

R.CH. Karimov, B.B. Xolixmatov, F.B. Omonov

ELEKTR TA'MINOTI TIZIMINING ISHONCHLILIGI

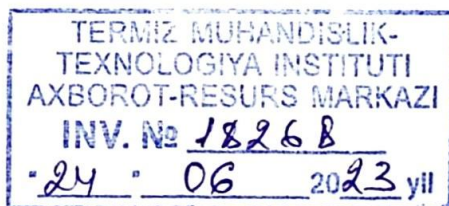


O'ZBEKISTON RESPUBLIKASI
OLIIY VA O'RTA MAXSUS TA'LIM VAZIRLIGI

Karimov Raxmatillo Choriyevich
Xolixmatov Baxriddin Berdi o'g'li
Omonov Faxriddin Berdiyori o'g'li

ELEKTR TA'MINOTI TIZIMINING
ISHONCHLILIGI

*Oliy ta'lim muassasalari 5310200 - Elektr energetikasi (tarmoqlar va
yo'nalishlar bo'yicha) ta'lim yo'nalishi bakalavrlari uchun o'quv
qo'llanma sifatida tavsiya etilgan*



UO‘K 658.26(075.8)

Karimov R.Ch., Xolixmatov B.B., Omonov F.B. «Elektr ta’minoti tizimining ishonchliligi». O‘quv qo‘llanma. Termiz: 2022, 178 bet.

Taqrizchilar:

Q.X. Bobomurodov – «Elektr energetikasi» kafedrası mudiri, f-m.f.n. dotsent

A.M. Aliyev – «Surxondaryo hududiy elektr tarmoqlari korxonasi» AJ
Texnik direktor o‘rinbosari

“Elektr ta’minoti ishonchliligi” o‘quv qo‘llanmasi 60710600 – “Elektr energetikasi (elektr ta’minoti)” ta’lim yo‘nalishi o‘quv dasturi asosida tayyorlangan. Mazkur o‘quv qo‘llanmada elektr ta’minoti ishonchliligi tegishli barcha bo‘limlar batafsil bayon etilgan. Talabalarda elektr energetika tizimi iste’molchilarini ishonchli elektr energiya bilan ta’minlash, elektr energiyasini ishlab chiqarish va iste’mol qilish jarayoni bilan bog‘liq tizimning barcha elementlarini takomillashtirishda elektr ta’minoti tizimining ishonchlilik darajasini aniqlash to‘g‘risida nazariy bilimlarini mustahkamlash uchun barcha ko‘rsatkichlar batafsil yoritilgan.

ANNOTATSIYA

Ushbu o'quv qo'llanmada elektr ta'minoti ishonchliligi sohasiga tegishli barcha bo'limlar batafsil bayon etilgan. Talabalarga elektr energetika tizimi iste'molchilarini ishonchli elektr energiya bilan ta'minlash, elektr energiyasini ishlab chiqarish va iste'mol qilish jarayoni bilan bog'liq tizimning barcha elementlarini takomillashtirishda elektr ta'minoti tizimining ishonchlilik darajasini aniqlash to'g'risida ma'lumot beradi.

АННОТАЦИЯ

В этом учебном пособии подробно описаны все разделы, относящиеся к области надежности электроснабжения. Информировует студентов о надежном электроснабжении потребителей электроэнергетической системы, об определении уровня надежности системы электроснабжения при совершенствовании всех элементов системы, связанных с процессом выработки и потребления электроэнергии.

ANNOTATION

This tutorial describes in detail all the sections related to the field of power supply reliability. Informs students about the reliable power supply of consumers of the electric power system, about determining the level of reliability of the power supply system while improving all elements of the system related to the process of generating and consuming electricity.

MUNDARIJA

KIRISH	13
I. EHTIMOLLAR NAZARIYASINING ELEMENTLARI.....	15
1.1. Asosiy tushunchalar.	15
1.1.1. Hodisa. Hodisalar ehtimolligi.....	15
1.1.2. Yordamchi tushunchalar.	16
1.1.3. Hodisalar chastotasi yoki statistik ehtimollik.	16
1.1.4. Tasodifiy kattalik.	17
1.1.5. Amaliy imkoniyatsiz va amaliy aniq hodisalar.	18
1.2. Asosiy teoremlar.	18
1.2.1. Asosiy teoremlarning foydalanishi.	18
1.2.2. Ehtimollarni qo'shish teoremasi.....	20
1.2.3. Ehtimollarni ko'paytirish teoremasi.	24
1.2.4. To'liq ehtimollik formulasi.	29
1.2.5. Gipotezalar teoremasi (Beyes formulasi).....	31
1.3. Tasodifiy kattaliklar va ularning taqsimlanish qonunlari.	33
1.3.1. Taqsimlanish qatorlari. Taqsimlanish ko'pburchagi.	33
1.3.2. Taqsimlanish funksiyasi.....	34
1.3.3. Berilgan oraliqqa tasodifiy kattalikning tegish ehtimolligi.	37
1.3.4. Taqsimlanish zichligi.	38
1.3.5. Tasodifiy kattaliklarning sonli xarakteristiklari.	43
1.3.6. Holat xarakteristiklari.....	43
1.3.7. Momentlar. Dispersiya. O'rtacha kvadratik og'ish.	48
II. ISHONCHLILIKNING ASOSIY TUSHUNCHALARI VA	
XARAKTERISTIKALARI.....	55
2.1. Asosiy tushunchalar va ta'riflar.	55
2.2. Yagona ko'rsatkichlar.	62
2.3. Kompleks ko'rsatkichlar.	68

III. ELEKTR TA'MINOTI ISHONCHLILIGI MASALALARIDA

TASODIFIY KATTALIKLARNING TAQSIMLANISH QONUNI.....	73
3.1. Binominal taqsimlanish.	73
3.2. Puasson taqsimlanishi.	78
3.3. Ko'rsatkichli taqsimlanish.	86
3.3.1. Ko'rsatkichli taqsimlanishning ta'rifi.	86
3.3.2. Ko'rsatkichli taqsimlangan tasodifiy kattalikning berilgan oraliqqa tegish ehtimolligi.	88
3.3.3. Ko'rsatkichli taqsimlanishning sonli xarakteristikalari.	89
3.3.4. Ishonchlilik funksiyasi.	90
3.3.5. Ishonchlilikning ko'rsatkichli qonuni.	91
3.4. Ehtimolliklarni to'g'ri taqsimlash qonuni.	93
3.5. Taqsimlanishning normal qonuni.	97
3.5.1. Normal qonun va uning parametrlari.	97
3.5.2. Tasodifiy kattalikning berilgan oraliqqa tegish ehtimolligi.	100
3.5.3. Tarqalish markaziga nisbatan tasodifiy kattalikning og'ish ehtimolligi.	103
3.5.4. Uch sigma qoidasi.	105
3.6. Gamma taqsimlanish.	108
3.6.1. Elektr ta'minot tarmog'i elementlarining to'satdan va doimiy (tadrijiy, asta-sekinlik bilan) kelib chiqadigan inkorliklari.	109
3.6.2. To'satdan yuzaga keladigan inkorliklar modelining kelib chiqishi.	110
3.6.3. Tadrijiy (asta-sekinlik bilan) inkorliklar modelining kelib chiqishi.	113
3.7. Veybull taqsimlanishi.	119

IV. ELEKTR TA'MINOT TARMOQLARINING ISHONCHLILIK

KO'RSATKICHINI HISOBLASH USULLARI	127
4.1. Tasodifiy jarayonlar modelidan foydalanib ishonchlilikning ko'rsatkichlarini hisoblash usuli.	127
4.1.1. Bir elementli sxemaning qayta tiklanish va inkorliklar jarayonlari.	129
4.1.2. Ketma-ket qayta tiklanuvchi elementlardan tashkil topgan tarmoq.	135
4.1.3. Parallel ulangan qayta tiklanuvchi elementlardan tashkil topgan tarmoq.	136

III. ЗАКОНЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН В ЗАДАЧАХ НАДЕЖНОСТИ ЭЛЕКТРОСНАБЖЕНИЯ	76
3.1. Биномиальное распределение	76
3.2. Распределение Пуассона.	81
3.3. Показательное распределение.....	89
3.3.1. Определение показательного распределения	89
3.3.2. Вероятность попадания в заданный интервал показательно- распределенной случайной величины	91
3.3.3. Числовые характеристики показательного распределения	92
3.3.4. Функция надежности	93
3.3.5. Показательный закон надежности.	94
3.4. Закон равномерного распределения вероятностей	96
3.5. Нормальный закон распределения.....	100
3.5.1. Нормальный закон и его параметры	100
3.5.2. Вероятность попадания случайной величины на заданный участок	104
3.5.3. Вероятность отклонения случайной величины относительно центра рассеивания	107
3.5.4. Правило трех сигм.	108
3.6. Гамма-распределение	112
3.6.1. Внезапные и постепенные отказы элементов систем электроснабжения	112
3.6.2. Формирование модели внезапных отказов.....	113
3.6.3. Формирование модели постепенных отказов.....	116
3.7. Распределение Вейбулла	123
IV. МЕТОДЫ РАСЧЕТА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ СИСТЕМ ЭЛЕКТРОСНАБЖЕНИЯ	131
4.1. Метод расчета показателей надежности с использованием моделей случайных процессов	131
4.1.1. Процессы отказов и восстановлений одноэлементной схемы	133
4.1.2. Система, состоящая из последовательных восстанавливаемых элементов	139

4.1.3. Система, состоящая из параллельно соединенных восстанавливаемых элементов	141
4.1.4. Расчет показателей надежности с учетом ремонтных состояний и преднамеренных отключений элементов.....	146
4.2. Методы расчета показателей надежности схем электроснабжения по средним значениям вероятностей состояния элементов.....	155
4.2.1. Средние вероятности состояния элемента	155
4.2.2. Вероятности отказового и безотказового состояния схем с последовательным соединением элементов	158
4.2.3. Вероятности отказового и безотказового состояния схем с параллельным соединением элементов.....	159
4.2.4. Метод анализа вероятностей состояний системы.....	161
4.2.5. Метод с использованием формулы полной вероятности	162
4.2.6. Методы структурного анализа сложных схем и использование их для оценки надежности.....	166
4.2.7. Составление расчетных схем и особенности расчетов надежности сложных схем электрических соединений.....	177
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ.....	182

CONTENTS

INTRODUCTION	14
I. ELEMENTS OF PROBABILITY THEORY	16
1.1. Basic concept	16
1.1.1. Event. Probability of events	16
1.1.2. Auxiliary concepts	17
1.1.3. Event frequency or statistical probability	17
1.1.4. Random value	18
1.1.5. Almost impossible and practically certain events	19
1.2. Basic theorems	19
1.2.1. Purpose of the main theorems	19
1.2.1. Probability addition theorem	21
1.2.3. Probability multiplication theorem	26
1.2.4. Total Probability Formula	31
1.2.5. Hypothesis theorem (Bayes formula)	33
1.3. Random variables and laws of their distribution.....	35
1.3.1. Distribution range. Distribution polygon	35
1.3.2. Distribution function	36
1.3.3. Probability of hitting a random variable in a given area	38
1.3.4. Distribution density.....	40
1.3.5. Numerical characteristics of random variables	45
1.3.6. Provision characteristics.....	45
1.3.7. Moments. Dispersion. Standard deviation	50
II. BASIC CONCEPTS AND CHARACTERISTICS OF RELIABILITY	58
2.1. Basic concepts and definitions	58
2.2. Single indicators.	65
2.3. Comprehensive indicators	71

III. LAWS OF DISTRIBUTION OF RANDOM VALUES IN PROBLEMS OF RELIABILITY OF POWER SUPPLY	76
3.1. Binomial distribution	76
3.2. Poisson distribution.	81
3.3. Exponential distribution.....	89
3.3.1. Definition of the exponential distribution.....	89
3.3.2. Probability of falling into a given interval of an exponentially distributed random variable	91
3.3.3. Numerical characteristics of the exponential distribution	92
3.3.4. Reliability function	93
3.3.5. The exponential law of reliability.	94
3.4. Law of uniform distribution of probabilities	96
3.5. Normal distribution law	100
3.5.1. Normal law and its parameters.....	100
3.5.2. Probability of hitting a random variable on a given area	104
3.5.3. Probability of deviation of a random variable relative to the center of scattering	107
3.5.4. Three sigma rule.	108
3.6. Gamma distribution	112
3.6.1. Sudden and gradual failures of elements of power supply systems	112
3.6.2. Formation of a sudden failure model.....	113
3.6.3. Formation of a model of gradual failures	116
3.7. Weibull distribution	123
IV. METHODS FOR CALCULATION OF RELIABILITY INDICATORS OF POWER SUPPLY SYSTEMS.....	131
4.1. Method for calculating reliability indicators using models of random processes	131
4.1.1. Single-element circuit failure and recovery processes	133
4.1.2. A system consisting of successive recoverable elements.....	139
4.1.3. System consisting of parallel connected renewable elements	141

4.1.4. Calculation of reliability indicators taking into account repair conditions and deliberate outages of elements	146
4.2. Methods for calculating the reliability indicators of power supply circuits based on the average values of the probabilities of the state of the elements	155
4.2.1. Average item state probabilities	156
4.2.2. Probabilities of failure and non-failure state of circuits with serial connection of elements	158
4.2.3. Probabilities of failure and non-failure state of circuits with parallel connection of elements	159
4.2.4. Method for analyzing the probabilities of system states	161
4.2.5. Method using the total probability formula	162
4.2.6. Structural analysis methods for complex circuits and their use for reliability assessment	166
4.2.7. Drawing up design schemes and features of calculations of the reliability of complex circuits of electrical connections	177
REFERENCES	182

KIRISH

Hozirgi zamonda texnik o'sishni ta'minlaydigan fan va texnika (avtomatika, elektronika, telemexanika va aloqa) asosiy bo'limlarining rivojlanishini kompleks vazifali qurilmalarga ta'luqli tizimlar va elementlar ishonchliligi hisobisiz va ularga ta'luqli savollar yechimisiz tasavvur qilib bo'lmaydi. Bu esa umumiy ishonchlilik nazaryasining rivojlanishida, ishonchlilikning xarakteristikalarini (inkor va ishonchlilik vazifalari, o'rtacha to'xtovsiz ish vaqti, boshqa qurilmalarning inkor jadalligi) va uning asosiy mezonlarini aniqlashda va yoritishda katta rol o'ynadi.

Elektroenergetika tizimida ishonchlilik injenerli hisob uslubi va nazariyasining rivojlanishi ko'rsatilgan bo'limlarga qaraganda sal kechroq boshlandi. Umumiy ishonchlilik nazariyasining mexanik ko'chirishlarni elektr tizimining har xil bo'g'inlarida amalga oshirib bo'lmaydi. Ularni aniqlashtirish va elektr ta'minoti tizimining xususiyatiga moslashtirish shart. Bunday xususiyatlarga:

a) energiyani ishlab chiqarish, uzatish va foydalanish jarayonining uzluksizligi va ajralmasligini hisobga oladigan elektr ta'minotining xarakteri;

b) elektr energiyasining sifati va ishonchliligi bo'yicha har xil talablarga ega bo'lgan iste'molchilar tomonidan elektr energiyasining ko'plab maqsadlarga ishlatilishi;

v) hisobga olinmasa ham bo'ladigan tarmoqning kichik ehtimoldagi to'liq ishdan chiqishi, hamda potensial rejimli ortiqcha elementlarning katta miqdordagi manbalar va iste'molchilari tufayli yuzaga keladigan to'liq rejali va rejasiz ta'mir;

g) elektr ta'minot tizimsiz elementlari o'zi bilan elementlardan tashkil topgan murakkab tizimni namoyon qiladi. Ularning ishonchlilik xarakteristikalari to'liq ko'rsatilmagan va ishlash sharoiti, materiallar turi va sifati, tuzilishiga oid xossalarga bog'liq;

d) ishlash sharoiti va to'xtovsiz o'rtacha ish vaqtini hisoblash uchun bir necha yillar ketadigan, ishonchlilik xarakteristikasi ta'sirini hisobga olish ancha

qiyin bo'lgan elementlarning profilaktik ta'miri va sinoviga duch keladigan, zavod va laboratoriya sharoitida sinov statik materiallarini olish qiyinligi;

Yana shuni aytish joizki, atrof-muhit va elektr ta'minoti tizimi o'zaro stoxastik (ehtimolli) tabiatga ega. Ba'zi maqsadga yetish ehtimolligi haqida - kerakli miqdorda va sifat ko'rsatkichida (kuchlanish, chastota va b.) elektr energiyani iste'molchiga yetkazish – gapirib o'tish mumkin.

Elektr ta'minot tizimining ishonchliligi tizimning sifat ko'rsatkichlaridan biri hisoblanadi. Lekin bu ko'rsatkich jiddiy ravishda farq qiladi. Masalan, tizimning energiya sifat ko'rsatkichidan. Agar tizim kerakli ishonchlilikka ega bo'lmasa, qolgan ko'rsatkichlar o'zining amaliy ahamiyatini yo'qotadi. Chunki ular ekspluatatsiyada to'liq ishlay olmaydilar.

Elektr ta'minot tizimi samarador ishlashi uchun miqdoriy ko'rsatkich sifatida haqiqiy chiqish samaradorligining ideal samaradorlikka nisbati qo'llaniladi.

Samarador ishlashning miqdoriy bahosi elektr ta'minoti tizimining ishonchlilik hisobi ahamiyatli natijalardan biri hisoblanadi. Tizim samaradorligining miqdoriy bahosi ishonchlilikning miqdoriy ko'rsatkichiga tayanishi kerak.

Bu qo'llanmada ehtimollar nazariyasi yordamida elektr ta'minoti tizimsining ishonchlilik hisobi qisqacha keltirilgan. Qo'llanma misollar yechiladigan vaqtda vujudga keladigan barcha savollarga javob bera olmaydi. Lekin qo'llanmada o'quvchi uchun asosiy hisob usullari to'liq keltirilgan.

I. EHTIMOLLAR NAZARIYASINING ELEMENTLARI.

Bu bo'limda batafsil o'rganish mumkin bo'lgan keyinchalik tushunish uchun kerak bo'lgan ehtimollar nazariyasi qisqacha, lekin yetarli ma'lumot keltirilgan [1, 2].

1.1. Asosiy tushunchalar.

1.1.1. Hodisa. Hodisalar ehtimolligi.

Har qanday fan o'zi tashkil topgan asosiy tushunchalarga ega. Bu masala to'laqlonli ravishda ehtimollar nazariyasiga ham ta'luqli. Ularni ko'rib chiqamiz.

Ehtimollar nazariyasida hodisa deganda tajriba natijasida yuzaga keladigan yoki kelmaydigan har qanday dalillar tushuniladi. Har qanday hodisa har xil imkoniyat darajasiga ega bo'lishi mumkin: biri katta bo'lsa, ikkinchisi kichik bo'lishi mumkin. Hodisalarni o'zaro imkoniyat darajalari bo'yicha miqdoriy ravishda taqqoslaganda har bir hodisa bilan aniq bir sonni bog'lash kerak. Son qancha katta bo'lsa, hodisalar shuncha ko'p bo'ladi. Bu sonni *hodisalar ehtimolligi* deb ataymiz. Shunday qilib hodisalar ehtimolligi bu shu hodisaning obyektiv imkoniyatlari son bilan ifodalaniladigan o'lchov darajasi. Hodisalar ehtimolligi tushunchasi o'z-o'zidan tajribiy, amaliy tushuncha bo'lmish hodisalar chastotasi bilan bog'liq.

Har xil hodisalarni o'zaro ularning imkoniyatlar darajasini taqqoslaganda biror-bir o'lchov birligini o'rnatish kerak. Bu o'lchov birligi sifatida tabiiyki aniq hodisalar ehtimolligi qabul qilingan, ya'ni tajriba natijasida shubhasiz sodir bo'ladigan hodisa.

Aniq hodisaga doir misol - normal ishlayotgan elektr ta'minot tizimlar yuklamasi (tok) albatta noldan katta bo'ladi va bu hodisa aniq hodisadir.

Agar aniq hodisaga birga teng bo'lgan imkoniyatni qo'shsak, unda barcha bo'lishi mumkin bo'lgan, aniqmas hodisalar ehtimolligi birdan kichik bo'lgan, bir sonining biror bir qismi bo'lgan ehtimollik bilan ta'riflanadi.

Aniq hodisaga qarama-qarshi tushuncha bu – ilojsiz (imkoniyatsiz) hodisa, ya'ni shu tajribada sodir bo'lmaydigan hodisa.

Imkoniyatsiz hodisaga doir misol – normal ishlayotgan elektr ta'minoti tizimlar yuklamasi iste'molchilar tizimiga ulangan yuklamalar yig'indisiga teng bo'lmaydi. Tabiiyki imkoniyatsiz hodisa ehtimolligi nolga teng.

1.1.2. Yordamchi tushunchalar.

1. *Hodisalarning to'liq guruhi*. Bu tajribadagi bir nechta hodisalar hodisalarning to'liq guruhini tashkil qiladi, faqatgina tajriba natijasida hech bo'lmaganda bitta hodisa paydo bo'lishi kerak.

2. *Birga mavjud bo'la olmaydigan hodisalar*. Bu tajribada agar ikkita hodisa hech qanaqasiga birga yuzaga kelmasa, unda bu hodisa birga mavjud bo'la olmaydigan hodisalar deyiladi.

3. *Teng imkoniyatli hodisalar*. Agar bir nechta hodisalar simmetriya shartlariga muvofiq bo'lib, hech birining imkoniyati boshqalariga qaraganda yuqoriroq bo'lmasa, unda bu hodisalar teng imkoniyatli hodisalar deyiladi.

1.1.3. Hodisalar chastotasi yoki statistik ehtimollik.

Agar sodir bo'lishi mumkin va mumkin bo'lmagan bir nechta (A) hodisali (n) ta tajribalar seriyasi o'tkazilsa, unda bu tajribalar seriyasining (A) hodisa chastotasi deb sodir bo'lgan (A) hodisa tajribalar sonining (m), umumiy o'tkazilgan tajribalar soni (n) nisbatiga aytiladi.

Ba'zan hodisalar chastotasini statistik ehtimollik deb atashadi. Agar uni $\dot{P}(A)$ deb belgilasak, unda hodisalar chastotasi quyidagi formula orqali topiladi:

$$\dot{P}(A) = \frac{m}{n}$$

bu yerda, m - sodir bo'lgan (A) hodisa soni;

n - o'tkazilgan tajribalarning umumiy soni.

Hodisalar chastotasi har doim to'g'ri kasr va $0 \leq P(A) \leq 1$ oralig'ida o'zgaradi.

Hodisalar chastotasi uncha katta qiymatga ega bo'lmaganda tasodifiylik tabiati sezilarli darajada bo'ladi va sezilarli darajada bir guruhdan boshqasiga o'tadi. Agar tajribalar sonini ko'paytirsak, u o'zining tasodifiylik tabiatini yo'qota boshlaydi, stabillashish moyilligi vujudga keladi, uning ehtimolligi kichik tebranishlar orqali o'rtacha va doimiy kattalikka yaqinlashadi.

Bu "*chastota turg'unligi*" xususiyati kuzatilgan tasodifiy hodisalardagi eng muhim qonuniyatlardan biri. Bu qonuniyatning matematik ta'rifini birinchi bo'lib Y. Bernulli o'zining katta sonlarning oddiy shakli qonunida keltirgan.

Hodisalar chastotasi va uning ehtimolligining bog'liqligi – chuqur va organik. Bu ikki tushunchalarni bo'lib bo'lmaydi.

1.1.4. Tasodifiy kattalik.

Ehtimollik nazariyasining asosiy tushunchalaridan biri tasodifiy kattalik tushunchasi hisoblanadi.

Tasodifiy kattalik deb tajriba natijasida avvaldan bilib bo'lmaydigan u yoki bu qiymatni qabul qiladigan kattalikka aytiladi.

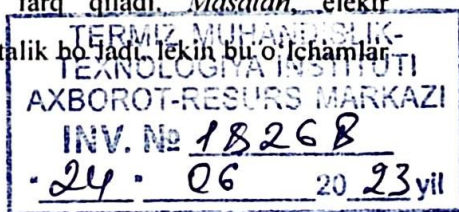
Tasodifiy kattaliklarga doir misollar:

- aniq vaqt oralig'idagi elektr ta'minoti tizimining nosozlik miqdori.
- ishdan chiqqan kabelni ta'mirlash va uzilgan joyini qidirish vaqti.

Faqat bir-biridan ajralgan, oldindan hisoblash mumkin bo'lgan qiymatlarni qabul qiladigan tasodifiy kattaliklarga *diskret tasodifiy kattalik* deyiladi (birinchi misol).

Biror bir oraliqni to'ldira oladigan qiymatlarning tasodifiy kattaligiga *uzluksiz tasodifiy kattaliklar* deyiladi (ikkinchi misol).

Agar "*klassik*" ehtimollar nazaryasi hodisalar ustunligi bilan o'rganilgan bo'lsa, unda zamonaviy ehtimollar nazaryasi faqat tasodif kattaliklar bilan o'rganish mumkin bo'lgan hodisalarni ma'qul ko'radi. Tasodifiy kattalik tasodifiy hodisadan ko'proq ma'lumot to'plashi bilan farq qiladi. Masalan, elektr tarmog'idagi tok o'lchamlari natijasi tasodifiy kattalik bo'ladi, lekin bu o'lchamlar



natijasi faqat hodisa ya'ni tokning tarmoqdan o'tishini emas, balki uning qiymatini ham ko'rsatadi.

1.1.5. Amaliy imkoniyatsiz va amaliy aniq hodisalar.

Odatda amaliyotda amaliy imkoniyatsiz va amaliy aniq hodisalarga duch kelamiz.

Amaliy imkoniyatsiz hodisa deb, ehtimolligi nolga teng hodisaga emas, balki nolga juda yaqin hodisaga aytiladi.

