\,000$ ч.

Рассмотрим пример сравнения двух методов резервирования — нагруженного и ненагруженного резервов.

Пример 9 Пусть электроснабжение населенного пункта осуществляется от двух источников питания с интенсивностью отказов каждого источника λ = 0,1 1/год. Определить, как изменится вероятность бесперебойного электроснабжения в течение года и наработка до отказа в случае, когда оба источника работают параллельно и когда один источник включается только после отказа другого.

Решение. Когда источники питания работают параллельно, то вероятность бесперебойного электроснабжения по формуле (4.47)

$$P_c(t) = 2e^{-\lambda t} - e^{-2\lambda t} = 2e^{-0{,}1\cdot 1} - e^{-2\cdot 0{,}1\cdot 1} = 1{,}8096 - 0{,}8187 = 0{,}9909.$$

Наработка до отказа по формуле (4.49)

$$T_{cp} = \frac{3}{2\lambda} = \frac{3}{2 \cdot 0{,}1} = 15 \text{ лет.}$$

Когда второй источник включается после отказа первого, т. е. при наличии ненагруженного резерва,

$P_c(t) = e^{-\lambda_0 t}(1+\lambda_0 t) = e^{-0,1\cdot 1}(1+0,1\cdot 1) = 0,9955$;

$T_c = T_0(m+1) = \frac{1}{\lambda}(m+1) = 20$ лет.

Выше был рассмотрен случай параллельного соединения элементов с одинаковой пропускной способностью, причем пропускная способность каждого элемента обеспечивала нормальную работу системы при выходе из строя другого элемента. На практике часто встречаются случаи, когда работа системы ограничивается пропускной способностью одного элемента при отказе второго. Ограничение может быть обусловлено, например, нагревом или потерей напряжения. Принимая за единицу пропускную способность двух (11.111 большего числа) параллельно работающих элементов, можно сказать, что при отказе одного из них пропускная способность системы будет меньше единицы.

В общем случае изменение пропускной способности в пределах от l/n до 1 (где n - число параллельно включенных элементов) оказывает влияние на надежность системы и на величину коэффициента готовности, но не влияет на величину наработки.

При параллельном соединении элементов с различной пропускной способностью возможны следующие состояния:

а) исправная работа обоих элементов А и В;

б) отказал элемент меньшей ропускной способности;

в) отказал элемент большей пропускной способности;

г) одновременный отказ обоих элементов.

Определим значение коэффициента готовности системы в течение некоторого периода времени Т, рассматривая его как отношение произведения сумм интервала времени и пропускной способности К периоду работы Т с полной пропускной способностью, принятой за единицу. Если в общем случае имеется m элементов с пропускной способностью s_j (j= 1, 2, ... , m) и в течение периода T система работала в n различных состояниях продолжительностью t_i, то

$$K_{ГТ} = \frac{\sum_{i=1}^{n} t_i \sum_{j=1}^{m} s_{ij}}{T}.$$

Обозначая через p(t) с индексом, соответствующим каждому из состоянии для вероятности пребывания системы в этом состоянии, запишем

$$p_а(t) + p_б(t) + p_в(t) + p_г(t) = 1.$$

Коэффициент готовности можно определить как сумму произведений вероятностей на соответствующую пропускную способность, или как разность единицы и суммы произведений вероятностей на снижение пропускной способности:

$$K_Г(t) = p_а(t) + p_б(t)s_б + p_в(t)s_в = 1 - p_г(t) - p_б(t)(1 - s_б) - p_в(t)(1 - s_в).$$

Рассматривая работу двух элементов и обозначая через q ненадежность (вероятность отказа), запишем

$$(p_1 + q_1)(p_2 + q_2) = 1.$$

Произведем умножение и добавим члены $p_1 q_2 s_1$ и $p_2 q_1 s_2$ со знаками «+» и «-» каждый, получим:

$$p_1 q_2 + p_1 q_2 s_1 + p_2 q_1 s_2 + p_1 q_2 (1 - s_1) + p_2 q_1 (1 - s_2) + q_1 q_2 = 1.$$

Первые три члена представляют собой коэффициент готовности системы, остальные - коэффициент неготовности.

1.5. Примеры по теории массового обслуживания.

Пример 13. В течение 7 ч работы оперативно-выездная бригада имела четыре вызова. Определить вероятность того, что в течение восьмого часа будет получен еще один вызов.

Решение. Имеем $\lambda = \frac{1}{m_T} = \frac{4}{7}$, тогда по $f_j(t) = \frac{\lambda(\lambda t)^j}{j!} e^{-\lambda t} \quad (t > 0)$ получим:

$$f_j(t) = \frac{0{,}57 \cdot (0{,}57 \cdot 7)^4}{24} e^{-4} = 0{,}12.$$

Пример 2 В результате наблюдений установлено, что на АТС предприятия «Агротехсервис» поступает поток заявок с математическим ожиданием интервала времени между заявками m_t = 4 мин и дисперсией D_t = 3,2 мин^2. Заменить этот поток нормированным потоком Эрланга с такими же характеристиками.

Решение. По формуле $m_{\tilde{T}_j} = \frac{1}{\lambda}$ и $D_{\tilde{T}_j} = \frac{1}{\lambda^2 (j+1)}$ находим поток интенсивности λ

$\lambda = \frac{1}{m_t} = 0{,}25$, а $j + 1 = \frac{1}{D_t \lambda^2} = \frac{1}{3{,}2 \cdot 0{,}063} = 4{,}9$,

следовательно, порядок нормированного потока Эрланга j = 4, т. е. действительный поток можно приближенно заменить потоком Эрланга четвертого порядка с плотностью

$$f_4(t) = \frac{(\lambda t)^j}{j!} e^{-\lambda t} = \frac{(0{,}25t)^2}{4!} e^{-0{,}25t} \quad (t > 0).$$

Максимальное значение плотности соответствует времени

$t = \frac{j}{\lambda} = \frac{4}{0{,}25} = 16$ мин и равно 0,21.

Пример 3 Оператор обслуживает три технологические линии птицефабрики. Каждая линия останавливается в среднем два раза в сутки. Процесс наладки занимает у оператора в среднем 60 мин. Необходимо определить характеристики СМО: вероятность занятости оператора, абсолютную пропускную способность оператора и среднее количество неисправных линий, ожидающих ремонта.

Решение. Имеем:

$$n = 3; \quad \lambda = 2; \quad \mu = \frac{1}{t_{обс}} = \frac{24}{1} = 24;$$

$$\rho = \frac{\lambda}{\mu} = \frac{2}{24} = \frac{1}{12}.$$

вероятность отсутствия неисправностей находим по формуле $p_0 = \left[1 + n\rho + n(n-1)\rho^2 + ... + n(n-1)...1\rho^n\right]^{-1}$;

$$p_0 = \frac{1}{1 + 3\cdot\frac{1}{12} + 3\cdot 2\cdot\left(\frac{1}{12}\right)^2 + 3\cdot 2\cdot 1\cdot\left(\frac{1}{12}\right)^2} \approx 0{,}77;$$

вероятности состояний x_1, x_2 и x_3 определяем по формулам $p_1 = \frac{n\lambda}{\mu}p_0 = n\rho p_0$ и

$$p_2 = (n-1)\frac{\lambda}{\mu}p_1 = n(n-1)\rho^2 p_0;$$
$$p_3 = (n-2)\frac{\lambda}{\mu}p_2 = n(n-1)(n-2)\rho^2 p_0;$$
$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots.$$
$$p_n = \left[n-(n-1)\right]\frac{\lambda}{\mu}p_{n-1} = n(n-1)...\left[n-(n-1)\right]\rho^n p_0.$$
;

$$p_1 = n\rho p_0 = 3\cdot\frac{1}{12}\cdot 0{,}77 = 0{,}192;$$

$$p_2 = n(n-1)\rho^2 p_0 = 3\cdot 2\cdot\left(\frac{1}{12}\right)^2\cdot 0{,}77 = 0{,}030;$$

$$p_3 = n(n-1)(n-2)\rho^3 p_0 = 3\cdot 2\cdot 1\cdot\left(\frac{1}{12}\right)^3\cdot 0{,}77 = 0{,}0026.$$

Вероятность занятости оператора

$$P_{зан} = 1 - p_o = 1 - 0{,}77 = 0{,}23.$$

Абсолютная пропускная способность оператора (среднее число повреждений, которое он устраняет за смену работы)

$$A = (1 - p_0)\,\mu = 5{,}5.$$

Пример 45. Найти характеристики работы АТС Агротехсервис, обеспечивающей одновременно 5 переговоров, средняя длительность которых 5 мин; средний интервал между вызовами 30 с.

Параметры СМО: n = 5; $\lambda = \frac{60}{30} = 2$ мин$^{-1}$; μ = 0,20 мин$^{-1}$.

Решение. Вычислим величину приведенной плотности потока заявок:

$$\rho = \frac{\lambda}{\mu} = \frac{2}{0,2} = 10.$$

Вероятность того, что в системе отсутствуют заявки, определяем по формуле $p_0 = \frac{1}{\sum_{j=0}^{n} \frac{\rho^j}{j!}}$;

$$p_0 = \frac{1}{\sum_{j=0}^{n} \frac{\rho^j}{j!}} = \frac{1}{1 + \frac{10}{1!} + \frac{10^2}{2!} + \frac{10^3}{3!} + \frac{10^4}{4!} + \frac{10^5}{5!}} = 0,00068.$$

Вероятность того, что пришедшая заявка получит отказ, определяем по формуле $P_{отк} = p_n = \frac{\rho^n}{n!} p_0$

$P_{отк} = p_n = \frac{\rho^n}{n!} p_0 = \frac{10^5}{5!} \cdot 0,00068 = 0,57$.

Относительная пропускная способность системы

$q = 1 - P_{отк} = 1 - 0,57 = 0,43$.

Абсолютная пропускная способность определяем по формуле $A = \lambda q = \lambda(1 - P_{отк}) = \lambda(1 - p_n)$;

$A = \lambda q = 2 \cdot 0,43 = 0,86$.

Среднее число занятых каналов определяем по формуле $\bar{z} = \frac{A}{\mu} = \frac{\lambda(1 - p_n)}{\mu} = \rho(1 - p_n)$;

$\bar{z} = \rho(t - p_n) = 10(1 - 0,57) = 4,3$.

Отношение $\frac{\lambda}{\mu}$ иногда называют интенсивностью нагрузки.

Пример 46. Ремонт электрооборудования животноводческого комплекса производится в мастерской двумя электрослесарями (n = 2). В среднем, в течение рабочего дня выходит из строя и поступает в мастерскую на ремонт 5 аппаратов (λ = 5). Электрические аппараты, установленные в производственных помещениях, выходят из строя независимо друг от друга в различное время, т. е. поток заявок можно считать случайным, простейшим и пуассоновским. Продолжительность ремонта зависит от характера повреждения, квалификации слесаря и других факторов. Пусть в течение рабочего дня каждый слесарь обслуживает четыре заявки, т. е. μ = 4. Необходимо оценить работу мастерской, т. е. определить параметры обслуживающей системы.

Решение. Рассматриваемая система может быть отнесена к системам обслуживания с ожиданием, в которых число мест в очереди не ограничено, т. е. $m \to \infty$. В данном случае имеем: λ = 5, μ = 4, ρ = 1,25 и ρ/n = 0,625. Так как в рассматриваемой системе заявка не покидает систему необслуженной, то вероятность отказа $P_{отк}$ = 0. Следовательно, по формуле $A = \lambda q = \lambda(1 - P_{отк}) = \lambda(1 - p_n)$ относительная пропускная способность q = 1, а абсолютная A = λq = λ = 5.

Математическое ожидание числа заявок в очереди найдем, применяя формулу,

$$\bar{k} = 1p_{n+1} + 2p_{n+1} + \ldots + mp_{n+m} = 1 \cdot \frac{\rho^{n+1}}{n!n} p_0 + 2 \cdot \frac{\rho^{n+2}}{n!n^2} p_0 + \ldots + m \cdot \frac{\rho^{n+m}}{n!n^m} p_0.$$

Преобразуя последнее выражение с учетом m → ∞, получим (приведем без доказательства):

$$\bar{k} = \frac{\rho^{n+1} p_0}{n!n} \cdot \frac{1}{(1 - \rho / n)^2}$$

По формулам $p_j = \frac{\rho^j}{j!} p_0$ и $p_0 = \frac{1}{1 + \frac{\rho}{1!} + \frac{\rho^2}{2!} + \ldots + \frac{\rho^n}{n!} + \frac{\rho^{n+1}}{n!(n-p)}}$ найдем вероятности состояний:

$$p_0 = \left[1 + 1{,}25 + \frac{1{,}25^2}{2} + \frac{1{,}25^3}{2!(2 - 1{,}25)}\right]^{-1} \approx 0{,}231;$$

$$p_1 = \frac{\rho}{1} p_0 = 1{,}25 \cdot 0{,}231 = 0{,}288;$$

$$p_2 = \frac{\rho^2}{2!} p_0 = \frac{1{,}25^2}{2} \cdot 0{,}231 = 0{,}180.$$

По формуле $p_j = \frac{\rho^j}{n!n^{j-n}} p_0$

$$p_3 = \frac{\rho^3}{2 \cdot 2!} p_0 = \frac{1{,}25^3}{4} \cdot 0{,}231 = 0{,}113 \text{ и т. д.}$$

По $\bar{k} = \frac{\rho^{n+1} p_0}{n!n} \cdot \frac{1}{(1-\rho/n)^2}$ среднее число заявок в очереди

$$\bar{k} = \frac{1{,}25^3 \cdot 0{,}231}{2 \cdot 2!} \cdot \frac{1}{(1-0{,}625)^2} = 0{,}803.$$

Так как каждый канал обслуживает μ, заявок в единицу времени, а вся система обслуживает в среднем А заявок, тр среднее число занятых каналов

$$\bar{z} = \frac{A}{\mu} = \frac{\lambda}{\mu} = \frac{5}{4} = 1{,}25.$$

Среднее число заявок в системе

$$\bar{r} = \bar{z} + \bar{k} = 1{,}25 + 0{,}803 = 2{,}053.$$

Вероятность отсутствия очереди в мастерской

$$p = p_0 + p_1 + p_2 = 0{,}231 + 0{,}288 + 0{,}288 + 0{,}180 = 0{,}699.$$

Среднее время ожидания заявки в очереди

$\bar{t}_{ож} = \frac{\bar{k}}{\mu} = \frac{0{,}803}{4} = 0{,}2$ (рабочей смены) = 1,6 ч.

Пример 48. В электроцехе ремонтного предприятия Агрофирмы имеется три бригады по ремонту электрооборудования. Интенсивность поступления неисправных аппаратов в мастерскую в среднем составляет 7 аппаратов в смену (8 часов), т. е. λ = 7. Среднее время обслуживания одной заявки (ремонта) составляет 2,3 ч. Для ускорения обслуживания' можно вводить взаимопомощь между каналами, т. е. на выполнение одного ремонта привлекать сразу три или две бригады ремонтников. Требуется оценить эффективность такой взаимопомощи, имея в виду среднее число заявок в очереди, среднее время нахождения заявки в очереди и среднее время ремонта.

Решение. 1. Рассмотрим СМО без взаимопомощи. Имеем:

n = 3; λ = 7; $\mu = \frac{1}{t_{обс}} = \frac{8}{2{,}3} = 3{,}5$; $\rho = \frac{\lambda}{\mu} = 2$; $\frac{\rho}{n} = 0{,}667$.

По формуле $p_0 = \frac{1}{\sum_{j=0}^{n} \frac{\rho^j}{j!}}$ найдем вероятность состояния x_0:

$$p_0 = \frac{1}{1+\frac{\rho}{1!}+\frac{\rho^2}{2!}+\frac{\rho^3}{3!}} = \frac{1}{1+2+2+\frac{4}{3}} = 0{,}158.$$

Вероятность отказа, т.е. вероятность, с которой заявка станет в очередь,

$$P_{отк} = p_3 = \frac{\rho_3}{3!} p_0 = \frac{8}{6} \cdot 0{,}158 = 0{,}211.$$

Относительная пропускная способность системы определим по формуле $q = 1 - P_{отк}$

q=1-$P_{отк}$=1-0,211=0,789.

Абсолютная пропускная способность определим по формуле $A = \lambda q = \lambda(1 - P_{отк}) = \lambda(1 - p_n)$

$$A = \lambda q = 7 \cdot 0{,}789 = 5{,}53.$$

2. Рассмотрим СМО с полной взаимопомощью. Для каждой системы будем иметь:

n*=1; λ = 7; μ* = nμ = 10,5; $\rho^* = \frac{\rho}{n} = 0{,}667$.

Получим:

$$p_0 = \frac{1}{1+\rho^*} = \frac{1}{1+0{,}667} = 0{,}6;$$
$$P_{отк} = p_1 = \rho^* p_0 = 0{,}667 \cdot 0{,}6 = 0{,}4;$$
$$q = 1 - P_{отк} = 1 - 0{,}4 = 0{,}6;$$
$$A = \lambda q = 7 \cdot 0{,}6 = 4{,}2;$$
$$\bar{t}_{обс} = \frac{8}{n\mu} = \frac{8}{3 \cdot 3{,}5} = 0{,}76 \ ч.$$

Сравнивая полученные результаты, можно отметить, что пропускная способность СМО при введении взаимопомощи уменьшилась. Это вызвано увеличением вероятности отказа, т. е. заявка, поступившая в момент, когда все каналы заняты обслуживанием другой заявки, получает отказ и становится в очередь. Среднее же время обслуживания уменьшилось втрое.

Определим, как изменятся характеристики ожидания заявки в СМО при введении взаимопомощи.

1. СМО без взаимопомощи. По $\bar{k} = \frac{\rho^{n+1} p_0}{n! n} \cdot \frac{1}{(1-\rho/n)^2}$ среднее число заявок в

очереди

$$\bar{k} = \frac{\rho^{n+1} p_0}{n! n(1-\rho/n)^2} = \frac{2^4 \cdot 0{,}158}{3! \cdot 3(1-0{,}667)^2} = 1{,}26.$$

Среднее время ожидания заявки в очереди определим по формуле

$$\bar{t}_{ож} = \frac{\bar{k}}{\lambda} = \frac{\rho^2}{\lambda(1-\rho)}$$

$$\bar{t}_{ож} = \frac{\bar{k}}{\lambda} = \frac{1{,}26}{7} = 0{,}18 \text{ ч.}$$

Среднее время нахождения заявки в системе

$$\bar{t}_c = \bar{t}_{ож} + \bar{t}_{обс} = 0{,}18 + 2{,}3 = 2{,}48 \text{ ч.}$$

2. СМО со взаимопомощью «все как один». По формуле $\bar{k} = \frac{\rho^2}{1-\rho}$ находим среднее число заявок в очереди

$$\bar{k} = \frac{\rho^{*2}}{1-\rho^*} = \frac{0{,}667^2}{1-0{,}667} = 1{,}33.$$

Среднее время ожидания заявки

$$t_{ож} = \frac{\bar{k}}{\lambda} = \frac{1{,}33}{7} = 0{,}19 \text{ ч.}$$

Время нахождения заявки в системе

$$t_c = t_{ож} + t_{обс} = 0{,}19 + 0{,}76 = 0{,}95.$$

Таким образом, в системе со взаимопомощью среднее число заявок в очереди и среднее время ожидания больше, чем в системе без взаимопомощи, а среднее время нахождения заявок в СМО снижается за счет ускорения обслуживания.

Для улучшения работы смо, в частности для уменьшения вероятности отказа, можно вводить равномерную взаимопомощь. При этом в n-канальной системе с отказами возможны следующие состояния (рис. 43): x_o - система свободна (заявок нет); x_1 - одну поступившую заявку обслуживают n каналов; X_2 - две заявки обслуживают все n каналов; ... ; x_n - все поступившие заявки обслуживают n каналов

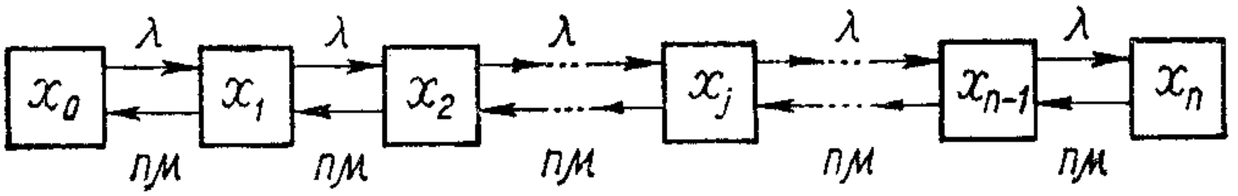


Рис. 43

Такая система будет аналогична одноканальной СМО (см. параграф 5.6) с интенсивностью потока заявок λ, интенсивностью обслуживания nμ и числом мест в очереди n - 1. Поэтому характеристики такой системы могут быть определены по формулам $P_{отк} = p_{m+1} = \frac{\rho^{m+1}(1-\rho)}{1-\rho^{m+2}}$ и $A = \lambda q = \lambda(1-P_{отк}) = \lambda(1-p_n)$,

где вместо m необходимо подставить n - 1, вместо ρ - выражение ρ* = ρ /n = λ/nμ.

Тогда получим:

$$P_{отк} = \frac{(\rho^*)^n(1-\rho^*)}{1-\rho^{*n+1}} \text{ и } q = \frac{1-\rho^{*n}}{1-\rho^{*n+1}}.$$

Вычислим показатели СМО (пример 48) при отсутствии и наличии равномерной взаимопомощи между каналами.

1. Для СМО без взаимопомощи имеем: q = 0,789, A = 5,53, среднее число занятых каналов r = A/μ= 5,53/3,5 = 1,58.

2. Для СМО с равномерной взаимопомощью ρ* = ρ /n =0,667. По $q = \frac{1-\rho^{*n}}{1-\rho^{*n+1}}$.,

получим:

$$q = \frac{1-0{,}667^3}{1-0{,}667^4} = \frac{0{,}703}{0{,}801} = 0{,}88,$$

Тогда

$$A = \lambda q = 7 \cdot 0{,}88 = 6{,}15;$$
$$\bar{r} = \frac{A}{\lambda} = \frac{6{,}15}{3{,}5} = 1{,}76.$$

Таким образом, при введении равномерной взаимопомощи пропускная способность системы и занятость каналов увеличились.

Пусть имеется СМО с очередью, максимальное число заявок в которой равно

m. Возможные состояния такой системы будут аналогичны состояниям, рассмотреннњм в параграфе 5.6. Схема возможных переходов из одного состояния в другое показана на рис. 44. Рассматривая система с интенсивностью потока заявок λ, интенсивностью обслуживания nμ и числом мест в очереди n+m--1 аналогична одноканальной СМО (см. параграф 5.6).

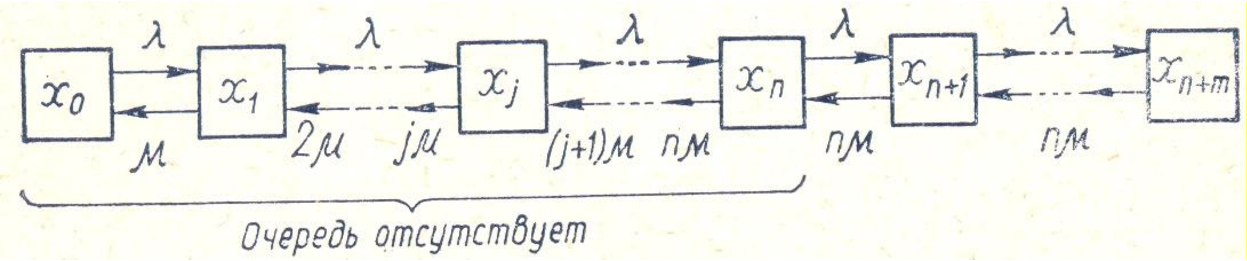


Рис. 44

Подставив в $P_{отк} = p_{m+1} = \dfrac{\rho^{m+1}(1-\rho)}{1-\rho^{m+2}}$ и $A = \lambda q = \lambda(1 - P_{отк}) = \lambda(1 - p_n)$ вместо m мест в очереди число n + m - 1, выесто ρ – выражение $\rho^* = \dfrac{\rho}{n}$, получим:

$P_{отк} = \dfrac{1-\rho^{*n+m}}{1-\rho^{*n+m+1}}$ и $q = \dfrac{1-\rho^{*n+m}}{1-\rho^{*n+m+1}}$.

Сравним абсолютную и относительную пропускные способности при наличии и отсутствии равномерной взаимопомощи, если число мест в очереди m = 3.

Из $q = \dfrac{1-\rho^{*n+m}}{1-\rho^{*n+m+1}}$ находим

$$q = \frac{1-\rho^{*n+m}}{1-\rho^{*n+m+1}} = \frac{1-0{,}667^6}{1-0{,}667^7} = \frac{0{,}912}{0{,}941} = 0{,}97,$$

Тогда

$$A = \lambda q = 7 \cdot 0{,}97 = 6{,}8,$$
$$\bar{r} = \frac{A}{\mu} = \frac{6{,}8}{3{,}5} = 1{,}95.$$

Таким образом, применение «равномерной» взаимопомощи увеличивает относительную и абсолютную пропускные способности и уменьшает простой каналов.

Пример 49. При исследовании режима замкнутой электрической сети было произведено 100 расчетов, в каждом из которых отклонение напряжения в одном из узлов сети от заданных значений не более чем на 10% появлялось с вероятностью p = 0,1 (событие A). Найти вероятность того, что частота P* события A отличается от вероятности p меньше чем на ε = 0,05.

Решение. По формуле $P\{|P^* - p| < \varepsilon\} = 2\Phi\left(\frac{\varepsilon\sqrt{N}}{\sqrt{p(1-p)}}\right)$ находим

$$P\{|P^* - 0{,}1| < 0{,}05\} = 2\Phi\left(\frac{0{,}05\sqrt{100}}{\sqrt{0{,}01(1-0{,}1)}}\right) = 2\Phi(1{,}67) = 0{,}905.$$

Большой интерес представляет решение обратной задачи— определение необходимого числа опытов (или расчетов) для получения практической уверенности в том, что частота появления события Л будет отклоняться от вероятности p меньше чем на ε.

Решение этой задачи покажем для несколько измененных условий предыдущего примера. Зададимся уровнем доверия Q = 0,95 и примем ε = 0,02. Запишем формулу $P\{|P^* - p| < \varepsilon\} = 2\Phi\left(\frac{\varepsilon\sqrt{N}}{\sqrt{p(1-p)}}\right)$ в таком виде:

$$2\Phi\left(\frac{\varepsilon\sqrt{N}}{\sqrt{p(1-p)}}\right) = Q,$$

получим:

$$\Phi\left(\frac{\varepsilon\sqrt{N}}{\sqrt{p(1-p)}}\right) = \frac{Q}{2} = 0{,}475.$$

По таблице приложения 2 найдем, что значению функции Лапласа Ф (t) = 0,4750 соответствует значение аргумента, равное 1,96, следовательно, $\frac{\varepsilon\sqrt{N}}{\sqrt{p(1-p)}} = 1{,}96$, откуда $N = (1{,}96)^2 \cdot \frac{p(1-p)}{\varepsilon^2} = (1{,}96)^2 \cdot \frac{0{,}1 \cdot 0{,}9}{(0{,}02)^2} = 894$.

Метод статистических испытаний широко используется при разработке систем массового обслуживания, позволяя воспроизводить («проигрывать») случайные ситуации, которые возникают при эксплуатации СМО, и «экспериментально» (на модели) определять очереди заявок, время ожидания обслуживания и другие показатели работы СМО.

1.6. Примеры по теории оптимального управления

Пример 50. Найти функцию, экстремизирующую функционал

$$\Phi = \int_0^3 \left(x^2 + 2{,}5y^2 + 5x^2 y'\right)dx.$$

Решение. Находим $\frac{\partial F}{\partial y} = 5y$ и $\frac{\partial F}{\partial y'} = 5x^2$ и решаем уравнение Эйлера

$5y - \frac{d}{dx}\left(5x^2\right) = 0$; 5y— 10x = 0,

откуда уравнение искомой функции y = 2 x.

Подставляя это выражение в заданный функционал, находим его экстремальное значение (учитывая, что y' = dy/dx = 2)

$$\Phi = \int_0^3 \left(x^2 + 10x^2 + 5x^2 \cdot 2\right)dx = 189.$$

Пример 51. Пусть потребители сельскохозяйственного района получают питание от сетей энергосистемы по линии 35 кВ длиной 30 км (рис. 48, разъединители на схемах не показаны).

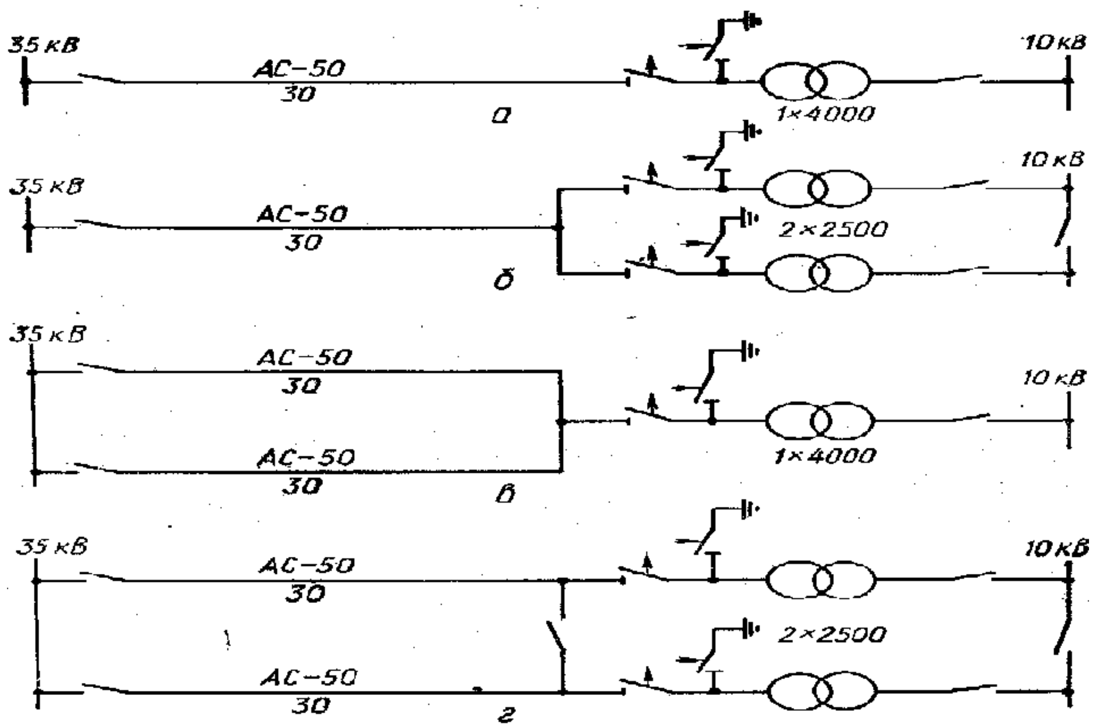


Рис.48

Показатель надежности	Наименование элементов схемы						
	Выключатель масляный 35 кВ	ВЛ—35 кВ, провод АС—50	Отделитель	Короткозамыкатель	Трансформатор 35/10 кВ	Выключатель масляный 10 кВ	Шины 10 КВ
λ 1/год (1/100км*год)	0,02	0,8—1,0	0,03	0,03	0,01	0,005	0,03
$\tau_{ав}$, ч/одн.откл	10	8	15	15	90	10	4
$\tau_{пл}$, ч/год (ч/100км*год)	10	90	10	10	20	18	4

При этом возможны следующие варианты электрических сетей:

а — одна питающая линия и один трансформатор на подстанции;

б — одна питающая линия и два трансформатора (нагруженный резерв по трансформатору);

в — две питающие линии и один трансформатор;

г — две питающие линии и два трансформатора на подстанции.

Показатели надежности элементов схемы электроснабжения приведены в табл. 28. Найти вероятность бесперебойной работы системы.

Решение. По $q = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{\lambda_i \tau_{ав_i}}{8760} + \frac{\tau_{пл_i}}{8760}\right)$ найдем относительное время отказа системы электроснабжения в год. При резервировании элементов схемы в выше приведенной формуле не учитывается составляющая продолжительности плановых отключений, так как при отключении одного из резервированных элементов схема может оставаться в рабочем состоянии.

Вероятность отказа из-за аварийных отключений i-го элемента при резервировании определяется квадратом отношения $\lambda_i\tau_i/8760$.

Подставляя соответствующие значения параметров λ и $\tau_{ав}$ в формулу, определим значение относительного времени отказа q для каждого из рассматриваемых вариантов схемы электроснабжения. В результате расчета находим вероятности отказа:

$q_1 = 18{,}8 \cdot 10^{-3}$; $q_2 = 11{,}4 \cdot 10^{-3}$; $q_3 = 7{,}3 \cdot 10^{-3}$ и $q_4 = 0{,}53 \cdot 10^{-3}$.

По $p = 1 - q$ определим вероятность бесперебойной работы системы (уровень надежности p):

$p_1 = 0{,}9812$; $p_2 = 0{,}9886$; $p_3 = 0{,}9927$; $p_4 = 0{,}99999947 \approx 1{,}0000$.

Пример 52. Имеется цепь постоянного тока с разветвлением. Сопротивление общего участка $R_3 = 0{,}4$ Ом, а сопротивление ветвей $R_1 = 1$ Ом и $R_2 = 1{,}5$ Ом. Требуется найти токи при условии, что потери напряжения от начала псин до конечных точек составят 10 В.

Решение. Составляем уравнения

$$0{,}4\,(I_1 + I_2) + I_1 = 10; \quad 0{,}4\,(I_1 + I_2) + 1{,}5I_2 = 10.$$

Приводим уравнения к нормальному виду

$I_1 = 7{,}14 - 0{,}286I_2$; $I_2 = 5{,}29 - 0{,}211I_1$.

Убеждаемся, что условия сходимости решения по выше приведенной системе уравнении удовлетворяются

$$\left|\frac{\partial\varphi_1}{\partial I_1}\right| + \left|\frac{\partial\varphi_2}{\partial I_1}\right| = 0 + |-0{,}211| < 1;$$
$$\left|\frac{\partial\varphi_1}{\partial I_2}\right| + \left|\frac{\partial\varphi_2}{\partial I_2}\right| = |-0{,}286| + 1 < 1.$$

Задаемся начальными значениями $I_1^0 = I_2^0 = 5A$ и, подставляя их в, находим

$$I_1^1 = 7{,}14 - 0{,}286 \cdot 5 = 5{,}71A$$
$$I_2^1 = 5{,}29 - 0{,}211 \cdot 5 = 4{,}23A$$

Подставляя найденные значения в и продолжая итерационный процесс, получаем

$$I_1^2 = 5{,}94;\ I_1^3 = 5{,}97;\ I_1^4 = 5{,}99;\ I_1^5 = 6{,}00;$$
$$I_2^2 = 4{,}09;\ I_2^3 = 4{,}04;\ I_2^4 = 4{,}02;\ I_2^5 = 4{,}00;$$

Вариант итерационного процесса, предложенный Зей-делем, заключается в том, что на каждом шаге итерации в уравнения подставляются найденные уже на этом шаге значения некоторых переменных (а не весь комплект переменных, вычисленных на предыдущем шаге). Например, в случае трех переменных x, y, z будем действовать так: нулевое приближение x° ,y°, z°; на первом шаге — для определения x^1 подставляем x°, y^0, z° для определения y^1 — x^1, y^0, z^0; для определения z^1 — x^1, y^1, z° и т. д.

В рассмотренном примере определение I_1^2 не изменится, а I_2^2 найдем так:

$$I_2^2 = 5{,}29 - 0{,}211 \cdot I_1^2 = 4{,}04$$

И далее $I_1^3 = 5{,}98,\ I_2^3 = 4{,}02$. Как видим, процесс сходится быстрее, что характерно для большинства (но не для всех) случаев применения метода Зейделя.

Пример 53. Допустим, что необходимо выбрать место расположения подстанции 35/10 кВ на территории размером 800 X 1100 м по условию минимума приведенных затрат (рис. 50). Для упрощения задачи примем, что ограничения отсутствуют (или будут учтены на втором этапе выбора места). В зависимости от выбранного места подстанции изменяются приведенные расходы по линиям 35 и 10 кВ, сумма которых является целевой функцией, значения которой показаны изолиниями.

Решение. В качестве нулевого приближения выберем координаты центра подстанции x°=0, y° = 550 м (точка а). Для этой точки сумма приведенных затрат (целевая функция), изменяющаяся в зависимости от места подстанции, составляет F = 4400 руб./год (далее эту размерность указывать не будем). Делаем пробные шаги, изменяя x или y на 50 м (x^1 = 50; y^1 = 500 м). Соответствующие значения целевой функции 4150 и 4350. Приращения целевой функции определяют составляющие вектора градиента

$$\frac{\partial F}{\partial x} \approx \frac{\Delta F}{\Delta x} = \frac{4150 - 4400}{50 - 0} = -5\frac{руб.}{м \cdot год};$$
$$\frac{\partial F}{\partial y} \approx \frac{\Delta F}{\Delta y} = \frac{4350 - 4400}{500 - 550} = +1\frac{руб.}{м \cdot год}.$$

Эти составляющие (*аб* и *ав* на рис. 50, *б*) определяют направление градиента (*аг*) и, соответственно, антиградиента (*ад*).

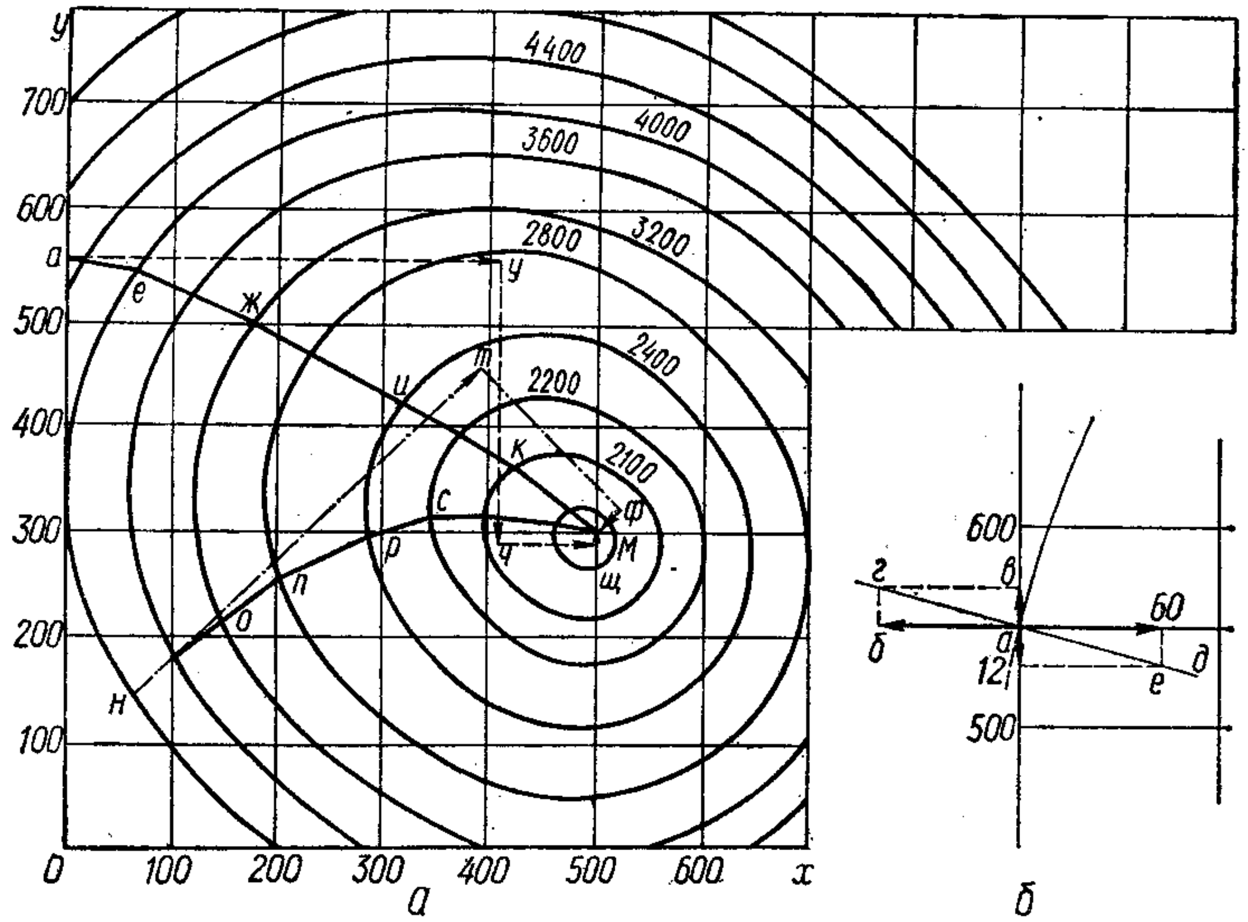


Рис.50

Выберем значение параметра $\lambda = 12\dfrac{м^2 \cdot год}{руб.}$ и по формуле $x_i^{k+1} = x_i^k - \left(\dfrac{\partial F}{\partial x_i}\right)_k \lambda$ вычислим координаты подстанции в результате первого шага итерации

$$x^1 = x^0 - \left(\frac{\partial F}{\partial x}\right)_0 \lambda = 0 + 5 \cdot 12 = 60;$$

$$y^1 = y^0 - \left(\frac{\partial F}{\partial y}\right)_0 \lambda = 550 - 1 \cdot 12 = 538.$$

При этом отображающая точка переносится (в направлении антиградиента) в точку *е*. Если представить, что вычислены значения целевой функции для всего поля возможных положений подстанции и построены изолинии целевой функции (что для расчета совершенно не требуется и приводится на рис. 50, *а* для наглядности решения), то при продолжении итерационного процесса и последовательном перемещении отображающая точка будет двигаться по нормалям к линиям уровней целевой функции (линия *а е ж и к* М). В точке минимума градиент обращается в нуль. На рис. 50, *а* линией *н о п р с* М показана траектория движения отображающей точки в случае выбора в качестве нулевого приближения координат x^0 = 60 м и y^0 = 150 м.

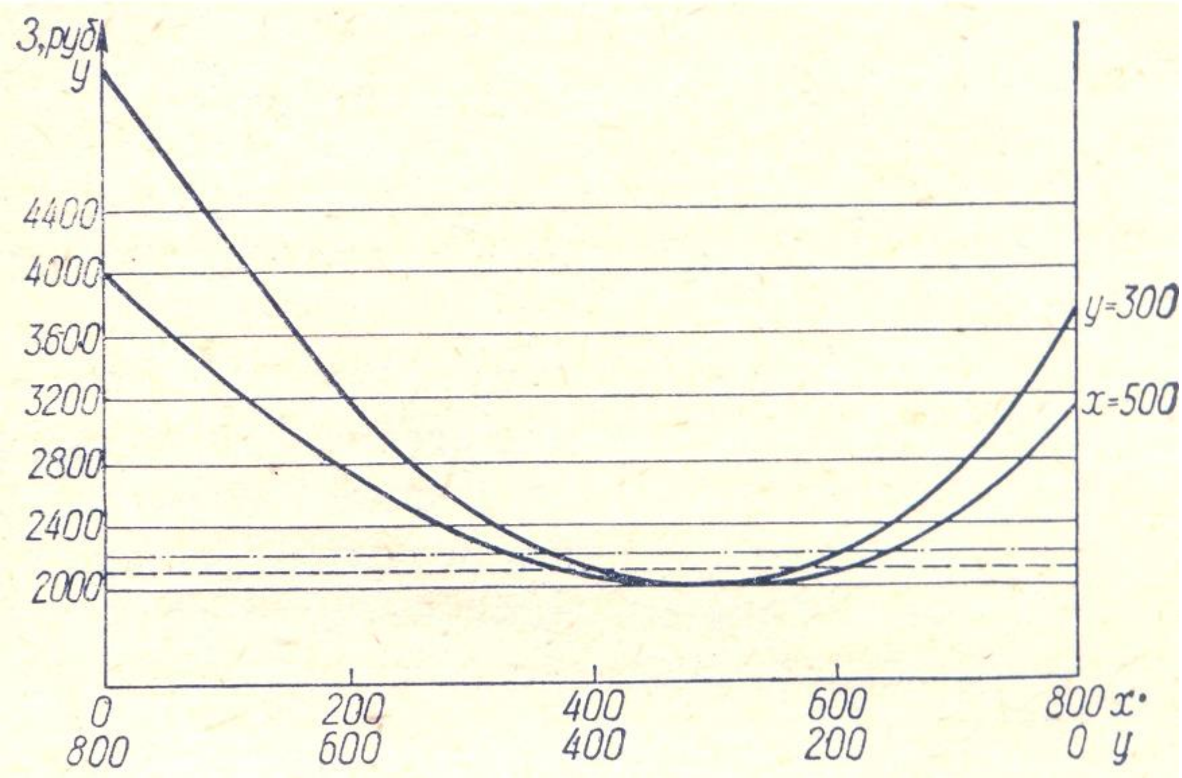


Рис. 51

Если сделать разрез поверхности целевой функции плоскостью y = 300 м, то получим кривую, показанную на рис. 51.

В зависимости от конкретных условий можно варьировать значения шагов Δx и Δy. В начале решения целесообразно ускорять процесс итерации, выбирая большие шаги, а затем уменьшать их для повышения точности.

Пример 54. Даны два уравнения с тремй неизвестными

$$2x_1 + x_2 - x_3 = 6; \quad -x_1 - x_2 + 2x_3 = 12.$$

Найти множество целочисленных неотрицательных решений.

Решение. Выберем в качестве свободной переменной x_3 и выразим через нее базисные переменные

$2x_1 + x_2 = 6 + x_3; \quad -x_1 - x_2 = x_2 - 2x_3.$

Решая эти уравнения, найдем

$x_1 = 18 - x_3; \quad x_2 = - 30 + 3x_3.$

Остюда видно, что условия неотрицательности переменных определяют допустимые пределы изменений x_3 $10 \le x_3 \le 18$. Придавая переменной x_3 целые значения в указанных пределах, получаем следующие сочетания возможных целочисленных решений:

x_3	x_1	x_2
10	8	0
12	6	6
14	4	12
16	2	18
18	0	24

Построим зависимость между свободными переменными x_1 и x_2, соответствующую различным значениям базисной переменной x_3 (рис. 54). Как видим, получили отрезок прямой, расположенный в первом квадранте координатной плоскости. При $x_3 < 10$ или $x_3 > 18$ одна из свободных переменных должна быть отрицательной, следовательно, такое решение не может существовать. Таким образом, на рис. 54 показаны все допустимые значения базисной переменной. Целью решения ОЗЛП является нахождение оптимального из приведенных выше допустимых решений. Для этого необходимо иметь выражение целевой функции вида (6.34) с заданными значениями коэффициентов.

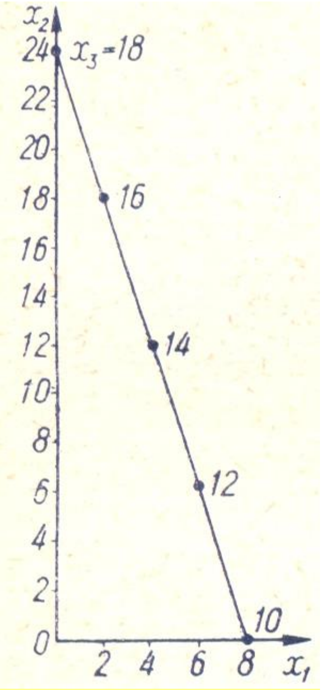


Рис. 54

Пример 55. Найти минимум линейной функции $L = x_1 + 9{,}5x_2 + 3x_3 + x_4 + 2x_5$, если ограничения заданы равенствами

$$x_1 - 2x_2 - x_3 + 4 = 0,$$
$$3x_1 + 2x_2 + x_4 - x_5 - 6 = 0,$$

$x_1 + x_5 - 8 = 0$ при $x_1 \geq 0$, $x_2 \geq 0$ и $x_3 \geq 0$.

Решение. Выберем в качестве свободных переменных x_1 и x_2 и выразим через них остальные переменные

$$x_3 = x_1 - 2x_2 + 4,$$
$$x_5 = 8 - x_1,$$
$$x_4 = 6 + x_5 - 3x_1 - 2x_2 = 14 - 4x_1 - 2x_2.$$

Запишем эти уравнения в таком виде:

$x_1 - 2x_2 + 4 - x_3 = 0$; $x_1 + x_5 - 8 = 0$; $4x_1 + 2x_2 + x_4 - 14 = 0$.

Примем равными нулю поочередно базисные переменные. Например, при $x_3 = 0$ получим

$x_1 - 2x_2 + 4 = 0$. Для нахождения отрезков на осях примем $x_1 = 0$, тогда $x_2 = 2$, затем примем $x_2 = 0$, тогда $x_1 = 4$. Через эти точки проводим прямую, соответствующую условию $x_3 = 0$.

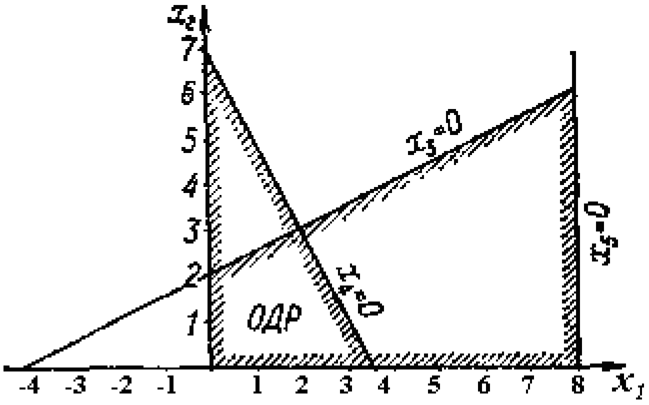


Рис. 56

Так как x_3 не может быть отрицательным, то возьмем $x_3 = 1$ и найдем точку на оси абсцисс (при $x_2= 0$): $x_1 = -4 + x_3 = -3$. Эта точка покажет, с какой стороны линии $x_3 = 0$ находится ОДР и с какой стороны следует сделать штриховку. Построенная таким образом ОДР показана на рис. 56.

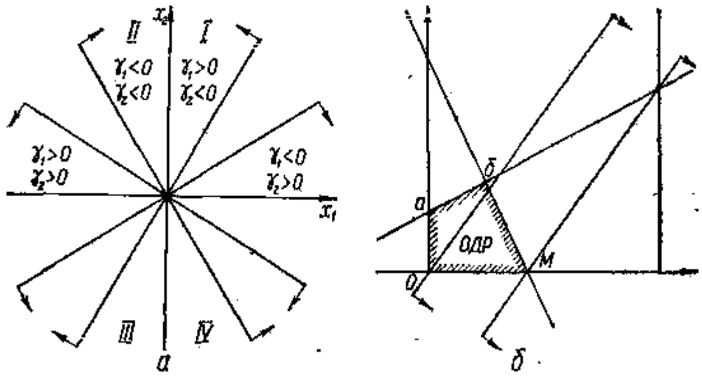


Рис. 57

Подставим выражения базисных переменных в уравнение целевой функции и этим выразим ее только через свободные переменные. Получим $L = 2x_1 + 1{,}5x_2 + 42$ (или в общем виде)

$$L = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + C.$$

Так как свободный член не зависит от переменных, то минимум функции L будет иметь место при тех же значениях x_1 и x_2, что и минимум функции $L' = 2x_1 + 1{,}5\,x_2$ или в общем виде

$$L' = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2.$$

Выражения представляют собой уравнения двух прямых в координатах (x_1, x_2). Угловые коэффициенты обеих прямых одинаковы и равны $\frac{\gamma_1}{\gamma_2} = \frac{2}{1{,}5}$, а отрезки на оси ординат равны соответственно $\frac{L'}{\gamma_1}$ и $\frac{L'}{\gamma_2}$. Отсюда ясно, что при поиске экстремума L' прямая, выраженная уравнением, будет перемещаться параллельно самой себе.

Построим прямую (рис. 57, *а*), проходящую через начало координат с угловым коэффициентом $-\frac{\gamma_1}{\gamma_2}$, что соответствует частному случаю L'= 0 (это будет так называемая основная прямая). Если коэффициенты γ_1 и γ_2 имеют одинаковые знаки, то прямая проходит через четные квадранты, если разные — то через нечетные. Нетрудно убедиться, что при $\gamma_2 < 0$ величина L' будет уменьшаться при перемещении прямой вверх, а при $\gamma_1 > 0$ при перемещении прямой вниз (в обоих случаях параллельно самой себе).

На рис. 57, *б* показана основная прямая для рассмотренного выше примера 55. Как видим, основную прямую надо перемещать в направлении IV-го квадранта. Поскольку уменьшение целевой функции при перемещении прямой не может смениться возрастанием (так как γ_1 и γ_2 постоянны), то ясно, что оптимальное допустимое решение будет достигнуто в точке M, наиболее удаленной в направлении движения (в данном примере — не наиболее удаленной от начала координат).

Отсюда можно сделать вывод, что решение ОЗЛП всегда находится па границе ОДР и не может находиться внутри ее. Если наиболее удаленная от начала координат граничная линия ОДР случайно окажется параллельной основной прямой, то число оптимальных решений будет бесконечно, т. е. практически можно выбрать любое сочетание x_1 и x_2, соответствующее этому участку граничной линии.

Так как оптимальное решение L всегда находится в одной из вершин многоугольника *Оаб*M (рис. 57, *б*), то для выбора оптимума достаточно сравнить значения целевой функции, соответствующие вершинам многоугольника *Оаб*M.

Подставляя значения координат x_1 и x_2, соответствующие вершинам ОДР, в уравнение целевой функции, найдем:

Вершины	Целевая функция
O *a* *б* *M*	42 45 42,5 35

Как видим, минимум целевой функции соответствует точке М. Если количество свободных переменных больше двух, ОДР представляет собой трехмерную или многомерную фигуру, но все сделанные выше выводы остаются в силе.

Пример 56. Минимизировать целевую функцию L = x_1 - 2x_2 - 3x_3 - 4x_4 при следующих ограничениях:

$$x_1 + 2x_2 - x_3 - 2x_4 = 0,$$
$$x_1 - 2x_2 + x_3 \le 5,$$

$x_2 - 3x_3 + x_4 \ge 12$, где $x_j \ge 0$ (j = 1, 2, 3, 4)

Решение. Задачу можно привести к ОЗЛП введением добавочных переменных.

Тогда ограничения примут вид

$$x_1 + 2x_2 - x_3 - 2x_4 = 0,$$
$$x_1 - 2x_2 + x_3 - y_1 = 5,$$
$$x_2 - 3x_3 + x_4 + y_2 = 12,$$

$x_j \ge 0$, $y_i \ge 0$ (j = 1, 2, 3, 4; i = 1, 2)

Далее задача решается описанным выше способом.

Симплекс-метод решения задачи линейного программирования. Процедура симплекс-метода основана на том, что если есть оптимальное решение, то оно находится всегда и одной из вершин ОДР. Однако при последовательном переборе их необходимо рассматривать различные варианты выбора свободных переменных и, изменяя значения одной из них, внимательно следить за тем, чтобы это не привело к нарушению условия неотрицательности для одной из базисных переменных.

Пример 57. Минимизировать целевую функцию L = $8x_1 + 3x_2 - 2x_3 + C$ при наличии ограничений в виде неравенств

$$
\begin{aligned}
&3x_1 + 2x_2 - x_3 + 2 \geq 0,\\
&-4x_1 + 10x_2 + 3x_3 - 10 \geq 0,\\
&x_1 \geq 0,\ \ x_2 \geq 0,\ \ x_3 \geq 0.
\end{aligned}
$$

Решение. Вводим неотрицательные добавочные переменные и заменяем неравенства равенствами

$$
\begin{aligned}
&y_1 = 3x_1 + 2x_2 - x_3 + 2,\\
&y_2 = -4x_1 + 10x_2 + 3x_3 - 10.
\end{aligned}
$$

При $x_1 = x_2 = x_3 = 0$ целевая функция L = C. При подстановке $x_1 = x_2 = x_3 = 0$ в выражение базисных переменных y_1 и y_2 найдем, что $y_2 < 0$. Следовательно, это решение нельзя принять в качестве опорного и надо произнести переразрешение. Поскольку в выражение целевой функции x_3 входит с отрицательным коэффициентом, то для уменьшения L следует увеличивать x_3. Однако, так как эта переменная входит со знаком минус в уравнение базисном переменной y_1 то возникает опасность нарушения условия $y_1 > 0$ при увеличении x_3. Поэтому надо x_3 исключить из числа свободных переменных и выразить через y_1. Теперь свободными переменными будут x_1, x_2, y_1 и ограничения примут вид:

$$
\begin{aligned}
&x_3 = 3x_1 + 2x_2 - y_1 + 2,\\
&y_2 = -4x_1 - 10x_2 + 3(3x_1 + 2x_2 - y_1 + 2) = 5x_1 - 4x_2 - 3y_1 + 6.
\end{aligned}
$$

Тогда уравнение целевой функции примет вид

$$L = 8x_1 + 3x_2 - 2(3x_1 + 2x_2 - 2y_1 + 2) + C = 2x_1 - x_2 + 2y_1 - 4 + C.$$

Как и в предыдущем случае, придаем свободным переменным минимальные неотрицательные значения $x_1 = x_2 = y_1 = 0$ и находим L = C - 4. Так как C - 4 < C, то этот вариант уже лучше, но надо проверить возможность дальнейшего уменьшения значения целевой функции при увеличении x_2.

Чтобы исключить «опасность» для y_2 сделаться меньше нуля при возрастании x_2, необходимо перейти к новой совокупности свободных переменных x_1 , y_1, y_2. С этой целью уравнение базисной переменной y_2 решаем относительно x_2

$x_2 = \frac{5}{4}x_1 - \frac{3}{4}y_1 - \frac{1}{4}y_2 + \frac{6}{4}$ и находим x_3

$$x_3 = 3x_1 + \frac{5}{2}x_1 - \frac{3}{2}y_1 - \frac{1}{2}y_2 + 3 - y_1 + 2 = \frac{11}{2}x_1 - \frac{5}{2}y_1 - \frac{1}{2}y_2 + 5.$$

Эти два выражения для базисных переменных представляют новый вид ограничений (полностью соответствующих заданным).

Пользуясь найденными ограничениями, запишем уравнение целевой функции

$L = 0{,}75x_1 + 2{,}75y_1 + 0{,}25y_2 - 5{,}5 + C$.

При $x_1 = y_1 = y_2 = 0$ $L = C - 5{,}5$. Это решение оптимально, так как все три переменные входят в выражение целевой функции с положительными коэффициентами.

Для облегчения применения симплекс-метода разработаны алгоритмы, в которых используется табличное представление параметров уравнения, что дает возможность формализовать решение [2]. Пример 58,59

Пример 60. На рис. 62 показан упрощенный фрагмент сетевого графика сооружения воздушной линии электропередачи 10 кВ сельскохозяйственного назначения. Перечень работ дан в табл. 41. График построен в масштабе времени, причем на горизонтальной оси отложена длительность работы в рабочих днях и указаны примерные календарные сроки выполнения работ (из расчета пятидневной рабочей недели).