Amaliy aniq hodisa deb, ehtimolligi birga teng hodisa emas, balki birga juda yaqin hodisaga aytiladi.

Hodisa amaliy imkoniyatsiz bo'lishi uchun ehtimollik qanchalik kichik bo'lishi kerak degan savol matematik nazariya chegarasidan chiqadi va har qanday aniq bir hodisa xohlagan tajriba natijasini olishimiz mumkin bo'lgan amaliy mulohazalar orqali yechiladi.

1.2. Asosiy teoremlar.

1.2.1. Asosiy teoremlarning foydalanishi.

Odatda amaliyotda eksperimental yuzaga keltirish qiyin bo'lgan hodisalar ehtimolligini aniqlash talab qilinadi. Bunday baholash loyihalashtirilgan perspektiv texnikaning ratsional konstruktivlroq elementlar parametrlarini ko'rsatish uchun beriladi.

Shuning uchun hodisalar ehtimolligini aniqlashda bevosita usullar emas, balki aniq bir hodisa ehtimolligi bilan boshqa hodisa ehtimolligini aniqlaydigan bilvosita usullar qo'llaniladi. Ehtimollar nazariyasi asosan zarur ilmiy tajribani minimumga keltira oladigan bilvosita usullar tizimidan tashkil topgan.

Biz bu bilvosita usullarni qo'llab turib ehtimollar nazariyasining *asosiy teoremlaridan* foydalanamiz. Bu teoremlar ikkita: *ehtimollarni qo'shish teoremasi* va *ehtimollarni ko'paytirish teoremasi*.

Asosiy teoremlarni ifodalashdan avval, hodisalar yig'indisi va hodisalar ko'paytmasiga oid yordamchi tushunchalarni keltiramiz.

A va B hodisalar yig'indisi deb, A yoki B hodisaning yoki ikkalasining birga bajarilishidan tashkil topgan C hodisaga aytiladi.

Misol. Transformatorga ikkita iste'molchi kabel keltirilgan. Agar birinchi kabelni qo'shsak (A hodisa) yoki ikkinchi kabelni qo'shsak (B hodisa), yoki ikkalasini birga qo'shsak transformatorda kuchlanish hosil bo'ladi (C hodisa).

Agar A va B hodisalar bir-biriga zid bo'lsa, tabiiyki ular birga kela olmaydi va A va B hodisalar yig'indisi yoki A hodisa paydo bo'lishidan yoki B hodisa paydo bo'lishidan ma'lum bo'ladi.

Boshqa so'zlar bilan aytganda, A va B hodisalar yig'indisi deb hech bo'lmaganda bitta hodisa ro'y berishidan tashkil topgan C hodisaga aytiladi.

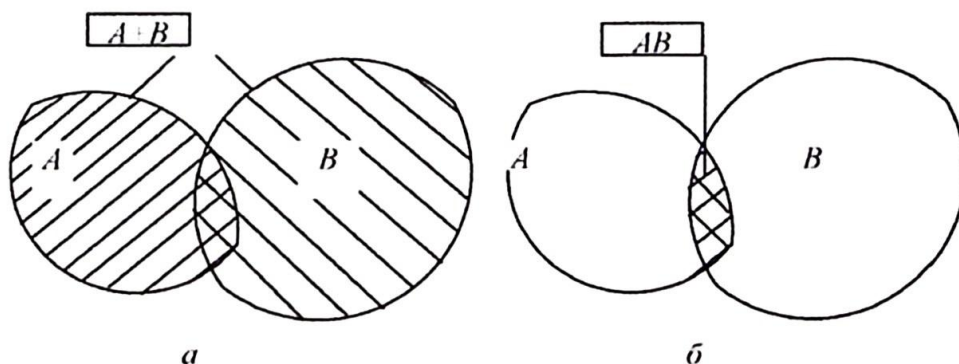
Bir nechta hodisalar yig'indisi deb, shu hodisalardan hech bo'lmaganda bittasining ro'y berishidan tashkil topgan hodisaga aytiladi.

A va B hodisalarining ko'paytmasi deb, A va B hodisalarining birga mos ravishda bajarilishidan tashkil topgan C hodisaga aytiladi.

Misol. Agar generator nominal tezlik bilan aylansa (A hodisa) va nominal oqim bilan qo'zg'alsagina (B hodisa) nominal kuchlanish beradi (C hodisa).

Bir nechta hodisalar ko'paytmasi deb, shu hodisalarining hammasi birga mos ravishda ro'y berishidan tashkil topgan hodisaga aytiladi.

Bu tushunchalarni o'rganishda asosan 1.1-rasm foydali hisoblanadi.



1.1-rasm. Ikki hodisa yig'indisi (A); ikki hodisa ko'paytmasi (B).

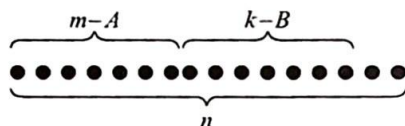
1.2.2. Ehtimollarni qo'shish teoremasi.

Ehtimollarni qo'shish teoremasi keyingi ko'rinishda ifodalanadi.

Mustaqil va qarama-qarshi hodisalarning ikkitasidan birining ehtimollik kirishi hodisalarning ehtimollik summasiga teng.

$$P(A+B) = P(A) + P(B) \quad (1.1)$$

Agar hodisalar ko'pligini n nuqtalarda ifodalasak:



bunda $m - A$ hodisaga mos kelsa, $k - B$ hodisaga mos keladi. Unda

$$P(A) = \frac{m}{n}; \quad P(B) = \frac{k}{n}$$

A va B hodisalar mos kelmaganligi sababli, A va B uchun birgalikda mos bo'lgan holatlar mavjud emas. Shu sababli $A+B$ hodisasi $m+k$ holatlariga mos keladi va

$$P(A+B) = \frac{m+k}{n}$$

Olingan natijalarni 1.1-formulaga qo'ysak, ayniyat olamiz.

Bu teoremani uchta hodisa ko'rinishida mustahkamlaymiz. $A+B$ hodisasini D harfi bilan belgilash va yig'indiga boshqa C hodisani qo'shish orqali osongina isbotlash mumkinki

$$P(A+B+C) = P(D+C) = P(D) + P(C) = P(A+B) + P(C) = P(A) + P(B) + P(C)$$

To'liq induksiya uslubi bilan bir-biriga mos kelmaydigan n hodisalarni qo'shish teoremasini umumlashtirishimiz mumkin.

$$P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = P(A_1) + P(A_2) + \dots + P(A_n)$$

Umumiy ko'rinishda bunday yoziladi:

$$P\left(\sum_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i) \quad (1.2)$$

Ehtimolliklarni qo'shish teoremasidan kelib chiquvchi xulosalar.

Xulosa 1. Agar $A_1, A_2, \dots, A_n$ hodisalar bir-biriga mos kelmaydigan hodisalarning to'liq guruhini hosil qilsalar, unda ularning ehtimollik yig'indisi 1 ga teng bo'ladi:

$$\sum_{i=1}^n P(A_i) = 1$$

Ikkinchi xulosani yozishdan oldin, qarama-qarshi hodisalar tushunchasiga aniqlik kiritamiz.

To'liq guruh hosil qiluvchi ikkita bir-biriga mos kelmaydigan hodisalarga *qarama-qarshi hodisalar* deyiladi.

A hodisaga qarama qarshi hodisani $\bar{A}$ belgilamiz.

Xulosa 2. Qarama qarshi hodisalar ehtimolligining yig'indisi birga teng:

$$P(A) + P(\bar{A}) = 1$$

Ushbu xulosa 1-xulosaning alohida holatidir. Bu, ayniqsa, ehtimollar nazariyasini amaliy qo'llashda katta ahamiyatga ega bo'lganligi sababli ta'kidlangan. Amalda, qarama-qarshi hodisaning ehtimolligini to'g'ridan-to'g'ri A hodisaning ehtimoliga qaraganda hisoblash osonroq. Bunday hollarda $P(\bar{A})$ hisoblanadi va $P(A) = 1 - P(\bar{A})$ topiladi.

Avval aytilganidek ehtimollarni qo'shish teoremasi faqat bir-biriga mos kelmaydigan hodisalar uchun (1.1-formulaga qarang). Agar A va B hodisalar mos kelsa, unda yig'indi quyidagicha ifodalaniladi.

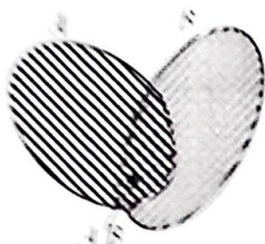
$$P(A + B) = P(A) + P(B) - P(AB) \quad (1.3)$$

Bu formulaning to'g'riligini 1.2-rasmga qarab ishonch hosil qilishimiz mumkin.

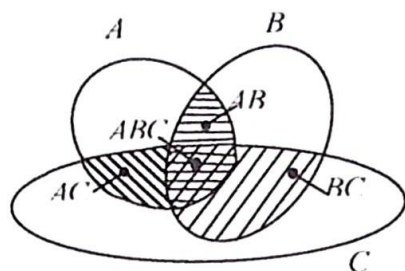
Mos keluvchi uchta hodisalar yig'indisi quyidagicha hisoblanadi:

$$P(A + B + C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(AC) - P(BC) + P(ABC)$$

Bu formulaning ham to'g'riligiga 1.3-rasmga qarab ishonch hosil qilishimiz mumkin.



1.2-rasm. Ikki ta mos keluvchi hodisalar yig'indisi



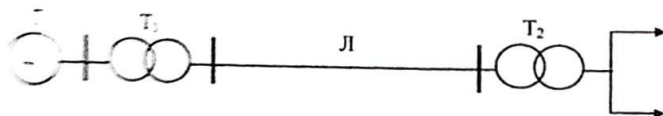
1.3-rasm. Uchta mos keluvchi hodisalar yig'indisi

Mos keluvchi hodisalar yig'indisining ehtimolligini to'liq induksiya usuli bilan umumiy formula orqali tasdiqlaymiz:

$$P\left(\sum_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i,j} P(A_i A_j) + \sum_{i,j,k} P(A_i A_j A_k) - \dots + (-1)^{n-1} \cdot P(A_1 A_2 \dots A_n) \quad (1.4)$$

1.4-formulada hodisalar ehtimolligining yig'indisi hodisalar ehtimolligining to'liq induksiya usuli orqali ifodalanishi ko'rsatilgan.

Misol. Rasmda manba Γ , kuchaytiruvchi transformator T_1 , elektr uzatish liniyasi Π , pasaytiruvchi transformatordan T_2 tashkil topgan elektr ta'minot tizimi ko'rsatilgan.



Elektr ta'minot tizimining ishdan chiqishi ehtimolligini q bilan belgilaymiz.

Elektr ta'minot tizimining ishdan chiqishi ehtimolligini umumiy ko'rinishda quyidagicha ifodalaymiz:

Ishtirok. Tizimning har bir elementi boshqasiga bog'liqsiz ishdan chiqishi mumkin. Demak, elektr ta'minot tizimi elementlarining ishdan chiqishi bog'liqsiz hodisalar hisoblanadi. Lekin bu hodisalar o'z navbatida, bir nechta elementlarning ishdan chiqishi sababli mos hodisalar hisoblanadi. Agar Γ yoki T_1 , yoki Π , yoki T_2 , yoki Γ va T_1 , yoki Γ va Π , yoki T_1 va Π va T_2 va boshqalar ishdan chiqishi sababli ishdan chiqishi mumkin.

1.4-formuladan foydalanib, elektr ta'minot tizimining ishdan chiqish ehtimolligini quyidagicha aniqlaymiz:

$$q_C = q_I + q_{T1} + q_{J1} + q_{T2} - q_I \cdot q_{T1} - q_I \cdot q_{J1} - q_I \cdot q_{T2} - q_{T1} \cdot q_{J1} - q_{T1} \cdot q_{T2} - q_{J1} \cdot q_{T2} + q_I \cdot q_{T1} \cdot q_{J1} + q_I \cdot q_{J1} \cdot q_{T2} + q_{T1} \cdot q_{J1} \cdot q_{T2} + q_I \cdot q_{T1} \cdot q_{T2} - q_I \cdot q_{T1} \cdot q_{J1} \cdot q_{T2}$$

Haqiqatdan ham 1.2-rasmdan hodisalar ko'paytmasini shu tariqa yozish mumkin:

$$P(AB) = P(A) + P(B) - P(A+B) \quad (1.5)$$

1.3-rasmdan ko'rinib turibdiki:

$$P(ABC) = P(A) + P(B) + P(C) - P(A+B) - P(A+C) - P(B+C) + P(A+B+C) \quad (1.6)$$

ga teng.

Hodisalar ko'paytmasining umumiy formulasi ko'rinishi:

$$P(A_1 A_2 \dots A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i,j} P(A_i + A_j) + \sum_{i,j,k} P(A_i + A_j + A_k) + \dots + (-1)^{n-1} \cdot P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) \quad (1.7)$$

1.4. va 1.7-formulalar hodisalarni qo'shish va ko'paytirishdan tashkil topgan har xil ifodalarda o'zining amaliy qo'llanilishini topadi. Aniq topshiriqqa qarab faqat qo'shish, ayrim hollarda hodisalarni ko'paytirishdan foydalanish oson bo'ladi.

Misol. Qurilma uchta asbobdan tashkil topgan: ikkita birinchi turdagi asboblari – A_1 va A_2 , va bitta boshqa turdagi asbob B . A_1 va A_2 asboblari bir-birini takrorlaydi: B asbobi esa takrorlanmaydi. Qurilmaning ishdan chiqishi uchun A_1 va A_2 qurilmalari yoki B qurilmalari bir vaqtning o'zida ishlamay qolishi kerak. Shunday qilib, qurilmaning ishdan chiqishi C hodisani quyidagicha ko'rsatadi:

$$C = A_1 \cdot A_2 + B$$

bu yerda, $A_1 - A_1$ uskunasining ishdan chiqishi;

$A_2 - A_2$ uskunasining ishdan chiqishi;

$B - B$ uskunasining ishdan chiqishi.

A_1, A_2, B elementar hodisalarning ko'paytmasidan emas, balki faqatgina yig'indisidan tashkil topgan C hodisaning ehtimolligini hodisalar ehtimolligi orqali ifodalash talab qilinadi.

Yechim. 1.3-formuladan quyidagiga erishamiz:

$$P(C) = P(A_1 A_2) + P(B) - P(A_1 A_2 B) \quad (1.8)$$

1.5-formuladan quyidagiga erishamiz:

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

1.6-formuladan quyidagiga erishamiz:

$$P(A_1 A_2 B) = P(A_1) + P(A_2) + P(B) - P(A_1 + A_2) - P(A_1 + B) - P(A_2 + B) + P(A_1 + A_2 + B)$$

Olingan ifodalarni *1.8-formulaga* qo'yib qisqartirsak, keyingi natijani olamiz:

$$P(C) = P(A_1 + B) + P(A_2 + B) - P(A_1 + A_2 + B)$$

1.2.3. Ehtimollarni ko'paytirish teoremasi.

Ehtimollarni ko'paytirish teoremasini ifoda etishdan avval yana bir tushunchaga aniqlik kiritamiz: erkin (bog'liqmas) va tobe (bog'liq) hodisalar.

Agar A hodisaning ehtimolligi B hodisaning yuz berishi yoki bermasligiga bog'liq bo'lmasa, A hodisa B hodisadan bog'liqmas deyiladi.

Agar A hodisaning ehtimolligi B hodisaning yuz berishi yoki bermasligiga qarab o'zgarsa, A hodisa B hodisadan bog'liq deyiladi.

Misollar.

1. Tajriba ikkita tanga tashlanishidan tashkil topadi va quyidagi hodisalar ko'rib chiqiladi:

A - birinchi tangada gerbning chiqishi;

V - ikkinchi tangada gerbning chiqishi.

Bu hodisada A hodisaning ehtimolligi B hodisaning yuz berishi yoki bermasligiga bog'liq bo'lmasa. Demak, A hodisa B hodisadan bog'liq emas.

2. Ko'zachada ikkita oq va bitta qora shar bor. Ikki shaxs ko'zachadan bittadan shar olishadi va keyingi hodisalar ko'rib chiqiladi.

A - birinchi shaxsda oq sharning chiqishi;

B - ikkinchi shaxsda oq sharning chiqishi.

Agar tajribani birinchi shaxs boshlasa, *A* hodisa ehtimolligi $\frac{2}{3}$ ga teng bo'ladi. Agar tajribani ikkinchi shaxs boshlasa va *B* hodisa yuz bersa, unda *A* hodisa ehtimolligi $\frac{1}{2}$ ga teng bo'ladi. Demak, *A* hodisa *B* hodisaga bog'liq.

A hodisa ehtimolligini boshqa bir *B* hodisa joy olganda hisoblash *A* hodisaning shartli ehtimolligi deyiladi va $P(A/B)$ kabi belgilanadi.

Oxirgi misol shartlari uchun:

$$P(A) = \frac{2}{3} \quad \text{va} \quad P(A/B) = \frac{1}{2}$$

ga teng.

A hodisaning *B* hodisadan bog'liqlaslik shartini quyidagi ko'rinishda yozishimiz mumkin:

$$P(A/B) = P(A)$$

va bog'liqlik sharti:

$$P(A) \neq P(A/B)$$

Endi ehtimollarni ko'paytirish teoremasini ifodalaymiz.

Birinchi hodisa o'ringa ega bo'lgan shartda ikki hodisa birining ehtimolligini boshqasining shartli ehtimolligiga ko'paytmasi ikki hodisaning ko'paytmasi ehtimolligiga teng:

$$P(AB) = P(A) \cdot P(B/A) \quad (1.9)$$

Hodisalarni ko'paytirish ehtimollik teoremasida hodisalarning qaysi biri birinchi bajarilishi farq qilmaydi va quyidagi ko'rinishda ham yozilishi mumkin:

$$P(AB) = P(B) \cdot P(A/B)$$

Xulosa 1. Agar *A* hodisa *B* hodisadan bog'liq bo'lmasa unda *B* hodisa ham *A* hodisadan bog'liq emas.

A hodisa *B* hodisadan bog'liq emas deb berilgan bo'lsa, ya'ni

$$P(A) = P(A/B) \quad (1.10)$$

B hodisa ham **A** hodisadan bog'liq emasligini isbotlash talab qilinadi, ya'ni:

$$P(B) = P(B/A)$$

Ehtimollarni ko'paytirish teoremasini ikki xil ko'rinishda yozamiz:

$$P(AB) = P(A) \cdot P(B/A)$$

$$P(AB) = P(B) \cdot P(A/B)$$

bu yerdan

$$P(A) \cdot P(B/A) = P(B) \cdot P(A/B)$$

yoki 1.10-formulaga muvofiq

$$P(A) \cdot P(B/A) = P(B) \cdot P(A)$$

va oxirgi ifodani isbotlashimiz kerak bo'lgan natija

$$P(B/A) = P(B)$$

Xulosa 1 dan ko'rinib turibdiki hodisalar bog'liq yoki bog'liqmasligi har doim o'zaro bog'liq. Shuning uchun bog'liqmas hodisalariga yangi ta'rif berishimiz mumkin.

Agar hodisalar birining paydo bo'lishi boshqasining paydo bo'lish ehtimolligini o'zgartirmasa, bu ikkita hodisa bog'liqmas deyiladi.

Bu tushuncha har qanday miqdorda tarqalishi mumkin. Agar bir nechta hodisalardan har biri qolgan boshqalari bilan bog'liq bo'lmasa, unda bu bir nechta hodisalar bog'liqmas deyiladi.

Xulosa 2. Ikki bog'liqmas hodisalar ko'paytmasining ehtimolligi bu hodisalar ehtimolligi ko'paytmasiga teng.

Ushbu xulosa bog'liq bo'lmagan xodisalar ta'rifidan kelib chiqadi.

Ehtimollarni ko'paytirish teoremasini ixtiyoriy hodisalar soniga umumlashtirish mumkin. Umumiy ko'rinishda u quyidagicha ta'riflanadi.

Bir nechta hodisalar ko'paytmasining ehtimolligi bu hodisalar ehtimolligi ko'paytmasiga teng va tartib bo'yicha keyingi hodisa ehtimolligi undan avvalgi hamma hodisa ahamiyat ega deb olinib hisoblanadi.

$$P(A_1 A_2 \cdots A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2 / A_1) \cdot P(A_3 / A_1 A_2) \cdots P(A_n / A_1 A_2 \cdots A_{n-1}) \quad (1.11)$$

Bog'liqmas hodisalar uchun teorema qisqaradi va keyingi ko'rinishga keladi:

$$P(A_1 A_2 \cdots A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3) \cdots P(A_n) \quad (1.12)$$

ya'ni bog'liqmas hodisalar ko'paytmasi ehtimolligi shu hodisalar ehtimolligi ko'paytmasiga teng.

Ko'paytirish belgisini qo'llab teotremani keyingi ko'rinishda yozish mumkin:

$$P\left(\prod_{i=1}^n A_i\right) = \prod_{i=1}^n P(A_i) \quad (1.13)$$

Misol. Iste'molchiga ketadigan to'rtta liniyadan tashkil topgan taqsimlovchi punkt (RP) ga egamiz. Iste'molchilar nominal yuklamaga ega: $P_1=20 \text{ kVt}$; $P_2=30 \text{ kVt}$; $P_3=20 \text{ kVt}$; $P_4=30 \text{ kVt}$. Istemolchilarning yoniq holati ehtimolligi $R_1=0,3$; $R_2=0,4$; $R_3=0,2$; $R_4=0,8$. Taqsimlovchi punkt kabelining 100% ishlash ehtimolligini aniqlash kerak.

Yechish. Iste'molchilarning yoqilish hodisalari bog'liqmas hodisalar. Shuning uchun bu misolni yechish uchun 1.13-formuladan foydalanamiz. Taqsimlash punkti kabeli to'liq ishlash hodisasini A deb belgilaymiz.

$$P(A) = P_1 \cdot P_2 \cdot P_3 \cdot P_4 = 0,3 \cdot 0,3 \cdot 0,2 \cdot 0,8 = 0,192$$

Misoldan ko'rinib turibdiki, iste'molchilarning alohida ishlash ehtimolligi ancha katta. To'rtta iste'molchining bir vaqtda ishlash ehtimolligi esa bir tartibga pastroq. Bu holatni kabel va elektr jihozlarini tanlayotgan paytda e'tiborga olish kerak.

Amaliyotda faqat ehtimollarni qo'shish yoki faqat ko'paytirish teoremasini qo'llash kam uchraydi. Odatda ularni birgalikda qo'llashga to'g'ri keladi. Bunday holda, ko'pincha, ehtimolligi aniqlanishi kerak bo'lgan hodisa bir nechta mos kelmaydigan hodisalar (ushbu hodisaning variantlari) yig'indisi sifatida ifodalanadi, ularning har biri o'z navbatida hodisalar ko'paytmasidir.

Misol. Ekskavator kabelni topish uchun yerni qozmoqda. U uch marta kabelni ilib oldi. Kabelga shikastlanish ehtimolligi birinchi martada $R_1=0,4$; ikkinchi marta $R_2=0,5$ va uchinchi marta $R_3=0,7$ ga teng.

Shu uch marta ilinish natijasida kabelning shikastlanish ehtimolligini toping:

- teng bir marta;
- hech bo'lmaganda bir marta.

Yechish. A hodisani ko'rib chiqamiz. Bu hodisa bir nechta usullar bilan yuzaga kelishi mumkin, ya'ni bir nechta bog'liqmas variantlarga bo'linadi:

- birinchi ilinishda shikastlanish, qolganlarida shikastlanmasligi mumkin;
- yoki ikkinchi ilinishda shikastlanish, qolganlarida yo'q;
- va nihoyat uchinchi ilinishda shikastlanish, qolganlarida yo'q.

$$A = A_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot \bar{A}_3 + \bar{A}_1 \cdot A_2 \cdot \bar{A}_3 + \bar{A}_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot A_3$$

bu yerda, A_1, A_2, A_3 – birinchi, ikkinchi va uchinchi ilinishlarda shikastlanish;

$\bar{A}_1, \bar{A}_2, \bar{A}_3$ – qarama-qarshi hodisalar.

Ehtimollarni qo'shish va ko'paytirish teoremlarni qo'llab, qarama-qarshi hodisalar xossalariidan foydalanib quyidagiga erishamiz:

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot \bar{A}_3) + P(\bar{A}_1 \cdot A_2 \cdot \bar{A}_3) + P(\bar{A}_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot A_3) = \\ &= 0,4 \cdot 0,5 \cdot 0,3 + 0,6 \cdot 0,5 \cdot 0,3 + 0,6 \cdot 0,5 \cdot 0,7 = 0,36 \end{aligned}$$

Hech bo'lmaganda kabelning bir marta shikastlanishini B hodisa ko'rinishida ko'rib chiqamiz. Yuqorida ko'rsatilgan belgilash va usullarni qo'llab B hodisani bir-biriga mos bo'lmagan variantlarini qo'shish ko'rinishida tasavvur qilishimiz mumkin.

$$B = A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 + A_1 \cdot A_2 \cdot \bar{A}_3 + A_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot A_3 + \bar{A}_1 \cdot A_2 \cdot A_3 + A_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot \bar{A}_3 + \bar{A}_1 \cdot A_2 \cdot \bar{A}_3 + \bar{A}_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot A_3$$

Endi ko'paytirish teoremasi orqali har bir variantlarning ehtimolligini topishimiz va barcha ehtimolliklarni qo'shishimiz lozim. Lekin bu usul ancha mehnat talab qiladi. Bu yerda to'g'ri B hodisadan qarama-qarshi hodisaga o'tish lozim:

$\bar{B}$ - kabellarning bittasi ham shikastlanmagan. Bundan ko'rinib turibdiki:

$$\bar{B} = \bar{A}_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot \bar{A}_3$$

Ko'paytirish teoremasi asosida:

$$P(\bar{B}) = P(\bar{A}_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot \bar{A}_3) = 0,6 \cdot 0,5 \cdot 0,3 = 0,09$$

va

$$P(B) = 1 - P(\bar{B}) = 1 - 0,09 = 0,91$$

Oxirgi misolda ehtimollar nazariyasida qarama-qarshi hodisalar maqsadga muvofiq qo'llanilishi ko'rsatilgan.

Agar qarama qarshi hodisa to'g'ri hodisaga qaraganda variantlarning kichik soniga bo'linsa, ehtimollarni hisoblashda qarama-qarshi hodisaga o'tish mumkin.

1.2.4. To'liq ehtimollik formulasi.

To'liq ehtimollik formulasi ehtimollarni qo'shish va ko'paytirish teoremalari natijasi hisoblanadi.

Bir-biriga mos bo'lmagan hodisalar to'liq guruhini tashkil qiluvchi $N_1, N_2 \dots N_n$ hodisalar bilan birgalikda biror bir A hodisa ehtimolligini aniqlash talab qilindi. Bu hodisalarni *gipotezlar* deb ataymiz.

$N_1, N_2 \dots N_n$ gipotezlari to'liq guruhni tashkil qilsa, A hodisa faqat shu gipotezlar bilan kombinatsiyada paydo bo'ladi.

$$A = H_1 A + H_2 A + \dots + H_n A$$

$N_1, N_2 \dots N_n$ gipotezlari mosmasligi uchun, $H_1 A + H_2 A + \dots + H_n A$ kombinatsiyasi ham mos bo'lmagan. Ularga ehtimollarni qo'shish teoremasini qo'llagan holda:

$$P(A) = P(H_1 A) + P(H_2 A) + \dots + P(H_n A) = \sum_{i=1}^n P(H_i A)$$

ni olamiz.

$H_1 A$ hodisaga ko'paytirish teoremasini qo'llab keyingi formulalarni olamiz:

$$P(A) = P(H_1) \cdot P\left(\frac{A}{H_1}\right) + P(H_2) \cdot P\left(\frac{A}{H_2}\right) + \dots + P(H_n) \cdot P\left(\frac{A}{H_n}\right)$$

yoki

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(H_i) \cdot P\left(\frac{A}{H_i}\right) \quad (1.14)$$

Formula (1.14) to'liq ehtimollar formulasi hisoblanadi.

Misol. Elektr uzatish liniyalari bo'ylab uch uchqunli razryadlar yuzaga keldi. Birinchi razryadning elektr uzatish liniyasiga tegish ehtimolligi 0,4 ga teng, ikkinchisidiki - 0,5, uchinchisidiki - 0,7. Chaqmoqning bir marta tegishi 0,2 ehtimollik bilan, ikki marta tegishi 0,6 ehtimollik bilan va uch marta tegishi 1,0 ehtimollik bilan elektr uzatish liniyalarini ishdan chiqaradi.

Uchqunli razryadlar tufayli elektr uzatish liniyalari ishdan chiqish ehtimolligini topish kerak.

Yechish. To'rtta gipotezalani ko'rib chiqamiz:

N_0 - elektr uzatish liniyasiga bitta ham uchqunli razryad tegmadi;

N_1 - elektr uzatish liniyasiga bitta chaqmoq tegdi;

N_2 - elektr uzatish liniyasiga ikkita chaqmoq tegdi;

N_3 - elektr uzatish liniyasiga uchta chaqmoq tegdi.

Bu gipotezalar bir nechta mos bo'lmagan variantlardan tashkil topgan keyingi hodisalarda o'ringa ega:

$$H_0 = \overline{B_1 B_2 B_3}$$

$$H_1 = \overline{B_1 B_2 B_3} + \overline{B_1 B_2 B_3} + \overline{B_1 B_2 B_3}$$

$$H_2 = B_1 B_2 B_3 + B_1 B_2 B_3 + B_1 B_2 B_3$$

$$H_3 = B_1 B_2 B_3$$

bu yerda, $B_1 B_2 B_3$ - birinchi, ikkinchi va uchunchi uchqunli razryadda elektr uzatish liniyalariga chaqmoqning tegishi.

Qo'shish, ko'paytirish teoremlari va qarama-qarshi hodisalar xususiyatidan foydalanib bu hodisalar ehtimolligini topamiz.

$$P(H_0) = 0,6 \cdot 0,5 \cdot 0,3 = 0,09$$

$$P(H_1) = 0,4 \cdot 0,5 \cdot 0,3 + 0,6 \cdot 0,5 \cdot 0,3 + 0,6 \cdot 0,5 \cdot 0,7 = 0,36$$

$$P(H_2) = 0,6 \cdot 0,5 \cdot 0,7 + 0,4 \cdot 0,5 \cdot 0,7 + 0,4 \cdot 0,5 \cdot 0,3 = 0,41$$

$$P(H_3) = 0,4 \cdot 0,5 \cdot 0,7 = 0,14$$

A hodisaning shartli ehtimolligi (elektr uzatish liniyalarining ishdan chiqishi) bu gipotezalarda teng:

$$P\left(\frac{A}{H_0}\right) = 0; \quad P\left(\frac{A}{H_1}\right) = 0,2; \quad P\left(\frac{A}{H_2}\right) = 0,6; \quad P\left(\frac{A}{H_3}\right) = 1,0;$$

Umumiy ehtimollik formulasini qabul qilib, quyidagiga erishamiz:

$$\begin{aligned} P(A) &= P(H_0) \cdot P\left(\frac{A}{H_0}\right) + P(H_1) \cdot P\left(\frac{A}{H_1}\right) + P(H_2) \cdot P\left(\frac{A}{H_2}\right) + P(H_3) \cdot P\left(\frac{A}{H_3}\right) = \\ &= 0,09 \cdot 0 + 0,36 \cdot 0,2 + 0,41 \cdot 0,6 + 0,14 \cdot 1,0 = 0,458 \end{aligned}$$

Natijalardan ko'rinib turibdiki birinchi gipotezani N_0 ko'rib chiqmasa ham bo'ladi. Chunki unga tog'ri keladigan a'zo to'liq ehtimollik formulasida 0 ga teng.

Odatda to'liq ehtimollik formulasini qo'llayotganda shunday ham qilishadi. Mos bo'lmagan gipotezalarning to'liq guruhini emas, balki ulardan sodir bo'lishi mumkin hodisalarnigina ko'rib chiqishadi.

1.2.5. Gipotezalar teoremasi (Beyes formulasi).

Ko'paytirish teoremasi va to'liq ehtimollik formulasi natijasi gepotezalar teoremasi yoki *Beyes formulasi* hisoblanadi.

Vazifa qo'yamiz.

Mosmas gipotezalarning to'liq guruhiga $N_1, N_2, \dots, N_n$ egamiz. Bu gipotezalar ehtimolligi tajribadan avval aniq va $R(N_1), R(N_2), \dots, R(N_n)$ teng. A hodisa o'ringa ega bo'lgan tajriba bajarildi. Bu hodisa paydo bo'lishi bilan gipotezalar ehtimolligini qanday o'zgartirish mumkinligi so'ralyapti?

Gap har bir gipoteza uchun shartli ehtimollikni $R(N_i/A)$ topish haqida ketyapti.

Ko'paytirish teoremasidan quyidagiga ega bo'lamiz:

$$P(A \cdot H_i) = P(A) \cdot P\left(\frac{H_i}{A}\right) = P(H_i) \cdot P\left(\frac{A}{H_i}\right)$$

bu yerda, $i=1, 2, 3, \dots, n$.

Oxirgi tenglamaning chap qismini tashlab yuboramiz:

$$P\left(\frac{H_i}{A}\right) = \frac{P(H_i) \cdot P\left(\frac{A}{H_i}\right)}{P(A)}$$

$P(A)$ ni to'liq ehtimollik formulasi (1.14) orqali ifodalaymiz:

$$P\left(\frac{H_i}{A}\right) = \frac{P(H_i) \cdot P\left(\frac{A}{H_i}\right)}{\sum_{i=1}^n P(H_i) \cdot P\left(\frac{A}{H_i}\right)} \quad (1.15)$$

Formula (1.15) *Beyes formulasi* yoki *gipotezalar teoremasi* deyiladi.

Misol. Transformator podstantsiyasini ta'minlovchi kabel ikki rejimda ishlaydi.

- a) nominal;
- b) ortiqcha yuklama bilan.

Birinchi ish rejimi ekspluatatsiya vaqtining 80%, ikkinchisi - 20% ni tashkil qiladi. Kabelning t vaqt ichida nominal rejimda ishdan chiqish ehtimolligi 0,1 ga, ikkinchisida - 0,7 ga teng.

Topping:

1. Kabelning t vaqt ichida ishdan chiqish ehtimolligi;
2. Kabel ishdan chiqdi. Birinchi rejimda ishlab turib ishdan chiqish ehtimolligi qanday?

Yechish. Ikkita gipoteza bo'lishi mumkin:

N_1 - kabelning nominal rejimdagi ishi;

N_2 - kabelning ortiqcha yuklama rejimidagi ishi.

Bu gipotezalarning tajribagacha bo'lgan ehtimolligi:

$$P(H_1) = 0,8 \qquad P(H_2) = 0,2.$$

A hodisa ehtimolligi (kabelning ishdan chiqishi) bu gipotezalarda

$$P\left(\frac{A}{H_1}\right) = 0,1 \qquad P\left(\frac{A}{H_2}\right) = 0,7.$$

ga teng.

To'liq ehtimollik formulasidan foydalanib (1.14) Kabelning t vaqt ichida ishdan chiqish ehtimolligini topamiz.

$$P(A) = P(H_1) \cdot P\left(\frac{A}{H_1}\right) + P(H_2) \cdot P\left(\frac{A}{H_2}\right) = 0,8 \cdot 0,1 + 0,2 \cdot 0,7 = 0,22$$

Birinchi rejimda ishlab turib ishdan chiqish ehtimolligini Bayes formulasi(1.15) orqali topamiz.

$$P\left(\frac{H_1}{A}\right) = \frac{P(H_1) \cdot P\left(\frac{A}{H_1}\right)}{P(H_1) \cdot P\left(\frac{A}{H_1}\right) + P(H_2) \cdot P\left(\frac{A}{H_2}\right)} = \frac{0,8 \cdot 0,1}{0,22} = 0,364$$

1.3. Tasodifiy kattaliklar va ularning taqsimlanish qonunlari.

1.3.1. Taqsimlanish qatorlari. Taqsimlanish ko'pburchagi.

Avvalroq muhim tushunchalardan biri bo'lgan tasodifiy kattaliklar tushunchasi yoritilgan edi. Endi bu tushunchaning rivoji keltiriladi va tasodifiy kattalikni yoritadigan usullar berilgan.

Tasodifiy kattaliklarni katta harflar $X, Y, Z, \dots$ bilan, ularning qabul qilish qiymatlarini kichik harflar $x, y, z, \dots$ belgilaymiz.

$x, y, z, \dots$ qiymatlarini qabul qilishi mumkin bo'lgan diskret tasodifiy hodisani X ko'rib chiqamiz. Bu qiymatlardan har biri bo'lishi mumkin, lekin aniq emas va kattalik X ularning har birini biror bir ehtimollik bilan qabul qilishi mumkin. Tajriba natijasida kattalik X mos bo'lmagan hodisalarning to'liq guruhi qiymatlaridan birini qabul qiladi:

$$\left. \begin{array}{l} X_1 = x_1 \\ X_2 = x_2 \\ \dots\dots\dots \\ X_n = x_n \end{array} \right\} \qquad (1.16)$$

Bu hodisalar ehtimolligini R harfi bilan mos keluvchi indeks orqali ifodalaymiz.

$$P(X_1 = x_1) = P_1; \quad P(X_2 = x_2) = P_2; \quad \dots\dots\dots; \quad P(X_n = x_n) = P_n.$$

Mos bo'lmagan hodisalar to'liq guruh tashkil qilganliklari sababli

$$\sum_{i=1}^n P_i = 1;$$

ya'ni tasodifiy kattalikning qabul qilishi mumkin bo'lgan barcha qiymatlari ehtimolligi yig'indisi birga teng. Bu summa ehtimollik qandaydir tarzda alohida qiymatlar orasida taqsimlangan. Agar biz ushbu taqsimotni aniqlasak, tasodifiy o'zgaruvchi ehtimollik nuqtai nazaridan to'liq tavsiflanadi, ya'ni har bir hodisaning qanday ehtimoli borligini nuqtalarda ko'rsatamiz ((1.16) formulani qarang). Bu bilan biz tasodifiy o'zgaruvchining taqsimot qonunini o'rnatamiz.

Tasodifiy kattaliklarning taqsimlanish qonuni deb, tasodifiy kattalik qabul qiladigan qiymatlar va ularga mos keladigan ehtimolliklar bilan aloqa o'rnatadigan har qanday o'zaro nisbatga aytiladi.

Taqsimlanish qonunining oddiy ko'rinishi tasodifiy kattalik qabul qiladigan qiymatlar va ularga mos keladigan ehtimolliklar kiritilgan jadval hisoblanadi:

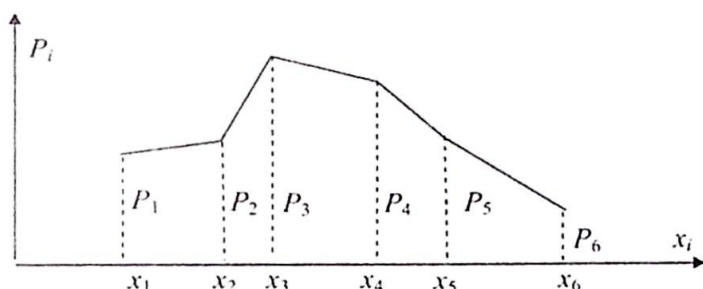
x_i	x_1	x_2		X_n
R_i	R_1	R_2		R_n

Bu jadval X tasodifiy kattalikning *taqsimlanish qatori* deyiladi. Taqsimlanish qatoriga yaqqolroq ko'rinish berish uchun uni grafik tasvirga keltirishadi. Absissa o'qida tasodifiy kattaliklar qabul qilishi mumkin bo'lgan qiymatlar qo'yiladi, ordinata o'qida esa shu qiymatlar ehtimolligi. Olingan nuqtalar to'g'ri kesmalar orqali tutashtiriladi. Bu shakl *taqsimlanish ko'pburchagi* deyiladi (1.4-rasm). Taqsimlanish ko'pburchagi taqsimlanish qatori kabi tasodifiy kattalikni tavsiflaydi. U taqsimlanish *qonuni shakllaridan biri* hisoblanadi.

1.3.2. Taqsimlanish funksiyasi.

Uzluksiz tasodifiy kattalik uchun taqsimlanish qatori mavjud emas. U diskret kattalik uchun mavjud. Lekin tasodifiy kattaliklarning qabul qilishi mumkin

bo'lgan qiymatlarining har xil qismida bir xil ehtimolli hisoblanmaydi, uzluksiz kattalik uchun «ehtimollar taqsimlanishi» mavjud (diskret kattalik ma'nosida emas).



1.4-rasm. Taqsimlanish ko'pburchagi

Bu ehtimollar taqsimlanishining miqdoriy xususiyatlar uchun $X=x$ hodisalar ehtimolligini emas, balki $X < x$ hodisa ehtimolli qo'llash qulay (biror bir o'zgaruvchi). Bu hodisa ehtimolli x ga bog'liq va x dan biror bir funksiya hisoblanadi. Bu funksiya tasodifiy kattalikning X taqsimlanish funksiyasi deyiladi va $F(x)$ deb belgilanadi:

$$F(x) = P(X < x) \quad (1.17)$$

Taqsimlanish funksiyasi $F(x)$ yana taqsimlanishning integral funksiyasi yoki taqsimlanishning integral qonuni deyiladi.

Taqsimlanish funksiyasi tasodifiy kattalikning eng universal xususiyati. U diskret va uzluksiz tasodifiy kattaliklar uchun ham mavjud. Taqsimlanish funksiyasi ehtimollik tomonidan tasodifiy kattalikni to'liq tavsiflaydi, ya'ni taqsimlanish qonuni shakllaridan biri hisoblanadi.

Taqsimlanish funksiyasining xossalari:

- taqsimlanish funksiyasi $F(x)$ o'z argumentining kamaymaydigan funksiyasi hisoblanadi, ya'ni $x_2 > x_1$ da $F(x_2) \geq F(x_1)$.

- «-» cheksizlikda taqsimlanish funksiyasi nolga teng $F(-\infty) = 0$.

- «+» cheksizlikda taqsimlanish funksiyasi birga teng $F(+\infty) = 1$.

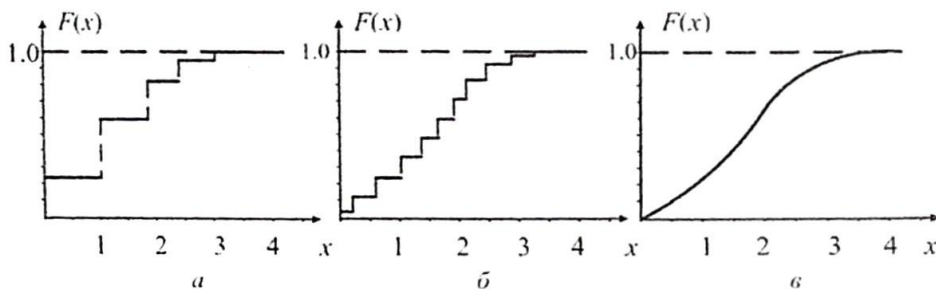
Taqsimlanish funksiyasi grafigi $F(x)$ umumiy holda kamayuvchi funksiya grafigidir. Qiymati 0 dan boshlanib 1 gacha boradi va ayrim nuqtalarda o'zgarishi mumkin.

Diskret tasodifiy kattalikning taqsimlanish qatorini bilib turgan holda uning taqsimlanish funksiyasini tuzish oson. Haqiqatdan ham

$$F(x) = P(X < x) = \sum_{x_i < x} P(X = x_i)$$

bu yerda yig'indi belgisining ostidagi $x_i < x$ tengsizlik, yig'indi x_i ning x dan kichik bo'lgan barcha qiymatlariga tarqalishini ko'rsatadi.

Har qanday diskret tasodifiy kattalikning taqsimlanish funksiyasi har doim uzuq pog'onali funksiya, sakrashlar tasodifiy kattaliklar qabul qilishi mumkin bo'lgan qiymatlar nuqtasida vujudga keladi va shu qiymatlar ehtimolligiga teng (1.5-rasm, a). Funksiyaning barcha sakrashlar yig'indisi $F(x)=1$ ga teng.



1.5-rasm. Tasodifiy kattaliklarning taqsimlanish funksiyasi.

Tasodifiy kattaliklar qabul qilishi mumkin bo'lgan qiymatlar kattalashishi va ular orasidagi intervallar kichiklashishi bilan sakrashlar soni ko'payadi, sakrashlarning o'zi kichrayadi pog'onali grafik borgan sari rovonlashadi (1.5,b-rasm). Tasodifiy kattalik borgan sari uzluksizga aylanadi va uning taqsimlanish funksiyasi esa uzluksiz funksiyaga aylanadi (1.5,v-rasm).

1.3.3. Berilgan oraliqqa tasodifiy kattalikning tegish ehtimolligi.

Amaliyotda tasodifiy kattaliklarning belgilangan chegarada (masalan α dan β gacha) qanday qiymatlar qabul qilish ehtimolligini aniqlash zarur. Bu hodisani « X tasodifiy kattalikning α dan β gacha bo'lgan oraliqqa tegishi» deb ataymiz.

(α, β) oraliqning α nuqtasini tegishli, β nuqtasini tegishli emas deb olamiz. Unda X tasodifiy kattalikning tegishi keyingi tensizlikka teng:

$$\alpha \leq X < \beta.$$

Bu hodisa ehtimolligini X kattalik taqsimlanish funksiyasi orqali ta'riflaymiz. Buning uchun uchta hodisani ko'rib chiqamiz:

A hodisa $X < \beta$;

B hodisa $X < \alpha$;

C hodisa $\alpha \leq X < \beta$.

Ehtimollarni qo'shish teoremasi orqali $A = B + C$ ekanligini hisobga olgan holda

$$P(X < \beta) = P(X < \alpha) + P(\alpha \leq X < \beta),$$

ga yoki

$$F(\beta) = F(\alpha) + P(\alpha \leq X < \beta)$$

ga egamiz, ya'ni bu yerdan

$$P(\alpha \leq X < \beta) = F(\beta) - F(\alpha) \quad (1.18)$$

ga egamiz.

ya'ni berilgan oraliqqa tasodifiy kattalikning tegish ehtimolligi shu oraliqda taqsimlanish funksiyasining ayirmasiga teng.

(α, β) oraliqni cheklamasdan $\beta \rightarrow \infty$ hisobga olgan holda kamaytiramiz. Bu chegarada oraliqqa tegish ehtimolligi o'rniga kattalik qabul qilishi mumkin bo'lgan α qiymat ehtimolligini olamiz.

$$P(X = \alpha) = \lim_{\beta \rightarrow \infty} P(\alpha \leq X < \beta) = \lim_{\beta \rightarrow \infty} [F(\beta) - F(\alpha)] \quad (1.19)$$

Bu chegara qiymati funksiya $F(x)$ ning $x = \alpha$ nuqtada uzluksizligiga yoki uzilganligiga bog'liq. $F(x)$ funksiya α nuqtada uzilgan bo'lsa unda chegara (1.18) α nuqtada funksiya $F(x)$ ning sakrash qiymatiga teng. Agar $F(x)$ funksiya α nuqtada

uzluksiz bo'lsa, unda ushbu chegara nolga teng bo'ladi. Bu yerdan keyingi holatni ta'riflash mumkin:

Uzluksiz tasodifiy kattalikning har qanday alohida qiymati ehtimolligi nolga teng. Boshqacha qilib aytganda, uzluksiz ehtimollik taqsimoti bilan kichik maydonga tegish ehtimoli noldan farq qiladi, *qat'iy belgilangan nuqtaga tegish ehtimoli esa to'liq nolga teng.*

$X = \alpha$ hodisaning ehtimoli nolga teng ekanligidan, bu hodisaning paydo bo'lmashligi umuman kuzatilmaydi, ya'ni bu hodisaning chastotasi nolga teng. Ma'lumki, ko'p sonli tajribalar bilan hodisaning chastotasi teng emas, balki faqat ehtimollikka yaqinlashadi. $X = \alpha$ hodisaning ehtimolligi nolga teng bo'lishidan faqat tajribaning cheksiz takrorlanishi bilan bu hodisa kamdan-kam hollarda paydo bo'lishi kelib chiqadi.

1.3.4. Taqsimlanish zichligi.

Uzluksiz tasodifiy kattalik X bilan taqsimlanish funksiyasi $F(x)$ ga egamiz (1.6-rasm). Uni uzluksiz va differensiyallangan deb olamiz.

Bu tasodifiy kattalikning x dan $x+\Delta x$ gacha oraliqqa tegish ehtimolligini hisoblaymiz:

$$P(x < X < x + \Delta x) = F(x + \Delta x) - F(x)$$

ya'ni taqsimlanish funksiyasining shu uchastkadagi ayirmasidir.

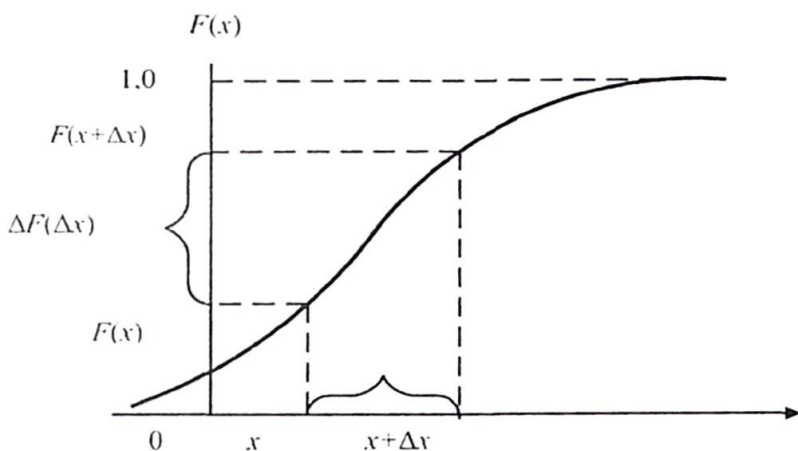
Shu ehtimollikning uchastka uzunligiga nisbatini, ya'ni shu uchastkada keladigan uzunlik birligi o'rtacha ehtimollikni ko'rib chiqamiz va Δx ni nolga yaqinlashtiramiz. Chegarada taqsimlanish funksiyasidan hosila olamiz:

$$\lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{\Delta x} = F'(x) \quad (1.20)$$

bundan

$$f(x) = F'(x) \quad (1.21)$$

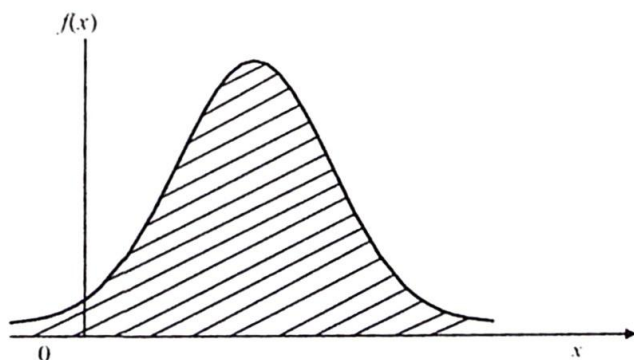
deb belgilaymiz.



1.6 – rasm. Taqsimlanish funksiyasi.