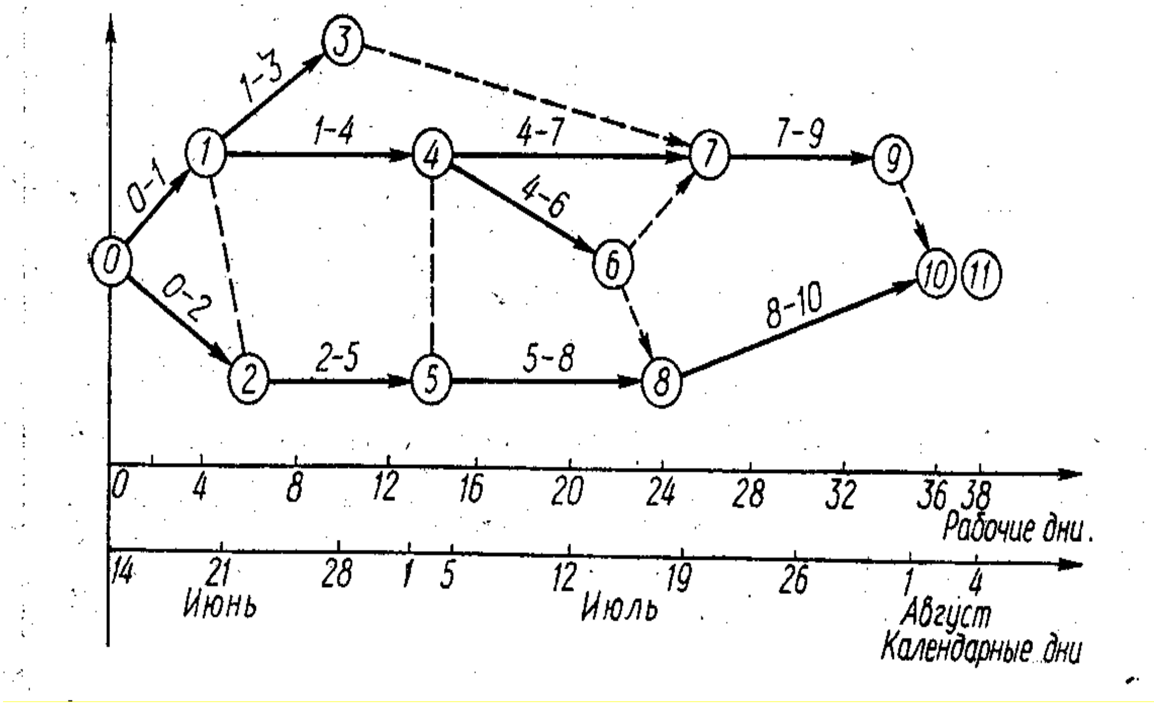


Рис. 62. Упрощенной фрагмент сетевого графика сооружения воздушного линии электропередач 10 кВ

Перечень работы выполняемые при сооружение линии электропередачи

№ п/п	Код работы	Наименование работ	ющие	Длительность работы, раб. дней
1	0—1	Трассировка линии и разбивка трассы		4
2	0—2	Подготовка механизмов и инструментов		5
3	1—3	Развозка опор	1	6
4	1—4	Сборка опор	1	10
5	2—5	Подготовка фундаментов под опоры и пункт автоматического включения	1,2	8
6	4—6	резерва (АВР)	4,5	8

Таблица 41

Решение. Как видим, критический путь составляют работы (0—2), (2—5), (5—8), (8—10) и (10—11). Анализ графика показывает, что сокращение общего срока работ можно осуществить за счет сокращения длительности монтажа заземляющих устройств (работа 5—8) или подвески и натяжки проводов (работа 8—10). Если общую длительность этих работ сократить на два дня, то график будет иметь два критических пути, а если на три или больше, то некритический путь (0—1), (1—4), (4—7), (7—9) превратится в критический. Уменьшение общего срока за счет сборки опор (работа 1—4) возможно лишь при условии одновременного сокращения подготовки фундаментов (работа 2—5), так как пунктирная стрелка 5—4 обусловливает необходимость завершения этой работы перед установкой опор (работа 4—7). Отметим, что приведенные на графике последовательность работ и их числовые характеристики условны.

Пример 61. Пусть игроки А и В одновременно записывают каждый одно из чисел 1, 2 или 3. Если сумма записанных чисел четная, то В платит А эту сумму в рублях; если нечетная, то А платит В эту сумму. Найти оптимальную стратегию игрока А.

Решение. Эта игра состоит из двух ходов. Оба хода — личные. Игра не относится к играм с полной информацией, так как в момент хода игрок не знает, что напишет противник. У игроков имеется три стратегии A_1, B_1 — писать 1, A_2B_2 — писать 2, A_3,B_3 — писать 3. Таким образом, это игра 3 X 3 с платежной матрицей (табл. 42), в которой записываются выигрыши игрока А.

Например, если игрок А записывает 2 (это стратегия A_2), а противник записывает 1 (это стратегия B_1), то их сумма нечетна и игрок А ее проигрывает. Этому соответствует элемент — 3 в клеточке A_2B_1 платежной матрицы.

Таблица 42

Стратегии	B_1	B_2	B_3
A_1	2	-3	4
A_2	-3	4	-5
A_3	4	-5	6

Предположим, что игра повторяется много раз и игрок А будет придерживаться какой-либо одной стратегии. Тогда (через несколько ходов противник догадается и будет отвечать на стратегию игрока А наиболее выгодным для себя ходом (B_2 на A_1, B_3 на A_2, B_2 на A_3) и игрок А неизбежно окажется в проигрыше. Точно так же будет и в том случае, если игрок А будет чередовать ходы в определенном порядке. Очевидно, чтобы не оказаться в проигрыше, игроку А следует каким-то образом случайно осуществлять выбор хода. Ответ на вопрос, с какой частотой чередовать стратегии A_1, A_2, A_3, можно найти в теории игр. (Отложим решение этого примера до конца параграфа.)

Цель теории игр — дать каждому игроку рекомендации для наиболее рационального, выгодного для себя поведения и реальной конфликтной ситуации, т. е. выработать Оптимальную стратегию игрока.

Оптимальная стратегия — это стратегия, которая при многократном повторении игры гарантирует игроку максимально возможный средний выигрыш.

при этом, строя математическую модель игры, не учитываем риска и ошибок противника. Считаем, что противник также дейсвует наиболее рациональным для себя образом максимально препятствует нам достичь своей цели.

Пример 62. В районе электроснабжения сельскохозяйственных потребителей от крупной подстанции 110—35/10 кВ годовое потребление электроэнергии составило в 1970 г.— 100 млн. кВт • ч, в 1972 г.— 120 млн. кВт • ч, в 1975 г.— 157,5 млн. кВт • ч. Дать приблизительную оценку потреб-ления энергии в 1980 г.

Решение. Используя квадратичный полином вида $A_i = mt + nt^2 + lt^3$, найдем параметры Л0) тип для любого года рассматриваемого периода времени

для 1970 г. $A_0 = 100$;

для 1972 г. $A_2 = A_0 + 2m + 4n = 120$;

для 1975 г. $A_5 = A_0 + 5m + 25n = 157{,}5$.

Решая эти уравнения, находим

$$A_t = 100 + 9t + 0{,}5t^2.$$

Экстраполируя полученное уравнение на следующие пять лет, т. е. подставляя в него t = 10, найдем ожидаемое потребление энергии в 1980 г.

$A_{10} = 100 + 9 \bullet 10 + 0{,}5 \bullet 10^2 = 240$ млн. кВт • ч.

Средний прирост потребления за первую пятилетку равен (157,5— 100): 5 = 11,5 млн. кВт • ч, что составляет 11,5% от потребления предшествующего года.

За следующую пятилетку абсолютное значение прироста возрастет до 16,5 млн. кВт • ч, что составит 10,5 % от потребления предшествующего года. Полученное значение должно быть проверено по значениям удельного электроснабжения на один дом и на один гектар.

Так, например, в некоторых областях УССР за период с 1975 по 1980 г. эти значения должны возрасти с 314 до 570 кВт • ч/га в год и с 573 до 930 кВт • ч/дом в год .

2. Планирование, проведение и анализ результатов эксперимен талных исследование …

2.1Экспериментал тадқиқотларни режалаштириш ва натижаларига ишлов беришни чарво моллари суюқ чиқиндиларини озонлаш жараёни мисолида ўрганиш…………

Чорва моллари чиқиндиларидан ажратиб олинган суюқ фракция таркибида катта миқдорда микроблар мавжудлиги сабабли улардан ўғит ёки бошқа мақсадларда фойдаланиш учун уларни самарали зарарсизлантириш усуллардан бири озонлаш хисобланади. Экспериментал тадқиқотлар ўтказишда ўрганилаётган жараён ҳақида керакли маълумотларни эксперимент ўтказишга кам вақт ва меҳнат сарфлаб эришиш учун тадқиқотларни математик режалаштириш методикаси қўлланилади. Экспериментал тадқиқот олдига ташқи таъсирлар ва объект параметрларини ишлов бериш сифати билан боғловчи жараёнининг математик моделини қуриш вазифасини қўйилади.

Чорва моллари чиқиндиларини озонлаш йўли билан тўла тозалаш ва зарарсизлантириш жараёни математик моделни тузиш учун, қўйилган талабларни ҳисобга олган холда, факторларни аниқлаш керак ва уларни вариацияланиш оралиқлари белгиланади.

Аниқ факторларни танлашда уларга қуйидаги талаблар қўйилади[10, 7]:

1. Факторлар бошқариладиган бўлиши керак, бошқача айтганда факторнинг аниқлик сохаси ичида ушбу факторга хар қандай (даража) қиймат бериш ва уни керакли вақт давомида бир хил даражада ушлаб туриш керак.

2. Факторлар объектга бевосита таъсир қиладиган бўлиши керак, яъни бошқа факторларнинг функцияси бўлмаслиги керак. Факторларнинг бу хусусияти уларни бир маънолигини ифодалайди.

3. Фактор кўрсаткичларини ўлчов аниқлиги оптималлаштириш параметр катталикларини ўлчов аниқлигидан юқори бўлиши керак.

4. Факторлар бир-бири билан мос келадиган бўлиши керак. Бу дегани, эксперимент ичида факторларни аниқлашда факторни аниқланган

ички кўрсаткичлари ихтиёрий уларнинг қийматлари ҳар қандай комбинацияси ва бир-бирига боғлиқ бўлмаган холда мумкин.

Дастлабки олиб борилган тадқиқотлар ва ахборот манбалардан олинган маълумотларга асосланиб озонлаш жараёнига таъсир кўрсатувчи факторлар этиб қуйидагилар олинади: озон билан ишлов бериш вақти $(мин)$; суюқ чиқиндининг харорати $(градус)$; озон генератортга бериладиган ҳаво сарфи $(литр/мин)$; озон генератирга бериладиган кучланиш $(кВ)$; озонли-ҳавонинг таркибидаги озон концентрацияси $(мг/литр)$; 1 литр ишлов бериладиган оқава чиқиндига тўғри келадиган озоннинг сарф меъёри $(мг/литр)$; суюқ чиқиндининг тиниқлиги $(см)$; оқова чиқиндидаги муаллақ заррачаларнинг бошланғич концентрацияси чиқиши $(мг/литр)$; оқова чиқиндидаги бошланғич умумий микробли зарарланиш (1 *мл* даги миқдори); муҳитнинг рН и; ишлов берилаётганда оқава чиқиндининг баландлиги $(м)$; оқава чиқиндидаги ХПК ва БПК миқдори $(мгO_2/литр)$; оқава чиқиндининг коли-индекси $(дона/литр)$.

Ушбу кўрсаткичларни фактор сифатида ишлатиш имконияти ва мақсадга мувофиқлигини таҳлил қиламиз.

Азон концентрацияси ёки унинг ўлчами (дозаси) мураккаб функция бўлганлиги сабабли уларни фактор сифатида ишлатиб бўлмайди:

концентрация – бу кучланиш ва ҳаво сарфи функцияси;

меъёр (доза) – концентрация ва ишлов бериш вақти функцияси.

Ушбу холат эса юқоридаги факторга қўйилган 2 талабга жавоб бермайди.

Факторларлар сифатида муаллақ заррачаларни озон дозасини умумий микроблар сонини, ХПК ва БПК ва коли-индексини қўллаш талаби факторларга қўйилган 1 – талаб билан чекланилган. Ушбу катталикларга (факторларга) ихтиёрий миқдорлар бериб маълум вақтда уларни бир хил ушлаб туриш амалда мумкин эмас.

Чорва суюқ чиқиндисида рН 6,8-8 интервалида ўзгариб туради. рН нинг ушбу интервалда ўзгариши тадқиқотчилар томонидан ўрганилиб уни азонлаштириш жараёни самарадорлигига таъсир этмаслиги аниқланган [25].

Ишлов берилаётган чорва моллари суюқ чиқиндиси баландлигини ўзгариши тозалаш ва зарарсизлантиришга микробларни ўлдиришига эмас унинг озонга сезгирлиги фоизига таъсир кўрсатади.

Қолган факторларни қуйидагича таснифлаш (классификациялаш) мумкин:

- чорва моллари суюқ чиқиндиси ҳолатини кўрсатадиган факторлар (температура ва тиниқлик)

-ташқи таъсир этувчи параметрларни бирлаштирадиган факторлар (кучланиш, ҳаво сарфи, ишлов бериш давомийлиги).

Ушбу факторларнинг чегаравий кўрсаткичлари қуйидаги талабларга асосланиб белгиланади.

Чорва моллари суюқ чиқиндиси температураси қиш фаслида 6° гача тушади, ёзги вақтда 22° гача ошади.

Тадқиқотлар давомида хароратнинг ушбу кўрсаткичларигатишлов берилаётган технологик мухитни (суюқ чиқинди оқавани) совутиш ва қиздириш йўли билан эришилган.

Чорва моллари суюқ чиқиндиларини дастлабки ҳолатини экспресс-анализини ўтказишда унинг тиниқлиги кўрсаткичидан фойдаланиш мумкин. Оқоваларни биологик тозалашдан кейин унинг тиниқлигини ошиши органик ифлосланишини камайганлигини кўрсатади. Чорва молларининг суюқ чиқиндиларида органик моддалар миқдорини камайиши ўз навбатида оқавани бактериал ифлосланишини пасайишига олиб келади. Чунки оқава таркибида чиқариб ташланган органик моддалар уларни химояловчи мухит ҳисобланади. Оқованинг тиниқлиги 2,5 дан 14 см гача тебранади.

Кучланиш 9700 *В* га етганида разряд ҳосил бўлади, 17500 *В* га етганда разряд диэлектрикни тешиб ўтади. Ушбу катталиклардан келиб чиқиб кучланиш қиймати пастки чегарасини 10 *кВ* юқори чегарасини 17 *кВ* этиб қабул қиламиз. Кучланиш паст бўлганда ажралиб чиқаётган озон миқдори кам бўлишига кучланишни ўта юқори бўлиши эса энергия сарфини ошишига олиб келади. Экспериментал тадқиқотлар олдига керакли концентрациядаги озон ишлаб чиқишини таъминлай оладиган шундай қийматини танлаш керакки бунда кучланишни минимал бўлсин.

Озонатор орқали харакатланаётган хаво миқдори камайса генератор чиқишида озон концентрацияси ошади, лекин ишлов берилаётган махсулот (материал) билан озонли-ҳаво муҳитнинг аралашиш самарадорлиги камаяди. Экспериментал тадқиқотларда ҳаво сарфи 5,4 дан 50 $литр/мин$ гача ўзгартирилган. Хаводаги озоннинг маълум бир концентрация кучланишни ва ҳаво сарфини турли хил бирикмалари комбинацияларига тўғри келиши мумкин.

Мисол, 1 *л* озон-ҳаво аралашмасида 2,4 *мг* озон концентрациясини хосил қилиш учун кучланиш ва хаво сарфи қуйидаги икки хил комбинациясида олиш мумкин: $U_1 = 10{,}8 кВ$, $V_1 = 8 литр/мин$ ва $U_2 = 16{,}5 кВ$, $V_2 = 46{,}4 литр/мин$ аралашма чиқиши мумкин. Тадқиқотлар олиб боришда кучланиш (U) ва тезликнинг (V) қийматлари ва нисбатларидан фойдаланилади. Юқоридаги тахлилни ҳисобга олган холда иккита фактор ўрнига кучланиш (U) ва ҳаво сарфи (V) уларнинг нисбати орқали битта кўрсаткич солиштирма кучланиш орқали ифодалаймиз. Солиштирма кучланиш 0,2-3,15 $кВ \cdot мин/литр$ интервалда ўзгаради.

Яна битта фактор бу ишлов бериш давомийлиги. Ўтказилган дастлабки экспериментал тадқиқотларга асосланиб ишлов бериш давомийлигини 5 дан 25 *мин* гача ораликда оламиз.

Экспериментни режалаштириш тадқиқотнинг матрицасини тузиш учун факторларни хақиқий қийматларини кодланган (ўлчамсиз) қийматларга алмашлаш керак. Факторларнинг хақиқий “x_i” ва кодланган x_i факторлар қуйидаги ифода билан ўзаро боғланган:

$$x_i = \frac{X_i - X_{io}}{\varepsilon} \qquad (7.15)$$

бу ерда: x_i - *i* фаторнинг кодланган қийматлари;

X_i – *i* факторнинг табиий хақиқий қийматлари;

X_i – *i* факторнинг нолинчи даражаси табиий қийматлари;

ε – факторни маълум вариацион интервали.

Ҳар бир факторни кодланган қийматларини хисоблаймиз, бошидан асосий нолинчи даража ва вариациялаш интервалларни бошланғич қийматларини белгилаб ва олинган натижаларни 7.3-жадвалга киритамиз.

7.3-жадвал

Факторларни кодлар билан ифодалаш

Вариациялаш интервали ва факторлар даражаси	Ишлов бериш вақти, *мин,*.x_1	Солиштирма кучланиш, $кВ \cdot мин/литр$ x_2	Оқованинг (чиқиндининг) харорати, x_3	Тиниқлик, $(см)$ x_4
Нолинчи даража $x_{i0}=0$	10	1,6	12	8
Вариациялаш интервали	2	0,2	2	2
Пастки даража $x_i=-1$	8	1,4	10	6
Юқори даража $x_i=+1$	12	1,8	14	10

Тўлиқ факторли эксперимент ўтказиш учун камида 5 маротаба такрорланиш шартига биноан тажрибалар ўтказиш керак / 3.3-илова / :

$$mN = m2^K = 5 \cdot 2^4 = 80$$

бу ерда: m – такрорланадиган тажрибаларни сони;

N – такрорланмайдиган тажрибалар сони;

2 – факторларнинг даражалар сони (юқориги ва пастки);

K – факторлар сони.

Тенгламани куйидаги кўринишда ифодалаб кўрамиз:

$$\begin{aligned} y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + b_4x_4 + b_{12}x_1x_2 + b_{13}x_1x_3 + b_{14}x_1x_4 + \\ + b_{23}x_2x_3 + b_{24}x_2x_4 + b_{34}x_3x_4 + +b_{123}x_1x_2x_3 + b_{124}x_1x_2x_4 + \\ + b_{134}x_1x_3x_4 + b_{234}x_2x_3x_4 + b_{1234}x_1x_2x_3x_4 \end{aligned} \qquad (7.16)$$

Каср факторли эксперимент (КФЭ) усулини қўлланилса тажрибалар сонини минималлаштириш имконини беради [7]. Каср факторли эксперимент бу тўлиқ факторли экспериментни маълум бир қисми. Бизнинг мисолимиз учун КФЭ $2^{4\text{-}1}$, бу тўлиқ факторли экспериментга мос келмоқда (ТФЭ) 2^3.

Юзага келтирувчи (генерацияловчи) нисбатларни танлаймиз: $x_4 = x_1x_2x_3$ ва унга асосий кескин фарқни топамиз $\mathrm{I} = x_1x_2x_3x_4$ ва шунингдек регрессия коэффициентларини умумий баҳолашни аниқловчи нисбатларни топамиз:

$x_1 = x_2 x_3 x_4$; $x_3 = x_1 x_2 x_4$; $x_2 = x_1 x_3 x_4$; $x_4 = x_1 x_2 x_3$

$x_1 x_2 = x_3 x_4$; $x_2 x_3 = x_1 x_4$ $x_1 x_3 = x_1 x_4$;

Эксперимент натижалари бўйича жараённинг математик моделини қуйидагича ифодалаймиз.

$$y_{\mathrm{I}} = b_0^{\mathrm{I}} + b_1^{\mathrm{I}} x_1 + b_2^{\mathrm{I}} x_2 + b_3^{\mathrm{I}} x_3 + b_4^{\mathrm{I}} x_4 + b_{12}^{\mathrm{I}} x_1 x_2 + b_{13}^{\mathrm{I}} x_1 x_3 + b_{23}^{\mathrm{I}} x_2 x_3 \quad (7.17)$$

$$y_{\mathrm{II}} = b_0^{\mathrm{II}} + b_1^{\mathrm{II}} x_1 + b_2^{\mathrm{II}} x_2 + b_3^{\mathrm{II}} x_3 + b_4^{\mathrm{II}} x_4 + b_{12}^{\mathrm{II}} x_1 x_2 + b_{13}^{\mathrm{II}} x_1 x_3 + b_{23}^{\mathrm{II}} x_2 x_3 \quad (7.18)$$

бу ерда: $y_{\mathrm{I}}, y_{\mathrm{II}}$ - суюқликдаги муаллақ моддалар ва микроблар умумий сони (МУС). Эксперимент натижалари асосида аниқланган модел коэффициентлари хақиқий чизиқли эффектлар ва биргаликдаги ўзаро таъсирлар баҳолайди.

$b_1 \to \beta_1 + \beta_{234}$; $b_2 = \beta_2 + \beta_{134}$; $b_3 \to \beta_3 + \beta_{124}$; $b_4 = \beta_4 + \beta_{123}$;

$b_{12} = \beta_{12} + \beta_{34}$; $b_{13} = \beta_{13} + \beta_{24}$ $b_{23} = \beta_{23} + \beta_{14}$.

Юқоридаги модел тенгламаси коэффициентларидан чизиқли эффектлар коэффициентларни баҳолари энг катта ўзаро таъсирлар эффектлар коэффициентларини баҳоланиши билан ўзаро боғлиқлигини кўрамиз (юқоридаги мисол учун уч маротабали ўзаро боғланиш). Бу эса уч маротаба ўзаро таъсир коэффициентларини минимал деб хисоблаб чизиқли коэффициентларни имкон даражасидаги энг юқори аниқликдаги баҳосини топиш имконини беради.

Учта ўзаро таъсирлари (факторларни) x_1 x_2 x_3 ўрнига x_4 факторни қабул қилиб тажрибалар кетма-кет алмашинишини ҳисобга олган ҳолда матрицасини тузиш мумкин 2^{4-1} (3.2-илова).

Эксперимент матрицасини тузишдан олдин тажрибалар ўтказишда юзага келиши эхтимол бўлган систематик хатоликларни тажрибаларни рандомизациялаш йўли билан йўқ қилиш керак. Ушбу хатоликлар ўлчаш приборларда, тадқиқотчининг эътиборсизлигида юзага келиши мумкин.

Рандомизациянинг мазмуни шундаки тажрибалар тартибини тасодифийлигини юзага келтириш керак ва бунинг учун тасодифий сонлар жадвалидан фойдаланилади [10].

Тажрибалар ўтказиш тасодифий қатор эксперимент матрицасига жойлаштирилади (8-жадвал).

Тадқиқот натижаларини ўртачасини топиш учун кўпол хатоликларни аниқлаш усулидан фойдаланиади [26].

Олинган ҳисоб натижалари 3.4 ва3.5 иловаларда келтирилган.

(7.17) ва (7.18) тенгламалар таркибидаги коэффициентлар қуйидаги формулалардан фойдаланилиб хисобланади [27]:

$$b_0 = \frac{\sum_1^n \overline{y_u}}{n} \qquad (7.19)$$

$$b_{ij} = \frac{\sum_1^n x_{iu} x_{ju} \overline{y_u}}{n} \qquad (7.20)$$

$$b_i = \frac{\sum_1^n x_{iu} \cdot \overline{y_u}}{n} \qquad (7.21)$$

Коэффициентларни хисобланган қийматлари 2.6- иловада келтирилган.

Регрессия коэффициентлари монандлиги Стьюдент критерияси бўйича бахоланади. Қуйидаги шарт бажарилса:

$$|b_i| \geq \Delta b_i = t_{(0{,}01;\, f\{y\})} \frac{S_{\{y\}}}{\sqrt{nm}} \qquad (7.22)$$

Коэффициентлар монанд деб ҳисобланади [34],

бу ерда $t_{(0{,}01;\, f\{y\})}$ - Стьюдент критерийсининг жадвал бўйича қиймати, 8 адабиётнинг 3 иловасидан олинган;

$f\{y\}$ - дисперсияни тикланишини (қайтарилишини) озодлик даражаси сони;

$S_{\{y\}} = \sqrt{\dfrac{\sum^n f_i S_i^2}{\sum^n f_i}}$ - ўртача квадратик оғиш.

(7.17) тенглама учун $b_3^{\mathrm{I}}; b_{12}^{\mathrm{I}}$ ва b_{13}^{I} лардан ташқари барча коэффициентлар монандлиги ишлатилади. (7.18) тенгламада $b_3^{\mathrm{II}}; b_{12}^{\mathrm{II}}; b_{13}^{\mathrm{II}}$ ва b_{23}^{II} коэффициентлар монанд эмаслиги аниқланди.

(7.17 ва 7.18) моделларни адекватлиги (мослиги) Фишер критерийси бўйича текширилади [27].

$$F = {S^2_{ад}} \Big/ {S^2_{\{y\}}} \le F_{(0,01;\, f_{ад};\, f_{\{y\}})}$$

Дисперсияни адекватлиги (мослиги) кўрсаткичи қуйидагича аниқланади:

$$S^2_{ад} = \frac{\sum^{n} \left(\bar{y} - \hat{y} \right)^2}{f_{ад}}$$

бу ерда: $f_{ад}$ - тўғриланган дисперсия адекватлиги озод эркинлик даражалар сони;

$\hat{y}$ - модел бўйича аниқланган қийматлар.

Ҳисоблар натижаси иккала математик моделларни адекватлиги тасдиқлади (3.5- 3.7- иловалар).

7.4-жадвал

Эксперимент матрицаси- умумий режаси

№	Тажрибанинг тасодифий натижалари					x_0	x_1	x_2	x_3	x_4	x_1x_2	x_1x_3	x_2x_3	$\bar{y}_I$	$\bar{y}_{II}$
1	32	8	5	34	35	+	-	-	-	-	+	+	+	404,0	46900
2	13	16	7	14	26	+	+	-	-	+	-	-	+	201,0	17110
3	4	25	21	38	17	+	-	+	-	+	-	+	-	201,6	18480
4	3	24	30	29	6	+	+	+	-	-	+	-	-	325,2	27400
5	23	27	10	22	11	+	-	-	+	+	+	-	-	256,0	21850
6	40	39	2	36	33	+	+	-	+	-	-	+	-	334,8	33112
7	15	19	12	1	37	+	-	+	+	-	-	-	+	397,0	36412
8	18	9	31	20	28	+	+	+	+	+	+	+	+	149,6	13148

Шундай қилиб, экспериментал тадқиқотлар ва уларни натижаларига ишлов берилгандан сўнг қуйидаги моделлар олинади:

$$y_{I} = 283{,}65 - 52{,}6x_1 - 18{,}3x_2 - 81{,}6x_4 + 34x_2x_3 \qquad (7.23)$$

$$y_{II} = 26801{,}5 - 4109x_1 - 2941{,}5x_2 - 9154{,}5x_4 \qquad (7.24)$$

Жараённи оптималлаштириш битта параметр бўйича оширилади. Биз ўрганаётган чорва моллари суюқ чиқиндиларини зарарсизлантириш жараёни учун махсулотни ўзига хос томонини ҳисобга олиб, иккинчи кўрсаткични - y_{II} умумий микроблар сонини оптималлашни қабул қиламиз.

Оптимал шартни топишда кўрилаётган жараён кескин юксалиш усулни қўллаш мумкин [27]. (7.24) тенгламадан фойдаланиб, градиент бўйича харакатлантирамиз. Тадқиқот натижалри 7.5-жадвалда келтирилган. Кескин юксалиш ушбу функцияни градиенти бўйлаб харакатланишни ифодалайди.

$$grad y_{\text{II}} = b_{1i} + b_{2j} + \ldots + b_{KZ} \qquad (7.25)$$

Факторларни регрессия тенгламаси y_{II} коэффициентларига пропорционал холатда ўзгартириб оптимумга энг қисқа йўл билан эришишга интиламиз. 9-жадвалда $b_i\varepsilon_i$ нинг энг катта қийматига эга фактор учун k_i нинг қийматини бирга тенг деб қабул қилиб қолган, x_i - учун қуйидаги нисбатдан топамиз: $K_i = |b_i\varepsilon_i| / |b_i\varepsilon_i|_{\max}$.

7.5 - жадвал

Кескин кўтарилиб борувчи усулда тадқиқотлар натижалари

Градиент бўйича харакат босқичлари	x_1	x_2	x_3	y_{II1}	y_{II2}	y_{II3}	y_{II4}	y_{II5}	Кўпол хатолик	$\bar{y}_{II}$
Нолинчи даража	10	1,6	8							
Интервал ўзгариш оралиғи	2	0,2	2							
Регрессия коэффициенти	4109 8218	2941 588	9154 18308							
Ҳаракат қадами	0,448 0,896	0,032 0,064	1 2							
Яхлитланган қадамлар	1	0,11	3							
Тадқиқотлар:										
Хаёлан	11	1,9	10							
Хаёлан	12	2	12							
Бажарилган	13	2,1	14	2100	5100	7900	6000	25000	25000	5275
Хаёлан	14	2,2	14							
Бажарилган	15	2,3	14	200	500	300	229	400		326

Хаёлан	16	2,4	14							
Бажарилган	17	2,5	14	101	70	170	115	3	3	114

$K_i = 1$ ли фактор учун градиент бўйича янги харакат интервал танланиб қолган факторлар учун ε^* қийматини ушбу интервални унга мос K_i га кўпайтириш йўли билан топилади. y_{II} модел адектив бўлгани учун, навбатдаги экспериментларни факторлардан бири ўзгариш интервали чегарасидан чиқиб кетиши намоён бўладиган тажрибадан бошланади. Бизнинг мисолда x_2 ни (солиштирма кучланиш) самарадор ҳисобланади, шунинг учун биринчи тажрибада кескин юксалишни $X_2 = 1{,}9 кВ \cdot мин/литр$ деб қабул қиламиз. Қолган факторларни қиймати нолинчи даражага харакат қадамини қўшиш йўли билан топилади. Қадамма-қадам харакатланиш жараёни жавоб функцияси қиймати бошқаларга нисбатан анча кичик бўлиб қолганида тўхтатилади (бизнинг мисолда 5-тажрибага тўғри келади).

Шундай қилиб, озон курилмасининг параметрлари $\tau = 15 мин$ ва $U/V = 2{,}3 кВ \cdot мин/литр$ оқова масса $П_р = 14 см$ бўлганда, $УМС = 326 дона/мл$ ни ташкил этади ва бунга $В_{м.з} = 28 мг/литр$ тўғри келади. ($В_{м.з}$ - оқава массадаги муаллақ заррачалар миқдори).

$ОМЧ = 326 дона/мл$ ва $Взв = 28 мг/литр$ каби қийматида оптимал муҳит ўрнатилган бўлиши керак, ўзаро нисбатлардан органик ва биологик зарарланишни энг кичик даражаси ҳисобланади [34,35].

Хулосалар:

1. Чорва моллари суюқ чиқиндиларини тозалашда ва зарарсизлантиришда озонлашни қўллаш юқори самара беради. Ишлов бериш давомийлиги 15 *мин* (бериладиган озон дозаси $200 г/м^3$) БПК$_5$ $97 мгО_2/литр$ дан $27 мгО_2/литр$ гача камаяди, коли-титр кўрсатгичи 0,04 дан 4,3 гача ортади.

2. Озонлашни оқаваларга ишлов беришни охирги босқичда ўтказиш маъқул ҳисобланади. Шунда осон парчаланадиган органик ифлосланиш биологик

йўл билан йўқотилади, қийин оксидланадиганларини эса – озонлаш билан тозаланади.

3. Чорва моллари чиқиндиларини суюқ қисмини тозалаш ва зарарсизлантириш жараёнини назорат қилишда, муаллақ заррачалар миқдори ва умумий микроблар сонини (УМС) камайтиришда озонлаш энг қулай ҳисобланади.

4. Оқоваларни озонлаш жараёнига оптималлашган параметрлар $Взв = 28 мг/литр$, $ОМЧ = 326 дона/мл$: ишлов бериш вақти 15 *мин*; солиштирма кучланиш $2{,}3 кВ \cdot мин/литр$; тиниқлиги 14 *см*.

Оқовани температураси ишлов беришда озонлашга таъсир этмайди.

Оқова таркибида қуйидагилар бўлган:

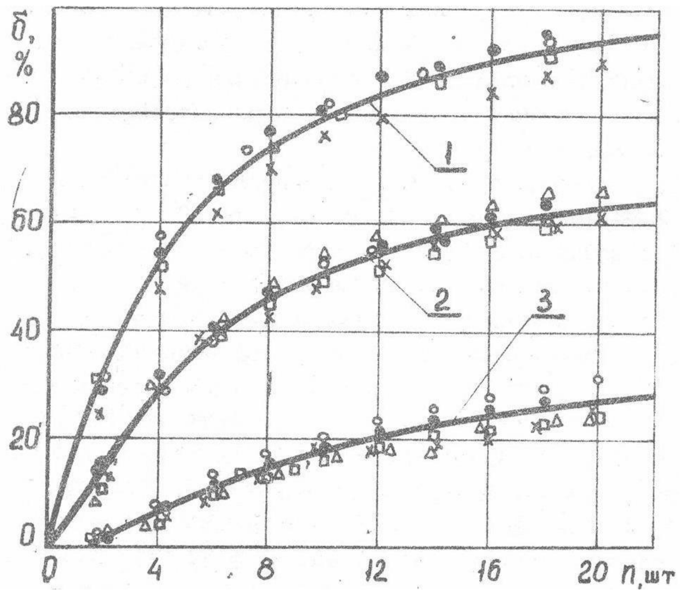
сузиб турган модда (заррача) лар миқдори $420 \pm 100\, мг/литр$;

умумий микроблар сони $350 \cdot 10^3 \pm 250 \cdot 10^3\, дона/мл$.

2.2.Оптималлаштиришга оид экспериментал тадқиотларни режалаштириш, ўтказиш ва ишлов беришни узум мевасига қуритишдан олдин электр импульсли ишлов бериш жараёнида ўрганиш.......................

Узум мевасини қуритиш жараёни вақтини (давомийлигини) ва энергия сиғимини камайтиришга эришиш учун қуритишдан олдин унга ишлов беришни кўплаб усуллари мавжуд. Улар орасида энг самарадор ва технологик талабларга жавоб берувчи замонавий усул бу электр импульсли ишлов бериш /29/. Электр импульсли ишлов бериш жараёнини кечиши (қонунияти) ва энг мақбул параметрларини аниқлаш учун назарий-экспериментал тадқиқотлар олиб борилади.

Электр ишлов бериш жараёнининг самарадорлигини бевосита бахолашни кенг фойдаланиб келинаётган усулларидан бири электр ишлов берилаётган махсулот (мухит) тўқималари хужайраларининг электр ўтказувчанлиги орқали бахолашдир. Бу усулда диэлектрик материалга бир-биридан 10 мм масофада ўрнатилган игнасимон зангламайдиган электродларни махсулот тўқималарига киритилиб унга 10^3Гц частотали 4-5 В кучланиш манбаига улаб тўқималар орқали оқиб ўтаётган ток кучи ва берилган кучланиш бўйича унинг тўла қаршилиги топилади. Жонсизланиш даражасини (S) узум мевасини ишлов беришдан олдинги ва ишлов берилгандан кейинги тўла қаршиликлари бўйича хисобланади. Аммо бу кўрсаткич хар хил узум навлари меваларининг биологик хусусияти, кимёвий таркиби ва бошқа характеристикалари бир-биридан фарқ қилиш сабабли хар хил қийматларга эга бўлиши мумкин ва бундай холатда “S” нинг бир хил қиймати турли хил нав узум мевалари холатини адектив бахолай олмаслиги сабабли тадқиқотлар натижаларини умумлаштириш имконини бермайди. Ушбу кўрсаткичнинг “S” турли нав узум мевалари учун критик қиймат $S_{мах}$ хам хар хил бўлади. Қора кишмиш учун 23 н. б. Нимранг тойфи учун 16 н.б. ва хоказо. Ишлов бериш жараёнида импульслар сони ва бошқа параметрларни ўзгартириб бориб “S” ни жорий кўрсаткичини унинг критик қийматига ($S_{мах}$) бўлиб фоиз хисобида қиймати $S = \frac{S'}{S'_{\max}}$ бўйича электр ишлов беришни асосий параметрлари U, C, n таъсирини экспериментал ўрганиб чиқиб $S = f(U, C, n)$ боғлиқлик графигини ифодалаймиз.



7.6-расм. Турли нав узум меваси тўқималарини жонсизланиш даражасини электр импульсли разрядлар сонига боғлиқлик графиги

○- қора кишмиш; ●- оқ кишмиш; ■- тойфи; ▲- мускат; х- нимранг.

1 – U = 4 кВ; C = 0,77 мкФ;

2 – U = 2 кВ; C = 0,77 мкФ;

$3 - U = 3$ кВ; $C = 0{,}77$ мкФ;

7.6–расмда келтирилган $S = f(U, C, n)$ график тасвирни аналитик ифодалаш ва электр ишлов бериш жараёни оптимал параметрларини аниқлашда кўп факторли экспериментларни режалаштиришни математик назариясидан фойдаланамиз.

Оптималлаштириш мақсади узум меваси доналари қобиғини механик шикастлантирмасдан унинг тўқималаридаги хужайраларини жонсизлантиришни юқори даражасига энг кам энергия сарфлаб эришишни таъминлайдиган электр импульсли ишлов бериш жараёни параметрларини аниқлаш хисобланади. Оптималлаштириш критерияси (меъзони) этиб узум меваси тўқималари хужайраларини нисбий жонсизланиш даражасини қабул қиламиз ($S = \frac{S^{/}}{S^{/}_{\max}}$). Қуйидаги мисолда тойфи навли узумнинг мевасини қуритишдан олдин электр импульсли ишлов бериш жараёнини оптимал параметрларини аниқлашни кўриб чиқамиз.

Экспериментал тадкиқотлар асосида жараённи кечишини белгиловчи асосий факторлар ва уларнинг ўзгариш даражаларини (чегараларини) қабул қиламиз (7.6-жадвал).

Факторлар ва уларнинг чегаралари (даражалари)

7.6-жадвал.

Факторлар	Факторларни белгиланиши		Ўлчов бирлиги	Даражаси (ўзгариш чегараси)		
	натурал	кодланган		- 1	0	+ 1
Импульс хосил қилувчи кучланиш	U	X_1	кВ	2	3	4
йиғувчи конденсатор	C	X_2	мкФ	0.1	0.55	1.0

сиғими						
Импульслар сони	n	X_3	дона	1	7	13

Электр импульсли ишлов бериш жараёнида биологик махсулотни хужайраларини жонсизланиш жараёнини кечиши (жавоб юзани ўзгариши) ночизиқли характерга эга бўлганлиги учун унинг математик моделини иккинчи даражали полином тенглама орқали ифодалаймиз /30/.

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^{3} b_i x_i + \sum_{i=1}^{3} b_{ii} x_{ii}^2 + \sum_{i \langle j}^{3} b_{ij} x_{ij} \qquad (7.26)$$

7.24-тенгламани (моделни) регрессия коэффициентларини топишда 3 та марказий нуқтани ичига олган 15 нуқтадан иборат к = 3(ВВ$_3$) ўлчамли Бокс-Бенкин D – оптимал иккинчи тартибли планидан фойдаланамиз (қўллаймиз).

Эксперимент натижаларига ишлов бериш, моделни регрессион ва дисперсион анализлари алгоритм бланкасидан фойдаланиб бажарамиз /31/.

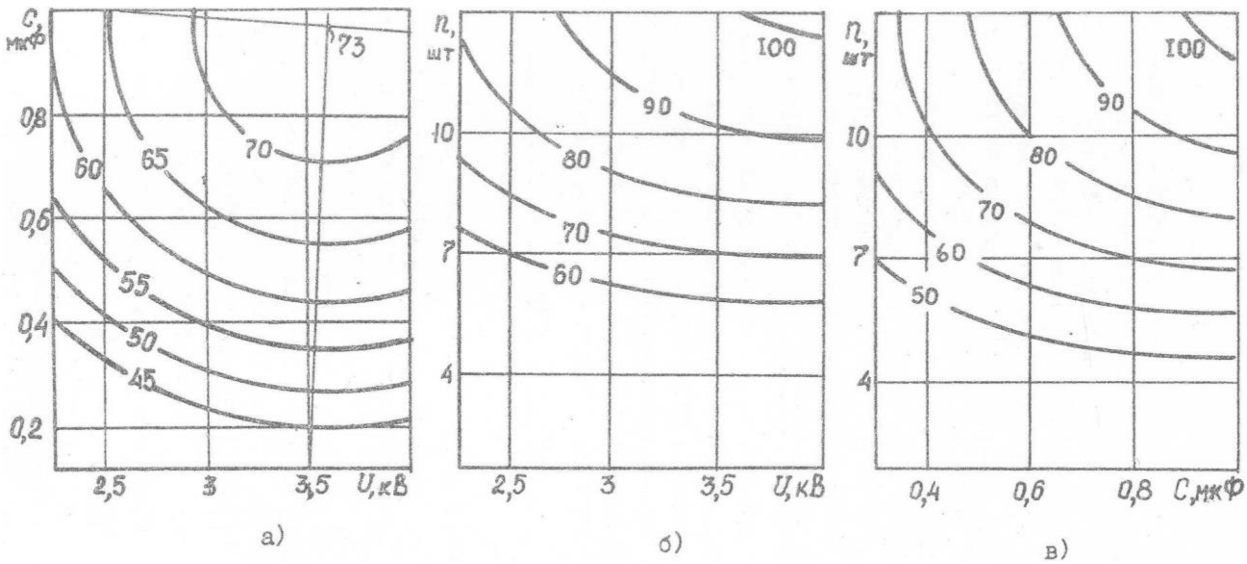
Хисоб натижалари асосида жараённи 7.26-тенгламага адектив қуйидаги моделни қабул қиламиз

$$\begin{aligned} y = 62.3 + 8.5x_1 + 17.5x_2 + 34.0x_3 - 6.8x_1^2 - 9.3x_2^2 - \\ -18.8x_3^2 - 0.25x_1x_2 + 5.25x_1x_3 + 10.75x_2x \end{aligned} \qquad (7.27)$$

Қабул қилинган моделдан фойдаланишни ўнғайлаштириш учун ундаги факторларни кодланган белгиланишини натуралга ўтказамиз.

$$\begin{aligned} \delta = -92.8 + 43.5U + 63.2C + 8.2n - 6.8U^2 - 45.9C^2 - \\ - 0.52n^2 + 0.88Un + 3.98Cn \end{aligned} \qquad (7.28)$$

Математик моделни (7.27, 7.28 тенгламалар) тахлилини жавоб юзани икки ўлчамли кесими усули бўйича амалга оширамиз. (7.7-расм)



7.7-расм. Узум меваси донасини жонсизланиш даражасини ифодаловчи жавоб юзаси бўйича икки ўлчамли кесими (графикда бир хил даражада жонсизланиш чизиғи кўрсатилган). а-x_3=0; б-x_3=0; в-x_3=0.

7.7-расмда келтирилган боғлиқликлар тахлили қуйидагиларни кўрсатади. Конденсатор сиғими ўзгармас бўлганда (C=const) кучланишни оптималдан оғиши хужайраларни ўлиш даражасини камайишига олиб келади. Ҳужайраларни ўлиш даражасига кучланишни оптималдан пасайишининг таъсири оптималдан ортишидан кўра каттароқ. U=const бўлганда конденсатор сиғимини оптималдан оғиши хам электр ишлов бериш самарасини (хужайраларни жонсизланишини) пасайишига олиб келади (7.7 а-расм). Конденсатор сиғимини оптималдан камайишини электр ишлов бериш самарасини пасайишига таъсири уни оптималдан ортишига нисбатан каттароқлигини кўрамиз.

Кучланиш ва сиғимнинг оптимал қийматлари U=(3,5 – 4,0) кВ ва C=0,8-1 мкФ га тўғри келади. Ҳужайраларни белгиланган жонсизланиш даражасига U=(3,5 – 4,0) кВ кучланишда импульслар сонини энг кам қийматида эришилади. Кучланишни ушбу қийматидан пасайиши эса импульслар сонини кескин ошишини талаб қилади.

Кучланиш ўзгармас бўлганда конденсатор сиғимини камайиши керакли жонсизлантиришга эришиши учун импульслар сонини унга мос равишда оширишни талаб қилади. Керакли жонсизлантириш даражасига эришиш оптимал кучланишни конденсатор сиғими ва импульслар сони билан боғлиқлигини математик ифодасини 7.28-тенгламани кучланиш бўйича хусусий хосиласидан хосил қилинади.

$$U_{опт} = 3{,}199 - 0{,}041C + 0{,}065n \qquad (7.29)$$

7.27-тенглама тахлили сиғимни 0,1 дан 1 мкФ гача ўзгариши $U_{опт}$ ни 0,004 дан 0,04 кВ га ўзгаришига олиб келади ва бу ўз навбатида конденсатор сиғими $U_{опт}$ га таъсири сезиларсизлигини кўрсатади. $U_{опт}$ га импульслар сони кўпроқ таъсир кўрсатишини кузатиш мумкин. Импульслар сони n 1 дан 13 гача ўзгарганда $U_{опт}$ ни 3,2 дан 4 кВ гача ортишига олиб келади.

Конденсаторнинг оптимал сиғими кучланиш ва импульслар сони билан боғлиқлик тенгламасини 7.28-тенгламани “С” бўйича хусусий хосиласи асосида қуйидагича ифодалаймиз

$$C_{опт} = 0{,}6885 - 0{,}0061U + 0{,}043U \qquad (7.30)$$

Кучланишни 2 дан 4 кВ гача ўзгариши $C_{опт}$ ни 0,012 дан 0,024 мкФ гача ўзгаришига олиб келади ва бу унинг таъсири катта эмаслигини кўрсатади. Жонсизлантиришни оптимал даражасига эришиш учун ($C_{опт}$) хар бир импульсдан кейинги импульс 0,043 мкФ га оширилиши керак. Бошқача айтганда импульслар сони 1 дан 13 гача ўзгарганда $C_{опт}$ 0,74 дан 1,24 мкФ гача ўзгаради.

Конденсаторда йиғилган энергия уни разрядланиш вақтида узум меваси донасига тўлалигича ўтади деб хисоблаб ва $U_{опт} = f(C, n)$ ва $C_{опт} = f(U, n)$ боғлиқликдаги катта бўлмаган таъсирларни ташлаб юбориб битта импульс оптимал энергиясини импульслар сонига боғлиқлигини қуйидагича ифодалаймиз:

$$E_{i/опт} = 3{,}5255 + 0{,}3633n + 0{,}0104n^2 + 0{,}001n^3 \qquad (7.31)$$

Узум донасини тўқимаси хужайраларини жонсизланиш даражасини оптимал шароитда 1 фоизга (1%) оширишга сарфланадиган энергияни импульслар сони билан боғлиқлигини қуйидагича ифодалаш мумкин:

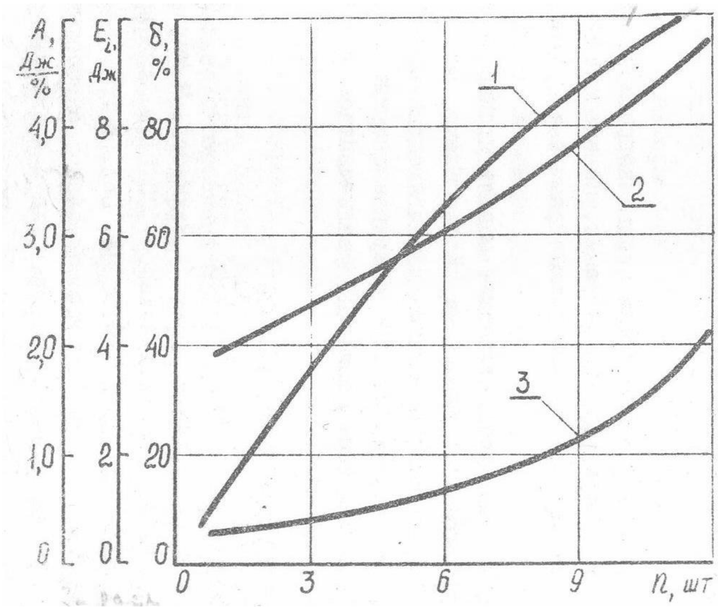
$$A = \frac{E_{i.опт}}{\delta_n - \delta_{n-1}} = \frac{3.5255 + 0.3633n + 0.0104n^2 + 0.001n^3}{14.28 - 0.84n} \qquad (7.32)$$

7.32 формула ва 7.8 расм 3-графикдан белгиланган жонсизлантириш учун импульслар сонини ошиб бориши солиштирма энергия сарфини ҳам ортиб боришини кўрамиз.

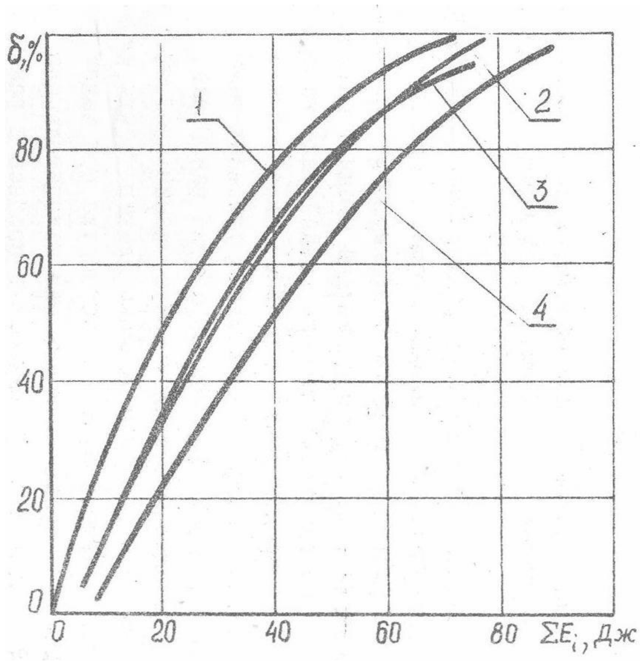
кучланиш (U) ва конденсатор сиғим (C) ларнинг оптимал ва ўзгармас деб қабул қилиб ($U_{опт}$ = const, $C_{опт}$ = const) 7.28 тенглама импульслар сони бўйича хусусий хосиласини олиб узум меваси тўқималари хужайраларини ўлиш (жонсизланиш) даражасини (δ) импульслар сони "n" боғлиқлик ифодасини оламиз.

$$\delta = -2{,}71 + 13{,}65n - 0.407n^2 \qquad (7.33)$$

7.32 формула бўйича курилган 7.7 расм 1 графикда жонсизлантирилиш δ ни 95% дан кам бўлмаслиги учун "n" 10-11 тани ташкил этиши кераклигини кўрамиз. 1кг узумга ишлов бериш учун эса 60-65 Ж энергияга эга разряддан 1500-2000 та импульс берилиши керакдир.



7.8-расм. Разряд кучланиши ва конденсатор сиғими оптимал бўлганда ($U_{опт}$ ва $C_{опт}$) узум меваси тўқималари жонсизланиши δ (1-график), битта импульс энергияси E_i (2-график) ва солиштирма энергияси A (3-график) ларни электр разрядли импульслари сонига боғлиқлиги графиклари.



7.9-расм. Узум меваси тўқималари жонсизланиши (δ) унга киритилаётган умумий энергия миқдорига боғлиқлиги.

Элктр ишлов бериш параметрларининг қуйидаги қийматларида:

1 - ($U_{опт}$ ва $C_{опт}$); 2- U=3,8кВ ва C=0.9мкФ; 3-U=4кВва C=0.77мкФ;

4- U=4кВ ва C=1.0мкФ.

Электр ишлов бериш параметрларини оптималдан ўзгариши солиштирма энергия сарфини ортишига олиб келади (7.8-расм 3-график).

Электр ишлов беришни оптималлаштиришга йўналтирилган экспериментал тадкиқодлар ва уларга стасистик ишлов бериш, аниқланган электр ишлов бериш оптимал параметрлари 1 дона узум мевасида кўриб чиқилди.

Ишлаб чиқариш технологиясида узум донолаб эмас бир бош ёки уни бўлиб шингилларга ажратилган ҳолда уларга ишлов берилади.

Узум нави унинг меваси доналари улчам ва масасини инобатга олган ҳолда ишлов берилаётган узум боши ёки шингилини баландлигидан (қалинлигидан) келиб чиқиб қуйидаги электр импульсли ишлов бериш параметрларини оптималга яқин деб қабул қилишимиз мумкин.

$$U_{опт} = 3.6 - 4.0кВ \,;\; C_{опт} = 0.8 - 1.0мкФ$$

Ушбу параметрларда сиғимли импульсли манбада хосил бўлган битта импульс энергияси $W_i = 6.0 - 6.5Ж$ га тўғри келади.

Хулоса қилиб шуни айтиш мумкинки

- Узум меваси тўқималари хўжайраларнинг электр импульсли ишлов бериш жараёнида жонсизлантириш узум навига боғлиқ эмас ва фақат эмпульсли разряд параметрларига боғлиқ..
- Узум меваси тўқималар хўжайраларини жонсизлантиришда минимал энергия сарфи ва импульслар сонида юқори самарага эришиш учун навбатдаги бериладиган импульсли разряд энергиясини ночизиқли 4-9 Ж га ночизиқли ортиб бориши керак.

3. Примеры по использование методов матиматической статистики в научных исследованиях..

3.1..Примеры по статистеской обработки резултатам экспериментов

1 -масала. 3.1 - жадвалда тармоқдаги юклама миқдори ҳақида маълумотлар берилган. Натижалар 10 кун давомида соат 16.00 да олинган. Ўртача арифметик қиймат ва ўртача квадрат оғишни аниқланг.

Ечиш: 1. Ўртача арифметик қийматни аниқлаймиз:

$$m \approx \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n} = \frac{1}{10}(12+13+8+6+13+14+13+11+13+8) = \frac{115}{10} = 11{,}5$$

3.1 - жадвал

Т. р.	Кузатув нати жалари x_i	$x_i - \bar{x}$	$(x_i - \bar{x})^2$	Т. р.	Кузатув нати жалари x_i	$x_i - \bar{x}$	$(x_i - \bar{x})^2$
1	12	0,9	0,81	6	14	2,9	8,41
2	13	1,9	3,67	7	13	1,9	3,67
3	8	-3,1	9,61	8	11	-0,1	0,01
4	6	-5,1	26,01	9	13	1,9	3,87
5	13	1,9	3,01	10	8	-3,1	9,61

				$\sum$	115	17,7	69,07

2. Дисперсиясини аниқлаймиз: $\delta_x^2 = \left(\delta_x^*\right)^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2 = \frac{69{,}07}{9} = 7{,}67$

3. Ўртача квадратик оғиши: $\delta_x = \delta_x^* = \sqrt{\delta_x^*} = \sqrt{7{,}67} = 2{,}77$

4. Саралаб олинган ўртача учун ўртача квадратик оғишини топамиз:

$$\delta_{\bar{x}}^* = \frac{\delta_x^*}{\sqrt{n}} = \frac{2{,}77}{10} = 0{,}277$$

Пример 2.. В табл. 13 приведены результаты замеров нагрузки в сети, произведенные в 16 ч в течение 25 дней. Определить выборочные оценки для среднего значения, дисперсии и среднего квадратического отклонения генеральной совокупности. Определить среднее квадратическое отклонение для среднего значения.

Решение. В качестве средней принимаем среднее арифметическое, найденное по формуле $m^* = \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$, $m \approx \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \frac{250}{25} = 10$.

Дисперсию генеральной совокупности определяем по формуле

$\bar{D} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - m)^2}{n-1}$; $\sigma_X^2 \approx \bar{D} = (\sigma_X^*)^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{152}{24} = 6{,}33$.

Таблица 13

№ п/п	Результат наблюд-й x_i	$(x_i - \bar{x})$	$(x_i - \bar{x})^2$	№ п/п	Результат наблю-и, x_i	$(x_i - \bar{x})$	$(x_i - \bar{x})^2$
1	12	2	4	14	10	0	0
2	13	3	9	15	14	4	16
3	8	-2	4	16	9	- 1	1
4	6	-4	16	17	8	-2	4

5	13	3	9	18	6	-4	16
6	14	4	16	19	11	1	1
7	13	3	9	20	12	2	4
8	11	1	1	21	9	-1	1
9	13	3	9	22	10	0	0
10	8	-2	4	23	8	-2	4
11	7	-3	9	24	8	-2	4
12	11	1	1	25	7	-3	9
13	9	-1	1				

В табл. 13 показано, как ведется расчет дисперсии. Отсюда среднее квадратическое отклонение оценивается величиной $\sigma_X^* = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$:

$\sigma_X \approx \sigma_X^* = \sqrt{6{,}33} = 2{,}52$.

Среднее квадратическое отклонение для выборочной средней определяем по формуле $\sigma_{\bar{x}}^* = \frac{\sigma_X^*}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{D_X^*}{n}}$: $\sigma_X^* = \frac{\sigma_X^*}{\sqrt{n}} = \frac{2{,}52}{\sqrt{25}} = 0{,}5$.

Пример 3. Данные табл. 3.3 показывают зависимость стоимости ремонта электродвигателя от его мощности (сгруппированные данные). Найти уравнение линейной регрессии Y = кх + b, определить коэффициент корреляции $r_{выб}^*$. Построить гистограмму частот (y_i, n_i) и определить $\bar{y}$ и σ_Y^*.

Решение. Отметим, что в корреляционной таблице (см. табл. 14) частоты Пц располагаются внутри некоторой полосы, направленной вдоль диагонали таблицы. Это свидетельствует о линейной регрессии исследуемых величин X и У с положительным коэффициентом корреляции.