$f(x)$ funksiyasi – taqsimlanish funksiyasi $F(x)$ ning hosilasi shu nuqtada tasodifiy kattalik qiymatlari taqsimlanadigan zichlik ma'nosida xarakterlanadi. Bu funksiya *taqsimlanish zichligi* yoki boshqacha uzluksiz tasodifiy kattalik X *ehtimolligining zichligi* deyiladi. Ayrim hollarda $f(x)$ funksiyani X kattalikning “*differensial taqsimlanish funksiyasi*” yoki “*differensial taqsimlanish qonuni*” deyiladi.

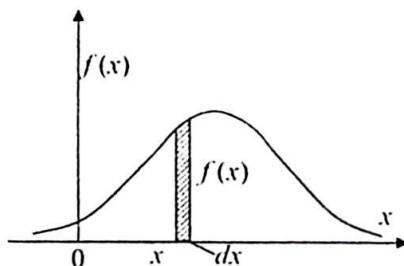
Tasodifiy kattalikning taqsimlanish zichligini ko'rsatuvchi egri chiziq *taqsimlanish egri chizig'i* deyiladi (rasm 1.7).



1.7 – rasm. Taqsimlanish egri chizig'i.

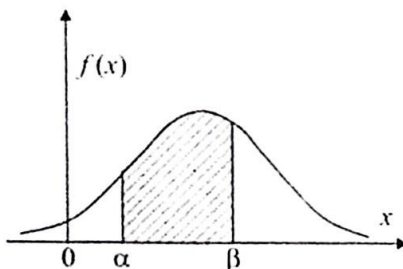
Taqsimlanish zichligi, xuddi taqsimlanish funksiyasidek taqsimlanish qonuni shakllaridan biridir. Lekin bu shakl taqsimlanish funksiyasiga qaraganda universal hisoblanmaydi: u faqat uzluksiz tasodifiy kattaliklar uchun mavjud.

x nuqtada kesishuvchi $f(x)$ taqsimlanish zichligi va dx elementar uchastka bilan uzluksiz x tasodifiy kattalikni ko'rib chiqamiz (rasm 1.8).



1.8 – rasm. dx uchastkada $f(x)$ taqsimlanish zichligi bilan uzluksiz tasodifiy kattalik

Shu elementar uchastkada X tasodifiy kattalikning tegish ehtimolligi $f(x)dx$ ga teng. $f(x)dx$ qiymati *ehtimollik elementi* deyiladi. Geometrik jihatdan bu dx kesmaga tayanadigan elementar to'g'ri to'rtburchak yuzasi hisoblanadi (1.8-rasm).



1.9 - rasm. α dan β gacha bo'lgan kesmada tasodifiy kattalikning tegish ehtimolligi

X kattalikning tegish ehtimolligini α dan β gacha bo'lgan kesmada taqsimlanish zichligi orqali ifoda etamiz (1.9-rasmga qarang). Ko'rinib turibdiki, u shu uchastkadagi barcha ehtimolliklar elementlari yig'indisiga, ya'ni integraliga teng:

$$P(\alpha < X < \beta) = \int_{\alpha}^{\beta} f(x)dx \quad (1.22)$$

Uzlusiz tasodifiy kattalikning har qanday alohida olingan qiymati ehtimolligi nolga tengligi sababli (1.22) formulada (α, β) kesmasining chap oxirini qo'shmasdan, ya'ni tenglik belgisini $\alpha \leq X < \beta$ dan olib tashlab ko'rib chiqish mumkin.

Geometrik jihatdan (α, β) uchastkada X kattalikning tegish ehtimolligi taqsimlanish egri chizig'i bilan chegaralangan yuzaga teng (1.9-rasmga qarang).

Taqsimlanish funksiyasini zichlik orqali ifodalaymiz. Ta'rifdan ko'rinib turibdiki

$$F(x) = P(X < x) = P(-\infty < X < x),$$

bu yerda (1.22) formuladan keyingi formulaga ega bo'lamiz:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx \quad (1.23)$$

Geometrik jihatdan $F(x)$ x nuqtasidan chaproqda yotgan θx o'qi va taqsimlanish egri chizig'idan hosil bo'lgan yuzadan boshqa narsa emas. Shaklning barcha yuzasi birga teng. Shuning uchun, agar $f(x)$ funksiyada murakkab va integral olish qiyin bo'lsa, amaliy maqsadlar uchun yuzani, yoki tasodifiy kattalikning tegish ehtimolligini biror bir uchastkada grafik orqali aniqlash mumkin.

(1.21) va (1.23) formulalar integral va differensial taqsimlanish funksiyalari orasida aloqa o'rnatadi.

Tasodifiy kattaliklar asosiy xarakteristikalarining – taqsimlanish funksiyasi va taqsimlanish zichligining o'lchamlarini aniqlab olamiz. Taqsimlanish funksiyasi $F(x)$ xuddi har xil ehtimolliklar kabi o'lchamsiz kattalik hisoblanadi. Taqsimlanish zichligi $f(x)$ o'lchamliligi (1.20) formuladan ko'rinib turganidek, tasodifiy kattalik o'lchamliligiga teskari.

Shunday qilib, to'liq taqsimlanish qonuni ehtimollik nuqtai nazaridan tasodifiy kattalikni turlicha ta'riflovchi:

- diskret tasodifiy kattalik uchun:

a) taqsimlanish funksiyasi;

b) taqsimlanish qatori;

v) taqsimlanish ko'pburchagi.

- uzluksiz kattalik uchun:

a) taqsimlanish funksiyasi;

b) taqsimlanish zichligi;

v) taqsimlanish egri chizig'i hisoblanadi.

Misol. Uzluksiz tasodifiy kattalikning taqsimlanish funksiyasi keyingi ko'rinishda berilgan:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{npu } x \leq 0, \\ \alpha x^2 & \text{npu } 0 < x \leq 1, \\ 1 & \text{npu } x > 1. \end{cases}$$

bundan:

a) α koeffitsientini topish;

b) taqsimlanish zichligi $f(x)$ topish;

v) 0,25 dan 0,5 gacha bo'lgan uchastkada X kattalikning tegish ehtimolligini topish talab qilinadi.

Yechish.

a) X kattalikning taqsimlanish funksiyasi uzluksizligi uchun, $x=1$ da $\alpha x^2=1$, bu yerdan $\alpha=1$

b) X kattalikning taqsimlanish zichligi keyingi formula orqali ifodalanadi

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{npu } x \leq 0, \\ 2x & \text{npu } 0 < x \leq 1, \\ 0 & \text{npu } x > 1. \end{cases}$$

v) (1.18) formula bo'yicha

$$P(0,25 < X < 0,5) = F(0,5) - F(0,25) = 0,5^2 - 0,25^2 = 0,1875.$$

ga ega bo'lamiz.

1.3.5. Tasodifiy kattaliklarning sonli xarakteristikalari.

Yuqorida ko'rsatilgan har bir taqsimlanish qonuni o'zi bilan biror bir funksiyani ko'rsatadi va shu funksiya ko'rsatmasi ehtimollik nuqtai nazaridan to'liq tasodifiy kattalikni ta'riflaydi. Lekin bunday funksiyani amaliyotda har doim ham olish oson emas (ko'p sonli tajribalar va ma'lumotlarga ishlov berishni o'tkazish lozim va boshqalar).

Lekin amaliyotning ko'plab savollarida tasodifiy kattalikni turli tarzda to'liq xarakterlashga zaruriyat yo'q. Faqat tasodifiy kattalik *taqsimlanishining muhim tomonlarini xarakterlaydigan* biror bir darajadagi alohida sonli parametrlarni ko'rsatish yetarli bo'ladi. Taqsimlanishning muhimroq taraflarini kichraytirilgan shaklda ifodalangan bunday xarakteristikalar, tasodifiy kattalikning *sonli xarakteristikasi* deyiladi.

Sonli xarakteristikalar yordamida ko'plab ehtimolli masalalar yechimi osonlashadi. Ko'pincha taqsimlanish qonunlari chetda qoldirib va birgina sonli xarakteristikaga tayanib masalani oxirigacha yechish amalga oshiriladi.

Ehtimollar nazariyasida va matematik statistikada ko'p miqdorda turli vazifalarga va qo'llanish o'rniga ega har xil sonli xarakteristikalar qo'llaniladi. Kelasida ularning ayrimlarini, ko'proq qo'llaniladiganlarini ko'rib chiqamiz.

1.3.6. Holat xarakteristikalari.

Avval sonli o'qda tasodifiy kattalikning holatini xarakterlovchi, ya'ni biror bir o'rtacha mo'ljallangan qiymat oldida guruhlovchi tasodifiy kattalikning mumkin bo'lgan qiymatlari xarakteristikalarini ko'rib chiqamiz.

Tasodifiy kattalikning o'rtacha qiymati, uning "vakili" sifatida va uning mo'ljalli hisoblashda almashinuvchisi hisoblangan biror bir sonidir. "O'rtacha yuklamasi 200 A ga teng bo'lgan shina o'tkazgichi" haqida gapiradigan bo'lsak, uning sonli o'qda joylashgan o'rnini, ya'ni "holat xarakteristikasini" ko'rsatuvchi tasodifiy kattalikning aniq sonli xarakteristikasini ko'rsatamiz.

Holat xarakteristikalaridan ko'pincha tasodifiy kattalikning *o'rtacha qiymati* deb ataluvchi tasodifiy kattalikning *matematik kutilishi* muhim rol o'ynaydi.

$R_1, R_2, R_3, \dots, R_n$ ehtimolliklar bilan $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ qiymatlarga ega X diskret tasodifiy kattalikni ko'rib chiqamiz. Bu qiymatlar turli ehtimolliklarga ega deb hisoblagan holda absissa o'qida tasodifiy kattalik qiymatini biror bir holat soni bilan xarakterlash talab qilinadi. Shu maqsadda x_i qiymatlaridan "o'rtacha o'lchanuvchi" deb nomlanuvchini qo'llash tabiiy, x_i ning har bir qiymati o'rtachalashtirilayotganda shu qiymat ehtimolligiga proporsional "og'irligi" bilan hisobga olinishi kerak. Shu tarzda biz X tasodifiy kattalikning o'rtacha qiymatini $M[X]$ deb belgilangan holda hisoblaymiz:

$$M[X] = \frac{x_1 P_1 + x_2 P_2 + \dots + x_n P_n}{P_1 + P_2 + \dots + P_n} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i P_i}{\sum_{i=1}^n P_i},$$

yoki $\sum_{i=1}^n P_i = 1$ ga tengligini hisobga olgan holda

$$M[X] = \sum_{i=1}^n x_i P_i \quad (1.24)$$

Bu o'rtacha o'lchangan qiymat tasodifiy kattalikning matematik kutilishi deb aytiladi. Boshqacha qilib aytganda: *tasodifiy kattalikning barcha mumkin bo'lgan qiymatlarning shu qiymatlar ehtimolligiga ko'paytmalari yig'indisiga diskret tasodifiy kattalikning matematik kutilishi deyiladi.*

X tasodifiy kattalikning matematik kutilishi o'ziga xos ravishda ko'p sonli tajribalarda tasodifiy kattalikning statik qiymatlari *o'rtacha arifmetigi* bilan bog'liq. Bu bog'liqlik chastota va ehtimollik orasidagi bog'liqlik bilan bir xil. Ko'p sonli tajribalarda tasodifiy kattalikning statik qiymatlari o'rtacha arifmetigi uning matematik kutilishiga yaqinlashadi.

(1.24) formula matematik kutilish uchun diskret tasodifiy kattalikka mos keladi. X uzluksiz kattalik uchun matematik kutilish, tabiiyki yig'indi bilan emas balki integral bilan ifodalanadi.

$$M[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx \quad (1.25)$$

bu yerda: $f(x)$ – X kattalikning taqsimlanish zichligi.

(1.25) formula (1.24) formuladan olinadi, agar unda alohida x_i qiymatini uzluksiz o'zgaruvchi x parametri bilan almashtirsak, mos keluvchi ehtimollik P_i ni – ehtimollik elementi $f(x)dx$ bilan, oxirgi yig'indini integral bilan almashtiramiz.

Ko'pincha $M[X]$ qiymati formulaga aniq son bo'lib kiradi va uni bir harf bilan belgilash qulay. Bu hollarda X kattalikning matematik kutilishini m_x orqali belgilaymiz.

$$m_x = M[X]$$

Bu belgilanishlar matematik kutilishlar uchun parallel ravishda, formula qulay yozilishiga bog'liq holda qo'llaniladi.

Shu xarakteristikalarining amaliy hisoblash formulalarini ko'rsatuvchi matematik kutilish funksiyasi haqidagi teoremlar qatorini ifodalaymiz:

Tasodifiy bo'lmagan kattalikning matematik kutilishi. Agar c tasodifiy bo'lmagan kattalik bo'lsa, unda

$$M[c] = c.$$

Tasodifiy bo'lmagan kattalikni matematik kutilish belgisi oldiga chiqarish. Agar c tasodifiy bo'lmagan kattalik va X esa tasodifiy bo'lsa, unda

$$M[c \cdot X] = c \cdot M[X],$$

ya'ni tasodifiy bo'lmagan kattalikni matematik kutilish belgisi oldiga chiqarish mumkin.

Tasodifiy kattalik yig'indisining matematik kutilishi:

$$M\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n M[X_i],$$

ya'ni bir nechta tasodifiy kattalik yig'indisining matematik yig'indisi ularning matematik kutilish yig'indisiga teng.

Tasodifiy kattalik ko'paytmasining matematik kutilishi:

$$M\left[\prod_{i=1}^n X_i\right] = \prod_{i=1}^n M[X_i]$$

ya'ni bir-biriga bog'liq emas tasodifiy kattalik ko'paytmasining matematik yig'indisi ularning matematik kutilish ko'paytmasiga teng.

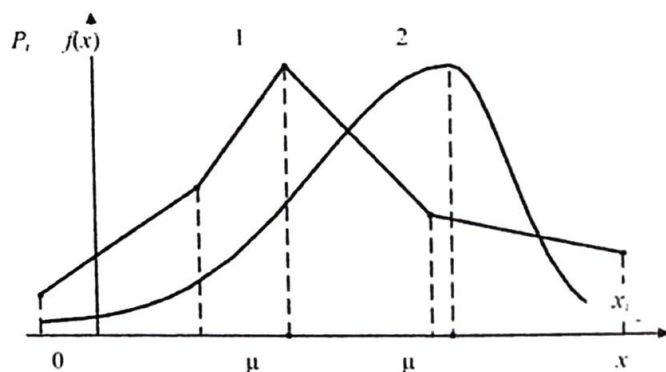
Tasodifiy kattalik funksiyasining matematik kutilishi:

$$M[\varphi(x)] = \sum_{i=1}^n \varphi(x_i) P_i,$$

mos ravishda diskret va uzluksiz kattaliklar uchun

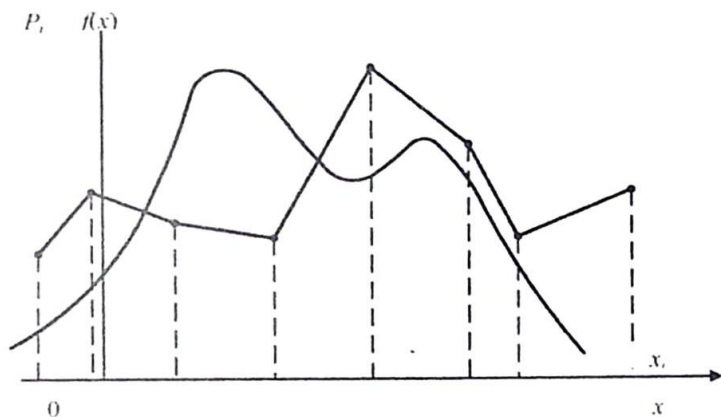
$$M[\varphi(x)] = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x) f(x) dx$$

Asosiy holat xarakteristiklari matematik kutilishdan tashqari, ayrim hollarda boshqa holat xarakteristiklari tasodifiy kattalikning *moda* va *medianasi* qo'llanadi.



1.10-rasm. Diskret (1 - egri chiziq) va uzluksiz (2 - egri chiziq) tasodifiy kattaliklar modasi.

Diskret tasodifiy kattalik *modasi* deb, uning ehtimolligi ko'proq bo'lgan qiymatga aytiladi.

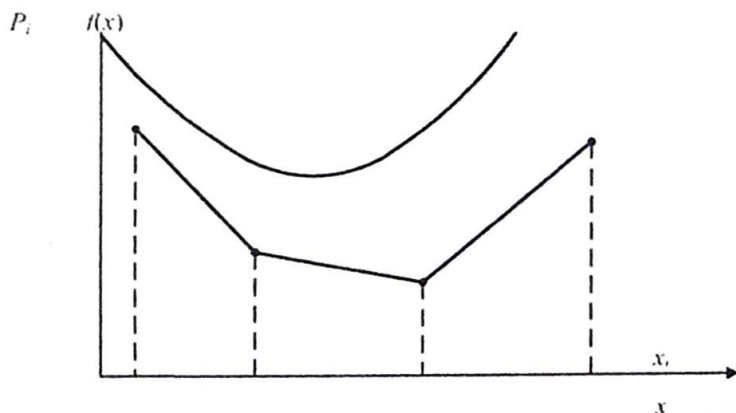


1.11-rasm. Polimodal taqsimlanish

Uzlüksiz kattalik uchun esa, ehtimollik zichligi maksimal bo'lgan qiymat moda hisoblanadi (1.10-rasm). Modani μ harfi bilan belgilashadi.

Agar taqsimlanish ko'pburchagi yoki taqsimlanish egri chizig'i bitta maksimumga ega bo'lsa, taqsimlanish "polimodal" deyiladi (1.11-rasm).

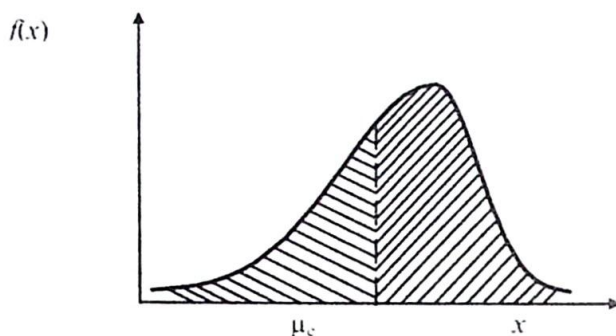
O'rtasida maksimum emas balki minimumga ega taqsimlanishlar uchraydi (1.12-rasm). Bunday taqsimlanishlar "antimodal" deyiladi.



1.12-rasm. Antimodal taqsimlanish

X tasodifiy kattalikning medianasi deb uning shunday $R(X < \mu_e) = R(X > \mu_e)$ sharti bajariladigan μ_e qiymatiga aytiladi. Ya'ni tasodifiy kattalik μ_e dan katta yoki

kichik bo'lgan bir xil ehtimollikka ega bo'ladi. Geometrik jihatdan mediana - bu ikkiga bo'lingan taqsimlanish egri chizig'i bilan chegaralangan yuzasining absissa nuqtasi (1.13-rasm).



1.13-rasm. Tasodifiy kattalik medianasi.

1.3.7. Momentlar. Dispersiya. O'rtacha kvadratik og'ish.

Tasodifiy kattalikning holat xarakteristikasidan tashqari yana bir qator xarakteristikalar mavjud. Bunday xarakteristikalar sifatida ko'pincha momentlar qo'llaniladi. Amaliyotda ko'proq ikki turdagi momentlar tarqalgan: boshlang'ich va markaziy.

X diskret tasodifiy kattalikning k tartibdagi boshlang'ich momenti deb keyingi ko'rinishda bo'lgan yig'indiga aytiladi:

$$\alpha_k[X] = \sum_{i=1}^n x_i^k P_i \quad (1.26)$$

X uzluksiz tasodifiy kattalik uchun k tartibdagi boshlang'ich momenti deb keyingi ko'rinishda bo'lgan integralga aytiladi:

$$\alpha_k[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x^k f(x) dx \quad (1.27)$$

(1.26) va (1.27) formulalardan, avvalroq kiritilgan asosiy holat xarakteristikasi – matematik kutilish, o'zi bilan X tasodifiy kattalikning birinchi boshlang'ich momentini ko'rsatishi haqida ishonch hosil qilishimiz qiyin emas.

Matematik kutilish formulasidan foydalanib, ikki oxirgi formulalarni birlashtirishimiz va uzluksiz, hamda diskret kattaliklar uchun adolatli bo'lgan k tartibdagi boshlang'ich momentlarining umumiy ta'rifni yozishimiz mumkin:

$$\alpha_k[x] = M[x^k] \quad (1.28)$$

ya'ni X tasodifiy kattalikning k tartibdagi boshlang'ich momenti deb shu tasodifiy kattalikning k darajadagi matematik kutilishiga aytiladi.

Markaziy momentga ta'rif berishdan avval, "markaziylashtirilgan tasodifiy kattalik" tushunchasini kiritamiz.

m_x matematik kutilish bilan X tasodifiy kattalik berilgan. Mos keluvchi X kattalik markaziylashtirilgan tasodifiy kattalik deb X tasodifiy kattalikning uning matematik kutilishidan og'ishiga aytiladi.

$$X^0 = X - m_x \quad (1.29)$$

Markaziylashtirilgan tasodifiy kattalikni mos keluvchi tasodifiy kattalikning harfi, faqat tepasida "0" bilan belgilash qabul qilingan.

Markaziylashtirilgan tasodifiy kattalikning matematik kutilishi nolga tengligiga ishonch hosil qilish oson. Haqiqatdan ham diskret kattalik uchun:

$$M[X^0] = M[X - m_x] = \sum_{i=1}^n (x_i - m_x) P_i = \sum_{i=1}^n x_i P_i - m_x \sum_{i=1}^n P_i = m_x - m_x = 0$$

ga teng.

Shu tarzda uzluksiz kattalik uchun ham yozish mumkin.

Tasodifiy kattalikni markaziylashtirish koordinata boshini, matematik kutilishga teng bo'lgan o'rtacha "markaziy" absissa nuqtasiga ko'chirish bilan teng kuchli.

Markaziylashtirilgan tasodifiy kattalikning momentlari markaziy momentlar nomini olib yuradi. Ular mexnikadagi og'irlik markazi bilan bir xil.

Shunday qilib, X tasodifiy kattalikning k tartibdagi markaziy momenti deb markaziylashtirilgan tasodifiy kattalikka mos keluvchi k darajadagi matematik kutilishga aytiladi:

$$\mu_k[X] = M \left[X^k \right] = M \left[(X - m_x)^k \right] \quad (1.30)$$

Diskret tasodifiy kattalik uchun k markaziy moment keyingi yig'indi ko'rinishida bo'ladi:

$$\mu_k = \sum_{i=1}^n (x_i - m_x)^k P_i \quad (1.31)$$

uzluksiz integral uchun:

$$\mu_k = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x)^k f(x) dx \quad (1.32)$$

bo'ladi.

Oson bo'lishi uchun kelgusida $\alpha_k[X]$ va $\mu_k[X]$ o'rniga α_k va μ_k yozamiz.

Markaziy lashtirilgan tasodifiy kattalikning matematik kutilishi har doim nolga teng bo'lganligi sababli har qanday tasodifiy kattalik uchun 1-tartibdagi markaziy moment nolga teng:

$$\mu_1 = M \left[X \right] = M \left[X - m_x \right] = m_x - m_x = 0$$

Ko'p uchraydigan turli tartibdagi markaziy va boshlang'ich momentlarni bog'lovchi ayrim misollarni keltiramiz.

$$\left. \begin{aligned} \mu_1 &= 0, \\ \mu_2 &= \alpha_2 - m_x^2, \\ \mu_3 &= \alpha_3 - 3\alpha_2 m_x - 2m_x^3. \end{aligned} \right\} \quad (1.33)$$

Barcha momentlardan tasodifiy kattalik xarakteristikalari sifatida ko'pincha 1-boshlang'ich momenti $m_x = \alpha_1$ va ikkinchi markaziy moment μ_2 qo'llaniladi.

Ikkinchi markaziy moment tasodifiy kattalikning *dispersiyasi* deyiladi. Unga boshqa momentlar orasida $D[X]$ maxsus belgisini kiritamiz:

$$\mu_2 = D[x]$$

Markaziy moment ta'rifiga muvofiq

$$D[X] = M \left[X^2 \right] \quad (1.34)$$

ya'ni X tasodifiy kattalik dispersiyasi deb markaziy lashtirilgan kattalikka mos keluvchi kvadratning matematik kutilishiga aytiladi.

(1.34) formulada $\bar{X}$ qiymatini (1.29) formuladagidek almashtirsak keyingi formulaga ega bo'lamiz:

$$D[X] = M[(X - m_x)^2]$$

Dispersiyani hisoblash uchun keyingi formulalar qo'llaniladi:

$$D[X] = \sum_{i=1}^n (X - m_x)^2 P_i \quad (1.35)$$

$$D[X] = \int_{-\infty}^{\infty} (X - m_x)^2 f(x) dx \quad (1.36)$$

- mos ravishda diskret va uzluksiz kattaliklar uchun.

Tasodifiy kattalikning dispersiyasi matematik kutilish oldidagi tasodifiy kattalik qiymatlarining tarqalish xarakteristikasi hisoblanadi.

Tasodifiy kattalikning dispersiyasi tasodifiy kattalikning kvadrati o'lchamligiga ega. Tarqalish xarakteristikasi uchun tasodifiy kattalikning o'lchamliligi bilan mos tushuvchi qiymatdan foydalanish qulayroq. Buning uchun dispersiyadan kvadrat ildiz olinadi. Olingan kattalik X tasodifiy kattalikning o'rtacha kvadratik og'ishi deyiladi. U $\sigma[X]$ deb belgilanadi:

$$\sigma[x] = \sqrt{D[x]} \quad (1.37)$$

Yozuvlarni qisqartirish uchun ko'pincha o'rtacha kvadratik og'ish va dispersiyaning qisqartirilgan belgilanishi qo'llaniladi: σ_x va D_x . Bu xarakteristikalar qaysi tasodifiy kattalikka kirishi shubha uyg'otmagan taqdirda σ va D deb yozishadi.