табл. 14

Интервал стоимости по у, тыс.	Центр интер-ла стоимост	Мощност двигателя x_i, кВт							Количеств о ремонтов n_j	Плотност и частот стоимост
		0, 6	1, 1	2, 2	4	7, 5	1 3	2 2		

сум	и y_i, тыс. сум	Количество ремонтов n_{ij}								и ремонта ω_i
0-10	5	3	4	2	1				10	0,020
10-20	15	2	2	5	3	1			13	0,026
20-30	25		2	2	5	1	2	1	13	0,026
30-40	35			1	1	3	4	2	11	0,022
40-50	45					1	1	1	3	0,006
Количество ремонтов n_i		5	8	10	10	6	7	4	50	

Вычислим выборочные средние $\bar{x}$ и $\bar{y}$:

$$\bar{x}=\frac{\sum_{i=1}^{7} n_i x_i}{n}=\frac{5\cdot 0{,}6+8\cdot 1{,}1+10\cdot 2{,}2+10\cdot 4{,}0+6\cdot 7{,}5+7\cdot 13+4\cdot 22}{50}=5{,}96$$

$$\bar{y}=\frac{\sum_{i=1}^{5} n_i y_i}{n}=\frac{10\cdot 5+13\cdot 15+13\cdot 25+11\cdot 35+3\cdot 45}{50}=21{,}8$$

Найдем теперь суммы: $\sum_{i=1}^{7} n_i\left(x_i-\bar{x}\right)^2$, $\sum_{i=1}^{5} n_i\left(y_i-\bar{y}\right)^2$, $\sum_{i=1}^{7}\sum_{i=1}^{5} n_{ij}\left(x_i-\bar{x}\right)\left(y_i-\bar{y}\right)$:

$$\sum_{i=1}^{7} n_i\left(x_i-\bar{x}\right)^2=\sum_{i=1}^{7} n_i x_i^2-50\bar{x}^2=5\cdot 0{,}6^2+8\cdot 1{,}1^2+10\cdot 2{,}2^2+10\cdot 4^2+6\cdot 7{,}5^2+$$
$$+7\cdot 13^2+4\cdot 22^2-50\cdot 5{,}96^2=1900;$$

$$\sum_{i=1}^{5} n_i\left(y_i-\bar{y}\right)^2=\sum_{i=1}^{5} n_i y_i^2-50\bar{y}^2=10\cdot 5^2+13\cdot 15^2+13\cdot 25^2+11\cdot 35^2+3\cdot 45^2-50\cdot 21{,}8^2=7090$$

$$\sum_{i=1}^{7}\sum_{i=1}^{5} n_{ij}\left(x_i-\bar{x}\right)\left(y_i-\bar{y}\right)=\sum_{i=1}^{7}\sum_{i=1}^{5} n_{ij}x_i y_i-50\bar{x}\,\bar{y}=3\cdot 0{,}6\cdot 5+4\cdot 1{,}1\cdot 5+2\cdot 2{,}2\cdot 5+1\cdot 4\cdot 5+$$
$$+2\cdot 0{,}6\cdot 15+2\cdot 1{,}1\cdot 15+5\cdot 2{,}2\cdot 15+\ldots+1\cdot 22\cdot 45-50\cdot 5{,}96\cdot 21{,}8=2415.$$

Определяем коэффициент корреляции:

$$r_{man}^{*}=\frac{\sum_{i=1}^{7}\sum_{i=1}^{5} n_{ij}\left(x_i-\bar{x}\right)\left(y_i-\bar{y}\right)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{7} n_i\left(x_i-\bar{x}\right)^2\sum_{i=1}^{5} n_i\left(y_i-\bar{y}\right)^2}}=\frac{2415}{\sqrt{1900\cdot 7090}}\approx 0{,}66.$$

По формулам $k_{YX}=\dfrac{n\sum_{i=1}^{n}x_iy_i-\sum_{i=1}^{n}x_i\sum_{i=1}^{n}y_i}{n\sum_{i=1}^{n}x_i^2-\left(\sum_{i=1}^{n}x_i\right)^2}=\dfrac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2}$ находим:

$b=\bar{y}-k_{YX}\,\bar{x}$

$$k_{YX}=\frac{\sum_{i=1}^{7}\sum_{i=1}^{5}n_{ij}\left(x_i-\bar{x}\right)\left(y_i-\bar{y}\right)}{\sum_{i=1}^{7}n_i\left(x_i-\bar{x}\right)^2}=\frac{2415}{1900}=1{,}27;$$

$$b=\bar{y}-k_{YX}\,\bar{x}=21{,}8-1{,}27\cdot 5{,}96=14{,}23.$$

И уравнение регрессии примет вид

$$Y=1{,}27\bar{x}-14{,}23.$$

Вычислим теперь средние значение $\bar{y}_{xi}$ (стоимости ремонта) для каждого значения x_i (мощности двигателя)

$$\bar{y}_{xi}=\frac{\sum x_iy_i}{n_i};\quad \bar{y}_{0,6}=\frac{3\cdot5+2\cdot15}{5}=9;\quad \bar{y}_{1,1}=\frac{4\cdot5+2\cdot15+2\cdot25}{8}=12{,}5;$$

$$\bar{y}_{2,2}=\frac{2\cdot5+5\cdot15+2\cdot25+1\cdot35}{10}=17;\quad \bar{y}_{4}=\frac{1\cdot5+3\cdot15+5\cdot25+1\cdot35}{10}=20{,}5;$$

$$\bar{y}_{7,5}=\frac{1\cdot15+1\cdot25+3\cdot35+1\cdot45}{6}=31{,}7;\quad \bar{y}_{13}=\frac{2\cdot25+4\cdot35+1\cdot45}{7}=33{,}6;$$

$$\bar{y}_{22}=\frac{1\cdot25+2\cdot35+1\cdot45}{4}=35.$$

На рис. 18 дан график линейной регрессии (прямая линия) и средние значения $\bar{y}_{xi}$ (показаны точками).

Для построения гистограммы частот (y_i, n_i) определим плотности частот стоимости ремонта $\omega_j=\dfrac{P_j^*}{h}=\dfrac{n_j}{\sum n_ih}$

Все интервалы стоимости имеют размер $h=10$ тыс. сум, поэтому

$$\omega_1=\frac{10}{50\cdot10}=0{,}02;\quad \omega_2=\frac{13}{50\cdot10}=0{,}026;\quad \omega_3=\frac{13}{50\cdot10}=0{,}026;$$

$$\omega_4=\frac{11}{50\cdot10}=0{,}022;\quad \omega_5=\frac{3}{50\cdot10}=0{,}006.$$

В правом столбце табл. 14 приведены плотности частот.

Гистограмма частот показана на рис. 19. среднее значение стоимости ремонта $\bar{y} = 21{,}8$ тыс. сум для вычисления σ_Y^* используем формулу $\sigma_X^* = \sqrt{\dfrac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$:

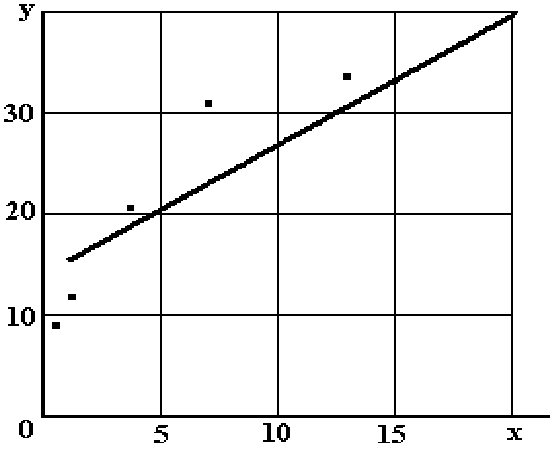


Рис. 18

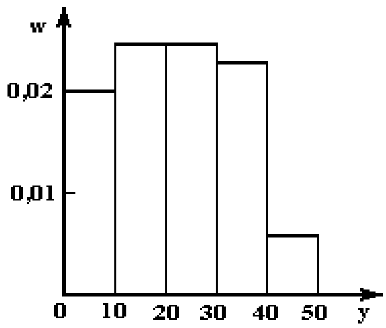


рис. 19

Пример 4. Произведено 24 замера уровня напряжения на шинах 10 кВ понизительной подстанции 35/10 кВ. Результаты замеров приведены в табл. 17.

Таблица 17

i	U_i, кВ	i	U_i, кВ	i	U_i, кВ	i	U_i, кВ
1	10,9	7	10,7	13	10,3	19	10,0
2	10,8	8	10,6	14	10,2	20	9,9
3	10,9	9	10,5	15	10,2	21	9,8
4	10,9	10	10,5	16	10,1	22	9,9
5	10,8	И	10,5	17	10,1	23	10,2
6	10,8	12	10,4	18	10,0	24	10,6

Необходимо найти оценку $\bar{U}$ для математического ожидания m величины U и построить доверительный интервал, соответствующий доверительной вероятности β = 0,9.

Решение. Имеем $\bar{U} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} U_i = \frac{1}{24}\sum_{i=1}^{24} U_i = 10{,}4 кВ$.

По формуле $\bar{D} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - m)^2}{n-1}$ находим несмещенную оценку дисперсии генеральной совокупности: $\bar{D} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(U_i - \bar{U}\right)^2}{n-1} = 0{,}122 кВ^2$,

тогда оценка среднего квадратического отклонения по формуле

$$\sigma_X^* = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

$$\sigma^* = \sqrt{\bar{D}} = \sqrt{0{,}122} = 0{,}349 кВ.$$

По таблицам функции Лапласа (см. приложение табл. 2) находим значение аргумента t_β, при котором 2Ф (t) = 0,9; $t_\beta = 1{,}645$. Тогда точность классической оценки $\varepsilon_\beta = t_\beta \frac{\sigma^*}{\sqrt{n}} = 1{,}645 \cdot \frac{0{,}349}{4{,}9} = 0{,}117 кВ$.

Доверительный интервал имеет границы $\bar{U} \pm \varepsilon_\beta = 10{,}4 \pm 0{,}117 кВ$.

Следует отметить, что при определении доверительного интервала некоторой величины ξ_0 как случайную величину следует рассматривать доверительный интервал, его границы, а не координату ξ_0. Таким образом, определяя доверительные границы $\xi_0 \pm \varepsilon$, решаем вопрос: накроет ли доверительный интервал заданную точку ξ_0 с заданной вероятностью β.

3.2.Тажрибалар натижаси бўйича регрессия тенгламаларни тузишга оид мисоллар

1 - масала. Тажриба режаси жадвали (матрицаси) ва регрессия тенгламасини тузиш.

Уч факторли икки погонали тажриба матрицаси ва регрессия тенгламасини тузиш.

Тажриба режаси жадвалини (матрицаси) тузиш учун тажрибалар сонини (N) аниқлаймиз. Тажрибалар сони (N) ўрганилаётган жараёнга таъсир кўрсатувчи факторлар сони (m) ва поғоналар сони (n) орқали қуйидаги формула билан топилади:

$$N = n^m$$

Тажриба матрицасини 3.5 – жадвалга киритамиз.

Регрессия тенгламасини қуйидаги кўринишда қабул қиламиз: $y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + a_3x_3 + a_{12}x_1x_2 + a_{23}x_2x_3 + a_{13}x_1x_3 + a_{123}x_1x_2x_3$

3.5 – жадвал. тажриба матрицасини

Т. р.	X_0	X_1	X_2	X_3	X_1X_2	X_1X_3	X_2X_3	$X_1X_2X_3$	Қайта ўлчаш			$У_{ўрт}$
									$У_1$	$У_2$	$У_3$	
1	+	-	-	-	+	+	+	-	$У_{11}$	$У_{12}$	$У_{13}$	$У_{ўрт}$
2	+	+	-	-	-	-	+	+	$У_{21}$	$У_{22}$	$У_{23}$	$У_{ўрт}$
3	+	-	+	-	-	+	-	+	$У_{31}$	$У_{32}$	$У_{33}$	$У_{ўрт}$
4	+	+	+	-	+	-	-	-	$У_{41}$	$У_{42}$	$У_{43}$	$У_{ўрт}$
5	+	-	-	+	+	+	-	+	$У_{51}$	$У_{52}$	$У_{53}$	$У_{ўрт}$
6	+	+	-	+	-	-	-	-	$У_{61}$	$У_{62}$	$У_{63}$	$У_{ўрт}$
7	+	-	+	+	-	+	+	-	$У_{71}$	$У_{72}$	$У_{73}$	$У_{ўр}$

												т
8	+	+	+	+	+	-	+	+	$У_{81}$	$У_{82}$	$У_{83}$	$У_{ўр}$ т

Пример 3. В результате наблюдений за потреблением электроэнергии одним сельскохозяйственным районом получены данные годового электропотребления А на подстанциях 10/0,38 кВ (графа 3 в табл. 15) с различной максимальной мощностью 5 (графа 2) и различным количеством часов использования максимальной мощности. Требуется установить корреляционную зависимость между потреблением электроэнергии и расчетными нагрузками подстанций.

Решение. Зависимость между двумя случайными величинами характеризуется коэффициентом корреляции $r^*_{выб}$, который определяется соотношением $r^*_{выб}=\frac{\sum_{ш=1}^{m}(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2\sum_{j=1}^{n}(y_j-\bar{y})^2}}$. Для расчета коэффициента корреляции служат графы 4—8 табл. 15.

Таблица 15

№ т/р	S_i, кВ А	A_i кВАс· 10^3	$S_i-\bar{S}$ кВ·А	$(S_i-\bar{S})^2 10^{-2}$ (кВА)^2	$A_i-\bar{A}$ кВ·А· с·10^3	$(A_i-\bar{A})^2\cdot 10^{-2}$ (кВ·А·с)^2·1 0^6	$(S_i-\bar{S})(A_i-\bar{A})\cdot 10^{-2}$ (кВА)^2·с·10^3
1	2	3	4	5	6	7	8
1	40	40	-180	324	-680	4624	1224
2	70	280	-150	225	-440	1936	660
3	100	250	-120	144	-470	2209	564
4	120	150	-100	100	-570	3249	570
5	150	450	-70	49	-270	729	189
6	220	600	0	0	-120	144	0

7	230	1070	10	1	350	1225	35
8	260	1000	40	16	280	784	112
9	320	800	100	100	80	64	80
10	340	700	120	144	-20	4	-24
11	370	1500	150	225	780	6084	1170
12	420	1800	200	400	1080	11664	2160
	2640	8640		1728		32716	6740
Сред знач	220	720					

Получаем:

$$r^* = \frac{\sum_{i=1}^{12}\left(S_i - \bar{S}\right)\left(A_i - \bar{A}\right)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{12}\left(S_i - \bar{S}\right)^2 \sum_{i=1}^{12}\left(A_i - \bar{A}\right)^2}} = \frac{6740}{\sqrt{1728 \cdot 32716}} = 0{,}897.$$

Это значение коэффициента корреляции показывает наличие связи между потреблением электроэнергии и расчетными нагрузками подстанций.

Таблица 16

i	W_i, м^3/ч	P_i, кВт	$W_i P_i \cdot 10^{-3}$, кВт·м^3/ч	$W_i^2 \cdot 10^{-3}$, м^6/ч^2
1	140	18,5	2,59	19,6
2	150	18,5	2,78	22,5
3	160	20,5	3,28	25,6
4	170	22,0	3,74	28,9
5	180	21,5	3,87	32,4
6	190	23,5	4,46	36,1
7	200	26,0	5,20	40,0
$\sum_{i=1}^{7}$	1190	150,5	25,92	205,1
Средние	170	21,5		

значения			

Найдем по формулам $k_{YX} = \frac{n\sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \sum_{i=1}^{n} x_i \sum_{i=1}^{n} y_i}{n\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right)^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}$ параметры $b = \bar{y} - k_{YX}\,\bar{x}$

уравнения линейной регрессии: $k = \frac{\sum_{i=1}^{12}\left(S_i - \bar{S}\right)\left(A_i - \bar{A}\right)}{\sum_{i=1}^{12}\left(S_i - \bar{S}\right)^2} = \frac{6740}{1728} = 3{,}9;$

$b = 720 - 3{,}9 \cdot 220 = -138.$

Тогда уравнение линейной регрессии будет иметь вид $A = 3{,}9S - 138.$

Пример 4. Испытание насосного агрегата системы орошения при семи значениях $(n = 7)$ расходов воды показали результаты, приведенные в первых трех графах табл. 16, где W_i — расход воды, P_i — мощность агрегата (разброс значений, который может явиться следствием изменения режима работы агрегата или неточности измерений, для наглядности сильно завышен). Составить уравнение линейной регрессии *P* по W.

Решение. В нижних строчках табл. 16 даны суммарные значения $\sum_{i=1}^{7} W_i$ и $\sum_{i=1}^{7} P_i$

а также средние величины W и $\bar{P}$.

Находя в каждой строчке произведения W_iP_i и суммируя их, определяем $\sum_{i=1}^{7} W_i P_i = 25{,}92 \cdot 10^3 \frac{кВт \cdot м^3}{ч}$; аналогично, возводя каждое значение W_i в квадрат, вычисляем $\sum_{i=1}^{7} W_i^2 = 205{,}1 \cdot 10^3\, м^6/ч^2$. Тогда по (2.16)

$$k = \frac{\sum_{i=1}^{7} W_i P_i - \bar{P}\,\bar{W}\,n}{\sum_{i=1}^{7} W_i^2 - \bar{W}^2\,n} = \frac{25{,}92 \cdot 10^3 - 21{,}5 \cdot 170 \cdot 7}{205{,}1 \cdot 10^3 - 170^2 \cdot 7} = 0{,}1196 \frac{кВт \cdot ч}{м^3}$$

$$b = \bar{P} - k\bar{W} = 21{,}5 - 0{,}1196 \cdot 170 = 1{,}17\,кВт.$$

На рис. 20 кружками отмечены полученные при испытаниях точки (W_i ,P_i), а прямая линия построена по уравнению линейной регрессии

$$P = 0,1196W + 1,17.$$

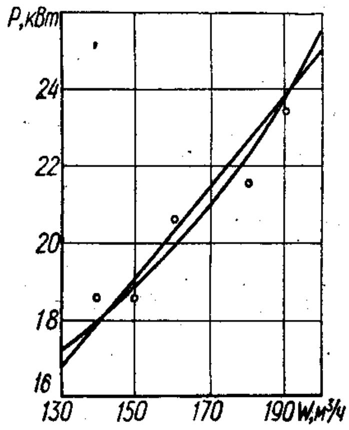


Рис. 20

3 - масала. Мева сақлаш омборхонада олма маваси сақланади. Маҳсоулот сақланиш даражаси асосий параметр бўлади - (у), уни бирламчи маҳсулотларга нисбатан фоизларда олинган микдори кўринишда ифодалаймиз. Меъёрий хужжатларга кўра маҳсулотни сақлниши давомида (мева 4-6 ой сақланганда) рухсат этилган намликни йўқотиш даражаси 6 % гача, чиқиндига чиқиши (чириши) 10% гача рухсат этиилади. Бу микдор йўқотишлар мева 4-6 ой сақланганда бўлади.

Маҳсулотнинг яхши сақланишига таъсир кўрсатувчи факторлар танлаймиз. Улар бошқарилувчи, бир - бирига боғлик бўлмаслиги керак: X_1 – ҳавонинг ҳарорати. Ҳарорат ошса махсулот тез куриб, чириш жараёни тезлашади , пасайса музлайди.Харорат ўртача О °С атрофида ушлаб турилиши керак. Ҳароратни 5°С дан - 1°С гача пасайтириб кузатиш мумкин.

X_2 - ҳавонинг нисбий намлиги. Намлик нормадан кичик бўлса, мевани намликни йўқотиши тезлашади, чирийди, юкори бўлса: (100%) маҳсулотда касалланиш кўпаяди. Оптимал қийматини (85 дан 95)% гача оралиғида қидирамиз. Мева маҳсулоти сақланиш жараёнида нафас олиб туради, яьни кислород (O_2) истеъмол қилиб, карбонат ангидрид (CO_2) чиқаради. Бу жараёнга хавони ионланиш даражаси ҳам таъсир қилади. Чунки O_2^- ва CO_2^+ манфий ва мусбат қутбга эга бўлган ионлар бўлиб, атмосфера потенциалига боғлик равишда модда алмашиниш жараёни кетади. Ушбу факторни X_3 билан белгилаймиз ва унинг ўзгариўининг юқори тва паст чегараларини (10^{5}…10^{7})Ион/см^2

. Бирламчи маълумотлар ТашДАУ Қишлоқ хўжалигида электр энергетика ва электротех нологиялар кафедрасида мева сақлаш бўйича олиб борилган илмий-амалий татқиқотлар натижалари (мевани сақланиш даражаси яъни массасини ўзгариш кўрсаткичлари.) асосида қабул қилинди.Эксперимент режа матрицаси 11-6 жадвалда келтирилган

11.6 - жадвал

Омиллар номи	Белгиланиши		Ўлчов бирлиги	Ўзгариш оралиғи	Ўртача қиймати	Қадами
	Абсалют	Шартли				
Харорат	t, c	X_1	^oC	+5….-1	+2	2 ^oC
Нисбий намлик	W	X_2	%	85….95	90	5%
Ионлар микдори	n	X_3	Ион/см^2	10^{5}…10^{7}	10^6	10

Жараённи қуйидаги модел (регрессия тенгламаси) оркали ифодалаш мумкин..

$$y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + a_3x_3 + a_{12}x_1x_2 + a_{23}x_2x_3 + a_{13}x_1x_3 + a_{123}x_1x_2x_3$$

Бу ерда- у сақлаш жараёнида махсулотни белгилаб олинди. Натижалар Ҳар бир натижа 5 марта қайта ўлчаб олинган ва 5% хатоликда аниқланган. Моделнинг коэффициентларини $a_i = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n} N_{ij}\bar{Y}_n$ ифодадан фойдаланиб топамиз.

бу ерда: N – тажрибалар сони.

X_{ij} – факторлар кодли қиймати.

Y_n – тажриба якунининг ўртача қиймати, маҳсулот сақланиши миқдори, %.

Регрессия тенгламаси коэфициентларини ТашДАУ ,,Қишлоқ хўжалигида электр энергетика ва электротехнологиялар кафедраси”да мева сақлаш бўйича олиб борилган илмий-амалий татқиқотлар натижаларидан фойдаланиб ҳисоблаб чиқамиз ва уларни юқоридаги тенгламага қўйиб олмани сақлаш жараёни мделини қуйидаги якуний аналитик ифодасини оламиз.

$$У = 79 + 2{,}44x_1 + 2{,}34x_2 - 6{,}4x_3 + 0{,}2x_1x_2 + 0{,}68x_2x_3 + 0{,}3x_1x_2x_3;$$

Бу модел сақланиш жараёнидагн омилларнинг алоҳида ва биргаликдаги таъсирларини кўрсатади.

Энг кучли таъсир ҳарорат бўлади. a_3 = - 6,4 манфий, чунки ҳарорат ортганда маҳсулот сақланиш даражаси пасаяди. Ҳавонинг нисбий намлиги ва ионлари миқдори деярли бир хил таъсир кўрсатган:

а, =2,44; а $_2$= 2,34.

Бу **моделни** ўрганиб, ҳавонинг ҳароратини сақлаш қурилмаси ёки ионлаштириш қурилмаси ёки сақлаш усулини таклиф қилиниши ва муаллифлик гувохномасини олиш учун ҳужжатлар тайёрланиши мумкин.

Ихтиро учун маълумот тайёрлаш ва расмийлаштиришга оид мисоллар.

4 - масала. Қишлоқ хўжалик маҳсулотлари (узум, мевалар) ни қуритиш технологиясини ўрганиш ва жараёнини регрессия тенгламасини тузиш.

1. Мева махсулотларини узоқ муддатга сақлаш учун уни қуритиш мумкин. Мевада унинг турига қараб 15 — 35% қуруқ моддалари бор. Сув эса мевада боғланган ва боғланмаган бўлади. Қуритиш жараёнида боғланмаган сув тез чиқиб кетсада боғланган сувнинг мевадан чиқиши қийин бўлади. Бунинг учун қушимча усуллар қўлланилади, қайноқ сувга ботириб олинади, касалланишини камайтириш учун олтингугурт тутунида дудланади. Электр майдонида юқори кучланишли импульс билан ишлов берилади, ёки уларнинг комбинацияси амалга оширилади.

2. Узум электрокалорифер ёрдамида қуритилади ва қуритишдан олдин юқори кучланиш импульсида ишлов берилади. Бу ерда оптималлаштириш кўрсаткичи махсулот сифати, миқдор жихатидан олинган намлиги

бўлади. Унга таъсир этувчи омиллар бўлиши мумкин.

X_1 - қуритиш агенти (хаво) ҳарорати, °С ;

X_2 - электр майдон кучланиши, кВ;

X_3 - қуритиш вақти, мин;

X_4 - ҳаво оқимининг тезлиги, V м/с;

X_5 - маҳсулотни қуритиш камерасидаги жойлашиш зичлиги, кг/м^{2};

Бу омилларининг ичидан энг муҳимларини ажратиб олишимиз керак. Энг мухим омил харорат – X_1 ҳавонинг ҳарорати махсулотни куриш тезлигини таъминлаши керак, лекин уни куйдирмаслик ҳам керак, демак: 80 °С — 90 °С атрофида бўлиши керак. Қуритилган маҳсулот сифатини яхшилаш учун куритиш камераси бир неча зонали қилиб ишланади. Бу ерда чиқиб кетаётган ҳаво билан кираётган ҳаво аралаштирилиб қурилманииг Ф.И.К оширилади. Чунки қуритиш камерасидан чиқётган ҳаво 60 — 70 °С ҳароратга эга бўлади ва юза қисми қобиғида ёриқлар ҳосил қилиш ва боғланган сувдаги боғланишларини бузиш учун унга электр разряд билан ишлов берилади. Бунда кучланиш импульси 5 - 10 кВ атрофида бўлади. Кучланиш импульс генератордан олинади.

Қуритиш вакти мевани стандарт намликка етилиши билан назорат қилинади ва 4 - 5 соатни ташкил қилади. Ҳаво оқимининг тезлиги мевани физиологик холати билан белгиланади, яьни намлик оқимини тезлиги (ин-тевсивлиги) билан белгиланади. Ҳаво оқими тезлиги доимий бўлади. У электроколорифер унумдорлиги билан белгиланади.

Малсулотни қуритиш камерасидаги сўриларга жойлаштириб қуритилади, у ердан сақлаш камерасига олинади. Маҳсулот зичлиги барча меваларга иссиқ, ҳаво билан контакт бўлишини таъминлаш керак. Одатда сўриларга бир қават қилиб мева жойлаштирилади.

Демак омиллар жадвали қуйидагича бўлади. 11.7 – жадвал

Омил номи	Белгиланиши		Ўлчов бирлиги	Ўзгариш оғирлиги	Ўртача киймати	Қадами
	Хақ.	Шартли				
Ҳарорат	t °С	X_1	С	80 - 100	90	10

Кучланиш	V	X_2	кВ	5 – 10	7,5	2,5

Жараённи қуйидаги ифода билан модел кўринишида тасвирлаймиз:

$$y = a_o + a_1 x_1 + a_2 x_2 + a_{1,2} x_1 x_2;$$

Маълумотларга таяниб маҳсулот сифатини оптималлаштириш учун модел коэффициентларини аниқлаймиз. (КХЭЭК каф. ИТИ ҳисоботлари, 81-90й).Коэффициентлар мусбат бўлса, омил тўғри пропорционал, манфий бўлса, тескари пропорционал бўлади. Коэффициентнинг абсолют қиймати эса унинг жараён ўзгаришига таъсир даражасини кўрсатади.Статистик маълумотларга ишлов бериб, моделни аниқлаймиз:

$$y = 50 + 15x_1 + 6{,}5x_2 - 0{,}9x_1 x_2;$$

бу ерда - y - мевадан олинган намлик миқдорини кўрсатади.

Демак, иккала омил ҳам пропорционал таъсирга эга бўлиб, ҳаво харорати муҳимроқ экан.

3.2. Примеры по построению линейную модель вида по данной матрице планирования и результатов эксперимента………

Пример 1

Построить линейную модель вида $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3$ по данной матрице планирования и результатов эксперимента.

№	x_1	x_2	x_3	y_{m1}	y_{m2}
1	1,81	5,35	4,74	534,9	536,3
2	1,81	0,87	1,26	149,0	151,5
3	0,37	5,35	1,26	364,5	367,7
4	0,37	0,87	4,74	381,8	383,2

Решение

Найдем среднее арифметическое значение отклика для каждого опыта

$$y_{mi} = (y_1 + y_2)/2$$

$y_{m1} = (534{,}9 + 536{,}3)/2 = 535{,}6$ $\quad$ $y_{m2} = (149{,}0 + 151{,}5)/2 = 150{,}25$

$y_{m3} = (364{,}5 + 367{,}7)/2 = 366{,}1$ $\quad$ $y_{m4} = (381{,}8 + 383{,}2)/2 = 382{,}5$

Проведем кодирование факторов эксперимента кодами +1 и -1, учитывая, что эксперимент двухуровневый. Введем также фиктивный фактор x_0 равный +1 во всех опытах.

№	x_0	x_1	x_2	x_3	y_m
1	+	+	+	+	535,6
2	+	+	—	—	150,25
3	+	—	+	—	366,1
4	+	—	—	+	382,5

Проверим воспроизводимость эксперимента. Для этого найдем дисперсию откликов для каждого опыта по следующей формуле

$$\sigma = \frac{\sum_{i=1}^{m}(y_{mi} - y_m)^2}{n-1}$$

где n – количество повторений каждого опыта. В данном случае n - 1 = 1.

$\sigma_1^2 = (534{,}9 - 535{,}6)^2 + (536{,}3 - 535{,}6)^2 = 0{,}98$

$\sigma_2^2 = (149{,}0 - 150{,}25)^2 + (151{,}5 - 150{,}25)^2 = 3{,}125$

$\sigma_3^2 = (364{,}5 - 366{,}1)^2 + (367{,}7 - 366{,}1)^2 = 5{,}12$

$\sigma_4^2 = (381{,}8 - 382{,}5)^2 + (383{,}2 - 382{,}5)^2 = 0{,}98$

Найдем значение критерия Кохрена для наибольшей из дисперсий

$$G = \frac{\sigma_{\max}^2}{\sum_{i=1}^{n}\sigma_i^2} = \frac{5{,}12}{0{,}98 + 3{,}125 + 5{,}12 + 0{,}98} = 0{,}502$$

Табличное значение критерия Кохрена для одной степени свободы и четырех опытов 0,9065.

Наблюдаемое значение менее табличного, т.о. эксперимент воспроизводимый.

Найдем значения коэффициентов модели

$$b_i = \frac{1}{p}\sum_{n=1}^{n}(x_{mi} y_{mn})$$

$$b_0 = \frac{1}{4}(1*535{,}6 + 1*150{,}25 + 1*366{,}1 + 1*382{,}5) = 358{,}6$$

$$b_1 = \frac{1}{4}(1*535{,}6 + 1*150{,}25 - 1*366{,}1 - 1*382{,}5) = -15{,}7$$

$$b_2 = \frac{1}{4}(1*535{,}6 - 1*150{,}25 + 1*366{,}1 - 1*382{,}5) = 92{,}2$$

$$b_3 = \frac{1}{4}(1*535{,}6 - 1*150{,}25 - 1*366{,}1 + 1*382{,}5) = 100{,}4$$

Получена модель

$$y = 358{,}6 - 15{,}7x_1 + 92{,}2x_2 + 100{,}4x_3$$

Найдем дисперсию воспроизводимости эксперимента

$$\sigma^2_{воc} = \frac{1}{p}\sum_{m=1}^{p}\sigma^2_m = \frac{1}{4}(0{,}98 + 3{,}125 + 5{,}12 + 0{,}98) = 2{,}55$$

$$\sigma_в = \frac{\sigma^2_{воc}}{n*p} = \frac{2{,}55}{2*4} = 0{,}319$$

Проверим значимость коэффициентов. Для каждого коэффициента подсчитаем критерий Стьюдента t_H по формуле

$$t_H(b_i) = \frac{|b_i|}{\sigma_в}$$

$$t_H(b_0) = \frac{|358{,}6|}{0{,}319} = 1124{,}5$$

$$t_H(b_1) = \frac{|-15{,}7|}{0{,}319} = 49{,}2$$

$$t_H(b_2) = \frac{|92{,}2|}{0{,}319} = 289{,}1$$

$$t_H(b_3) = \frac{|100{,}4|}{0{,}319} = 314{,}8$$

Все значения $t_Н$ больше $t_{Кр}$ = 2,776 для четырех степеней свободы и 5% доверительном интервале, т.о. все коэффициенты значимы.

Проверим адекватность модели. Найдем значения откликов при заданных факторах эксперимента.

$$Y_1 = 358{,}6 + (-15{,}7) + 92{,}2 + 100{,}4 = 535{,}5$$

$$Y_2 = 358{,}6 + (-15{,}7) - 92{,}2 - 100{,}4 = 150{,}3$$

$$Y_3 = 358{,}6 - (-15{,}7) + 92{,}2 - 100{,}4 = 366{,}1$$

$$Y_4 = 358{,}6 - (-15{,}7) - 92{,}2 + 100{,}4 = 382{,}5$$

Подсчитаем дисперсию адекватности модели

$$\sigma^2_{ад} = \frac{n}{p-d}\sum_{i=1}^{n}(y_i - Y_i)^2$$

$$\sigma^2_{ад} = 2*((535{,}6 - 535{,}5)^2 + (150{,}25 - 150{,}3)^2 + (366{,}1 - 366{,}1)^2 + (382{,}5 - 382{,}5)^2) = 0{,}025$$

Сравним дисперсию адекватности с дисперсией воспроизводимости

$\sigma^2_{ад} < \sigma^2_{в}$, т.к $0{,}025 < 0{,}319$

Модель адекватна.

***Задание.* 2**

Построить линейную модель вида $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3$ по данной матрице планирования и результатов эксперимента.

№	x_1	x_2	x_3	y_{m1}	y_{m2}
1	4,7	2,4	8,5	25,2	25,8
2	4,7	9,2	4,8	21,8	22,3

3	6,1	2,4	4,8	19,6	19,9
4	6,1	9,2	8,5	27,1	27,3

Решение.

Найдем среднее арифметическое значение отклика для каждого опыта

$$y_{mi} = (y_1 + y_2)/2$$

$y_{m1} = (25{,}2 + 25{,}8)/2 = 25{,}5$

$y_{m2} = (21{,}8 + 22{,}3)/2 = 22{,}05$

$y_{m3} = (19{,}6 + 19{,}9)/2 = 19{,}75$

$y_{m4} = (27{,}1 + 27{,}3)/2 = 27{,}2$

Проведем кодирование факторов эксперимента кодами +1 и -1, учитывая, что эксперимент двухуровневый. Введем также фиктивный фактор x_0 равный +1 во всех опытах.

№	x_0	x_1	x_2	x_3	y_m
1	+1	-1	-1	+1	25,5
2	+1	-1	+1	-1	22,05
3	+1	+1	-1	-1	19,75
4	+1	+1	+1	+1	27,2

Теперь проверим воспроизводимость эксперимента. Для этого найдем дисперсию откликов для каждого опыта по следующей
где n – количество повторений каждого опыта. В данном случае n - 1 = 1.

$\sigma_1^2 = (25{,}2 - 25{,}5)^2 + (25{,}8 - 25{,}5)^2 = 0{,}18$

$\sigma_2^2 = (21{,}8 - 22{,}05)^2 + (22{,}3 - 22{,}05)^2 = 0{,}125$

$\sigma_3^2 = (19{,}6 - 19{,}75)^2 + (19{,}9 - 19{,}75)^2 = 0{,}045$

$$\sigma_4^2 = (27{,}1-27{,}2)^2 + (27{,}3-27{,}2)^2 = 0{,}02$$

Найдем значение критерия Кохрена для наибольшей из дисперсий

$$G = \frac{\sigma_{\max}^2}{\sum_{i=1}^{n}\sigma_i^2} = \frac{0{,}18}{0{,}18+0{,}125+0{,}045+0{,}02} = 0{,}486$$

Табличное значение критерия Кохрена для одной степени свободы и четырех опытов 0,486. Наблюдаемое значение менее табличного, т.о. эксперимент воспроизводимый.

Найдем значения коэффициентов модели

$$b_i = \frac{1}{p}\sum_{n=1}^{n}(x_{mi}y_{mn})$$

$$b_0 = \frac{1}{4}(1*25{,}5+1*22{,}05+1*19{,}75+1*27{,}2) = 23{,}625$$

$$b_1 = \frac{1}{4}((-1)*25{,}5-1*22{,}05+1*19{,}75+1*27{,}2) = \text{-}0{,}15$$

$$b_2 = \frac{1}{4}((-1)*25{,}5+1*22{,}05-1*19{,}75+1*27{,}2) = 1$$

$$b_3 = \frac{1}{4}(1*25{,}5-1*22{,}05-1*19{,}75+1*27{,}2) = 2{,}725$$

Получена модель:

$$y = 23{,}625 - 0{,}15x_1 + x_2 + 2{,}725x_3$$

Найдем дисперсию воспроизводимости эксперимента

$$\sigma_{воc}^2 = \frac{1}{p}\sum_{m=1}^{p}\sigma_m^2 = \frac{1}{4}(0{,}18+0{,}125+0{,}045+0{,}02) = 0{,}0925$$

$$\sigma_в{}^2 = \frac{\sigma_{воc}^2}{n*p} = \frac{0{,}0925}{2*4} = 0{,}012$$

Проверим значимость коэффициентов. Для каждого коэффициента подсчитаем критерий Стьюдента t_H по формуле

$$t_H(b_i) = \frac{|b_i|}{\sigma_в}$$

$$t_H(b_0) = \frac{|23{,}63|}{0{,}012} = 1968{,}75$$

$$t_H(b_1) = \frac{|-0{,}15|}{0{,}012} = 12{,}5$$

$$t_H(b_2) = \frac{|1|}{0{,}012} = 83{,}33$$

$$t_H(b_3) = \frac{|2{,}73|}{0{,}012} = 227{,}08$$

Все значения $t_Н$ больше $t_{Кр}$ = 2,776 для четырех степеней свободы и 5% доверительном интервале, т.о. все коэффициенты значимы.

Проверим адекватность модели. Найдем значения откликов при заданных факторах эксперимента.

$$Y_1 = 23{,}625 + (-0{,}15) + 1 + 2{,}725 = 27{,}2$$

$$Y_2 = -23{,}625 - (-0{,}15) + 1 + 2{,}725 = -19{,}75$$

$$Y_3 = -23{,}625 + (-0{,}15) - 1 + 2{,}725 = \text{-}22{,}05$$

$$Y_4 = 23{,}625 - (-0{,}15) - 1 + 2{,}725 = 25{,}5$$

Подсчитаем дисперсию адекватности модели

$$\sigma^2_{ад} = \frac{n}{p-d}\sum_{i=1}^{n}(y_i - Y_i)^2$$

$$\sigma^2_{ад} = 2*((27{,}2-27{,}2)^2 + (19{,}75-19{,}75)^2 + (22{,}05-22{,}05)^2 + (25{,}5-25{,}5)^2) = 0$$

Сравним дисперсию адекватности с дисперсией воспроизводимости

$\sigma^2_{ад} < \sigma^2_в$, т.к. $0 < 0{,}012$

Модель адекватна.

Задание. 3

Построить линейную модель вида $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3$ по данной матрице планирования и результатов эксперимента.

№	x_1	x_2	x_3	y_{m1}	y_{m2}
1	4,7	2,4	8,5	25,2	25,8
2	4,7	9,2	4,8	21,8	22,3
3	6,1	2,4	4,8	19,6	19,9
4	6,1	9,2	8,5	27,1	27,3

Решение.

Найдем среднее арифметическое значение отклика для каждого опыта

$$y_{mi} = (y_1 + y_2)/2$$

$y_{m1} = (25{,}2 + 25{,}8)/2 = 25{,}5$

$y_{m2} = (21{,}8 + 22{,}3)/2 = 22{,}05$

$y_{m3} = (19{,}6 + 19{,}9)/2 = 19{,}75$

$y_{m4} = (27{,}1 + 27{,}3)/2 = 27{,}2$

Проведем кодирование факторов эксперимента кодами +1 и -1, учитывая, что эксперимент двухуровневый. Введем также фиктивный фактор x_0 равный +1 во всех опытах.

№	x_0	x_1	x_2	x_3	y_m
1	+1	-1	-1	+1	25,5
2	+1	-1	+1	-1	22,05
3	+1	+1	-1	-1	19,75

4	+1	+1	+1	+1	27,2

Теперь проверим воспроизводимость эксперимента. Для этого найдем дисперсию откликов для каждого опыта по следующей

где n – количество повторений каждого опыта. В данном случае n - 1 = 1.

$$\sigma_1^2 = (25{,}2 - 25{,}5)^2 + (25{,}8 - 25{,}5)^2 = 0{,}18$$

$$\sigma_2^2 = (21{,}8 - 22{,}05)^2 + (22{,}3 - 22{,}05)^2 = 0{,}125$$

$$\sigma_3^2 = (19{,}6 - 19{,}75)^2 + (19{,}9 - 19{,}75)^2 = 0{,}045$$

$$\sigma_4^2 = (27{,}1 - 27{,}2)^2 + (27{,}3 - 27{,}2)^2 = 0{,}02$$

Найдем значение критерия Кохрена для наибольшей из дисперсий

$$G = \frac{\sigma^2_{\max}}{\sum_{i=1}^{n} \sigma_i^2} = \frac{0{,}18}{0{,}18 + 0{,}125 + 0{,}045 + 0{,}02} = 0{,}486$$

Табличное значение критерия Кохрена для одной степени свободы и четырех опытов 0,486. Наблюдаемое значение менее табличного, т.о. эксперимент воспроизводимый.

Найдем значения коэффициентов модели

$$b_i = \frac{1}{p} \sum_{n=1}^{n} (x_{mi} y_{mn})$$

$$b_0 = \frac{1}{4}(1 * 25{,}5 + 1 * 22{,}05 + 1 * 19{,}75 + 1 * 27{,}2) = 23{,}625$$

$$b_1 = \frac{1}{4}((-1) * 25{,}5 - 1 * 22{,}05 + 1 * 19{,}75 + 1 * 27{,}2) = \text{-}0{,}15$$

$$b_2 = \frac{1}{4}((-1) * 25{,}5 + 1 * 22{,}05 - 1 * 19{,}75 + 1 * 27{,}2) = 1$$

$$b_3 = \frac{1}{4}(1*25{,}5 - 1*22{,}05 - 1*19{,}75 + 1*27{,}2) = 2{,}725$$

Получена модель:

$$y = 23{,}625 - 0{,}15x_1 + x_2 + 2{,}725x_3$$

Найдем дисперсию воспроизводимости эксперимента

$$\sigma^2_{вос} = \frac{1}{p}\sum_{m=1}^{p}\sigma^2_m = \frac{1}{4}(0{,}18 + 0{,}125 + 0{,}045 + 0{,}02) = 0{,}0925$$

$$\sigma_в{}^2 = \frac{\sigma^2_{вос}}{n*p} = \frac{0{,}0925}{2*4} = 0{,}012$$

Проверим значимость коэффициентов. Для каждого коэффициента подсчитаем критерий Стьюдента $t_Н$ по формуле

$$t_H(b_i) = \frac{|b_i|}{\sigma_в}$$

$$t_H(b_0) = \frac{|23{,}63|}{0{,}012} = 1968{,}75$$

$$t_H(b_1) = \frac{|-0{,}15|}{0{,}012} = 12{,}5$$

$$t_H(b_2) = \frac{|1|}{0{,}012} = 83{,}33$$

$$t_H(b_3) = \frac{|2{,}73|}{0{,}012} = 227{,}08$$

Все значения $t_Н$ больше $t_{Кр}$ = 2,776 для четырех степеней свободы и 5% доверительном интервале, т.о. все коэффициенты значимы.

Проверим адекватность модели. Найдем значения откликов при заданных факторах эксперимента.

$$Y_1 = 23{,}625 + (-0{,}15) + 1 + 2{,}725 = 27{,}2$$

$$Y_2 = -23{,}625 - (-0{,}15) + 1 + 2{,}725 = -19{,}75$$

$$Y_3 = -23{,}625 + (-0{,}15) - 1 + 2{,}725 = \text{-}22{,}05$$

$$Y_4 = 23{,}625 - (-0{,}15) - 1 + 2{,}725 = 25{,}5$$

Подсчитаем дисперсию адекватности модели

$$\sigma_{a\partial}^2 = \frac{n}{p-d}\sum_{i=1}^{n}(y_i - Y_i)^2$$

$$\sigma_{a\partial}^2 = 2*((27{,}2-27{,}2)^2 + (19{,}75-19{,}75)^2 + (22{,}05-22{,}05)^2 + (25{,}5-25{,}5)^2) = 0$$

Сравним дисперсию адекватности с дисперсией воспроизводимости

$\sigma_{a\partial}^2 < \sigma_{в}^2$, т.к. $0 < 0{,}012$

Модель адекватна.

ЗАДАНИЕ 4

Исходные данные.

№	X1	X2	X_3	Ym1	Ym2
1	7,52	1,21	5,42	12,61	12,81
2	7.52	3,0	4,12	14,48	14,85
3	5,6	1,21	4,12	22,73	23,05
4	5,6	3,0	5,42	17,44	17,66

Цель работы: построение математической модели зависимости между факторами (исходными данными) и откликами (результатами эксперимента). В качестве такой приближенной математической модели выступает функция отклика y=f (x1, x_2, ….xn). Вид функции отклика определяется экспериментатором, и пусть для простоты она имеет линейный вид (y=b0+b1x1+b2x2+b3x3). Конечной задачей в этом случае является определение неизвестных коэффициентов bi и проверка полученной модели на адекватность.

Решение:

p=4 (число опытов)

n=2 (число повторений опытов)

k=3 (число факторов).

1.Найдем средние арифметические значение для каждого опыта:

$Yi == (y_1+y_2)/2$

$Ym_1= (12{,}61+12{,}81)/2=12{,}71$

Ym2=(14,48+14,85)/2=14,67

Ym3=(22,73+23,05)/2=22,89

Ym4=(17,44+17,66)/2=17,55

Проведем кодирование факторов эксперимента кодами +1 и -1, учитывая, что эксперимент двухуровневый. Введем также фиктивный фактор х равный +1 во всех опытах.

№	X_0	X_1	X2	X3	Ym
1	+1	+1	-1	+1	12,71
2	+1	+1	+1	-1	14,67
3	+1	-1	-1	-1	22,89
4	+1	-1	+1	+1	17,55

2. Получили следующий план эксперимента:

3. Проверка воспроизводимости эксперимента:

Для каждого опыта считаются выборочные дисперсии по следующей формуле

$$\sigma = \frac{\sum_{i=1}^{m}(y_{mi} - y_m)^2}{n-1}$$ где n- количество повторений каждого опыта

n-1=1;

σ1²= (12,61-12,71)+(12,81-12,71) = 0,02

σ2²= (14,48-14,67)+(14,85-14,67) = 0,0685

σ3²= (22,73-22,89)+(23,05-22,89) = 0,0512

σ4²= (17,44-17,55)+(17,66-17,55) = 0,0242

Применим критерий Кочнера

Gнабл=max{σm²}/∑σm²

Gнабл=0,0685/0,02+0,0685+0,0512+0,0242=0,418

Табличное значение критерия Кочнера для одной степени свободы и четырех опытов и α=0,9065.Так как Gнабл.‹Gкр., значит эксперимент воспроизводим.

4. Найдем значение коэффициентов модели:

$$b_i = \frac{1}{p}\sum_{n=1}^{n}(x_{mi} y_{mn})$$

b0=¼(12,71+14,67+22,89+17,55)=16,955

b1=¼(12,71+14,67-22,89-17,55)=-3,26

b2=¼(-12,71+14,67-22,89+17,55)=-0,845

b3=¼(12,71-14,67-22,89+17,55)=-1,825

5.Проверка значимости коэффициентов модели:

Вычисляется дисперсия воспроизводимости

$$\sigma^2_{вс} = \frac{1}{p}\sum_{m=1}^{p}\sigma^2_m$$

σ^2=¼(0,02+0,0685+0,0512+0,0242)=0,040975

и дисперсия оценок коэффициентов

$$\sigma^2_в = \frac{\sigma^2_{вс}}{n \cdot p}$$ σ^2=0,040975/8=0,0051

Для каждого коэффициента вычисляется наблюдаемое значение модели Стьюдента:

$$t_n(b_i) = \frac{|b_i|}{\sigma^2_в}$$

$t_n(b_0)$=│16,955│/0,0051=3324,5

tn(b0)=│3,265│/0,0051=640,2

tn(b0)=│0,845│/0.0051=165,7

tn(b0)=│1,825│/0,0051=357,8

Поскольку tкр=2,776 табличный < ti ,следовательно все коэффициенты значимы.

6. Проверка адекватности модели:

Вычисление дисперсии адекватности:

$$\sigma^2_{ад} = \frac{n}{p-d}\sum_{m=1}^{p}(Y_m - Y'_m)^2,$$

Где: d- число значимых коэффициентов модели;

Yм'- число получаемое, если подставить в модель вместо x_1, x2, ….x_k т.е. значения факторов, которые были в m-ом опыте.

Y'$_1$=(16,955-3,265-0,845-1,825)=11,02

Y'$_2$=(16,955-3,265+0,845+1,825)=16,36

Y'$_3$=(-16,955-3,265+0,845-1,825)=-21,2

Y'$_4$=(16,955+3,265+0,845-1,825)=19,24

Подсчитаем дисперсию адекватности модели:

$$\sigma^2_{a\partial} = \frac{n}{p-d}\sum_{i=1}^{n}(y_i - Y_i)^2$$

$\sigma^2_{ад}$=2 ((11,02-11,02)^2+(16,36-16,36)^2+(21,2-21,2)^2+(19,24-!9,24)^2=0

Сравним дисперсию адекватности с дисперсией воспроизводимости.

$\sigma^2_{ад} < \sigma^2_{в}$ так как 0<0,0051.-значит модель адекватна.

3.4 Примеры по проверке гепотезы

Пример 6. Измерение тока в разных точках последовательной цепи с постоянной нагрузкой производилось измерительными клещами, щитовым прибором и лабораторным прибором. Результаты измерений I_1 = 2,5, I_2 = 4, I_3 = 3.

Предполагается, что МО при всех трех способах измерений совпадают и равны истинной величине $MI_1 = MI_2 = MI_3 = m$, дисперсии каждого измерения: $DI_1 = 5$, $DI_2 = 2$, $DI_3 = 1$. Найти «взвешенное среднее» выборки.

Решение. По формуле $\bar{x}_{взв} = \dfrac{\sum_{i=1}^{n}\frac{x_i}{\sigma_i^2}}{\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{\sigma_i^2}}$ имеем:

$$\bar{I}_{взв} = \frac{\frac{1}{5}\cdot 2{,}5 + \frac{1}{2}\cdot 4 + \frac{1}{1}\cdot 3}{\frac{1}{5}+\frac{1}{2}+\frac{1}{1}} = 3{,}23.$$

Пример 8. Для сравнения точности двух приборов были произведены замеры некоторой величины. По n_1 = 10 замерам для первого прибора найдена исправленная выборочная дисперсия $\sigma_1^2 = 1{,}11$, по n_2 = 15 замерам для второго прибора $\sigma_2^2 = 0{,}52$. При уровне значимости $\alpha = 0{,}05$ проверить, можно ли считать точность приборов одинаковой или второй прибор обеспечивает большую точность измерений.

Решение. Необходимо по уровню значимости $\alpha = 0{,}05$ проверить нулевую гипотезу $H_0 : D(X) = D(Y)$ при конкурирующей гипотезе $H_1 : D(X) > D(Y)$. Следовательно, будем строить правостороннюю критическую область. По уровню значимости α и степеням свободы $k_1 = 10 - 1 = 9$, $k_2 = 15 - 1 = 14$ определяем критическую точку $F_{кр} = (0{,}05;9;14) = 2{,}65$ (см. приложение табл. 5)

Найдем теперь $F_{набл}$:
$$F_{набл} = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = \frac{1{,}11}{0{,}52} \approx 2{,}1$$

Поскольку $F_{набл} < F_{кр}$, то нет оснований отвергнуть нулевую гипотезу, а значит, нет оснований утверждать, что второй прибор дает большую точность измерений.

Пример 7 Для определенного класса приборов допустимое рассеяние показаний равно $\sigma_0 = 1{,}02$. Для проверки точности одного прибора произведено n=11 замеров некоторой величины и получена исправленная выборочная дисперсия $\sigma^2 = 2{,}54$. Можно ли считать этот прибор отвечающим требованиям стандарта?

Решение. Зададим уровень значимости α = 0,01 и проверим нулевую гипотезу $H_0 : \sigma_0^2 = M(\sigma^2)$ против конкурирующей $H_1 : M(\sigma^2) > \sigma_0^2$. Строим правостороннюю критическую область. По уровню значимости α = 0,01 и числу степеней свободы $k_1 = n - 1 = 10$ находим $\chi^2_{кр}(0{,}01;10) = 23{,}2$ (см. приложение 6). Найдем наблюдаемое значение $\chi^2_{набл} = \dfrac{10 \cdot 2{,}54}{1{,}02} = 24{,}9$.

Поскольку $\chi^2_{набл} > \chi^2_{кр}$, отвергаем нулевую гипотезу, т. е. между исправленной и гипотетической дисперсиями наблюдается значительное различие, которое не может быть объяснено лишь случайными факторами. А значит, нет оснований считать испытуемый прибор отвечающим требованиям стандарта.

Пример 9. В течение 502 дней фиксировалось количество автоматических отключений электродвигателей вследствие перегрузки. В первых двух столбцах табл. 18 приведены числа m_i дней, в течение которых наблюдалось i; отключений. Проверить, используя критерий χ^2 (Пирсона), гипотезу о согласии данных наблюдений с законом распределения Пуассона, приняв уровень значимости α = 0,05.

Решение. На основании данных наблюдений вычислим оценку $\bar{\lambda}$ параметра λ закона распределения Пуассона по формуле

$$\bar{\lambda} = \frac{\sum_{i=0}^{6} i m_i}{n} = \frac{750}{502} = 1{,}47 \quad \left(n = \sum_{i=0}^{6} m_i = 502 \right).$$

Таблица 18.

	m_i	p_i	np_i	$m_i - np_i$	$(m_i - np_i)^2$	$\frac{(m_i - np_i)^2}{np_i}$
0	120	0,252	126	-6	36	0,29
1	148	0,319	159,5	-11,5	132,25	0,85
2	133	0,227	113,5	19,5	380,25	3,35
3	66	0,121	60,5	5,5	30,25	0,49
4	28	0,053	26,5	1,5	2,25	0,08
5	4	0,019	9,5	-5,5	30,25	3,18
6	1	0,006	3	-2	4	1,33
$\sum$	502					9,57

Решение. На основании данных наблюдений вычислим оценку $\bar{\lambda}$ параметра λ закона распределения Пуассона по формуле

$$\bar{\lambda} = \frac{\sum_{i=0}^{6} i m_i}{n} = \frac{750}{502} = 1{,}47 \quad \left(n = \sum_{i=0}^{6} m_i = 502 \right).$$

Определим теоретические вероятности р(наличия г отключений в день при справедливости закона Пуассона (см. приложение табл. 3), обозначив $p_i = P\left(i, \bar{\lambda}\right)$. Для определения этих вероятностей произведем интерполяцию по λ между λ = 1 и λ = 2 и получим значения p_i и np_i, приведенные в третьем и четвертом столбцах табл. 18. Затем найдем

$$\chi^2_{набл} = \sum_{i=0}^{6} \frac{(m_i - np_i)^2}{np_i} = 9{,}57.$$

Число степеней свободы r = k — 2, где k — число разрядов выборки, т. е. количество строк в табл. 18: r = 7 - 2 = 5.

Теперь по формуле (2.35) построим критическую область, соответствующую уровню значимости α=0,05. В таблице приложения 6 найдем $\chi^2_{кр}(0{,}05;5) = 11{,}1$.

Поскольку $\chi^2_{набл} < \chi^2_{кр}$, то нет оснований отвергнуть гипотезу о том, что данные наблюдений согласуются с распределением Пуассона (отклонения от закона Пуассона незначительны

3.4.Примеры по оценки ошибки эксперимента

Аргументларнинг (омиллари) хатоликларнинг белгиланган қийматлари асосида функция қийматининг хатолигини аниқлаш кераклиги математик экспериментнинг натижаларнинг аниқлигини, ҳам натижаларнинг қия ўлчашларини баҳолаганда пайдо бўлади.

Қия ўлчашида излаган ўлчамнинг қиймати маълум боғлиги асосида бошқа ўлчамлардан $x_1, x_2,.., x_k$ ва бошқа ўлчаган усули билан ҳисобланади

$$\hat{y} = f(x_1, x_2, ..., x_i, ..., x_k).$$

бу ерда $x_1, x_2,.., x_k$ - бир-бирга боғламаган аргументлари. Кейингида ўйлаймиз, y ўлчамнинг аниқлаш хатоликлари фақат $x_1, x_2,.., x_k$ ўлчашларнинг сонли қийматларининг ноаниқлиги билан белгиланади.

Бу ерда *i*-чи параметрнинг ҳақиқий қиймати - x_i, ўрта қиймати - $\bar{x}_i$, ўлчашларининг абсолют хатолигини - Δx_i белгиланади.

$$\Delta y^2 \approx \left[\overline{f(x_1,...,x_i,...,x_k) - f(\overline{x_1},...,\overline{x_i},...,\overline{x_k})}\right]^2 = \left[\sum_{i=1}^{k}\left(\frac{\partial f(x_1,...,x_i,...,x_k}{\partial x_i}\right)_{x_i=\overline{x_i}}\Delta x_i\right]^2 \approx$$

$$\approx \sum_{i=1}^{k}\left(\frac{\partial f(x_1,...,x_i,...,x_k}{\partial x_i}\right)^2_{x_i=\overline{x_i}}\Delta x_i^2 = \sum_{i=1}^{k}\Delta y_i^2,$$

$$\Delta y_i = \left(\frac{\partial f(x_1,...,x_k}{\partial x_i}\right)_{x_i=\overline{x_i}} \cdot \Delta x_i.$$

Δy_i функциянинг уланадиган хатоликларида i-чи аргумент хатолиги бўлади.

Δy_i тегишли ишончли эҳтимоллиги Δx_i хатолигининг ишончли эҳтимоллигига мунсиб бўлади.

Нисбий хатолик учун кейинги ифодадан фойдаланади

$$\Delta^{*}_{y_i} = \frac{1}{f}\frac{\partial f}{\partial x_i}\Delta x_i = \frac{\partial \ln(f)}{\partial x_i}\Delta x_i.$$

Бу нисбатлари тасодифий ва тизимли хатоликларини ҳисоблаганда тўғри бўлади.

Функциянинг умумий абсолют ва нисбий хатоликлари аниқлашда кейинги ифодаларидан ҳисобланади

$$\Delta y_\Sigma = \pm\sqrt{\sum_{i=1}^{k}(\Delta y_i)^2};$$

$$\Delta_\Sigma^* = \pm\sqrt{\sum_{i=1}^{k}\left(\Delta^*_{yi}\right)^2}.$$

Ҳамма катталикларининг тақсимлиги нормал қонунига тўғри бўлгани тахминланади.

Мисол 11. Стандарт торқатилаётган тузилишида газ оқимнинг массали сарфини аниқлаш хатолигини аниқаш керак.

Олдида тасодифий тузаётган хатоликлар йўқ бўлгани ва тузатишида оқимнинг суюлиши бирга тенг деб қабул қиламиз.