Amaliyotda ko'pincha tasodifiy kattalik dispersiyasini uning ikkinchi o'shlang'ich momenti orqali ifodalovchi formula qo'llaniladi ((1.33) formulaning ikkinchi qismi). Yangi belgilanishda keyingi ko'rinishda bo'ladi:

$$D_x = \alpha_2 - m_x^2 \quad (1.38)$$

Matematik kutilish m_x va dispersiya D_x (yoki o'rtacha kvadratik og'ish σ_x) - tasodifiy xarakteristikalaridan ko'pincha foydalanuvchilari. Ular

taqsimlanishlarning asosiy tomonlarini xarakterlaydi: uning holati va tarqalganlik darajasi.

Funksiyalar dispersiyasi haqidagi teoremlar qatorini keltiramiz.

Tasodifiy bo'lmagan kattalik dispersiyasi: Agar c - tasodifiy bo'lmagan kattalik bo'lsa,

$$D[c] = 0.$$

Tasodifiy bo'lmagan kattalikni dispersiya belgisidan chiqarish. Agar c - tasodifiy bo'lmagan kattalik, X - tasodifiy bo'lsa, unda

$$D[cX] = c^2 D[X]$$

ya'ni tasodifiy kattalikni kvadratga ko'targan holda dispersiya belgisidan chiqarish mumkin.

Tasodifiy kattaliklarning dispersiya summasi. Ikki tasodifiy kattalik yig'indisining dispersiyasi, dispersiyalar yig'indisi va korrelyatsion momentlar qo'shilganligiga teng:

$$D[X + Y] = D[X] + D[Y] + 2K_{xy}$$

Agar tizimga kiruvchi barcha ($X_1, X_2, \dots, X_n$) tasodifiy kattaliklar korrelyatsiyalanmagan bo'lsa, (ya'ni $i \neq j$ da $K_{ij} = 0$) yuqorida ko'rsatilgan formula keyingi ko'rinishni oladi:

$$D\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n D[X_i],$$

ya'ni korrelyatsiyalanmagan tasodifiy kattalikning dispersiyasi qo'shiluvchi dispersiyalar yig'indisiga teng. Bu holat dispersiyalarni qo'shish teoremasi nomini olgan.

Bir-biriga bog'liq bo'lmagan tasodifiy kattalik ko'paytmasining dispersiyasi. Agar X va Y tasodifiy kattaliklar bir-biriga bog'liq bo'lmasa, unda

$$D[XY] = [D[X] + m_x^2] \cdot [D[Y] + m_y^2] - m_x^2 m_y^2$$

Bu formulaga bir necha marta ishlov berganimizdan so'ng keyingi ko'rinishga ega bo'ldi:

$$D[XY] = D[X] \cdot D[Y] + m_x^2 D[Y] + m_y^2 D[X]$$

Aniq masala bilan bog'liqlikda ayrim hollarda birinchi ayrimlarida esa ikkinchi formuladan foydalanish qulay.

Tasodifiy kattalik funksiyasining dispersiyasi

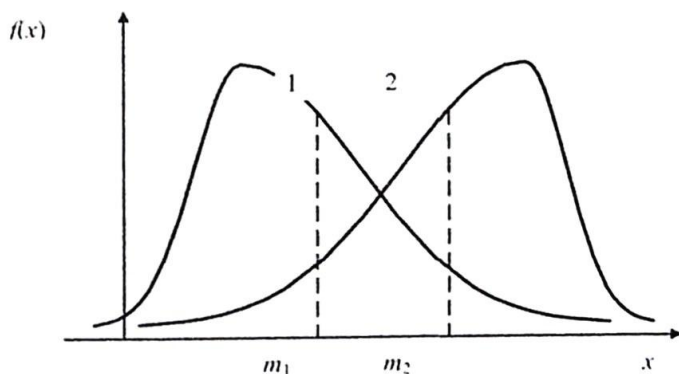
$$D[\varphi(x)] = \int_{-\infty}^{\infty} \{\varphi(x) - M[\varphi(x)]\}^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} [\varphi(x)^2] f(x) dx - M^2[\varphi(x)]$$

Taqsimlanishni to'liq yoritish uchun tarqalganlik darajasidagi holat xarakteristikasidan tashqari yuqori tartibdagi momentlar qo'llaniladi.

Uchinchi markaziy moment *asimmetrik taqsimlanish* xarakteristikasi uchun xizmat qiladi. U tasodifiy kattalikning kub o'lchamligiga ega. O'lchamsiz xarakteristikani olish uchun uchinchi momentni o'rtacha kvadratik og'ishining kubiga bo'lamiz. Olingan qiymat asimmetriya koeffitsienti yoki asimmetriya nomiga ega. Bu koeffitsient S_k kabi belgilanadi:

$$S_k = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

1.14-rasmda ikki asimmetrik taqsimlanish ko'rsatilgan. Ulardan biri (1-egri chiziq) musbat asimmetriyaga ega ($S_k > 0$), ikkinchisi (2-egri chiziq) manfiy asimmetriyaga ega ($S_k < 0$).



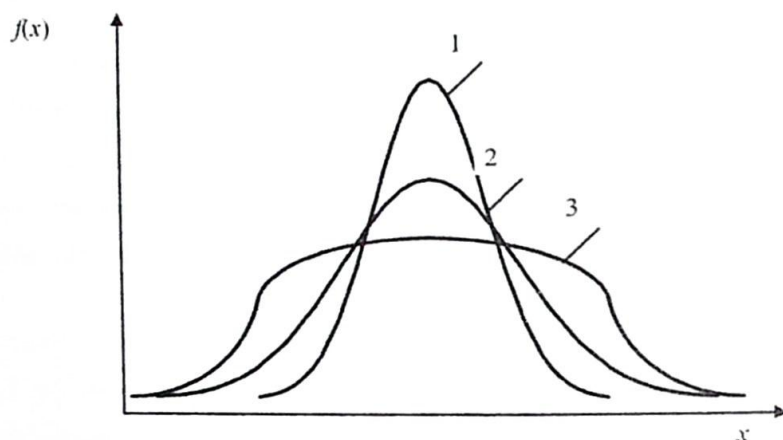
1.14-rasm. Asimmetriya turlari.

To'rtinchi markaziy moment "tikkali" (ya'ni taqsimlanishning uchli cho'qqiligi va yassi cho'qqiligi) xarakteristikasi uchun xizmat qiladi.

Taqsimlanishning bu xossasi eksness yordamida ta'riflanadi. X tasodifiy kattalikning eksnessi deb,

$$E_x = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3$$

qiymatga aytiladi.



1.15-rasm. Eksness turlari.

$\frac{\mu_4}{\sigma^4}$ nisbatidan 3 sonining ayrilishi sababi normal taqsimlanish qonuni $\frac{\mu_4}{\sigma^4} = 3$ ga teng ekanligidadir. Shunday qilib normal taqsimlanish uchun (1.15-rasmning 2-egri chizig'i) eksness nolga teng ($E_x = 0$). Uchliroq cho'qqili egri chiziq normal taqsimlanish uchun (1.15-rasmning 1-egri chizig'i) ga qaraganda musbat eksnessga ega ($E_x > 0$). Yassi cho'qqiroq egri chizig'i (1.15-rasmning 3-egri chizig'i) manfiy eksness ($E_x < 0$) ga egadir.

II. ISHONCHLILIKNING ASOSIY TUSHUNCHALARI VA XARAKTERISTIKALARI.

Ekspluatatsiya vaqtida har xil obyektlarning samaradorligini oshirish metodlarini o'rganish va targ'ib qilish, hamda ishonchlilikning miqdoriy xarakteristikalarini, ularning iqtisodiy ko'rsatkichlar bilan bog'liqligini aniqlash va o'rganish ishonchlilik nazariyasining asosiy vazifalari hisoblanadi. Ishonchlilikni oshirishning ikki yo'nalishi mavjud: ko'rib chiqilayotgan obyekt elementlarining ishonchliligini oshirish va har xil zahiralash usullarini qo'llab nisbatan ishonchsizroq elementlardan yuqori darajali obyekt tuzish. Ishonchlilikni oshirishda maksimal samaradorlikka bu ikki yo'nalishni qo'shgan holda erishish mumkin.

«Ishonchlilik» tushunchasi, inson faoliyatining barcha doiralarida qo'llanadi (ilmiy izlanishlar, texnika, tibbiyot va boshqalar). Lekin ularning amaliy yechimini va ayrim hollarda ularning ma'nosini boshqa ayrim tushunchalarning aniq ifodalarisiz yoritib bo'lmaydi. Shuning uchun ishonchlilikni texnik va elektr energetik tizimlarini tuzish, ekspluatatsiyasida yuzaga keladigan muammolarini yechishda qo'llanadigan ishonchlilikning xarakteristikalari va tushunchalarini ko'rib chiqishdan boshlab, o'rganish maqsadga muvofiq.

2.1. Asosiy tushunchalar va ta'riflar.

Tizim, element, obyekt. Tizim deganda berilgan funksiyalarning mustaqil bajaradigan o'zaro bog'liq qurilmalar yig'indisi tushiniladi. Misol uchun, iste'molchilarni elektr energiya bilan ta'minlovchi, elektr energiya ishlab chiqarish, o'zgartirish va taqsimlash uchun birlashgan o'zaro bog'liq yuklamalar tugunlari, elektr tarmog'i va elektr stansiyalarini elektr energetik tizimi tushuniladi.

Tizimda muayyan vazifani mustaqil bajara oladigan, qurilmalardan tashkil topgan tizimning mustaqil qismi elementlar deyiladi (masalan, transformator, generator, elektr uzatish liniyalari).

Tizimlarni elementlarga bo'lish shartli jarayon va aniq vazifani yechimini ko'rib chiqish qulay bo'lgan darajada bajariladi. Masalan, stansiyadagi generator

va transformator alohida elementlar, lekin ayrim hollarda ularni bir elementga birlashtirish qulay. Tizimlarni elementlarga bo'lish shartliligi o'z o'rnida har qanday elementni tizim sifatida ko'rib chiqilishi ham mumkin. Masalan, elektr uzatish liniyalari simlardan, izolyatorlardan, tayanchlardan, poydevor va boshqalardan tashkil topgan.

Shu munosabat bilan, elementlar va tizimlarning ko'plab xususiyatlari va xarakteristikalarini hisobga olgan holda, faqat tizimlarga yoki faqat elementlarga xos xususiyatlarni ta'kidlashning hojati bo'lmagan hollarda, biz obyektlar haqida gaplashamiz. Shuning uchun element va tizimlarni obyektlar deb ham ataymiz.

Ishonchlilik pozitsiyasidan obyektida sodir bo'ladigan jarayonlar. Avval aytilganidek tizim yoki element aniq bir vazifani bajaradi. Agar bu vazifalarning bir qismini yoki to'liq bajara olish qobiliyati yo'qolsa, bu hodisa *inkorlilik* deyiladi.

Inkorlilikning bu ta'rifi sifatli hisoblanadi. Inkorlilikning alomatlari nima va ish bajara olish qobiliyatini yo'qotish nima degan savollar tug'iladi. Obyektning ish bajara olish holati ruxsatnoma tomonidan berilgan parametrlar, xarakteristika va ularning o'zgara olish chegaralari bilan aniqlanadi. Hech bo'lmaganda ruxsatnomada belgilangan parametrning biri ishdan chiqsa, *ish bajara olish holatini buzilishi* deyiladi. Ish bajara olish holatining buzilishini belgilab beradigan belgilar *inkorlik alomatlari* hisoblanadi. Masalan, kuchlanish parametrlarining belgilangan chegaralardan tashqariga chiqishi ($\Delta f_{\text{dop}\pm}$; $\Delta U_{\text{dop}\pm}$) ES ning ishdan chiqishini bildiradi.

Inkorliklar o'z o'rnida keyingi turlarga klassifikatsiyalanadi:

- to'liq va qisman (ish bajara olish holatining qisman buzilishi);
- to'satdan va asta-sekin (obyektlarning bir yoki bir nechta parametrlarining berilgan chegaradan chiqishi va asta-sekin o'zgarishi bilan xarakterlanadi);
- bog'liq va mustaqil (boshqa obyektlar inkorligidan bog'liq);
- barqaror va adashishlar (qisqa vaqtga ish bajara olish holatining buzilishiga olib keluvchi o'zi bartaraf qilinadigan inkorliklar).

Ishlash va bajarilish tabiatiga qarab obyektlar *qayta tiklanuvchan* va *tiklanmas* bo'lishi mumkin. Agar inkorlik vujudga kelib u ta'mir yoki texnik xizmat orqali tiklansa, bu obyekt *qayta tiklanuvchan* hisoblanadi. Agar inkorlik vujudga kelib u tiklanmasa, bu obyekt *qayta tiklanmas* hisoblanadi.

Qayta tiklanuvchan obyektlarning uzoq vaqt ishlashi inkorliklar va tiklanishlar oqimi ko'rinishida berilishi mumkin.

Inkorliklar oqimi *xossalalar qatoriga* ega. Oqim agar bir vaqtning o'zida ikki yoki undan ortiq inkorliklarning vujudga kelish ehtimolligi kichik bo'lsa (nolga yaqin), *ordinar* deyiladi. Inkorliklar oqimi k inkorliklar ($t, t+\Delta t$) vaqt oralig'ida vujudga kelish ehtimolligi faqat Δt ga bog'liq bo'lsa, *ko'chmas* deyiladi. Inkorlik oqimi agar har qanday vaqt oralig'idan birida vujudga keluvchi hodisalar soni boshqalarida vujudga keluvchi hodisalar sonidan bog'liq bo'lmasa, *natijasiz oqim* deyiladi. Natijasiz ordinar oqim, *puasson oqimi* deyiladi. Bu oqimlar *ko'chmas* ham bo'lishi mumkin, *ko'char* ham. *Ko'chmas puasson oqimi*, eng *oddiy oqim* deyiladi.

Energetik obyektlarni umumiy holda qayta tiklanuvchilar qatoriga qo'shsak bo'ladi. Lekin ayrim hollarda alohida elementlar yoki obyektlar qismlarini biror bir vaqt oralig'ida qayta tiklanmas obyektlar sifatida ko'rib chiqish mumkin.

Energetik obyektlarning inkorlik oqimi natijasizlik va oddiylik xossalarga ega, ya'ni *puasson oqimiga* ega. Ulardan ko'pchiligi *ko'chmas* hisoblanadi, ya'ni eng *oddiy*.

Ishonchlilik kompleks xossa. Yuqorida keltirilgan ta'riflar ancha murakkab bo'lgan kompleks ishonchlilik tushunchasiga olib keladi. *Ishonchlilik* deganda, obyektning aniq ishlash shartlarida ma'lum miqdorda berilgan vazifani bajara olish xususiyati tushuniladi. Bu yerdan:

1) ishonchlilik tayyorlash va loyihalash vaqtida kiritilgan, obyektning ishlash vaqtida yuzaga keluvchi ichki xususiyati hisoblanadi;

2) ishonchlilik berilgan vazifalar bajarilish hajmida yoki vaqtidagi jarayonda o'zini nomoyon qiladi. Agar obyekt ishlash jarayonida kuzatilmasa, uning ishonchliligi haqida xulosa qilib bo'lmaydi;

3) ishonchlilik ekspluatatsiya shartlari bo'yicha har xil namoyon bo'ladi. Obyektning ishonchliligini ekspluatatsiya shartlarisiz baholab bo'lmaydi.

Ishonchlilik murakkab kompleks xususiyat hisoblanganligi sababli, vazifasi va ekspluatatsiya shartlari bo'yicha bir qator xossalarni o'z ichiga oladi:

- *inkorsizlik* - biror bir vaqt oralig'ida ishlash qobiliyatini uzluksiz saqlash;
- *uzoqqa chidamlilik* - chegaraviy holatigacha ishlash qobiliyatini saqlash;
- *ta'mirga yaroqlilik* – obyektlarning inkorlik, shikastlanish sabablarini qo'lga kiritish va ularning oqibatida vujudga keladigan holatlarni texnik xizmat va ta'mir yo'li bilan oldini olishga moslashishi;
- *barqarorlik* - biror bir vaqt oralig'ida tizimning uzluksiz barqarorligini saqlash;
- *rejimli boshqarishlilik* - normal rejimni ushlab turish uchun boshqarishga moslashish;
- *yashovchanlik* – iste'mol qilish buzilishining shiddat bilan rivojlanishiga yo'l qo'ymasdan qarshilik ko'rsata olish qobiliyati;
- *xavfsizlik* – atrof-muhit va insonlar uchun xavfli hodisalarni yuzaga keltirmaslik qobiliyati.

O'z navbatida, ishonchlilik sifat elementi ham hisoblanadi. Sifat – bu tizim yaroqliligini ta'minlovchi va uning mahsulotlarining vazifasi bilan mos ravishda ma'lum iste'molchilarni qondira oladigan xossalarning yig'indisi.

Obyektlarning inkorlilik sabablari va xarakteri. Barcha ishonchlilik xususiyatlarining namoyon bo'lishining tabiati, asosan, ishonchlilikni ta'minlash vositalarini belgilaydigan obyektlarning nosozliklari sabablari va tabiatiga (ishdan chiqish xususiyatiga) to'liq qaratilgan. Shuning uchun ishdan chiqish sabablarini tahlil qilish foydalidir. Agar inkorliklarning sabablari va manbalarning kelib chiqishiga e'tibor qaratsak, ular 2 turga bo'linadi:

- 1) tizimga kiruvchi qurilmalarning shikastlanishi va nosozligi;
- 2) xizmat ko'rsatish personalining xato yoki majbur xarakati.

Birinchi tur sabablari bilan aniqlanadigan ishonchlilik ayrim hollarda apparat, ikkinchi tur sabablari bilan aniqlanadigan ishonchlilik *ekspluatatsion* deb ham ataladi.

Birinchi turdagi ishonchliliklar yana uch guruhga bo'linadi. Birinchi turni konstruksiyalash vaqtida, ekspluatatsiya rejimini tayyorlashda, ta'mirlash yoki jihozlarni ta'mirlashda va shartlarni aniqlashda qo'yilgan xatolar tashkil qiladi. Odatda bu xatolar, ekspluatatsiyani boshlash davrida (ishlash oldi davri) namoyon bo'ladi. Uning uchun ushbu xatolar natijasida, shuningdek, ularning noaniqligi yoki yetarli ma'lumotlarning yetishmasligi tufayli barcha yashirin nuqsonlarni hisobga olmaslik natijasida ishdan chiqish darajasining ma'lum bir cho'qqisi xarakterlidir.

Ikkinchi sabablar guruhi yeyilish tomonidan vujudga keladi va obyektning funksonal xossalar qatorini asta-sekin yo'qotishga olib keladi. Yeyilish jarayoni har doim ta'sir qiluvchi tasodifiy va determinant xarakterga ega faktorlar ta'siridan yuzaga keladi. Biroq, asta-sekin o'zgarishlar ma'nosida tabiiy bo'lgan natija birdan paydo bo'ladi. Shunday qilib, eskirish jarayoni tabiatda tasodifiy va deterministik bo'lgan doimiy ta'sir etuvchi omillar ta'sirida sodir bo'ladi. Lekin yeyilish jarayonning tabiiy yakunlanishi tasodifiy xarakterga ega. Bu davr *eskirish davri* deyiladi.

Ishlash oldi va eskirish davrlari orasidagi vaqt obyektning *normal ishlash davri* deyiladi. Bu vaqtda ko'proq uchunchi tur sabablari yuzaga keladi. Ularga kutilmagan va avvaldan aytib bo'lmaydigan fizik xarakterlar ta'siri kiradi. Bu to'satdan yuz beradigan hodisalar ta'sirida vujudga keladigan obyektlar funksional xossalarining susayishi ko'rinmasa ham inkorlikni olib keladi. Misol uchun, shamol, daraxtning yiqilishi, chaqmoq, elektr qurilmalarga hayvonlar tiqilib qolishi, muzlash va hokazolar.

Bu uch guruh sabablari obyekt xossalarining o'zgarishiga olib keladi. Lekin elementlarning fizik tarkibini o'zgartirmay, qisqa vaqt paydo bo'lib, element yoki tizimni ishlash qobiliyatini vaqtincha to'xtatib keyin yo'qoluvchi sabablar ham bor. Bu vaqtinchalik inkorliklar *to'xtatishlar* deyiladi.

Ikkinchi tur sabablari ikki guruhga bo'linadi. Ularning birinchisi ta'mirlash va ekspluatatsiya personalining kichik klassifikatsiyaga egaligi va yetarli tajribaga ega emasligi bilan bog'liq. Ikkinchi guruhni personal ishlayotgan qurilmalar sxemasining masshtabligi va murakkabligi tashkil qiladi. Masalan, podstantsiyalarda ko'plab uzgichlar va kalitlar va boshqa murakkab ulangan kommutatsiya uskunalari noto'g'ri ulanishlar ehtimolini oshiradi, bu esa qisqa tutashuv zanjirlarida noto'g'ri uzilishlar yoki qo'shilishlarga olib kelishi mumkin.

Lekin inkorliklar turlari va ularni chaqiruvchi sabablar turlarini ko'rib chiqmaylik, ularni fizik o'zgarishlar asta sekin yig'ilsa ham tasodifiy yuzaga keladigan umumiy sabab birlashtiradi. U element yoki tizimning inkorligini *tasodifiy hodisa* deb izohlash imkon beradi. Bu holat tizim inkorliklarining har xil qonuniyligini o'rganishda qo'llanadigan matematik apparatni tanlashda muhim hisoblanadi.

Ishonchlilikni ta'minlovchi vositalar. Obyektning ishonchliligi har xil vositalar yig'indisi bilan ta'minlanadi. Vositalarni keyingi turlarga bo'lish mumkin: zahiralash, texnik xizmat ko'rsatish, ta'mir va tizimda kechadigan jarayonlarni boshqarish.

Zaxiralash - ortiqchilik kiritish yo'li bilan ishonchlilikning oshishi. Ular tarkibiy, funksional, vaqtli va informatsion.

Tarkibiy zaxiralash - obyekt tarkibining ortiqcha elementlaridan foydalanish, ya'ni obyektga qo'yilgan vazifalar bajarilishida muhim hisoblanmaydigan elementlar. Masalan, ikkinchi transformatorlarning podstantsiyalarda o'rnatilishi va birinchi tarmoqning o'tkazish qobiliyati batamom tugamagancha ikkinchi tarmoqni qurish.

Funksional zaxiralash - inkorliklarda elementlar vazifalarini qayta taqsimlash hisobiga ishlash ishonchliligini oshirgan holda elementlarning qo'shimcha qobiliyatlaridan foydalanish. Bunda chegarali vazifalar inkorligi paydo bo'lguncha bajariladigan boshqa elementlarning jadal ishlashi ro'y beradi. Masalan, biror-bir rejimli holat yoki energiya uzatish uchun va bir vaqtning o'zida

qurilmalar inkorliligini zaxiralash uchun qo'llanadigan tarmoqlararo elektr uzatish liniyalari.

Vaqtli zaxiralash - qo'shimcha vaqtdan foydalanish. Uning mazmuni tizimning ishlash jarayonida berilgan vazifani bajarish uchun qo'shimcha vaqtdan foydalanish imkonini berishdadir. U tizim vazifani bajarish qobiliyatiga ega bo'lgan vaqt zaxirasi hisobidan yoki vazifani bajarish vaqtini qisqartirish orqali quvvat zaxirasidan foydalangan holda amalga oshiriladi. Shunday qilib, agar energiya tizimlaridan birida, masalan, bir yil davomida qisqa vaqt davomida foydalaniladigan zaxira generatorlari bo'lsa, shuning bilan birga ushbu vaqtda zaxiraga ega bo'lsa, u boshqa tizim bilan birlashganda, bu generatorlar nosozliklarni zaxiralashi mumkin, bunda ikkinchi energiya tizimidagi uskuna, birinchi tizim ishlatilmaydigan vaqt oraliq'ida energiya tanqisligini qoplaydi.

Informatsion zaxiralash - qo'shimcha ma'lumotdan foydalanish.

Texnik xizmat ko'rsatish - obyektning ishlash qobiliyatini saqlash uchun ishlar kompleksini bajarish yo'li bilan ishonchlilikni ta'minlash. Bu kompleks ishonchlilik uchun obyektning yaxshi ishlash rejimini, obyekt holatining tizimli tashxisini o'z ichiga oladi.

Ta'mir - obyektning ishlash qobiliyatini qayta tiklash uchun ishlar kompleksini bajarish yo'li bilan ishonchlilikni ta'minlash. Ta'mirlash tizimi ogohlantirish va avariya ta'mirlarini o'z ichiga oladi.

Tizimda kechadigan jarayonlarni boshqarish - mos boshqarish tizimini tuzish yo'li bilan ishonchlilikni ta'minlash.

Ishonchlilikni o'lchash. Ishonchlilik bir qator xossalarni yig'indisi bilan aniqlansa, xossalarning miqdoriy xarakteristikasi uchun bir yoki bir nechta ko'rsatkichlar kiritiladi. Shunday qilib, ishonchlilik miqdoriy jihatdan umumiy holda, *ko'rsatkichlar yig'indisi* bilan xarakterlanadi. Agar ishonchlilik ko'rsatkichi ishonchlilikni aniqlaydigan xossalarni biriga tegishli bo'lsa, bu ko'rsatkich *yagona*, agar u bir nechtasiga tegishli bo'lsa *kompleks* ko'rsatkich deyiladi.

2.2. Yagona ko'rsatkichlar.

Tizimning yashovchanligi, barqarorlik va xavfsizlik kabi xususiyatlarini o'rganish ularning ko'rsatkichlarini shakllantirish uchun hali ham yetarli emasligi sababli, ular bundan keyin ko'rib chiqilmaydi.

Inkorsizlik xossasi. Bu xossa, qayta tiklanuvchi obyektlarga ham va tiklanmaydiganlarga ham xos. Elektr energetika obyektlari qayta tiklanuvchi bo'lsa ham, qayta tiklanmaydigan obyektlar ko'rsatgichini oddiyroq sifatida ko'rib chiqish maqsadga muvofiq. Bundan tashqari elektr tizimlarining alohida elementlari aniq bir vaqt oralig'ida qayta tiklanmaydigan obyektlar kabi ko'rib chiqiladi.

Qayta tiklanmaydigan obyekt. Bu xossaning to'liqroq xarakteristikasi - obyektning inkorlikkacha bo'lgan ishlash vaqti t_0 berilgan t vaqtdan kichik bo'lish ehtimolligi yoki t vaqt ichida *inkorsiz ishlash vaqti*

$$P_0(t) = P(t_0 \geq t) \quad (2.1)$$

Statik jihatdan bu parametr keyingi usulda baholanadi. Bir xil ishlaydigan obyektning N_0 kuzatsak, biror bir obyektning ishdan chiqishi sababli biror bir t vaqt momentida $N(t) \leq N_0$ ishlaydi. Unda ehtimollikning statik bahosi $P_0(t)$ quyidagicha aniqlanadi:

$$\dot{P}_0(t) = \frac{N(t)}{N_0} \quad (2.2)$$

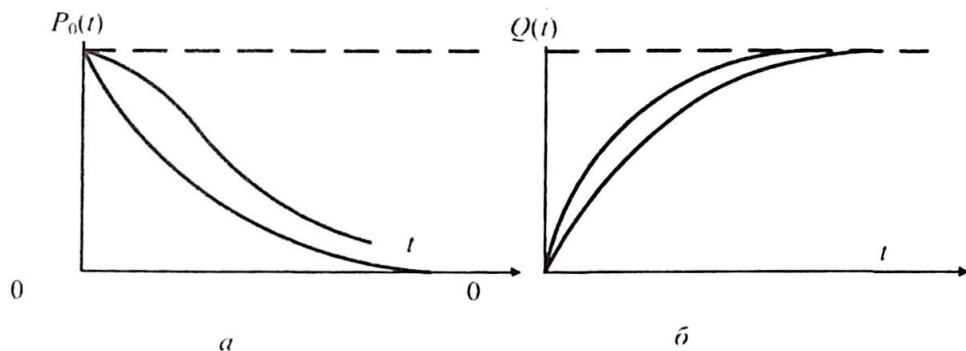
$P_0(t)$ ni birgacha to'ldiradigan $Q(t)$ kattalik t vaqt ichida obyekt inkorlanish ehtimolligini yoritib beradi:

$$Q(t) = 1 - P_0(t) \quad (2.3)$$

2-rasmda nosozliksiz ishlash ehtimoli va xizmat muddatiga qarab obyektning ishlaymay qolish ehtimolining tipik bog'liqliklari ko'rsatilgan.

Amaliy hisoblarda o'zining ma'lumotlilik bo'yicha $P_0(t)$ ga ekvivalent bo'lgan yana bir boshqa inkorsizlik xossasi ko'rsatgichi qo'llaniladi. Bu $t + \Delta t$ momentda inkorsiz ishlab turgan element yoki *obyekt ehtimolligini aniqlovchi*

inkorliklar jadalligi $\lambda(t)$. Bu t vaqt momentigacha qurilmaning inkorsiz ishash paytida inkorlik shartli ehtimolligining zichligi hisoblanadi.



2.1-rasm. $P_0(t)$ (a) va $Q(t)$ (b) xarakterli bog‘liqliklari.

Tizimning har bir elementi vaqt o‘tishi bilan ishonchsizlanadi (2.1-rasm). Vaqt o‘tishi bilan ishonchlikning o‘zgarish tezligining shu vaqtda elementning inkorsiz ishlash ehtimolligiga nisbati inkorlikning jadalligi yoki xavfliligini aniqlaydi:

$$\lambda(t) = \frac{Q'(t)}{P_0(t)} = \frac{1}{P_0(t)} \frac{dQ(t)}{dt} = -\frac{P'(t)}{P(t)} \quad (2.4)$$

Inkorliklar jadalligining statik bahosi t , $t+\Delta t$ vaqt ichida inkor qilgan elementlar soni va t momentda to‘g‘rilangan elementlar soni $N(t)$ ga nisbati orqali aniqlanadi:

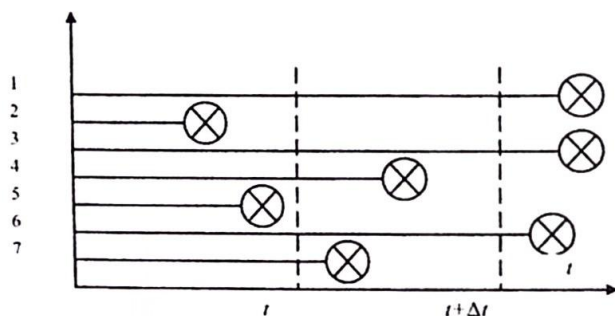
$$\lambda(t) = \frac{N(t) - N(t + \Delta t)}{N(t)\Delta t} \quad (2.5)$$

bu yerda: $N(t)$ va $N(t + \Delta t)$ - mos ishlash vaqt momentida elementlarning qolgan miqdori,

Δt – ancha kichik vaqt oralig‘i.

2.2-rasmda inkorliklar jadalligi tushunchasining statik ta’rifini aniqlaydigan vaqt diagrammasi keltirilgan. $N(t) - N(t + \Delta t) = 2$ bo‘lganda (4 va 7 elementlar) va $N(t)=5$ (1,3,4,6,7) bo‘lganida, statik baho $\lambda(t)=2/5\Delta t$ ga tengdir.

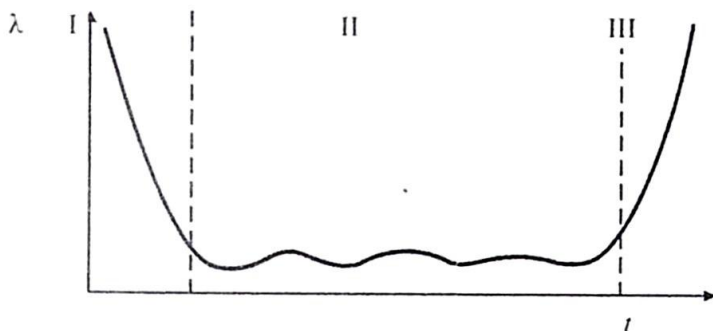
λ inkorliklar jadalligining t vaqt bilan bog'liqlik grafigi *obyektning hayotiylik xarakteristikasi* deyiladi (2.3-rasm). Bu xarakteristikada ko'rib chiqilgan sabablar harakatiga mos uchta davr yaqqol ajralib turadi. Birinchi davr jihoz ekspluatatsiyasining boshlang'ich davrida avariya holatining oshishi bilan shartlangan katta inkorliklar jadalligiga ega. λ inkorliklar jadalligi paydo bo'lish va uning nuqsonlarini oldini olish bo'yicha kamayadi. 2-davrdagi inkorliklar asosan tasodifiy sabablar bilan shartlanadi. Ular odatda ekspluatatsiyaning tashqi shartlariga bog'liq inkorliklar jadalligini ikkinchi tashkil qiluvchisini aniqlaydi. 3-davr obyektning uzluksiz funksional xossalar qatori yo'qolishi, ya'ni yeyilish bilan shartlanib oshadigan inkorliklar jadalligiga ega. λ inkorliklar jadalligi grafigi ekspluatatsiyaning barcha vaqt oralig'ida ko'rib chiqilgan uchta tashkil qiluvchilar yig'indisi bilan olinadi va odatda o'lchami tashkil qiluvchilarning o'zaro nisbatiga bog'liq botiq (tog'orasimon) shaklga ega. Kuzatilayotgan davriy o'zgarish ekspluatatsiya shartlarining mavsumiy o'zgarishlari orqali tushuntiriladi (momaqaldiroq va boshqalar).



2.2-rasm. Elementlar inkorligining vaqt diagrammasi.

$P_0(t)$ va $\lambda(t)$ ko'rsatkichlar orasidagi (2.4) bog'liqliklardan ko'rinib turibdiki, bir taraflama bog'liqlik bor [5].

$$P_0(t) = e^{-\int_0^t \lambda(t) dt} \quad (2.6)$$



2.3-rasm. Elementlarning inkorlik jadalligining o'zgarishi.

$P_0(t)$ funksiya $[0, t]$ oralig'ida inkorsiz ishlash ehtimolligini aniqlaydi. Lekin, agar obyekt t_1 gacha yaroqli ishlagani aniq bo'lsa, unda $[t_1, t_2]$ vaqt oralig'ida uning inkorsiz ishlash ehtimolligini hisoblash mumkin. Haqiqatdan ham, agar obyekt $[0, t_1]$ oraligida so'ngra $[t_1, t_2]$ oralig'ida inkorsiz ishlasagina, $[0, t_2]$ oraliqda inkorsiz ishlaydi. Boshqacha aytganda, bir hodisa qolgan ikki hodisa ko'paytmasiga teng. Unda ehtimollar ko'paytmasi teoremasi orqali keyingi formulaga ega bo'lamiz.

$$P_0(t_2) = P_0(t_1) \cdot P_0\left(\frac{t_2}{t_1}\right)$$

bu yerda, $P_0(t_2/t_1)$ - $[t_1, t_2]$ vaqt oralig'ida obyektning inkorsiz ishlashining $[0, t_1]$ vaqt oralig'ida obyektning inkorsiz ishlashi sharti bilan hisoblangan shartli ehtimolligi, bundan:

$$P_0\left(\frac{t_2}{t_1}\right) = \frac{P_0(t_2)}{P_0(t_1)} = e^{-\int_{t_1}^{t_2} \lambda(t) dt} \quad (2.7)$$

Ko'pincha ishlab bo'lgan va o'zlashtirilgan jihoz uchun inkorlik jadalligi 1-davr oralig'ida ishlashini doimiy hisoblash mumkin (2.3-rasmga qarang). Agar obyektning oxirgi holatigacha ishlashinigina ko'rib chiqsak, unda λ ni doimiy kattalik deb hisoblasak bo'ladi. Unda barcha ko'rsatkichlar qisqa va keyingi ko'rinishga keladi:

$$P_0(t) = e^{-\lambda t}; \quad Q(t) = 1 - e^{-\lambda t}; \quad (2.8)$$

Shunday qilib, inkorsiz ishlash vaqtining taqsimlanish funksiyasi eksponensial funksiya bo'ladi. Mos ravishda differensial xarakteristika, ya'ni taqsimlanish funksiyasi zichligi

$$\frac{dQ(t)}{dt} = \lambda e^{-\lambda t} \quad (2.9)$$

Eksponensial qonuni keyingi muhim xususiyatga ega: $[t_1, t_2]$ oralig'ida inkorsiz ishlash ehtimolligi avvalgi ish vaqtiga bog'liq emas, faqat oralig'ning uzunligiga $\Delta t = t_2 - t_1$ bog'liq. Boshqa so'zlar bilan aytganda, agar shu momentda obyekt tuzuk bo'lsa, unda uning kelajakdagi fe'l-atvori avvalgi holatiga bog'liq emas. Haqiqatdan ham (2.7) formuladan keyingi xulosa kelib chiqdi:

$$P_0\left(\frac{t_2}{t_1}\right) = e^{-\int_{t_1}^{t_2} \lambda(t) dt} = e^{-\lambda(t_2 - t_1)} = e^{-\lambda \Delta t} = P_0(\Delta t)$$

Avval aytilganidek, R_0 (yoki λ) ko'rsatgichi inkorsizlik xossasi haqida ancha to'liq ma'lumotlarni olib yuradi. Lekin hamma vaqt ham amaliy sharoitda bunday bo'lavermaydi. Boshqasi kamroq ma'lumotga ega bo'ladi, lekin oddiy va ko'proq xarakteristikani olish mumkin bo'lgan inkorlikkacha bo'lgan o'rtacha ish hisoblanadi:

$$T_{yp} = M(t) = \int_0^{\infty} P_0(t) dt \quad (2.10)$$

Shunday qilib, inkorlikkacha bo'lgan o'rtacha ish grafik jihatdan $P_0(t)$ funksiyasi grafigining ostida yotuvchi yuzani ko'rsatadi.

$N(t) \neq 0$ da inkorlikkacha bo'lgan o'rtacha ishning statistik bahosi keyingi ravishda olinishi mumkin:

$$T_{yp} = \frac{\sum_{i=1}^N t_{oi} + tN(t)}{N_0} \quad (2.11)$$

bu yerda, t_{oi} - i obyektning inkorlikkacha bo'lgan vaqti;

t - N_0 obyektlarni kuzatish vaqti;

$N - t$ vaqt ichida inkorlik qilgan obyektlar soni.

Qayta tiklanuvchi obyektlar. Ogohlantiruchi ta'mirlar orasidagi vaqt ikki siklga bo'linadi: Ish va qayta tiklanish (ta'mir). Har bir sikl ikki intervaldan tashkil topadi: t_0 – inkorlikkacha bo'lgan ishlash vaqti va t_1 – qayta tiklanish vaqti. Ishning boshlanish vaqtidan inkorlikkacha har bir k -m siklda inkorsizlik xossasining miqdoriy ko'rsatkichi sikl boshlanishidan t_k vaqtgacha inkorsiz ishlash ehtimolligi sifatida xizmat qilishi mumkin. Bu ko'rsatkich mos keluvchi qayta tiklanmas obyekt ko'rsatkichi bilan bir xil. Har bir ta'mirdan keyin umumiy holda obyekt $P_0(t)$ bilan turli bog'liqliklarga ega. Umuman ishning qandaydir boshlang'ich davridan so'ng bu bog'liqlik k ga bog'liq emas va har bir sikl uchun bir xil.

Agar har bir siklda qayta tiklanayotgan obyektning vaqtini olib tashlasak, nolga teng deb olsak, unda inkorliklar momenti *inkorliklar oqimi* deb nomlangan oqimni tashkil qiladi. Uning asosiy xarakteristikasi ko'rib chiqilayotgan vaqt momenti uchun aniqlanuvchi o'zi bilan qayta tiklanuvchi obyektning inkorlik ehtimolligi zichligini ko'rsatuvchi *inkorliklar oqimining* parametrlari hisoblanadi.

$$\bar{\omega}(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1 - P_0(t, t + \Delta t)}{\Delta t} \sim \quad (2.12)$$

bu yerda, $P(t, t+\Delta t)$ - t momentdan keyin Δt vaqt oralig'idagi inkorsiz ishlash ehtimolligi.

Odatda inkorliklar oqimi xarakteristikasi uchun *inkorliklar oqimining (yoki inkorliklar chastotasi) o'rtacha parametrlari* foydalaniladi.

$$\omega(t) = \int_t^{t+t_0} \omega(x) dx \quad (2.13)$$

bu yerda, t_0 - berilgan vaqt oralig'i, $\omega(x)$ inkorliklar oqimi parametrining funksiyasi.

Inkorliklar oqimining statik parametri $(t, t+\Delta t)$ vaqt oralig'i ichida inkor qilgan obyektlar sonini N_0 (ishdan chiqqan barcha obyektlarni ishlash qobiliyatiga ega obyektlarga almashtirish sharti bilan kuzatuvda turgan) elementlar sonining nisbatiga aytiladi:

$$\dot{\omega}(t) = \frac{[N(t, t + \Delta t)]}{N_0} \quad (2.14)$$

Inkorliklar oqimining o'rtacha parametri statistik jihatdan (2.14) formuladan aniqlanadi, lekin Δt oralig'ining davomiyligi inkorliklar oqimining (1-holatda Δt - bu 1 soat, 2-holatda Δt - bu 1 yil) parametriga qaraganda katta bo'ladi.

Uzoq yashovchanlik xossasi. O'rtacha ishlash muddati va o'rtacha resurs, uzoq yashovchanlikning asosiy xarakteristikalarini hisoblanadi.

Qayta tiklanuvchi obyekt uchun o'rtacha ishlash vaqti o'zi bilan obyektning ekspluatatsiyasi boshlanishidan yoki ogohlantiruvchi ta'mirdan keyin qayta ishga tushirilishidan chegaraviy holatgacha uchun ketgan o'rtacha kalendar davomiyligini ko'rsatadi.

O'rtacha resurs o'zi bilan obyektning ekspluatatsiya boshlanishidan yoki ogohlantiruvchi ta'mirdan keyin qayta ishga tushirilishidan chegaraviy holatiga yetguncha o'rtacha ishini ko'rsatadi. Qayta tiklanmas obyekt uchun bu xarakteristikalar to'g'ri keladi va o'zi bilan inkorlikkacha yoki chegaraviy holatiga yetguncha bo'lgan o'rtacha ish davomiyligini ko'rsatadi. Bu kattalik T_{or} inkorlikkacha bo'lgan o'rtacha ish bilan to'g'ri keladi.

2.3. Kompleks ko'rsatkichlar.

Avval ko'rib chiqilgan inkorliklar oqimining parametri va inkorlikdagi ish ta'mirlangan jihozning ishonchliligini xarakterlaydi va uning qayta tiklanishi uchun ketgan vaqtni hisobga olmaydilar. Shuning uchun ular kerakli vaqtda o'zining vazifalarini bajarishi uchun jihozning tayyorligini xarakterlaydi. Shu maqsadda tayyorlik koeffitsienti va majburan to'xtalish koeffitsienti tushunchasi kiritilgan.

Tayyorlik koeffitsienti. U to'g'ri ishlash vaqtining bir xil kalendar muddatida olingan obyektning majburan to'xtalishi va to'g'ri ishlash vaqt yig'indisi nisbatini ko'rsatadi. Bu xarakteristika K_t deb belgilanadi.

$$K_T = \frac{t_i}{t_i + t_M} \quad (2.15)$$

bu yerda, t_i - obyektning to'g'ri ishlash vaqti yig'indisi;

t_M - majburan to'xtalish vaqti yig'indisi.

t_i va t_M keyingi formulalar bilan topiladi:

$$t_i = \sum_{i=1}^n t_{ii}; \quad t_n = \sum_{i=1}^n t_{ni} \quad (2.16)$$

bu yerda, t_{ii} - ($i-1$) va i inkorliklar orasidagi obyektning ishlash vaqti;

t_{ni} - i inkorlikdan keyingi majburan to'xtalish vaqti;

n - obyektning inkorliklari soni.

(2.15) ifoda tayyorlik ko'effitsientining statistik ifodasi hisoblanadi. Talqin qilish ehtimolligiga o'tish uchun t_i va t_n kattalikni mos ravishda qo'shni inkorliklar orasidagi matematik kutilish vaqtini va qayta tiklash uchun ketgan vaqtini almashtiramiz.

Unda

$$K_T = \frac{t_{yp}}{t_{yp} + t_{KT}} \quad (2.17)$$

bu yerda, t_{or} - inkorlik ishi;

t_{qt} - o'rtacha qayta tiklanish vaqti.

Majburan to'xtalish ko'effitsienti. U majburan to'xtalish vaqtining bir xil kalendar muddatida olingan obyektning majburan to'xtalishi va to'g'ri ishlash vaqt yig'indisi nisbati bilan aniqlanadi.

$$K_{II} = \frac{t_{II}}{t_p + t_{II}} \quad (2.18)$$

Yoki qiymatlarning o'rtacha qiymatlariga o'tgan holda

$$K_{II} = \frac{t_{KT}}{t_{yp} + t_{KT}} \quad (2.19)$$

Tayyorlik ko'effitsienti va majburan to'xtalish ko'effitsientining bog'liqligi

$$K_{II} = 1 - K_T \quad (2.20)$$

Qayta tiklanuvchi tarmoqlar ishonchliligida tayyorlik koeffitsienti keyingi formula orqali hisoblanadi:

$$K_T = \frac{T_{yp}}{T_{yp} + T_{KT}} \quad (2.21)$$

(2.21) formula faqat oddiy inkorliklar oqimi uchun adolatli va unda $t_{o'r} = T_{o'r}$ ga teng.

Ko'pincha (2.21) formula yordamida topilgan tayyorlik koeffitsienti har qanday momentda qayta tiklanuvchi tarmoq to'g'ri ishlamoqda degan ehtimollik bilan ayniyatlashtirishadi. Aslida ular bir xil xarakteristikalar emas va ayrim hollardagina ayniyatlashishlari mumkin.

Aslida ekspluatatsiyaning boshlanishida ta'mirlanayotgan tarmoq inkorligining ehtimolligi kichik bo'ladi. Ekspluatatsiya vaqtining uzayishi bilan bu ehtimollik ham ko'tariladi. Bu holat ekspluatatsiyaning boshida bir qancha vaqt o'tganiga qaraganda tarmoqning to'g'ri ishlashga majburlash ehtimolligi katta bo'lishini bildiradi. Unda (2.21) formula asosida tayyorlik koeffitsienti ishlash vaqtiga bog'liq emas. Amaliy jihatdan tayyorlik koeffitsienti o'rnatilgan ekspluatatsiya jarayonida ($t \rightarrow \infty$) to'g'ri ishlashga majburlash ehtimolligi ma'nosiga ega.

Texnik foydalanish koeffitsienti. Bu ko'rsatkich xuddi tayyorlik koeffitsienti xossalarini xarakterlaydi. Lekin ogohlantiruvchi ta'mirlarni hisobga oladi va o'zi bilan ekspluatatsiya davrida ishay olish qobiliyati bilan keladigan matematik kutilish vaqtining to'xtalishlar vaqtida ishlay olish qobiliyati bilan keladigan matematik kutilish vaqtiga nisbatini ko'rsatadi.

$$K_{T.H} = \frac{T_{yp}}{T_{yp} + t_{KT} + \tau} \quad (2.22)$$

bu yerda, τ - sanoatning profilaktika ishlari uchun o'chirilgan holatida obyektni topish vaqtidagi matematik kutilish.

Elektr energiyasini o'rtacha yetarli darajada ishlab chiqara olmaslik. Bu ko'rsatkich faqat barcha asosiy xossalarnigina emas, balki uning yuklash rejimini ham xarakterlaydi va hisobli vaqt oralig'ida iste'molchilarga elektr energiyasini

yetarlicha ishlab chiqara olmaslikning matematik kutilishini ko'rsatadi. Uning bahosi tarmoq va yuklamaning tugunlari uchun ishonchlilik hisobining oxirgi maqsadlaridan biri hisoblanadi.

Elektr energiyasini yetarlicha ishlab chiqara olmaslik bahosining mazmunini ko'rib chiqamiz. Obyekt ekspluatatsiya jarayonining t momentida inkorlik yuzaga keldi, shu vaqtda iste'molchi yuklamasi W_N qiymatni tashkil qildi. Agar tizim barcha yuklamalarni qoniqtira olmasa, faqat uning bir qismini qoniqtirsa, umumiy holda tarmoqning inkorligi iste'molchi tomonidan qaraganda to'liqmas, balki qisman W_R bo'lishi mumkin. Bunda elektr energiyani yetarlicha ishlab chiqara olmaslikni quyidagicha aniqlashimiz mumkin:

$$\Delta \mathcal{O} = \int_t^{t_1} [W_H(t) - W_R] dt = \int_t^{t_1} D(t) dt \quad (2.23)$$

bu yerda, $(t \div t_1)$ vaqt oralig'i - energiya yetishmovchiligi vaqti va integrallash musbat yetishmovchiliklar vaqt oralig'ida bajariladi, ya'ni $D(t) > 0$:

$$D(t) = W_H(t) - W_R \quad (2.24)$$

Amaliy hisoblashlarda integral yig'indiga almashtiriladi.

$$\Delta \mathcal{O} = \int_t^{t_1} [W_H(t) \cdot coam - W_R] \Delta t \quad (2.25)$$

bu yerda, $W_H(t) \cdot coam \cdot \Delta t = I$ s, yuklamaning kutilish grafigi bo'yicha aniqlovchi t vaqtdagi iste'molchining o'rtacha soat yuklamasi.

T vaqt ichida yuklama tugunlari iste'molchilariga elektr ta'minoti to'liq to'xtatilsa, elektr energiyani yetarlicha ishlab chiqara olmaslik quyidagicha aniqlanadi:

$$\Delta \mathcal{O} = W_H \cdot K_H = P_H \cdot T \cdot K_H \quad (2.26)$$

bu yerda, P_H ; W_H - mos ravishda T vaqt ichida yuklama tugunlari iste'mol qilinadigan quvvat va energiyaning matematik kutilishi; K_P - yuklama tugunlariga nisbatan tarmoqning majburan to'xtatilish koeffitsienti (inkorlik holatining o'rtacha ehtimolligi).

Ishonchsizlik sababli kelib chiquvchi iqtisodiy talofatlar. Ishonchlilikning bu ko'rsatkichi to'liqroq hisoblanadi. U energiya iste'molchisining ahamiyati va yuklash rejimini qoshgan holda tarmoq ishonchliligining barcha xossalarini integral jihatdan xarakterlaydi. Har bir iste'molchining ahamiyatga ega ekanligi iqtisodiy tomondan solishtirma talofat kattaligi bilan xarakterlanadi [U_0 , $\sum/(kVt \cdot \text{soat})$].

Biror bir T davr ichidagi har bir inkorlikdagi iqtisodiy talofat k ($k=1,2,\dots,n$):

$$Y_k = Y_0 \Delta \mathcal{D}_k \quad (2.27)$$

bu yerda, ΔE (2.25) yoki (2.26) ifodasi orqali aniqlanadi.

Talofat iste'molchining quvvat bo'yicha chegaralash chuqurligiga bog'liq bo'lganda, uning aniqlanishi solishtirma talofatning zinali bog'liqligini hisoblash zaruriyati sababli qiyinlashadi.