Массали сарфи ушбу ифодадан белгиланади

$$G = \alpha \cdot F_0 \cdot \varepsilon \cdot \sqrt{2\rho \cdot (p_1 - p_2)} = \alpha \cdot F_0 \cdot \varepsilon \cdot \sqrt{2\rho \cdot h}$$

бу ерда F_0 - торайтираётган тузилишининг юзаси; ε - модданинг суюлишига тўғрилаш коэффициенти (ε =1); ρ - торайтираётган тузилиш олдида окимнинг тиғизлиги; h - торайтираётган тузилишида статик босимнинг туширгичи, α - сарфининг коэффициенти.

Сарфини абсолют ва нисбий хатоликларини аниқлаш учун кейинги ҳисоблаш ифодалари билан фойдаланамиз:

$$\Delta G = \pm\sqrt{\left(\frac{\partial G}{\partial \rho}\Delta\rho\right)^2 + \left(\frac{\partial G}{\partial h}\Delta h\right)^2};$$

$$\Delta_G^* = \pm\sqrt{\left(\frac{\partial G}{\partial \rho}\frac{\Delta\rho}{G}\right)^2 + \left(\frac{\partial G}{\partial h}\frac{\Delta h}{G}\right)^2} = \pm\frac{1}{2}\sqrt{\left(\frac{\Delta\rho}{\rho}\right)^2 + \left(\frac{\Delta h}{h}\right)^2},$$

$$\frac{\partial G}{\partial \rho} = \alpha F_0 \varepsilon\sqrt{\frac{h}{2\rho}};\quad \frac{\partial G}{\partial h} = \alpha F_0 \varepsilon\sqrt{\frac{\rho}{2h}}.$$

Оқимларнинг тиғизлигини аниқлаш хатолигини эвазига оламиз. Газнинг ҳолати қонун асосида $\rho = {}^{p}\!/_{RT}$, бу ерда p ва T - торайтираётган тузилишининг олдида муносиб абсолют босими ва газ ҳарорати, R - универсал газли константа. Оқимнинг тиғизлигининг аниқлаш абсолют хатолиги кейинги формуладан белгиланади

$$\Delta\rho = \pm\sqrt{\left(\frac{\partial \rho}{\partial p}\Delta p\right)^2 + \left(\frac{\partial \rho}{\partial T}\Delta T\right)^2},$$

$$\frac{\partial \rho}{\partial p} = \frac{1}{RT};\quad \frac{\partial \rho}{\partial T} = -\frac{p}{RT^2};$$

нисбий хатолиги

$$\Delta_\rho^* = \frac{\Delta\rho}{\rho} = \pm\sqrt{\left(\frac{\Delta p}{p}\right)^2 + \left(\frac{\Delta T}{T}\right)^2}.$$

Ўшанда газ оқимнинг массали сарфининг аниқлаш нисбий хатолиги бўлади

$$\Delta_G^* = \pm\frac{1}{2}\sqrt{\left(\frac{\Delta p}{p}\right)^2 + \left(\frac{\Delta T}{T}\right)^2 + \left(\frac{\Delta h}{h}\right)^2}.$$

бу ерда p, T, h – ўлчаган параметрларнинг қийматлари; $\Delta p, \Delta T, \Delta h$ - уларнинг абсолют хатоликлари. Сонли қийматлари $\Delta p, \Delta T, \Delta h$ асосидан асбобларнинг хатолиги билан аниқланади ва фойдаланилаётган асбобларнинг аниқлиги даражаси эвазига олиб p ва h ўлчаш учун бўлишга ҳисобланади. T ўлчашнинг хатолиги ҳарорат ўлчидиган тузилиш турини эвазига олиб аниқлади.

Газ окимнинг массали сарфини аниқлаш абсолют хатолиги

$$\Delta G = G\Delta^{*}_{G}.$$

бу ерда G – экспериментал ўлчаган сарфининг қиймати. Сарфининг ҳақиқий қиймати тегишли бўлади

$$G_{ист} = G \pm \Delta G.,$$

3.5.Законы распределения функции

Пример 1. Задана функция распределения найти плотность распределение

$$F(x) = \begin{cases} 0\_при\_x < 0, \\ 1 - e^{-ax}\_при\_x \geq 0. \end{cases}$$

Найти плотность распределения.

Решение. Найдем плотность распределения, воспользовавшись формулой

$$f(x) = \lim_{\Delta x \to 0} \frac{1}{\Delta x} P(x < X < x + \Delta x) = \lim_{\Delta x \to 0} \frac{\Delta F(x)}{\Delta x} = F'(x),$$

$$f(x) = \begin{cases} 0\_при\_x < 0, \\ (1 - e^{-ax})' = ae^{-ax}\_при\_x \geq 0. \end{cases}$$

Пример 2. Задана плотность распределения

$$f(x) = \begin{cases} 0\_при\_x < 0, \\ \frac{1}{2}\cos x\_при\_-\frac{\pi}{2} \leq x < \frac{\pi}{2}. \end{cases}$$

Найти функцию распределения.

Решение. Найдем функцию распределения, воспользовавшись формулой

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(x)dx,$$

$$F(x) = \begin{cases} 0\_при\_x < -\frac{\pi}{2} \\ \int_{-\infty}^{x} f(x)dx = \int_{-\frac{\pi}{2}}^{x} \frac{1}{2}\cos x dx = \frac{1}{2}(\sin x + 1) \\ при\_-\frac{\pi}{2} \leq x < \frac{\pi}{2}, \\ 1\_при\_x \geq \frac{\pi}{2}. \end{cases}$$

Пример 3.Предполагается, что случайные повреждения элементов оборудования трансформаторной подстанции распределены по закону Пуассона. Найти среднее число повреждений в год, если вероятность того, что в течение года произойдет хоть один отказ, равна 0,95.

Решение. Обозначим X — число повреждений элементов оборудования подстанции в год, тогда по условию задачи P (X ≥ 1) = 0,95, а P (X = 0) + P (X ≥ 1) = 1, значит,

$$P(X=0)=\frac{\lambda^0 e^{-\lambda}}{0!}=1-0{,}95.$$

Считая 0! = 1, из последнего равенства находим, что λ = 3. Это и будет среднее число отказов в год.

Рассмотрим некоторые наиболее важные непрерывные распределения.

Пример 4. Случайная величина X подчинена нормальному закону распределения с математическим ожиданием m = 0. Вероятность попадания этой случайной величины на участок от — *a* до *a* равна 0,8. Найти σ и написать выражение нормального закона распределения.

Решение. По формуле $P(|X-m|<\varepsilon)=2\Phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)$

$$P(-a<X<a)=2\Phi\left(\frac{a}{\sigma}\right)=0{,}8.$$

отсюда

$$\Phi\left(\frac{a}{\sigma}\right)=0{,}4.$$

Из таблицы функции Лапласа (см. приложение 2) определяем, что значению функции 0,4 соответствует значение аргумента $\frac{a}{\sigma}=1{,}28$, откуда $\sigma=\frac{a}{1{,}28}=0{,}78a$.

Плотность нормального закона распределения будет выражаться формулой

$$f(x)=\frac{1}{0{,}78a\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{1{,}22a^2}}.$$

3.6. Праверка эмпирические формулк

Экспериментал текширишларнинг мобайнида ўлчашнинг иккита ўлчамларнинг статистик қатори чиқяпти. Бу ерда ҳар бир функция қийматига

$y_1, y_2,.., y_n$ омилнинг $x_1, x_2,.., x_n$ қийматлари муносиб бўляпти.

Экспериментал ўлчашлари асосида функциянинг алгебраик ифодаларни белгилаш мумкин

$$y=f\{x) \qquad (1)$$

Шундай ифодалари $x_1 \div x_n$ ўлчаган чегараларда танланади ва эксперимент натижаларига кўпроқ муносиб бўлишлари керак.

Эмпирик формуланинг танлаши кўп ҳодисаларда керак бўляпти. Агарда таҳлилий ифодаси (1) мураккаб, бесўнақай ҳисоблашларни талаб қилаятган бўлса, ёки умуман таҳлилий ифодаси бўлмаса, тахминан эмпирик формула фойдаланиш самардор бўлади

Аниқ таҳлилий ифодаларнинг тахминий оддий алмаштириши аппроксимация дейилади.Эмпирик формулаларнинг танлаш жараёни 2-х этаплардан иборат.

I этап. Ўлчашларнинг қийматларини тўғри бурчакли координаталарнинг тўрга белгиланади, равон чизма билан экспериментал нуқталарини бириктиради ва формулаларнинг тахминан турни танланади.II э т а п. Қайси бири энг яхши кўриниш билан қабул қилинган формуланинг параметрлари ҳисобланади. Эмпирик формулаларнинг танлаши энг оддий ифодалардан бошланиш керак. Шундай мисол учун кўп жараёнларнинг ўлчашларнинг натижалари энг оддий эмпирик тенглама билан аппроксимация қилинади

$$y = a + bx, \qquad (2)$$

бу ерда a, b — ўзгармийдиган коэффициентлари.Шунинг учун график материалларини таҳлил қилганда чизиқий функция билан фойдаланишга имкон бўйича интилиш керак. Шу мақсад билан тўғрилаш усулини ишлатилади. Бу усул иборат бўлаётганни: экспериментал нуқталар бўйича қийшиқ чизмани чизиқий функция билан кўрсатяптилар. Шунинг учун (1) яни катталикларини белгиланади:

$$X= f_2(x,y), \quad Y = f_2(x,y) \qquad (3)$$

Қидираётган тенглмада булар чизиқий боғлиги билан кўрсатилади

$$Y = a + bX \qquad (4)$$

X ва Y қийматлари (3) тенглама тизими асосида ҳисоблаш мумкин. Кейин тўғри чизма (рис. 1) учун графикли a (Y ўқи билан чизманинг кесиб ўтиш нуқтанинг ординатаси) ва b нукталари (X ўқи билан чизманинг бурчак тангенси) ҳисобланади: $b = tg\alpha = (Y_i - a)/X_i$

Бу маълумотлари асосида графиги (рис.2,а) кейинги (ушбу) функция билан тасвирланади

$$y = a \cdot e^{bx} \qquad (5)$$

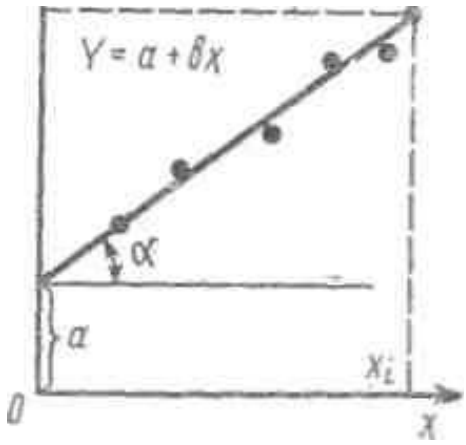


Рис.1. x ва y параметрларнинг график белилаши.

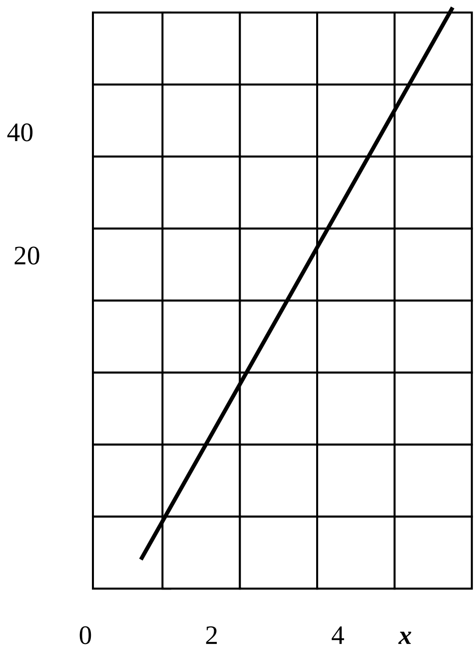
Топширик.Кейинги ўлчаш киймаларига эмпирик ифодани белгилаш керак.

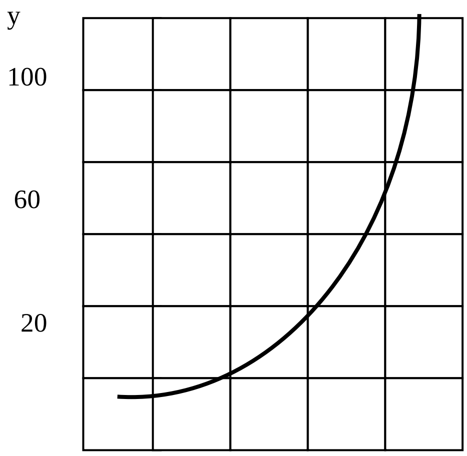
1	1,5	2,0	2,5	3,0	3,5	4,0	4,5
15,2	20,6	27,4	36,7	49,2	66,0	87,4	117,5

(5) ифодани логарифмга ўтказиб экспериментал тўғри чизмага айланади

$$\lg y = \lg a + b \cdot x \cdot \lg e$$

Агар $\lg y = Y$ белгиланда, $Y = \lg a + b \cdot x \cdot \lg e$ яримлогарифмик координаталарда тўғри чизманинг ифодани кўрсатади (рис.2,б).





а) б)

Тенгламага чет нуқталарининг коордианаталарини қўйиши билан

$\lg 15{,}2 = \lg a + b \cdot \lg e$ ва $\lg 117{,}5 = \lg a + 4{,}5 \cdot b \cdot \lg e$.

Демак, $\lg a + b \cdot \lg e = 1{,}183$ $\lg a + 4{,}5 \cdot b \cdot \lg e = 2{,}07$

бундан $b = 0{,}887/(3{,}5 \cdot \lg e) = 0{,}579$, $\lg a = 1{,}183 - 0{,}254 = 0{,}929$; $a = 1{,}85$ топилади.

Оҳирги, эмпирик ифодаси $y = 1{,}85 \cdot e^{0{,}579x}$

4 Примеры по оформлению заяву на излбретению

1 - масала. Мева махсулотларини сақлаш усули. Усулга муаллифлик талабномаси бериш учун патент изланиш олиб боришингиз керак. Республикамизда ва халқаро илмий нашрларда чиқарилган муаллифлик гувоҳномалари ва патентларини ўрганиб чиқамиз ва маълумотнома тайёрлаймиз. Энг яқнн патент маълумотларни оламиз. Шу услубни хеч қаерда қайд қилинмаганлигига ишонч ҳосил қилиб, кейин муаллифликка талабнома берилади. Талабномага шу услубда бажарилган тажриба якунларини далолатнома қилиб, хужжатлаштириб илова берилади. Қуйидаги хужжатлар берилади:

1. Муаллифлик хужжати беришга талабнома, ариза.
2. Янги услубнинг таснифи ва услубнинг формуласи.
3. График маълумотлар, схемалар, қурилма синов натижалари, актлар.
4. Қискача реферат, фойдаланиш йўналишлари ва қўлланиши

имкониятларини кўрсатадиган хужжатлар.

5. Хулоса. Мавжуд услублардан фарқи, янгилиги ҳақида маълумот, кутилаётгая иқтисодий самара.

6. Экспертиза қилиган услуб ёки техник ускуна янги деб топилса, унга муаллифлик гувоҳномаси берилади.

Талабнома Объект— услуб

IHDP9800104.1.PDF

МКИСА23В7102F

Мева маҳсулотини (олма) сақлаш услуби. Патент қишлоқ хўжалик махсулотини сақлашга (олма) киритилса бўлади, бу ерда ҳароратни 0°С гача пасайтириш кўзда тутилган.

Мевани подвал, ярим подвалларда сақлаш усули мавжуд. Лекин у ерда харорат +5 ºС атрофида бўлади ва бу харорат хам ўзгариб туради. Натижада олма тез эскиради. Чириб яроқсиз холга келади. Унинг сақланиш муддатини ошириш учун ҳароратни 0 ºС гача пасайтириш ва шу даражада ушлаб туриш тавсия қилинади.

Патент мақсади мева махсулотларини сақланиш муддатини узай-тириб, унинг сифатини оширишдир.

Мақсадга эришиш учун ҳаво ҳарорати пасайтирилиб (0°С гача) ҳаво ионлаштирилади ва бир хил ушлаб туриш тавсия қилинади. Бунинг учун саноат миқёсида ишлаб чиқарилаётган ХМФ — 16 (-32) совутиш машиналаридан фойдаланилса бўлади. Натижада:

Ҳарорат I = О °С

Намлик W = -90%

Ионлар сони п = 10^6 ион/$см^3$ микдорида ушлаб турилиши мумкин.

Ёритиш лампалари фақат маҳсулотни кўздан кечириш учун ишлатилади. Эшиклар зич ёпиб қуйилади. Атмосфера параметрлари датчиклардан фойдаланиб назорат қилинади.

2 - масала. Мевани қуритиш жараёнини ўрганиб, унга қўшимча юқори кучланиш билан ишлов берилганда тезроқ қуриши кузатилди.

Шунинг учун мевани, жумладан узумни қуритиш усулини таклиф қиламиз:

Мева махсулотларини қуритиш усули учун патент

Объект—услуб

IHDP 554428-DF

МКИGA 28B

Патент мақсади мевани қуритиш жараёнини тезлаштириш, мевада кўпрок озуқа моддаларини сақлаган ҳолда унинг сифатини ошириш. Патент қишлоқ хўжалик маҳсулотларини қуритиш ва сақлаш бўлимига киритилиши мумкин. Мева маҳсулотини куёшда, сояда юқори частотали, инфрақизил ва электрокалориферли қуритиш усуллари мавжуд. Бу усуллар кўп вақт ва жой талаб қилади ёки махсулот таннархи юқори бўлади. Кам харажат билан кўп ва сифатли қуритиш учун электрокалориферли қуритиш услубида мевани қуритишдан олдии юқори кучланиш импульслари билан ишлов берилса у тезрок намлик йўқотади, тезроқ қурийди. Шу билан бирга озуқа моддаларини ўзида ушлаб колади. Бу усул бошқа қуритиш усулларида ҳам қўлланилиши мумкнн. Бу холда мева (узум) банди билан юқори кучланиш камераси оркали қуритиш камерасига ўтади. Узум доналари 0,01—0,1 сек вақт ичида 10—15 кВ кучланиш импульси остида бўлади ва унинг ташқи қобиғи тешилади. Узум доналари юзасида майда тешикчалар пайдо бўлади яна узумнинг боғланган сув молекулаларининг боғланишлари бузилади, сув боғланмаган ҳолатга ўтади. Иссиқ ҳаво оқими таъсирида мева тез намлигини йуқотади у суткалаб эмас бир неча соатда қуриб, майиз холатига ўтади.

Қуритиш камераси харорати $t_{опт} = 90^0 C$

Кучланиш амплитудаси $U_{опт} = 12кВ$

Ишлов бериш вакти $t = 0{,}05 сек$

Бир текис ишлов бериш ва куритиш учун узум сўриларда бир текис жойлаштирилиши керак.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Закин Я. Х., Рашидов Н. Р. Основы научного исследования. - Ташкент, «Уқитувчи», 1981г.-181 с
2. Синьков В.П. Статистические задачи сельской электрификации. Москва 1978 г. 285 с.
3. Аъзимов Р.К., Хужаев *С.С.* Техник қурилмаларнинг яратилиш услублари. Тошкент 1994 й.
4. А.Джумахужаев. Патентшунослик. Тошкент. 2001 й. 383.6.
5. В.В.Касмин Основы научных исследований.-Москва. 2007.-272 с
6. Основы планирования эксперимента РТМ 23.2.36-73. – М.: ВИСХОМ/Всесоюз. н.-и. ин-т сел. хоз. Машиностроения, 1974. – 116 с.
7. Дрейзин В.Э. Основы научных исследований и инженерного творчества: Учеб. пособие: в 4-х кн. / В.Э.Дрейзин, И.С.Захаров. – Курск, 2005.
8. Кузнецов И.Н. Интернет в учебной и научной работе: практическое пособие / И.Н.Кузнецов. – М.: Изд.-торг. Корпорация «Дашков и К», 2002. – 192 с.
9. Адлер Ю.П., Маркова Е.В., Грановский Ю.В Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий. – М.: Наука, 1976. – 280 с.
10. Математические методы планирования эксперимента. Под ред. В. В. Пененко.— Новосибирск: Наука, 1981.
11. Алексеев В.П. Основы научных исследований патентоведения: Учеб. пособие / В.П.Алексеев, Д.В. Озеркин. – Томск: Изд-во ИОА СО РАН, 2003. – 179 с.
12. Пахомов Б.Я. Методология научного творчества. Организация исследовантельской деятельности / Б.Я.Пахомов. – М.: МИФИ, 2005. – 56 с.
13. Гутер Р. С., Овчинский Б. В. Элементы численного анализа и математической обработки результатов опыта.— М.: Наука, 1970.
14. Пугачев В. С. Теория вероятностей и математическая статистика. — М.: Наука, 1979.

15.Смирнов Н. В., Дунин-Барковский И. В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений.— М.: Наука, 1969.

16.Вентцель Е. С. Теория вероятностей. — М.: Наука, 1964.

17.Электрические измерения неэлектрических величин. Под ред. П. В. Новицкого. — Л.: Энергия, 1975.

18.Попов В. С. Электрические измерения. — М.: Энергая, 1974.

19.Тюрин Н. И. Введение в метрологию. —М.: Изд. стандартов, 1973.

20.Румшинский Л. 3. Математическая обработка результатов эксперимента. — М.: Наука, 1971.

21.Швырев В. С. Научное познание как деятельность. —М.: 1984.

22.Рузавин Г. И. Методология научного исследования. —М.: ЮНИТИ, 1999.

23.Плысюк А.А. Разработка метода доочистки озонам сточных вод: автореф. Дисс.канд.техн.наук. – Киев, 1969. – 16 с.

24.Проскуряков В.А. Шмицт Л.И. Очистка сточных вод в химической промышленности. – Л.: Химия, Ленинград отд-ние. 1977. – 464 с.

25.Методика статистической обработки эмперических данных РТМ 44-62. – М.: Комитет стандартов, мер и измеритиельных приборов, 1966. – 101 с.

26.Винарский М.С., Лурье М.В. Планирование эксперимента в технологических исследованиях. – К.: Техника, 1975. – 168 с.

27.Тихомиров В.Б. Планирование и анализ эксперимента. – М.: Легкая индустрия 1974.15-89с.

28.А.С. 1091896 СССР, МКИ А23В7/02; А23 3/32. Способ подготовки плодов и винограда к сушке. А.Раджабов, М.Мирзаев, А.Мухаммадиев, Е.В.Стативкин, А.Х.Вахидов (СССР) № 3493088/ 28-13; Заявлено 22.09.82; Опубл. 15.05.84. бюл. № 18.

29.Стативкин Е.В. Влияние электроимпульсной обработки на поражение ткани ягод винограда //механизация и электрификация сельского хозяйства. 1983. № 12. С. 49-51.

30.Вознесенский В.А. Статистические методы планирования эксперимента в технико-экономических исследованиях. М.: Финансы и статистика, 1981. 263 с.

31.Ибрагимов М. Исследование и разработки процесса электроозонирования для доочистки и обеззараживания жидкого новоза животноводческих комплексов и ферм. Дисс.канд.тех.наук. М.: 1982. 124 ст.

32.Ткаченко Б.И. Определение экономической эффективности результатов прикладных и фундаментальных научно-исследовательских работ в цикле развития «наука-производство» / Б.И.Ткаченко. – Владивосток: Изд-во Дальневост. Ун-та, 2002. – 937 с.

33.Нормы технологического проектировкния системы удаление,обработки,обеззараживания,хранения,подготовки и использования навоза и помёта ОНТП 17-81:УТВ.24.02.82 /МСХ СССР-М.,-70 с.

34.Инструкции по лабараторному контролю очистнқх сооружений на крупнқх животноводческих комплексах по производству молоко,говядины и свинины. Гипрониисельхоз.М.: Колос, 1982

Приложения

Таблица.1

Таблица значений функций $\varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\Pi}} \cdot e^{\frac{-t^2}{2}}$

t	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	0,3989	3989	3989	3988	3986	3984	3982	3980	3977	3973
0,1	3970	3965	3961	3956	3951	3945	3939	3932	3925	3918
0,2	3910	3902	3894	3885	3876	3867	3857	3847	3836	3825
0,3	3814	3802	3790	3778	3765	3752	3739	3726	3712	3697
0,4	3683	3668	3653	3637	3621	3605	3589	3572	3555	3538
0,5	0,3521	3503	3485	3467	3448	3429	3410	3391	3372	3352
0,6	5332	3312	3292	3271	3251	3230	3209	3187	3166	3144
0,7	3123	3101	3079	3056	3034	3011	2989	2966	2943	2920
0,8	2897	2874	2850	2827	2803	2780	2756	2732	2709	2685
0,9	2661	2637	2613	2589	2565	2541	2516	2492	2468	2444
1,0	0,2420	2396	2371	2347	2323	2299	2275	2251	2227	2203
1,1	2179	2155	2131	2107	2083	2059	2036	2012	1989	1965
1,2	1942	1919	1895	1872	1849	1826	1804	1781	1758	1736
1,3	1714	1691	1669	1647	1626	1604	1582	1561	1539	1518
1,4	1497	1476	1456	1434	1415	1394	1374	1354	1334	1315
1,5	0,1295	1276	1257	1238	1219	1200	1182	1163	1145	1127
1,6	1109	1092	1074	1057	1040	1023	1006	0989	0973	0957
1,7	0940	0925	0909	0893	0878	0863	0848	0833	0818	0804
1,8	0790	0775	0761	0748	0734	0721	0707	0694	0681	0669
1,9	0656	0644	0632	0620	0608	0596	0584	0573	0562	0551
2,0	0,0540	0529	0519	0508	0498	0488	0478	0468	0459	0449
2,1	0440	0431	0422	0413	0404	0396	0389	0379	0371	0363
2,2	0355	0347	0339	0332	0325	0317	0310	0303	0297	0290
2,3	0283	0277	0270	0264	0258	0252	0246	0241	0235	0229

2,4	0224	0219	0213	0208	0203	0198	0194	0189	0184	0180
2,5	0,0175	0171	0167	0163	0158	0154	0151	0147	0143	0139
2,6	0136	0132	0129	0126	0122	0119	0116	0113	0110	0107
2,7	0104	0101	0099	0096	0093	0091	0088	0086	0084	0081
2,8	0079	0077	0075	0073	0071	0069	0067	0065	0063	0061
2,9	0060	0058	0056	0055	0053	0051	0050	0048	0047	0046
3,0	0,0044	0043	0042	0040	0039	0038	0037	0036	0035	0034
3,1	0033	0032	0031	0030	0029	0028	0027	0026	0025	0025
3,2	0024	0023	0022	0022	0021	0020	0020	0019	0018	0018
3,3	0017	0017	0016	0016	0015	0015	0014	0014	0013	0013
3,4	0012	0012	0012	0011	0011	0010	0010	0010	0009	0009
3,5	0,0009	0008	0008	0008	0008	0007	0007	0007	0007	0006
3,6	0006	0006	0006	0006	0005	0005	0005	0005	0005	0004
3,7	0004	0004	0004	0004	0004	0004	0003	0003	0003	0003
3,8	0003	0003	0003	0003	0003	0002	0002	0002	0002	0002
3,9	0002	0002	0002	0002	0002	0002	0002	0002	0001	0001

Таблица значений $\Phi(t)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_0^t e^{\frac{-t^2}{2}}dt$ (Функция Лапласа)

Таблица 2.2

t	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	0,00000	00399	00798	01197	01595	01994	02392	02790	03188	03586
0,1	03983	04380	04776	05172	05567	05962	06356	06749	07142	07535
0,2	07926	08317	08706	09095	09483	09871	102.57	10642	11026	11409
0,3	11791	12172	12552	12930	13307	13683	14058	14431	14803	15173
0,4	15542	15910	16276	16640	17003	17364	17724	18082	18439	18793

0,5	0,19146	19497	19847	20194	20540	20884	21226	21566	21904	22240
0,6	22575	22907	23237	23865	23891	24215	24537	24857	25175	25490
0,7	25804	26115	26424	26730	27035	27337	27637	27935	28230	28524
0,8	28814	29103	29389	29673	29055	30234	30511	30785	31057	31327
0,9	31594	31859	32121	32381	32639	32894	33147	33398	33646	33891
1,0	0,34134	34375	34614	:34850	35083	35314	35543	35769	35993	36214
1,1	36433	36650	36864	37076	372P6	37493	37698	37800	38100	38298
1,2	38493	38696	38877	39065	39251	39435	39617	39796	39973	40147
1,3	40320	40490	40658	40824	40988	41149	11309	41466	41621	41774
1,4	41927	42073	42220	42364	42507	42647	42786	42922	43056	43189
1,5	0,43319	43448	43574	43699	43822	43943	44062	44179	44295	41108
1,6	44520	44630	44738	44845	44950	45053	45154	45254	45352	45449
1,7	45543	45637	45728	45818	45907	45994	46080	46164	46246	46327
1,8	46407	46485	46562	46638	46712	46784	46856	46926	46995	47062
1,9	47128	47193	47257	47320	47381	47441	47500	47558	47615	47670
2,0	0,47725	4777	47831	47882	47932	4798	48030	4807	48124	4816

		8				2		7		9
2,1	48214	48257	48300	48341	48382	48422	48461	48500	48537	48574
2,2	48610	48645	48679	48713	48745	48778	48809	48840	48870	48899
2,3	48928	48956	48983	49010	49036	49061	49086	49111	49134	49158
2,4	49180	49202	49224	49245	49266	49286	49305	49324	49343	49361
2,5	0,49379	49396	49413	49430	49446	49461	49477	49492	49506	49520
2,6	49534	49547	49560	49573	49585	49598	49609	49621	49632	49643
2,7	49653	49664	49674	49688	49693	49702	49711	49720	49728	49736
2,8	49744	49752	49760	49767	49774	49781	49788	49795	49801	49807
2,9	49813	49819	49825	49831	49837	49841	49846	49851	49856	49861
3,0	0,49865	3,3	0,49952	3,6	0,49984	3,9	0,49995	5,0	0,49999997	
3,1	49903	3,4	49966	3,7	49989	4,0	499968			
3,2	49931	3,5	49977	3,8	49993	4,5	499997	∞	0,500000	