Keltirilgan ma'lumotlardan ko'rinib turibdiki, obyektning ishonchliligi keng ko'lamdagi ko'rsatkichlar bilan xarakterlanadi. Shu bilan birgalikda sezilarli darajada ishonchlilikni aniqlashda va muhandislik amaliyotida qo'llanuvchi barcha ko'rsatkichlardan bir nechtasini ajratib ko'rsatish mumkin. Tarmoq elementlari uchun bunday ko'rsatkichlarga avariya yoki to'xtalish ehtimolligi q (yoki unga mos keluvchi tayyorlik koeffitsienti K_T), τ rejaviy to'xtalishning nisbiy davomiyligi va inkorliklar chastotasi (ω) va rejaviy ta'mirga chiqarish (ω_R), elektr energiyasini o'rtacha yetarli darajada ishlab chiqara olmaslik yoki talofat ΔE . Bu ko'rsatkichlar asosiy yoki amaliy ko'rsatkichlar hisoblanadi.

III. ELEKTR TA'MINOTI ISHONCHLILIGI MASALALARIDA TASODIFIY KATTALIKLARNING TAQSIMLANISH QONUNI.

Bu bo'lim, [1, 2, 4, 10] adabiyot materiallaridan tuzilgan. Shu adabiyotlarda asosiy holatlar isbotlari va xulosalari bilan tanishish mumkin va qiziqtirgan savollar bilan bilimingizni ko'paytirishingiz mumkin.

Elektr ta'minoti tarmog'i ishonchliligini hisoblashning muhandislik usullari uchun asosan birinchi bobda keltirilgan tasodifiy kattalik apparatlari foydalaniladi.

Tasodifiy kattaliklar qonuniyligi diskret va uzluksiz tasodifiy kattaliklar uchun bo'lgan integral funksiya taqsimlanish ehtimolligi yordamida yoritiladi. Uzluksiz tasodifiy kattaliklar uchun taqsimlanish ehtimolligi yoritilishidan tashqari differensial taqsimlanish funksiyasi ehtimolligi yoki tasodifiy kattaliklarning differensial taqsimlanish qonuni foydalaniladi.

Ishonchlik tahlilida ko'p bo'lmagan miqdorda sonli xarakteristikalar yordamida aniqlanuvchi taqsimlanish qonunlari o'zining qo'llanilishini topadi. Masalan, ko'rsatkichli taqsimlanish qonuni faqat bir parametr bilan aniqlanadi tasodifiy kattalikning matematik kutilishi. Normal taqsimlanish qonuni ikki parametr bilan xarakterlanadi – tasodifiy kattalikning matematik kutilishi va dispersiya bilan.

Quyida elektr ta'minot tarmog'ining ekspluatatsiyasi va loyihalashda o'rin olgan tasodifiy kattaliklarni yoritishda ko'p qo'llaniladigan taqsimlanish qonunlari ko'rib chiqiladi.

3.1. Binominal taqsimlanish.

Elektr ta'minoti tarmoqlarida normal ish holatini, ekspluatatsiyaning ishonchliligini oshirish va optimal zaxirani tashkil qilish uchun imkon boricha *bir turdagi jihozlardan* foydalanishga harakat qilishadi (O'chirgichlar, transformatorlar va boshqalar). Bu jihozlar bir-biriga inkor qilish holatida bo'lishi mumkin (tuzatilgan yoki tuzatilmagan, yoqilgan yoki yoqilmagan va boshqalar).

Har birida biror bir A hodisa yuzaga kelishi mukin bo'lgan va bo'lmagan n ta bir-biriga bog'liq emas tajribalar o'tkazamiz (masalan, o'chirgich yoqilgan). Har tajribada A hodisaning yuzaga kelish ehtimolligi n ga, yuzaga kelmaslik ehtimolligi $q=1-p$ teng. A hodisaning n ta tajribada m marta yuzaga kelish ehtimolligi P_n^m ni topish talab qilinadi.

n ta tajribada m marta yuzaga keluvchi A hodisadan tashkil topgan B_m murakkab hodisani ko'rib chiqamiz. Bu hodisa turli usullar bilan namoyon bo'lishi mumkin. B_m hodisani alohida tajribada yuzaga keluvchi va kelmaydigan A hodisalardan tashkil topgan hodisalar ko'paytmasining yig'indisi sifatida tasavvur qilamiz. i - tajribada yuzaga keluvchi A hodisalarni A_i deb, i - tajribada yuzaga kelmaydigan A hodisalarni $\bar{A}_i$ deb belgilaymiz.

B_m hodisaning har bir yuzaga kelish varianti A hodisaning m marta yuzaga kelishidan va $n-m$ marta yuzaga kelmasligidan tashkil topishi kerak, ya'ni turli indeksdagi A hodisaning m dan va $\bar{A}$ hodisaning $n-m$ dan.

Unda

$$B_m = A_1 A_2 \dots A_m \bar{A}_{m+1} \dots \bar{A}_n + \dots + A_1 \bar{A}_2 A_3 \dots \bar{A}_{n-1} A_n + \dots + \bar{A}_1 \bar{A}_2 \dots \bar{A}_{n-m} A_{n-m+1} \dots A_n \quad (3.1)$$

Bu ifodaning har bir ko'paytmasida A hodisa m marta, $\bar{A}$ hodisa $n-m$ marta kirishi kerak.

Bu turdagi barcha kombinatsiyalar soni C_n^m ga teng, ya'ni n ta tajribadan m da yuzaga kelgan A hodisa usullar soniga teng. Har bir bunday kombinatsiya ehtimolligi bir-biriga bog'liq emas hodisalar ko'paytmasi teoremasidan $p^m p^{n-m}$ ga teng. Kombinatsiyalar o'zaro bir-biriga mos kelmasligi sababli, B_m murakkab hodisa ehtimolligi qo'shish teoremasidan keyingi formulaga teng bo'ladi:

$$P_n^m = p^m q^{n-m} + \dots + p^m q^{n-m} = C_n^m p^m q^{n-m}$$

bu yerda, C_n^m - kombinatsiyalar soniga teng bo'lgan $p^m p^{n-m}$ ko'rinishdagi yig'indilar soni.

Shunday qilib, n ta bir-biriga bog'liq emas tajribalar o'tkazilsa, har birida A hodisa p ehtimollik bilan yuzaga kelsa, unda A hodisa m marta yuzaga kelishi ehtimolligi keyingi formula orqali ifodalanadi:

$$P_n^m = C_n^m p^m q^{n-m} = \frac{n!}{m!(n-m)!} p^m q^{n-m} \quad (3.2)$$

bu yerda, $q = 1 - p$.

(3.2) formula topilayotgan taqsimlanish qonunining analitik ifodasi hisoblanadi va Bernulli formulasi nomiga ega.

Turli holatdagi elementlar ehtimolligining taqsimlanish qonunini aniqlash uchun (3.1) formula bo'yicha 3.1-rasmni illyustratsiya sifatida ko'rib chiqamiz.

$n=4$ bir xil elektrodvigatelga egamiz. Texnologik shartlarga ko'ra har bir dvigatel $P=0,4$ ehtimollik bilan yoqilishi va $q=0,6$ ehtimollik bilan o'chirilgan holatda bo'lishi mumkin.

Bu tarmoq beshta holatda bo'lishi mumkin. Bu holatlarni va ularga mos keluvchi ehtimolliklarni aniqlaymiz:

- 1) bitta ham dvigatel ishlamayapti - bu holat ehtimolligi P_4^0 ;
- 2) bitta dvigatel ishlayapti - uchta esa yo'q, bu holat ehtimolligi P_4^1 ;
- 3) ikkita dvigatel ishlayapti - ikkitasi yo'q, bu holat ehtimolligi P_4^2 ;
- 4) uchta dvigatel ishlayapti - bittasi yo'q, bu holat ehtimolligi P_4^3 ;
- 5) barcha dvigatellar yoqiq va ishlayapti, bu holat ehtimolligi P_4^4 .

Bu hodisalar ehtimolligini yig'indi ko'rinishiga keltiramiz (3.1). Unda:

$$P_4^0 = q_1 q_2 q_3 q_4 = C_4^0 p^0 q^4 = q^4 = 0,6^4 = 0,1296$$

bu yerda, $q_1 = q_2 = q_3 = q_4 = q$ barcha dvigatellar uchun teng ehtimolli.

$$\begin{aligned} P_4^1 &= p_1 q_2 q_3 q_4 + q_1 p_2 q_3 q_4 + q_1 q_2 p_3 q_4 + q_1 q_2 q_3 p_4 = \\ &= p q^3 + p q^3 + p q^3 + p q^3 = 4 p q^3 = C_4^1 p^1 q^3 = 4 \cdot 0,4 \cdot 0,6^3 = 0,3456 ; \end{aligned}$$

$$P_4^2 = C_4^2 p^2 q^2 = 6 \cdot 0,4^2 \cdot 0,6^2 = 0,3456 ;$$

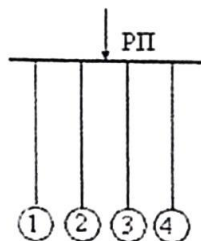
$$P_4^3 = C_4^3 p^3 q^1 = 4 \cdot 0,4^3 \cdot 0,6 = 0,1536 ;$$

$$P_4^4 = C_4^4 p^4 q^0 = p^4 = 0,4^4 = 0,0256 .$$

To'rtta dvigateldan tashkil topgan tarmoq holati ehtimolligining taqsimlanishi grafik jihatdan 3.2-rasmda ko'rsatilgandek bo'ladi. Bu holatlar to'liq hodisalar guruhini tashkil qilganligi sababli ularning summaviy ehtimolligi 1 ga teng, ya'ni:

$$1 = q^4 + C_4^1 p^1 q^3 + C_4^2 p^2 q^2 + C_4^3 p^3 q^1 + C_4^4 p^4 q^0 = P_4^0 + P_4^1 + P_4^2 + P_4^3 + P_4^4 = (p+q)^4 \quad (3.3)$$

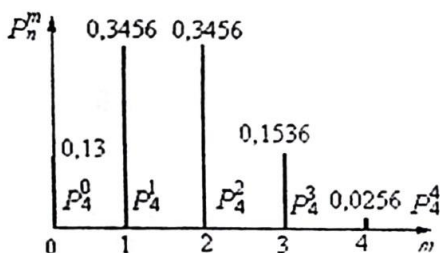
(3.3) ifodagi $C_n^m = \frac{n!}{m!(n-m)!}$ koeffitsientlar, ajratish a'zolari shakli bo'yicha P_n^m ehtimolligini ko'rsatuvchi, $(p+q)^n$ binom ajratish koeffitsienti hisoblanadi. (3.2) ko'rinishidagi ehtimolliklar taqsimlanishi *binominal taqsimlanish* deb ataladi.



3.1-rasm. Elektrodvigatellar ulanish sxemasi.

Birinchi tartibdagi (matematik kutilish) binominal taqsimlanishning boshlang'ich momenti $m_1 = np$.

Ikkinchi tartibdagi (dispersiya) markaziy moment $\mu_2 = D = npq$.



3.2-rasm. Tarmoq holatlarining ehtimolliklar taqsimlanishi.

Amaliy masalalar yechimini yengillashtiruvchi ayrim ehtimolliklarni ajratib ko'rsatamiz:

- barcha elementlar o'chirilganlik (ishdan chiqqan) ehtimolligi:

$$P_n^0 = P_n(m=0) = C_n^0 P^0 q^{n-0} = q^n;$$

- ko'rib chiqilayotgan guruhda faqat m_1 dan m_2 gacha bo'lgan elementlarning ishlash ehtimolligi:

$$P_n(m_1 \leq m \leq m_2) = \sum_{m=m_1}^{m=m_2} C_n^m p^m q^{n-m}.$$

Masalan, bizning holatimizda, birinchi dvigateldan uchinchi dvigatelgacha bo'lgan dvigatellar yoniqligi ehtimolligini aniqlaymiz:

$$P_4(1 \leq m \leq 3) = P_4^1 + P_4^2 + P_4^3;$$

- hech bo'lmaganda bir element ishlash (yoqirligi) ehtimolligi:

$$P_n(m \geq 1) = 1 - P_n^0 = 1 - q^n;$$

- masalan ikki elementdan ortiq bo'lmagan elementlar ishlash ehtimolligi:

$$P_n(m \leq 2) = P_n^0 + P_n^1 + P_n^2 = \sum_{m=0}^{m=2} C_n^m p^m q^{n-m}$$

Misol. Bir sutkada elektr energiya sarfi belgilangan normadan o'tmaslik ehtimolligi $r=0,75$. Kelayotgan 6 sutkaning 4 sutkasida elektr energiya sarfi belgilangan normadan o'tmaslik ehtimolligini topish kerak.

Yechish. 6 sutka davomida elektr energiya normal sarfi ehtimolligi o'zgarmas va $r=0,75$. Har bir sutkada elektr energiyaning ortiqcha sarf bo'lish ehtimolligi ham o'zgarmas va $q=1-p=1-0,75=0,25$.

Bernulli formulasi bo'yicha topilishi kerak bo'lgan ehtimollik:

$$P_6^4 = C_6^4 p^4 q^2 = \frac{n!}{m!(n-m)!} p^m q^{n-m} = \frac{6 \cdot 5 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1}{4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1 \cdot 2 \cdot 1} \cdot (0,75)^4 \cdot (0,25)^2 = 0,3$$

ga tengdir.

3.2. Puasson taqsimlanishi.

Bu taqsimlanish binominal taqsimlanish kabi diskret tasodifiy kattaliklar xarakteristikasini yoritadi.

Faqat butun, manfiy bo'lmagan qiymatlarni qabul qilishi mumkin bo'lgan X diskret tasodifiy kattalikni ko'rib chiqamiz:

$$0, 1, 2, \dots, m$$

Bu qiymatlar ketma-ketligi nazariy jihatdan cheklanmagan.

Agar tasodifiy kattalik aniq bir m qiymatni qabul qilish ehtimolligi keyingi formula bo'yicha ifodalansa, tasodifiy kattalik Puasson qonuni bo'yicha taqsimlangan deyishadi:

$$P_m = \frac{a^m}{m!} e^{-a} \quad (3.4)$$

bu yerda, a - Puasson qonuni parametri deb ataluvchi biror bir musbat qiymat.

(3.4) formula tomonidan berilgan ehtimolliklar ketma-ketligi taqsimlanish qatorini ko'rsatadi, ya'ni barcha R_m ehtimolliklar yig'indisi 1 ga teng va keyingi ko'rinishga ega:

X_m	0	1	2	...	m	...
P_m	e^{-a}	$\frac{a}{1!} e^{-a}$	$\frac{a^2}{2!} e^{-a}$	...	$\frac{a^m}{m!} e^{-a}$	...

a parametrga ayrim son qiymatlarni berib chiqamiz va (3.4) formula bo'yicha yoki [1] qo'llanmadan foydalangan holda turli m qiymatlar uchun R_m ehtimollikni aniqlaymiz. Bu harakatlar natijasida 3.1-jadvaldagi taqsimlanish qatoriga ega bo'lamiz.

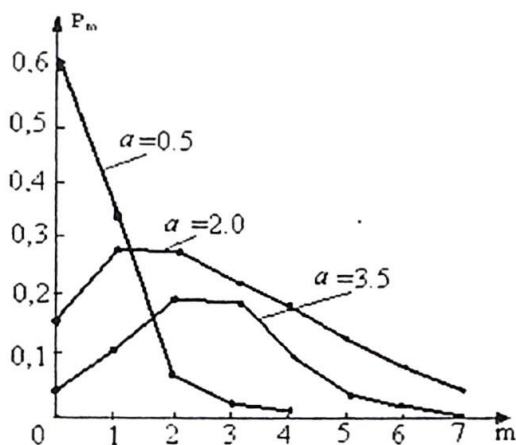
a ning turli qiymatlari uchun taqsimlanish qatori

3.1-jadval

X_m	0	1	2	3	4	5	6	7
$a = 0,5$								
P_m	0,606	0,303	0,076	0,0126	0,0026	0,00002		

$a = 2,0$								
P_m	0,135	0,27	0,27	0,18	0,09	0,036	0,012	0,0037
$a = 3,5$								
P_m	0,03	0,105	0,185	0,215	0,189	0,132	0,08	0,04

3.3-rasmda 3.1-jadval natijalari orqali qurilgan va Puasson qonuni bo'yicha taqsimlangan X tasodifiy kattalikning taqsimlanish ko'pburchagi ko'rsatilgan. 3.3-rasmdan ko'rinib turibdiki, taqsimlanish ko'pburchaklari a parametr bog'liqligidan jiddiy farq qiladi va shakli bo'yicha tasodifiy kattaliklarning boshqa ma'lum taqsimlanish qonunlariga o'xshash.



3.3-rasm. Taqsimlanish ko'pburchagi.

Puasson qonuni bo'yicha taqsimlangan X tasodifiy kattaliklarning asosiy va ko'p foydalaniladigan sonli xarakteristikalarini aniqlaymiz. Ta'rif bo'yicha matematik kutilish

$$m_x = M[X] = \sum_{m=0}^{\infty} m P_m = \sum_{m=0}^{\infty} m \frac{a^m}{m!} e^{-a}$$

Bir necha o'zgartirishlardan keyin $m_x = a$ ni olamiz.

Shunday qilib, a parametr o'zi bilan X tasodifiy kattaligining matematik kutilishini ko'rsatadi.

Boshqa sonli xarakteristika - dispersiya ham a parametriga teng, ya'ni $D_x=a$.

Shunday qilib, Puasson qonuni taqsimlangan *tasodifiy kattalik dispersiyasi* uning a matematik kutilishiga teng.

$$m_x = D_x = a \quad (3.5)$$

Bu Puasson taqsimlanishining xossasi amaliyotda tez-tez X tasodifiy kattalik Puasson qonuni bo'yicha taqsimlanganligi to'g'risidagi savollarini yechish uchun qo'llaniladi. Buning uchun tajribadan statistik xarakteristikalarini aniqlanadi matematik kutilish va dispersiya. Agar ularning qiymati yaqin bo'lsa, Puasson taqsimlanishi to'g'risidagi gipotezalar foydasiga xizmat qilishi mumkin. Bu xarakteristikalarining keskin farqi qarshisidagi gipotezalarining qarama-qarshi ko'rinishi.

Puasson taqsimlanishi ko'pincha muhandislik masalalarida duch keladi, masalan:

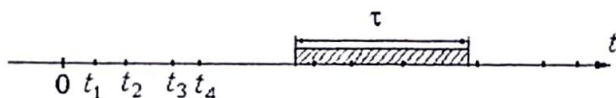
1. T vaqt davomida bir vaqtning o'zida n ta bir tipdagi qayta tiklanmas elementlar ishlayapti. Har bir elementning inkorlikkacha ishlashi inkorliklar jadalligi λ bilan eksponensial qonun bo'yicha taqsimlangan. Bu sharoitda t vaqt ichida elementlar inkorligi soni - Puasson taqsimlanishi bilan M tasodif qiymat, $(a=n\lambda t)$;

2. Qayta tiklanuvchi qurilmalarning ketma-ket inkorliklarning vaqt oraliqlari eksponensial taqsimlanishga ega. Qurilmalarning inkorlikka ishlashi T ga teng. Bu sharoitda t vaqt ichida inkorliklar soni - Puasson taqsimlanishi bilan M tasodif qiymat, $(a=t/T)$.

3. T vaqt davomida bir vaqtning o'zida n ta bir tipdagi qayta tiklanmas elementlar sinarmoqda. Bir qurilmaning t vaqt ichidagi inkorliklar ehtimolligi q ga teng. Bu sharoitda t vaqt ichida inkor qilgan qurilmalar soni - Puasson taqsimlanishi bilan M tasodif qiymat, $(a=nq)$.

Energetika masalalarida taqsimlanishi Puasson qonuni bilan yoritiladigan hodisalar oqimlari qiziqish uyg'otadi. Ordinarlilik, ko'chmaslilik va natijasizlik kabi hodisalar oqimi tushunchalarini ikkinchi bo'limda keltirgan edik. Hodisalarning Puasson oqimi amaliyotda katta ahamiyatga egaligi sababli oqimning bu tushunchalari va xossalari to'liqroq ko'rib chiqamiz.

Hodisalar oqimi deganda biror bir vaqt oralig'ida birin-ketin ro'y beruvchi hodisalar ketma-ketligi tushuniladi. Misol uchun: telefon stansiyasidagi chaqiruvlar oqimi, elektr tarmoqlardagi asboblarning yoqilish oqimi, hisoblash elektron mashinasining adashish oqimi, katta tarmoqdagi energetik obyektlarining inkorliklar oqimi (o'chirgich, ajratgich, transformatorlar va boshqalar) va shunga o'xshash hodisalar. Oqim hosil qiluvchi hodisalar umumiy holda turlicha bo'lishi mumkin. Lekin biz faqat bir tipdagi paydo bo'lish momentlari bilan farq qiluvchi hodisalar oqimini ko'rib chiqamiz. Bunday oqimni sonli o'qida $t_1, t_2, \dots, t_n$ nuqtalar ketma-ketligida tasvirlash mumkin (3.4-rasm).



3.4 - rasm. Hodisalar oqimi ko'rinishi.

Oddiy xossalarga ega bo'lgan hodisalar oqimini ko'rib chiqamiz. Buning uchun avvalgi ta'riflarni kengroq o'rganamiz.

1. Agar uzunligi τ (3.4-rasm) bo'lgan vaqt oralig'ida shu yoki boshqa hodisalar sonining tegish ehtimolligi faqat oraliq uzunligiga bog'liq bo'lsa va $0t$ o'qining qaysi oralig'ida joylashganiga bog'liq bo'lmasa ko'chmas hodisalar oqimi deb aytiladi. Boshqacha so'zlar bilan aytganda, absissa o'qida hodisalar bir xil o'rtacha zichlik bilan taqsimlangan. Bu zichlikni λ orqali belgilaymiz.

Ko'chmaslilik shartini ehtimollik xarakteristikalari vaqtga bog'liq emas hodisalar oqimi qoniqtiradi, ya'ni bunday oqim uchun doimiy zichlik xarakterli. Amaliyotda ko'pincha (chegaralangan vaqt oralig'ida) ko'chmas deb ko'rib chiqiladigan hodisalar oqimi uchraydi. Masalan, Telefon stansiyasidagi chaqiruvlar

oqimi soat 12 dan 13 gacha bo'lgan vaqt oralig'ida ko'chmas deb hisoblanishi mumkin. Xuddi shu oqim bir sutkada ko'chmas deb hisoblanmaydi. "Ko'chmas" deb ataydigan qolgan barcha fizik jarayonlarda ham xuddi shunday. Haqiqatdan ham ularning barchasi faqat chegaralangan vaqt oralig'ida ko'chmas deb ataladi, bu oraliqning cheksizlikkacha tarqalishi esa - faqat analizni soddalashtirish uchun qo'llaniladigan qulay usul.

2. Agar har qanday yopilgan vaqt oralig'ida ularning biriga tegadigan hodisalar soni, boshqalariga tegadigan hodisalar soniga bog'liq bo'lmasa, bu hodisalar oqimiga *natijasiz oqim* deb aytiladi. Bu shart hodisalar oqimi uchun muhim va tarmoqdagi hodisalar bir-biriga bog'liqsiz yuz berayotganini anglatadi. Masalan, katta elektr tarmoqlari elementlarining inkorlik oqimi. Lekin bu shart osonlik bilan, tarmoqlarda kechadigan bog'liqliklar paydo bo'lishi va jarayonlar analizi murakkablashishi hisobiga buzilishi mumkin.

3. Agar elementar oraliq Δt ga ikki yoki undan ortiq hodisalar tegish ehtimolligi bitta hodisaning tegish ehtimolligiga qaraganda ancha kichik bo'lsa, bu hodisalar oqimi *ordinar hodisalar* oqimi deyiladi. Bu shart hodisalar bittalab, juflab emas, uchtalab ro'y berishini anglatadi.

Agar hodisalar oqimi uchta xossaga (ko'chmaslilik, ordinarlik va natijasizlik) ham ega bo'lsa, u eng oddiy deb ataladi (yoki Puasson ko'chmaslilik). Energetik obyektlarning inkorlik oqimi ordinarlik va natijasizlik xossalriga ega, ya'ni puasson hisoblanadi. Undan tashqari ularning ko'pchiligi inkorlik oqimi ko'chmas hisoblanadi, ya'ni eng *oddiy*.

Eng oddiy oqim hodisalar oqimi o'rtasida muhim rol o'ynaydi, boshqa taqsimlanish qonunlari o'rtasida ma'lum darajada analogik normal qonuni rolini o'ynaydi. Ko'p sonli bir-biriga bog'liq emas barcha taqsimlanish qonuniga bo'ysunuvchi tasodifiy hodisalarni qo'shganimizda, taxminan normal qonuni bo'yicha teng qiymatni olishimiz ma'lum. Har qanday natija bilan ko'p sonli ordinar, ko'chmas oqimlarni qo'shganimizda eng oddiy oqimga yaqin oqimni olamiz. Buning uchun kuzatilishi kerak bo'lgan shartlar, markaziy chegaraviy teorema shartlari bilan analogik, aniqrog'i qo'shiladigan oqimlar yig'indiga kichik

ta'sir ko'rsatishi kerak. Amaliyotda eng oddiy oqim bilan ish olib boradigan oqim olish uchun 4-5 ta oqimni qo'shish yetarli ekan.

Amaliyotda zichligi eng oddiy oqim bilan bir xil har qanday oqimni almashtirgan holda, eng oddiy oqimdan farq qiluvchi hodisalar oqimida ham qoniqtiradigan aniqlikdagi natijalarni olishimiz mumkin. Shuning uchun endilikda eng oddiy oqimlar bilan ish olib boramiz.