Значение $P_m = \dfrac{\lambda^m}{m!}e^{-\lambda}$ (распределение Пуассона)

Таблица 2.3

m	λ									
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	
0	0,9048	0,8187	0,7408	0,6703	0,6065	0,5488	0,4966	0,4493	0,4066	
1	0,0905	0,1638	0,2222	0,2681	0,303:3	0,3293	0,3476	0,3595	0,3659	
2	0,0045	0,0164	0,0333	0,0536	0,0758	0,0988	0,1217	0,1438	0,1647	
3	0,0002	0,0019	0,0033	0,0072	0,0126	0,0198	0,0284	0,038:1	0,0494	
4		0,0001	0,0002	0,0007	0,0016	0,0030	0,0050	0,0077	0,0111	
5				0,0001	0,0002	0,0004	0,0007	0,0012	0,0020	
6							0,0001	0,0002	0,0003	
m	λ									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0	0,3679	0,1353	0,0498	0,0183	i),0067	0,0025	0,0009	0,0003	0,0001	0,0000

1	0,3679	0,2707	0,1494	0,0733	0,0337	0,0149	0,0064	0,0027	0,0011	0,0005
2	0,18;19	0,2707	0,2240	0,1465	0,0842	0,0446	0,0223	0,0107	0,0050	0,0023
3	0,0613	0,1804	0,2240	0,1954	0,1404	0,0892	0,0521	0,0286	0,0150	O,007fi
4	0,0153	0,0902	0,1680	0,1954	0,1755	0,1339	0,0912	0,0572	0,0337	0,0189
5	0,0031	0,0361	0,1008	0,1563	0,1755	0,1606	0,1277	0,0916	0,0607	0,0378
6	0,0005	0,0120	0,0504	0,1042	0,1462	0,1606	0,1490	0,1221	0,0911	0,0631
7	0,0001	0,0037	0,0216	0,0595	0,1044	0,1377	0,1490	0,1396	0,1171	0,0901
8		0,0009	0,0081	0,0298	0,0653	0,1033	0,1304	0,1396	0,1318	0,1126
9		0,0002	0,0027	0,0132	0,0363	0,0688	0,1014	0,1241	0,1318	0,12GI
10			0,0008	0,0053	0,0181	0,0413	0,0710	0,0993	0,1186	0,1251
II			0,0002	0,0019	0,0082	0,0225	0,0452	0,0722	0,0970	0,1137
12			0,0001	0,0006	0,0034	0,0126	0,0263	0,0481	0,0728	0,0948
13				0,0002	0,0013	0,0052	0,0142	0,0296	0,0504	0,0729
14				0,0001	0,0005	0,0022	0,0071	0,0169	0,0324	0,0521
15					0,0002	0,0009	0,0033	0,0090	0,0194	0,0347
1						0,000	0,001	0,004	0,010	0,021

6						3	4	5	9	7
17						0,0001	0,0006	0,0021	0,0058	0,0128
18							0,0002	0,0009	0,0029	0,0071
19							0,0001	0,0004	0,0014	0,0037
20								0,0002	0,0006	0,0019
21								0,0001	0,0003	0,0009
22									0,0001	0,0004
23										0,0002
24										0,0001

Таблица значений функций $\sum_{k=0}^{m} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ (распределение Пуассона)

Таблица 2.4

m	λ								
	0,1	0,2	0.3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
0	0,905	0,819	0,741	0,670	0,607	0,549	0,497	0,4-l9	0,407
1	0,995	0,982	0,963	0,933	0,910	0,878	0,844	0,809	0,772
2	1,000	0,999	0,996	0,992	0,986	0,979	0,996	0,953	0,937
3		1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999	0,998

k>5							1,000	1,000	1,000
m	λ								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0	0,368	0,135	0,050	0,018	0,007	0,002	0,001	0,000	0,000
1	0,736	0,406	0,200	0,092	0,040	0,017	0,007	0,003	0,001
2	0,920	O,677	0,423	0,238	0,125	0,062	0,030	0,014	0,006
3	0,981	0,857	0,647	0,433	0,265	0,151	0,082	0,042	0,021
4	0,996	0,947	0,815	0,629	0,440	0,285	0,173	0,100	0,055
5	0,999	0,983	0,9l6	0,785	0,616	0,446	0,301	0,191	0,116
6	1,000	0,995	0,966	0,890	0,762	0,606	0,450	0,313	0,207
7		0,999	0,988	0,949	0,867	0,744	0,599	0,453	0,324
8		1,000	0,996	0,979	0,932	0,847	0,729	0,593	0,456
9			0,999	0,992	0,969	O,916	0,830	0,717	0,587
10			1,000	0,997	0,986	0,957	0,901	0,816	0,706
11				0,999	0,995	0,980	0,947	0,888	0,803
12				1,000	0,998	0,991	0,973	0,936	0,876
13					0,9991	0,996	0,987	0,966	0,926
14					1,000	0,999	0,994	0,983	0,959
15						0,999	0,998	0,992	0,978
16						1,000	0,999	0,996	0,989
17							1,000	0,998	0,995
18								0,999	0,998
19								1,000	0,999
20									1,000

Таблица критических точек распределения Фишера – Снедекора.

Таблица 2.5

k_z – степени свободы для меньщей дисперсии	№ т/р	k – степени свободы для большей дисперсии											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	1	161	200	216	225	230	234	237	239	241	242	243	244
		4052	4999	5403	5625	5764	5889	5928	5981	6022	6056	6082	6106
	2	18,51	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,36	19,37	19,38	19,39	19,40	19,41
		98,49	99,01	99,17	99,25	99,30	99,33	99,34	99,36	99,38	99,40	99,41	99,42
	3	10,13	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,88	8,84	8,81	8,78	8,76	8,74
		34,12	30,81	29,46	28,71	28,24	27,91	27,67	27,49	27,34	27,23	27,13	27,05
	4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,09	6,04	6,00	5,96	5,93	5,91
		21,20	18,00	16,69	15,98	15,52	15,21	14,98	14,80	14,66	14,54	14,45	14,37
	5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,88	4,82	4,78	4,74	4,70	4,68
		16,26	13,27	12,06	11,39	10,97	10,67	10,45	10,27	10,15	10,05	9,96	9,89
	6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,21	4,15	4,10	4,06	4,03	4,00
		13,74	10,92	9,78	9,15	8,75	8,47	8,26	8,10	7,98	7,87	7,79	7,72
	7	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,79	3,73	3,68	3,63	3,60	3,57

		12,25	9,55	8,45	7,85	7,46	7,19	7,00	6,84	6,71	6,62	6,54	6,47
	8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,50	3,44	3,39	3,34	3,31	3,28
		11,26	8,65	7,59	7,01	6,63	6,37	6,19	6,03	5,91	5,82	5,74	5,67
	9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,29	3,23	3,18	3,13	3,10	3,07
		10,56	8,02	6,99	6,42	6,06	5,80	5,62	5,47	5,35	5,26	5,18	5,11
	10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,14	3,07	3,02	2,97	2,94	2,91
		10,04	7,56	6,55	5,99	5,64	5,39	5,21	5,06	4,95	4,85	4,78	4,71
	11	4,84	3,98	3,59	3,36	3,20	3,09	3,01	2,95	2,90	2,86	2,82	2,79
		9,85	7,20	6,22	5,67	5,32	5,07	4,88	4,74	4,63	4,54	4,46	4,40

Таблица 2.5

k_z – степени свободы для меньщей дисперсии	№ т/р	k – степени свободы для большей дисперсии											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	12	4,75	3,88	3,49	3,26	3,11	3,00	2,92	2,85	2,80	2,76	2,72	2,69
		9,33	6,93	5,95	5,41	5,06	4,82	4,65	4,50	4,39	4,30	4,22	4,16
	13	4,67	3,80	3,41	3,18	3,02	2,92	2,84	2,77	2,72	2,67	2,63	2,60
		9,07	6,70	,1,74	5,20	4,86	4,62	4,44	4,30	4,19	4,10	4,02	3,96
	14	4,60	3,74	3,34	3,11	2,96	2,8,1	2,77	2,70	2,65	2,60	2,56	2,53
		8,86	6,51	5,56	5,03	4,69	4,46	4,28	4,14	4,03	3,94	3,86	3,80
	15	4,54	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,70	2,64	2,59	2,55	2,51	2,48
		8,68	6,36	5,4;2	4,89	4,56	4,32	4,14	4,00	3,89	3,80	3,73	3,67
	16	4,49	3,63	3,24	3,01	2,85	2,74	2,66	2,59	2,54	2,49	2,45	2,42
		8,53	6,23	5,29	4,77	4,44	4,20	4,03	3,89	3,78	3,69	3,61	3.55
	17	4,45	3,59	3,20	2,96	2,81	2,70	2,62	2,55	2,50	2,45	2,41	2,38
		8,40	6,1 I	5,18	4,67	4,34	4,10	3,93	3,79	3,68	3,59	3,52	3,45

Критические точки распределения x^2

Таблица 2.6

Число степеней свободы	Уровень значимости					
	0,01	0,025	0,05	0,95	0,975	0,99
1	6,6	5,0	3,8	0,0039	0,00098	0,0016
2	9,2	7,4	6,0	0,103	0,051	0,020
3	11,3	9,4	7,8	0,352	0,216	0,115
4	13,3	11,1	9,.5	0,711	0,484	0,297
5	15,1	12,8	11,1	1,15	0,831	0,554
6	16,8	14,4	12,6	1,64	1,24	0,872
7	18,5	16,0	14,1	2,17	1,69	1,24
8	20,1	17,5	15,5	2,73	2,18	1,65
9	21,7	19,0	16,9	3,33	2,70	2,09
10	23,2	20,5	18,3	3,94	3,25	2,56
11	24,7	21,9	19,7	4,57	3,82	3,05
12	26,2	23,3	21,0	5,23	4,40	3,57
13	27,7	24,7	22,4	5,89	5,01	4,11
14	29,1	26,1	23,7	6,57	5,63	4,66
15	30,6	27,5	25,0	7,26	6,26	5,23
16	32,0	28,8	26,3	7,96	6,91	5,81
17	33,4	30,2	27,6	8,67	7,56	6,41
18	34,8	31,5	28,9	9,39	8,23	7,01
19	36,2	32,9	30,1	10,1	8,91	7,63
20	37,6	34,2	31,4	10,9	9,59	8,26
21	38,9	35,5	32,7	11,6	10,3	8,90
22	40,3	36,8	33,9	12,3	11,0	9,54
23	41,6	38,1	35,2	13,1	11,7	10,2

24	43,0	39,4	36,4	13,8	12,4	10,9
25	44,3	40,6	37,7	14,6	13,1	11,5
26	45,6	41,9	38,9	15,4	13,8	12,2
27	47,0	43,2	40,1	16,2	14,6	12,9
28	48,3	44,5	41,3	16,9	15,3	13,6
29	49,6	45,7	42,6	17,7	16,0	14,3
30	50,9	47,0	43,8	18,5	16,8	15,0

Таблица значений функции $\eta(p) = -\log_2 p$

Таблица 2.7

p	η(p)	Δ	p	η(p)	Δ
0,00	0,0000	664	0,25	0,5000	53
0,01	0,0664	464	0,26	0,5053	47
0,02	0,1128	390	0,27	0,5100	42
0,03	0,1518	340	0,28	0,5142	37
0,04	0,1858	303	0,29	0,5179	32
0,05	0,2161	274	0,30	0,5211	27
0,06	0,2435	251	0,31	0,5238	22
0,07	0,2686	229	0,32	0,5260	18
0,08	0,2915	211	0,33	0,5278	14
0,09	0,3126	196	0,34	0,5292	9
0,10	0,3322	181	0,35	0,5301	5
0,11	0,3503	168	0,35	0,5306	1
0,12	0,3671	155	0,37	0,5307	-2
0,13	0,3826	145	0,38	0,5305	-7
0,14	0,3971	134	0,39	0,5298	-10
0,15	0,4105	125	0,40	0,5288	-14
0,16	0,4230	116	0,41	0,5274	-i8
0,17	0,4346	107	0,42	0,5256	-20

0,18	0,4453	99	0,43	0,5236	-24
0,19	0,4552	92	0,44	0,5210	-26
0,20	O,4644	84	0,45	0,5184	-29
0,21	0,4728	78	0,46	0,5153	-33
0,22	0,4806	71	0,47	0,5120	-37
0,23	0,4877	67	0,48	0,5083	-40
0,24	0,4941	59	0,49	0,5043	-43
0,50	0,5000	-46	0,75	0,3113	-104
0,51	0,4954	-48	0,76	0,3009	-106
0,52	0,4906	-52	0,77	0,2903	-107
0,53	0,4854	-54	0,78	0,2796	-109
0,54	0,4800	-56	0,79	0,2687	-112
0,55	0,4744	-59	0,80	0,2575	-113
0,56	0,4685	-62	0,81	0,2462	-114
0,57	0,4623	-65	0,82	0,2348	-117
0,58	0,4558	-67	0,83	0,2231	-119
0,59	0,4491	-69	0,84	0,2112	-120
0,60	0,4422	-72	0,85	0,1992	-121
0,61	0,4350	-74	0,86	0,1871	-123
0,62	0,4276	-77	0,87	0,1748	-125
0,63	0,4199	-78	0,88	0,1623	-127
0,64	0,4121	-81	0,89	0,1496	-128
0,65	0,4040	-83	0,90	0,1368	-130
O,66	0,3957	-86	0,91	0,1238	-131
0,67	0,3871	-87	0,92	0,1107	-133
0,68	0,3784	-90	0,93	0,0974	-135
0,69	0,3694	-92	0,94	0,0839	-136

Продолжение таблица 2.7.

0,70	0,3602	-94	0,95	0,0703	-138
0,71	0,3508	-96	0,96	0,0565	-139
p	η(p)	Δ	p	η(p)	Δ
0,72	0,3412	-98	0,97	0,0426	-140
0,73	0,3314	-99	0,98	0,0286	-142
0,74	0,3215	-102	0,99	0,0144	-144
			1,00	0,0000	

Показатели надежности основных элементов системы электроснабжения сельского хозяйства (*λ-интенсивность отказа;* $T_{ўр.вақт}$ *– среднее время восстановления;* $\tau_{р.т}$ *– среднее время нахождения устройство на ремонте.*

Таблица 2.8

Элемент сети и напряжение	**λ,** 1/год	$T_{в.\ ср.}$ час	$\tau_{р.т}$, час/год
Трансформаторы	0,0015-0,02	60	15
6-10 кВ	0,001-0,02	90	20
35 кВ	0,005-0,03	90	25
110 кВ	0,0004-0,005	10	18
Масляные выключатели10кВ	0,015-0,002	10	10
» » 35 кВ			
» » 35 кВ	0,001-0,02	20	20
(малообъемные)	0,0016-0,018		
» 110 кВ			
ВЛ 35 кВ на 100 км	$\frac{1\div2,5}{8\div9}$	8	80
ВЛ 110 кВ »	$\frac{0,5\div0,7}{5\div7}$	10	120

Разъединители	0,0001-0,015	15	
Короткозамыкатели	0,01-0,04	15	10
Отделители	0,02-0,04	15	10
Шины 6-10 кВ	0,01-0,06	4	4
» 35 кВ	0,001-0,05	4	4
» 110 кВ	0,01-0,1	3	4
Низковольтные электродвигатели	0,005-0,2	20-100	1-5

Значения интенсивностей отказов некоторых аппаратов низкого напряжения

Таблица 2.9

Наименование элементов	**Интенсивность отказов λ,** 1/год	
	Пределы изменения	**Средние значения**
Электродвигатели переменного тока	0,082-0,009	0,046
Плавкие предохранители	0,007-0,0026	0,004
Лампы накаливания	0,08-0,045	0,07
Нагревательные элементы электрические		0,067
Электрические счетчики	0,05-0,018	0,012
Насосы с электроприводом	0,24-0,019	0,076
Измерительные приборы электрические	0,05-0,00004	0,0003
Генераторы переменного тока	0,165-0,096	0,13

3-илова

Экспериментни режалаштириш ва натижаларига ишлов беришга оид малумот ва материаллар

Корреляцион боғлиқликни аниқлаш

Чорва моллари суюк чиқиндилари таркибидаги муаллақ моддалар (x) ва БПК$_5$ ($y_а$), хамда муаллак моддалар ва тиниқлик ($y_б$) орасидаги боғланишларни аниқлаймиз.

Иккита тасодифий катталиклар орасидаги ўзаро боғланишлар даражаси корреляция коэффициенти билан ифодаланади. Унча катта бўлмаган хажмда корреляция коэффициентни танлаб олишда қуйидаги формуладан фойдаланиш тавсия этилади [26]:

$$r_{xy} = \frac{N\sum x_i y_i - \sum x_i \sum y_i}{\sqrt{N\sum x_i^2 - \left(\sum x_i^2\right)} \cdot \sqrt{\sum y_i^2 - \left(\sum y_i^2\right)}}$$

Ҳисоб олиб бориш қўлай бўлиши учун қуйидаги жадвалларни тузамиз.

3.1-жадвал

x_i	№	y_{ai}	$x_i \cdot y_{ai}$	x_i^2	y_{ai}^2
852	1	89	75828	725904	7921
704	2	54	38016	495616	2916
620	3	36	22320	384400	1296
388	4	20	7760	150544	400
304	5	19	5776	92416	361
272	6	18	4896	73984	324
212	7	16	3397	44944	356
180	8	15	2700	32400	225
78	9	13	1014	6084	169
36	10	12	432	1296	144
3646	**Σ**	**292**	**162134**	**2007588**	**14012**

2-жадвал

№	x_i	$y_{ái}$	$x_i \cdot y_{ái}$	x_i^2	$y_{ái}^2$
1	852	12,0	10224	725904	144,0
2	704	14,0	9856	495616	196,0
3	620	14,6	9052	384400	213,2
4	388	16,5	6402	150544	272,2
5	304	17,8	5411	92416	316,8
6	272	18,2	4950	73984	331,2
7	212	19,0	4028	44944	361,0
8	180	20,6	3708	32400	424,4
9	78	22,0	1716	6084	484,0
10	36	24,0	864	1296	567,0
Σ	**3646**	**178,7**	**56211**	**2007588**	**3318,8**

Жадвалда келтирилган маълумотлар бўйича r_{xya} ни ва $r_{xyá}$ ни

хисоблаймиз:

$$r_{xya} = \frac{10 \cdot 162134 - 3646 \cdot 292}{10 \cdot 2007588 - 3646^2} = 10 \cdot 14012 - 292^2 = 0,91$$

$$r_{xyá} = -0,97$$

Хисоблаб топилган корреляция коэффициентлари кўрсаткичлари чорва моллари оқоваларини озон билан тозалашда уни бахолаш учун унинг таркибидаги муаллақ моддаларнинг микдоридан фойдаланиш кулайлигини кўрсатади ва буни тасодифий ўзгарувчан кўрсатгичлар орасидаги кучли корреляцион боғланишлар даражаси кўрсатиб турибди.

(-) белгиси муаллақ моддалар ва тиниқлик кўрсатгичлари ўртасида тескари чизиқли боғланиши мавжудлигини кўрсатади.

Тажрибаларни алмашиниши тартиби. 3.2-илова

Тажрибал	1	2	3	4	5	6	7	8

ар серияси №								
I	1	2	3	4	5	6	7	8
II	9	10	11	12	13	14	15	16
III	17	18	19	20	21	22	23	24
IV	25	26	27	28	29	30	31	32
V	33	34	35	36	37	38	39	40

3.3 -илова

Тажрибаларни такрорланиш сони ва кўрсатгичлари ишончли интервалларни хисоблаш.

Тажрибаларни такрорланиш сонини ишончлилик эҳтимоли $\alpha = 0{,}95$ ва хатолик чегараси $\varepsilon = 3\delta$ га тенг холат учун 7 адабиётнинг 5.5 жадвалидан топамиз ва тажрибани қайтарилиш сонини 3 марта деб қабул қиламиз.

Лекин, оқовалар холатини тез-тез ўзгариб туришини кўрсатгичларни бир хил бўлмаслигини ҳисобга олиб, тажрибаларни такрорланиш сонини 5 марта қилиб оламиз ва унга мувофиқ $\alpha = 0{,}99$; $\varepsilon = 2\delta$ деб қабул қиламиз.

3-жадвал

Кўрсатгич	Тажриба (азон дозаси-140 гр/м^3)					
	y_1	y_2	y_3	y_4	y_5	$У_6$
Муаллақ моддалар, $мг/л$	348	276	364	324	296	322
Микробларни умуми сони, äîíà / ìë	3160	25100	22600	45450	28600	30670

$$\delta_I = \sqrt{\frac{\sum^{n}\left(y_{iI} - \bar{y}_I\right)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{676+2116+1764+4+676}{4}} = 36{,}3\,\frac{ìã}{ë}$$

$$\delta_{II} = 8800 \frac{дона}{мл}$$

Бу холатда α =0,99 ишончлилик эҳтимоли билан буни тасдиқлаш мумкин, қуйидаги ишончлилик интервалда муаллақ моддалар миқдори қиймати (y_I) ва микробларнинг умумий сони (y_{II}) мос равишда ишончли интервалларда эканлигини кўрсатади:

$$\bar{y}_I \pm \varepsilon_I = 322 \pm 72{,}6 \qquad \bar{y}_{II} \pm \varepsilon_{II} = 30670 \pm 17600$$

3.4-илова

Оптималлаштиришни 1-параметрни ўртачасини ва қўпол хатоликларни аниқлаш

№	y_{I1}	y_{I2}	y_{I3}	y_{I4}	y_{I5}	Қўпол хатолик	$\bar{y}_I$	S_I^2	Ўртача дастлабки кўрсаткичлар
1	444	396	332	436	416		404,0	2162,0	525
2	78	196	228	188	192	73	201,0	334,7	348
3	244	216	160	208	180		201,6	1060,8	326
4	312	368	326	272	348		325,2	1339,1	530
5	274	180	242	260	324		256,0	2734,0	380
6	322	396	356	324	276		334,8	1983,1	496
7	372	468	192	380	368	192	397,0	2265,3	522
8	156	144	124	184	140		149,6	500,6	332

3.5-илова

Оптималлаштиришни 2-параметрни ўртачасини ва қўпол хатоликларни аниқлаш

№	y_{II1}	y_{II2}	y_{II3}	y_{II4}	y_{II5}	Қўпол хатолик	$\bar{y}_{II}$	S_{II}^2	Ўртача дастлабки кўрсат-кичлар
1	140000	118000	44250	40350	56100	140000	46900	6728200	
2	16150	16700	15590	102000	20000	102000	17110	3917166	102400

3	19500	20100	11380	15840	10460	11380	18480	5367200	85100
4	23800	33400	5050	25000	6000	5050 6000	27400	21860000	
5	21600	8830	20200	23750	11020	11020 8830	21850	3199500	118000
6	31300	35150	10000	40000	26000	10000	33112	35161220	820000
7	34500	25150	41000	106650	45000	106650	36412	33350500	475000
8	12980	10000	11000	19500	12260		13148	4988800	98600

3.6 илова

Регрессия тенгламалар коэффициентлари ва моделни адективлигини аниқлаш

Тенгламани кўриниши	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_{12}	b_{13}	b_{23}
$1. y_I = b_0^I + b_1^I x_1 + b_2^I x_2 + b_3^I x_3 + b_4^I x_4 + b_{12}^I x_1 x_2 + b_{13}^I x_1 x_3 + b_{23}^I x_2 x_3$	283,65	56,2	18,37	0,7	-81,6	0,05	-11,15	34
$2. y_{II} = b_0^{II} + b_1^{II} x_1 + b_2^{II} x_2 + b_3^{II} x_3 + b_4^{II} x_4 + b_{12}^{II} x_1 x_2 + b_{13}^{II} x_1 x_3 + b_{23}^{II} x_2 x_3$	26801,50	-4109,0	-2941,50	-671	-9154,5	523	1108,50	15,91

Моделнинг адекватлигини текшириб кўриш учун адекватлик дисперсияси қийматини қуйидаги формула бўйича ҳисоблаймиз:

$$S_{ag}^2 = \frac{\sum_1^n \left(\bar{y}_u - \hat{y}_u \right)^2}{f_{ag}}.$$

Моделни кўриниши: $y_I = 283{,}65 - 56{,}2x_1 - 18{,}37x_2 - 81{,}6x_4 + 34x_2x_3$.

$\sum^{n}\left(\bar{y}_u - \hat{y}_u\right)^2$ ни ҳисоблаш учун жадвални тузамиз:

Тартиби	$\bar{y}_u$	$\hat{y}_u$	$\bar{y}_u - \hat{y}_u$	$\left(\bar{y}_u - \hat{y}_u\right)^2$
1	404,0	473,82	-69,82	4874,83
2	201,0	198,22	2,78	7,73
3	201,6	205,88	-4,28	18,32
4	325,2	266,68	58,52	3224,59
5	256,0	242,62	13,38	179,02
6	334,8	293,42	41,38	1712,30
7	397,0	437,08	-40,08	1600,00
8	149,6	161,48	-11,88	141,13

$$\sum^{n}\left(\bar{y}_u - \hat{y}_u\right)^2 = 11957{,}92$$

Адекватлик дисперсияси эркинлик даражаси сони:

$$f_{ад} = n - k - 1 = 8 - 4 - 1 = 3;$$

Бундан чиқиб: $S^2_{ад} = \dfrac{11957{,}92}{3} = 3985{,}97$; $F_{хис} = \dfrac{3985{,}97}{1563{,}95} = 2{,}54$

[81] адабиётнинг 4.1. иловасидан Фишер критериясини жадвалдан $F_{жадвал}$ ни қабул қиламиз: $F = (0{,}01;3;30) = 4{,}5$

$F_{хисоб} = 2{,}54 < F_{жадвал} = 4{,}5$ шарти бажарилганлиги, (7.15) тенгламани адекватлигини кўрсатади.

2-моделни (7.16-тенглама) адекватлигини текшириш учун ҳисобни юқоридаги кетма-кетликда олиб борамиз ва қуйидаги кўринишдаги модел учуни ($y_{II} = 26801{,}5 - 4109x_1 - 2941{,}5x_2 - 9154{,}5x_4$)

$\sum\left(\bar{y}_u - \hat{y}_u\right)^2$ ни ҳисоблаймиз Ҳисоб натижаларини жадвалга киритамиз.

Тариба	$\bar{y}_u$	$\hat{y}_u$	$\bar{y}_u - \hat{y}_u$	$\left(\bar{y}_u - \hat{y}_u\right)^2$
1	46900	43006,5	3893,5	15155449,5
2	17110	16479,5	630,5	397530,2
3	18480	18814,5	-334,5	111890,2
4	27400	28905,5	-1505,5	2266530,2
5	21850	24697,5	-2847,5	8108256,2
6	33112	34788,5	-1676,5	2811652,2
7	36412	37123,5	-711,5	506232.2
8	13148	10597,5	2551,5	6510152,2

$$\sum_{1}^{8} \left(\bar{y}_u - \hat{y}_u\right)^2 = 35866693{,}9$$

$$S_{ад}^2 = \frac{35866693{,}9}{3} = 11955564{,}3$$

$$F_{хисоб} = \frac{11955564{,}3}{20602760} = 0{,}58$$

$$F_{жадвал}(0{,}01;3;21) = 4{,}85$$

$F_{хисоб} = 0{,}58 < F_{жадвал} = 4{,}85$ бўлгани учун қобул қилинган моделларни адекват деб ҳисоблаймиз

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ЛИТЕРАТУРЫ

35. Пасечник Н.Н. Патентоведение. Москва 1984.

36. Адлер Ю.П. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий. Москва 1976 г.

37. Синьков В.П. Статистические задачи сельской электрификации. Москва 1978 г.

38. Аъзимов Р.К., Хужаев *С.С.* Техник қурилмаларнинг яратилиш услублари. Тошкент 1994 й.
39.А.Джумахужаев. Патентшунослик. Тошкент. 2001 й. 383.6. Сиденко В. М., Грушко И. М. Основы научных исследований.-Харьков, 1977.
40.Закин Я. Х., Рашидов Н. Р. Основы научного исследования. - Ташкент, «Уқитувчи», 1981.
41. Математическая теория планирования эксперимента. Под ред. С. М. Ермакова. — М.: Наука, 1983.
42. Петров А. В. Вычислительная техника в инженерных и экономических расчетах.— М.: Высшая школа, 1975.
43. Гутер Р. С., Овчинский Б. В. Элементы численного анализа и математической обработки результатов опыта.— М.: Наука, 1970.
44. Пугачев В. С. Теория вероятностей и математическая статистика. — М.: Наука, 1979.
45. СмирновН.В,Дунин-БарковскийИ.В.Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений.— М.: Наука, 1969.
46. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. — М.: Наука, 1964.
47.Румшинский Л. 3. Математическая обработка результатов эксперимента. — М.: Наука, 1971.
48. Швырев В. С. Научное познание как деятельность. —М.: 1984.

АБДУРАХМАН РАДЖАБОВ

Сборник задач по „Основы научных исследований"

Муҳаррир

Мусаҳҳиҳ

Босишга рухсат этилди _________________2016йил. Қоғоз ўлчами _________

Ҳажми __8,4__ б.т., _____ нусха. Буюртма №____

нашриёт бўлимининг **РИЗОГРАФ** аппаратида чоп этилди.