0r o'qda eng oddiy hodisalar oqimini tasodifiy nuqtalarning chegaralanmagan ketma-ketligi sifatida ko'rib chiqamiz (3.4-rasm). τ uzunlikdagi vaqt oralig'ini belgilaymiz. Ko'chmaslik shartlarida hodisalar oqimi ordinarligi va natijasizligi, τ oralig'iga teguvchi nuqtalar soni matematik kutilish bilan Puasson qonuni bo'yicha tarqalgan

$$a = \lambda \tau \quad (3.6)$$

bu yerda, λ -oqim zichligi (vaqt birligiga mos keluvchi hodisalarning o'rtacha soni).

τ vaqtda m hodisa ro'y berish ehtimolligi keyingi ifodaga teng:

$$P_m(\tau) = \frac{(\lambda \tau)^m}{m!} e^{-\lambda \tau} \quad (3.7)$$

Oraliq bo'sh qolishi mumkinligi ehtimolligi (birorta ham hodisa ro'y bermasligi):

$$P_0(\tau) = e^{-\lambda \tau} \quad (3.8)$$

Hech bo'lmaganda bitta hodisa yuzaga kelishi ehtimolligi:

$$P_{(m \geq 1)}(\tau) = P_1 + P_2 + P_3 + \dots + P_\infty = \sum_{m=1}^{\infty} P_m = 1 - P_{(m=0)} \quad (3.9)$$

τ vaqt oralig'ida k dan kam hodisa ro'y bermaslik ehtimolligi:

$$P_{(m \leq k)} = P_k + P_{(k+1)} + P_{(k+2)} + \dots = \sum_{m=k}^{\infty} P_m = 1 - \sum_{m=0}^{k-1} P_m \quad (3.10)$$

Misol. Bir daqiqada ATS ga keluvchi chaqiruvlarning o'rtacha soni ikkiga teng. Besh daqiqada a) 2 ta chaqiruv b) 2 chaqiruvdan kam c) 2 chaqiruvdan kam bo'lmaganlik ehtimolligini topish kerak. Chaqiruvlar oqimi eng oddiy deb hisobga olinadi.

Yechish. Shart bo'yicha $\lambda=2$; $t=5$; $m=2$. Puasson qonunidan foydalanamiz (3.7).

a) 5 daqiqada 2 ta chaqiruv tushish ehtimolligini topish

$$P_2 = 10^2 \cdot e^{-\frac{10}{2}} = 100 \cdot \frac{0,000045}{2} = 0,00225$$

Bu hodisaning amaliy ro'y berish imkoni yo'q.

b) 5 daqiqada 2 dan kam chaqiruv tushish ehtimolligi

$$P_{(m<2)} = P_0(5) + P_1(5) = e^{-10} + (10 \cdot e^{-10})! = 0,000495$$

Bu hodisaning ham amaliy ro'y berish imkoni yo'q.

c) "2 dan kam chaqiruv tushishi" va "2 dan kam bo'lmagan chaqiruv tushishi" bir-biriga qarama-qarshi hodisalar, shuning uchun ehtimollik

$$P_{(m \geq 2)} = 1 - P_{(m < 2)} = 1 - 0,000495 = 0,999505$$

Bu hodisa amaliy ro'y berishi mumkin.

Puasson qonunining boshqa asosiy xossalaridan biri, u binominal taqsimlanish uchun chegarali hisoblanadi.

$$P_n^m = C_n^m P^m (1-P)^{n-m} \quad (3.11)$$

Agar bir vaqtda n tajribalar sonini cheksizlikka, P ehtimollikni esa nolga yaqinlashtirsak, ularning np ko'paytmasi doimiy qiymatini saqlaydi:

$$np = a \quad (3.12)$$

Binominal taqsimlanishning bu chegarali xossasini keyingi ko'rinishda yozish mumkin:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} C_n^m P^m (1-P)^{n-m} = \frac{a^m}{m!} e^{-a} \quad (3.13)$$

Binominal qonuning chegarali xossasi ko'pincha amaliyotda o'z o'rnini topadi. Har birida A hodisa eng kichik P ehtimollikka ega bo'lgan bir-biriga bog'liq emas katta miqdorda n tajribalar o'tkazilmoqda. A hodisa m marta yuzaga kelishi mumkin bo'lgan P_n^m ehtimollikni hisoblash uchun keyingi yaqinlashtirilgan formuladan foydalanamiz:

$$P_n^m \approx \frac{(np)^m}{m!} e^{-np} \quad (3.14)$$

bu yerda, $np=a$ - binominal taqsimlanish almashtiriladigan Puasson qonuni parametri.

Puasson qonunining bu xossasidan katta miqdordagi tajribalar sonida va eng kichik P ehtimollikka ega binominal taqsimlanishni ifodalash statistika darsliklarida ko'pincha qo'llanadigan nomlanishi kelib chiqadi: *noyob hodisalar qonuni*.

Agar ehtimolliklarni binominal taqsimlanishida $(p+q)^n$, p va q qiymatlari bir-biridan unchalik farq qilmaydigan (2 tartibdan katta bo'lmagan) masalan, $p=0,1$ va $q=0,9$ yoki $p=0,5$ va $q=0,5$, unda tajribalar sonini ko'paytirganda $n \rightarrow \infty$ binominal taqsimlanish asimptotasi normal taqsimlanish qonuni bo'ladi.

Agar p va q keskin farq qilsa, ya'ni $p \rightarrow 0$ yoki $q \rightarrow 0$, unda $n \rightarrow \infty$ da binominal taqsimlanish asimptotasi Puasson qonuni bo'ladi (noyob hodisalar qonuni).

Shu tarzda binominal taqsimlanish ikki chegarada jamlanadi normal va puasson.

Misol. Zavod bazaga 500 ta qurilma yubordi. Yo'lda qurilmalar shikastlanish ehtimolligi 0,002 ga teng. Yo'lda qurilmalar shikastlanish ehtimolligini topish kerak: a) uchta b) uchdan kam c) uchdan ko'p d) hech bo'lmaganda bitta.

Yechish. Son $n=500$, ehtimollik $p=0,002$ kichik, ko'rib chiqiladigan hodisalar bir-biriga bog'liq emas, shu sababli binominal taqsimlanishning ehtimolligini aniqlash uchun (3.14) puasson formulasidan foydalanamiz.

a) $a=np=500 \cdot 0,002=1$ parametrini topamiz.

Uchta qurilmaning shikastlanish ehtimolligi:

$$P_{500}^3 = \frac{(np)^m}{m!} e^{-np} = \frac{e^{-1}}{3!} = \frac{0,36788}{6} = 0,0613$$

b) Uchtadan kam qurilma shikastlanish ehtimolligini topamiz

$$P_{500}^0 + P_{500}^1 + P_{500}^2 = e^{-1} + e^{-1} + \frac{e^{-1}}{2} = \frac{5}{2}e^{-1} = \frac{5}{2} \cdot 0,36788 = 0,9197$$

v) Uchtadan ko'p qurilma shikastlanish ehtimolligini topamiz. "Uchtadan ko'p qurilma shikastlanish" va "Uchtadan kam qurilma shikastlanish" hodisasi qarama-qarshi hodisalar shuning uchun:

$$P_{(m>3)} = 1 - [P_{500}^0 + P_{500}^1 + P_{500}^2 + P_{500}^3]$$

Yuqorida oligan natijalardan foydalangan holda

$$P_{(m>3)} = 1 - [0,9197 + 0,0613] = 0,019$$

egamiz.

Hodisa juda kichik ehtimolligi.

g) Hech bo'lmaganda bitta qurilma shikastlanish ehtimolligini topamiz. "Hech bo'lmaganda bitta qurilma shikastlanish" va "bitta ham qurilma shikastlanish" hodisalari qarama-qarshi bo'lganligi sababli:

$$P_{(m \geq 1)} = 1 - P_{500}^0 = 1 - e^{-1} = 1 - 0,36788 = 0,632$$

3.3. Ko'rsatkichli taqsimlanish.

3.3.1. Ko'rsatkichli taqsimlanishning ta'rifi.

Ko'rsatkichli (eksponensial) deb jadallik bilan yoritiladigan t uzluksiz tasodifiy kattalikning ehtimolliklar taqsimlanishiga aytiladi.

$$f(t) = \begin{cases} 0 & \text{npu } t < 0, \\ \lambda e^{-\lambda t} & \text{npu } t \geq 0, \end{cases} \quad (3.15)$$

bu yerda, λ - doimiy musbat kattalik.

(3.15) ifodadan ko'rinib turibdiki ko'rsatkichli taqsimlanish faqat bir parametr λ bilan aniqlanadi. Bu parametr ko'rsatkichli parametrning boshqa ko'plab parametrlarga bog'liq bo'lgan taqsimlanishlardan ustunligini ko'rsatadi. Odatda parametrlar noma'lum bo'ladi va ularning bahosini topishga to'g'ri keladi. Ikki yoki uchta parametrni baholashdan ko'ra, bitta parametrni baholash osonroq. Ko'rsatkichli qonun bo'yicha taqsimlangan uzluksiz tasodifiy kattalikka t vaqt

oralig'ida eng oddiy oqimning ikki ketma-ket hodisalari vujudga kelishini misol qilib aytish mumkin.

Ko'rsatkichli qonunning taqsimlanish funksiyasini aniqlaymiz.

$$F(t) = \int_{-\infty}^t f(t) dt = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^t e^{-\lambda t} dt \quad (3.16)$$

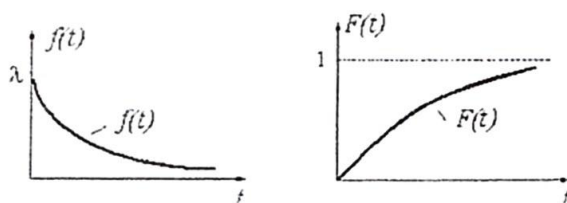
(3.16) ga $-\lambda t = y$, $dt = dy / \lambda$ ni qo'ygan holda va integrallab keyingi formulani olamiz:

$$F(t) = \lambda \cdot \int_0^t e^{-\lambda t} dt = \frac{\lambda}{\lambda} \cdot \int_0^t e^y dy = C_0 - e^y = C_0 - e^{-\lambda t}.$$

bu yerda, $t=0$ bo'lganida, $F(t)=0$ ga va $C_0 - e^{-\lambda t}=0$ ga teng bo'ladi, bunda $C_0=1$.

Shu tarzda,

$$F(t) = \begin{cases} 0 & \text{npu } t < 0, \\ 1 - e^{-\lambda t} & \text{npu } t \geq 0, \end{cases} \quad (3.17)$$



3.5 – rasm. Ko'rstkichli qonunning zichligi $f(t)$ va taqsimlanish funksiyasi $F(t)$ grafigi

Taqsimlanish zichligi yordamida ko'rsatkichli qonunning taqsimlanish qonunini aniqladik. Teskari holda, taqsimlanish funksiyasi yordamida ko'rsatkichli qonunning taqsimlanish zichligini topish mumkin.

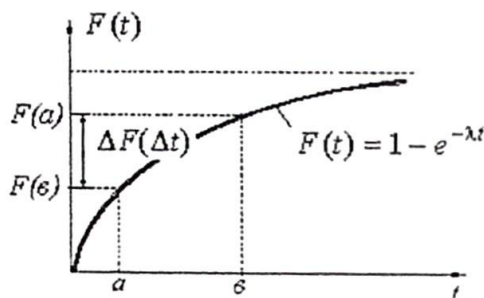
3.5-rasmda ko'rstkichli qonunning zichligi va taqsimlanish funksiyasi grafigi keltirilgan.

3.3.2. Ko'rsatkichli taqsimlangan tasodifiy kattalikning berilgan oraliqqa tegish ehtimolligi.

Taqsimlanish funksiyasi bo'yicha berilgan va ko'rsatkichli qonun bo'yicha taqsimlangan T uzluksiz tasodifiy kattalikning (a, b) oraliqqa tegish ehtimolligini topamiz

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t} \text{ nu } t \geq 0.$$

Bu ehtimollik berilgan oraliqda T uzluksiz tasodifiy kattalikning taqsimlanish funksiyasi o'zgarishi hisoblanadi. Bu holat 3.6-rasmda tasvirlangan.



3.6 - rasm. (a, b) oraliqda taqsimlanish funksiyasining o'zgarishi.

(1.18) formuladan foydalangan holda keyingi formulalarni olamiz

$$\Delta F(t) = P(a < T < b) = F(b) - F(a).$$

Quyidagini hisobga olgan holda

$$F(a) = 1 - e^{-\lambda a}, \text{ a } F(b) = 1 - e^{-\lambda b}$$

olamiz

$$P(a < T < b) = e^{-\lambda a} - e^{-\lambda b}. \quad (3.18)$$

Misol. T uzluksiz tasodifiy kattalik $t \geq 0$ da $f(t) = 2e^{-2t}$, $x < 0$ da $f(t) = 0$ ko'rsatkichli qonun bo'yicha taqsimlangan. T sinov natijasida $(0,3; 1)$ oraliqqa tegish ehtimolligini toping.

Yechish. $\lambda=2$ sharti bo'yicha (3.18) formuladan foydalanamiz.

$$P(0,3 < T < 1) = e^{-(2 \cdot 0,3)} - e^{-(2 \cdot 1)} = e^{-0,6} - e^{-2} \approx 0,41.$$

3.3.3. Ko'rsatkichli taqsimlanishning sonli xarakteristiklari.

T uzluksiz tasodifiy kattalik ko'rsatkichli qonun bo'yicha taqsimlangan bo'lsa,

$$f(t) = \begin{cases} 0 & \text{npu } t < 0, \\ \lambda e^{-\lambda t} & \text{npu } t \geq 0. \end{cases}$$

Matematik kutilishni topamiz ((1.25) formulaga qarang):

$$m_t = M(T) = \int_0^{\infty} t \cdot f(t) dt = \lambda \cdot \int_0^{\infty} t \cdot e^{-\lambda t} dt.$$

Qismlar bo'yicha integrallab, keyingi formulani olamiz:

$$m_t = M(T) = \frac{1}{\lambda}. \quad (3.19)$$

Shunday qilib, ko'rsatkichli taqsimlanishning matematik kutilishi λ parametri qiymatiga teskari.

T kattalikning dispersiyasini (1.36) formuladan aniqlaymiz:

$$\begin{aligned} D(T) &= \int_0^{\infty} (t - m_t)^2 f(t) dt = \int_0^{\infty} t^2 f(t) dt - \int_0^{\infty} 2 \cdot m_t \cdot t \cdot f(t) dt + \\ &+ \int_0^{\infty} m_t^2 f(t) dt = \int_0^{\infty} t^2 f(t) dt - 2m_t^2 + m_t^2 = \lambda \cdot \int_0^{\infty} t^2 \cdot e^{-\lambda t} \cdot dt - \frac{1}{\lambda^2}. \end{aligned}$$

bu yerda, qismlar bo'yicha integrallab,

$$\lambda \cdot \int_0^{\infty} t^2 \cdot e^{-\lambda t} \cdot dt = \frac{2}{\lambda^2}$$

olamiz.

$$D(T) = \frac{1}{\lambda^2} \quad (3.20)$$

bu yerdan, o'rtacha kvadratik og'ish

$$\delta_t = \sqrt{D(T)} = \frac{1}{\lambda} \quad (3.21)$$

(3.19) va (3.21) tenglashtirgan holda xulosa chiqaramiz

$$m_t = \delta_t = \frac{1}{\lambda},$$

ya'ni, ko'rsatkichli taqsimlanishning o'rtacha kvadratik og'ishi va matematik kutilishi o'zaro teng va o'zi oqimdagi hodisalar orasidagi o'rtacha vaqtni ko'rsatadi.

Ko'rsatkichli taqsimlanish amaliyotda keng qo'llaniladi, qisman, ishonchlilik nazariyasidagi asosiy tushunchalardan bo'lgan funksiya ishonchliligida va funksiya ishonchsizligida.

3.3.4. Ishonchlilik funksiyasi.

Elektr ta'minoti tizimi elementi $t=0$ vaqt momentida ishlashni boshladi, t uzunlikdagi vaqt o'tishi bilan inkorlik yuz berdi. Elementning vaqt davomida inkorsiz ishlashi - uzluksiz tasodifiy kattalikni T bilan belgilaymiz. Agar element t vaqtda kichik vaqtgacha inkorsiz ishlasa, t vaqt davomida inkorlik yuz beradi.

Shunday qilib, $F(t)=P(T<t)$ taqsimlanish funksiyasi t vaqt davomidagi inkorlik ehtimolligini aniqlaydi va ishonchsizlik funksiyasi $F(t)$ deyiladi. Shu t vaqt davomidagi inkorsiz ish ehtimolligi, ya'ni qarama-qarshi hodisa ehtimolligi keyingi ifodaga teng:

$$R(t) = P(T > t) = 1 - F(t) \quad (3.22)$$

t vaqt davomida elementning inkorsiz ish ehtimolligini aniqlovchi $R(t)$ funksiya *ishonchlilik funksiyasi* deyiladi.

$F(t)$ va $R(t)$ funksiyalar elementning inkorsiz ish vaqti - T tasodifiy kattalikning *integralli taqsimlanish qonuni* deyiladi. Bunda elektr ta'minot tarmog'i elementi tushinilayotganini esda tutish kerak.

Boshqacha so'zlar bilan aytganda: elementning asosiy texnik ishonchliligining miqdoriy o'lchovi sifatida ma'lum sharoitlarda berilgan vaqt ichida elementning inkorsiz ishlash ehtimolligi qabul qilingan, ya'ni:

$$R(t) = P(T > t)$$

texnik ishonchsizlikning miqdoriy o'lchovi sifatida ma'lum sharoitlarda berilgan vaqt ichida elementning *inkorlilik* (ishdan chiqishi) ehtimolligi qabul qilingan, ya'ni:

$$F(t) = P(T < t)$$

Umumiy holda elementning inkorsiz ishlash vaqti T umumlashtirilgan *tushuncha* hisoblanadi. Ko'pincha u yoqilishlar soni yoki ish sikli (masalan, rele chidamliligining charchaganligiga sinov), yurish kilometri miqdori (avtomobil, elektrovoz) bilan o'lchanishi mumkin.

3.3.5. Ishonchlilikning ko'rsatkichli qonuni.

Amaliyotda elementning inkorsiz ishlash davomiylik vaqti ko'pincha taqsimlanish funksiyasi bilan ko'rsatkichli taqsimlanishga ega.

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t}.$$

Shuning uchun, (3.22) ifodasiga muvofiq ishonchlilik funksiyasi elementning inkorsiz ishlash davomiylik vaqtining ko'rsatkichli taqsimlanish holatida keyingi ko'rinishga ega bo'ladi:

$$R(t) = 1 - F(t) = 1 - (1 - e^{-\lambda t}) = e^{-\lambda t} \quad (3.23)$$

bu yerda, λ -inkorliklar jadalligi (vaqt birligi ichidagi hodisalarning o'rtacha soni).

(3.23) ifoda orqali aniqlanadigan ishonchlilik funksiyasi *ishonchlilikning ko'rsatkichli qonuni* deyiladi. Bu formula $\lambda(t) = \lambda = \text{const}$ shartida t davomiyligidagi vaqt oralig'ida elementning inkorsiz ishlash ehtimolligini topishga yo'l ochadi. Elektr energetikada amaliy masalalarni yechishda inkorliklar jadalligi davomiy vaqt o'tishida doimiy deb qabul qilinadi, ya'ni ko'chmas holat ko'rib chiqiladi. Ayrim hollarda ko'p ishlash jarayoni va eskirishi tufayli bu shart bajarilmaydi. Bu davrlarni yoritish uchun boshqa murakkabroq taqsimlanish qonunlaridan foydalanish kerak. Odatda ko'p ishlash davrida tuzatish, ta'mirlash, tayyorlash, qo'shimcha nazorat yordamida ishonchlilikni ko'tarishadi, eskirish davrida esa qo'shimcha xizmat ko'rsatish yordamida ishonchlilikni ko'tarishadi. Buning barchasi birgalikda, hisoblashda xatoliklarni qo'shmasdan $\lambda = \text{const}$ qabul qilishiga olib keladi.

Misol. Shahar elektr tarmog'ida kuch transformatori tasodifiy kattalik hisoblangan T vaqt davomida ishlamoqda va keyingi ko'rsatilgan zichlik bilan ko'rsatkichli qonun bo'yicha taqsimlangan:

$$f(t) = \begin{cases} 0 & \text{npu } t < 0, \\ \lambda e^{-\lambda t} & \text{npu } t \geq 0. \end{cases}$$

bu yerda, $\lambda=0,03$ (1/yil).

t vaqt o'tishi bilan yuklama oshishi natijasida transformator buzilishi yoki boshqa sababga ko'ra uni boshqasiga almashtirishdi. Ikki blok savollar yig'indisini qo'yamiz:

1. Aniqlang:

- transformator ekspluatatsiyasining o'rtacha davomiyligi;
- birinchi 10 yil ichida transformatorning ishonchli ishlash ehtimolligi;
- 10 va 20 yillar oralig'idagi transformatorning ekspluatatsiyasi inkorlilik ehtimolligi.

2. $t=30$ yil ekspluatatsiya vaqtidagi ehtimollikni aniqlang:

- transformatorni bir marta ham almashtirish kerak emas;
- transformatorni ikki marta almashtirish talab qilinadi;
- transformatorni ikki martadan kam almashtirmaslik talab qilinadi.

Yechish. $\lambda=0,03$ doimiy inkorlik jadalligi sharti bilan ko'rsatkichli qonun bo'yicha T tasodifiy kattalik taqsimlanadi. Shuning uchun ishonchlilikning ko'rsatkichli qonuni qo'llagan holda birinchi blok savollariga javob olamiz.

- transformator ekspluatatsiyasining o'rtacha davomiyligini, (3.19) formula bo'yicha T tasodifiy kattalikning matematik kutilishini aniqlaymiz:

$$M(T) = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{0,03} \cong 33 \text{ yil.}$$

- birinchi 10 yil davomida transformatorning ishonchli ishlash ehtimolligi, ya'ni $P(T>t)$ (3.23) formuladan aniqlaymiz.

$$R(t) = e^{-\lambda t} = e^{-0,03 \cdot 10} \cong 0,74.$$

- 10 va 20 yillar oralig'idagi transformatorning ekspluatatsiyasi inkorlilik ehtimolligi, ya'ni $P(10 < T < 20)$ (3.18) formuladan topamiz.

$$P(10 < T < 20) = e^{-\lambda t_1} - e^{-\lambda t_2} = e^{-0,03 \cdot 10} - e^{-0,03 \cdot 20} = 0,192.$$

Ikkinchi savollar bloki transformatorni almashtirish hodisalari elektr tarmog'ida λ hodisalar jadalligi bilan eng oddiy oqimni tashkil qilishidan kelib chiqib yechiladi. τ vaqt oralig'ida m hodisa kelish ehtimolligi Puasson qonuni (3.7) bo'yicha aniqlanadi.

$$P_m = \frac{a^m}{m!} e^{-a} = \frac{(\lambda \tau)^m}{m!} e^{-\lambda \tau}.$$

bu yerda, $a = \lambda \tau$ - τ vaqt oralig'idagi hodisalar sonining matematik kutilishi.

- transformatorni biror marta ham almashtirish talab qilinmaslik ehtimolligi.

$$P_{(m=0)} = e^{-\lambda \tau} = e^{-0,03 \cdot 10} = 0,41.$$

- transformatorni ikki marta almashtirish ehtimolligi

$$P_{m=2} = \frac{(0,03 \cdot 30)^2}{2 \cdot 1} e^{-0,03 \cdot 10} = 0,165.$$

- transformatorni ikki martadan kam almashtirmaslik ehtimolligi

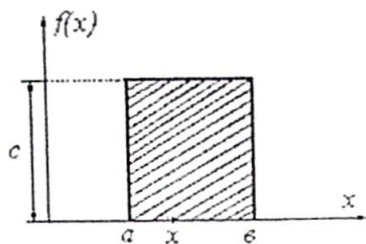
$$P_{(m \geq 2)} = 1 - [P_{(m=0)} + P_{(m=1)}] = 1 - 0,41 - \frac{0,03 \cdot 30}{1} e^{-0,03 \cdot 30} = 1 - 0,41 - 0,366 = 0,224.$$

3.4. Ehtimolliklarni to'g'ri taqsimlash qonuni.

Amaliyot masalalarida qabul qilishi mumkin bo'lgan qiymatlarining ma'lum bir oraliqda yotishi oldindan aniq uzluksiz tasodifiy kattaliklar uchraydi. Bundan tashqari bu oraliqdagi tasodifiy kattalikning qiymatlari bir xil ehtimollikka ega (aniqrog'i bir xil ehtimollik zichligiga). Bu tasodifiy kattaliklar to'g'risida *teng taqsimlanish qonuni* yoki *to'g'ri zichlik qonuni* bo'yicha taqsimlanadi deyishadi.

To'g'ri ehtimollik bilan taqsimlangan tasodifiy kattalikka misol keltiramiz.

Metropoliten poezdlari ikki daqiqa oralig'ida kelishmoqda. Yo'lavchi biror bir vaqt oralig'ida platformaga chiqyapti. Kutishga to'g'ri keladigan T vaqt, o'zi bilan (0,2) daqiqa oralig'ida to'g'ri zichlik bilan taqsimlangan tasodifiy kattalikni ko'rsatadi.



3.7-rasm. To'g'ri zichlik taqsimlanishning grafigi.

a dan b gacha (3.7-rasm) oraliqdagi to'g'ri zichlik qonuniga bo'ysungan X tasodifiy kattalikni ko'rib chiqamiz va uning uchun $f(x)$ taqsimlanish zichligi ifodasini yozamiz. $f(x)$ zichligi doimiy va (a, b) kesmasida c ga teng, kesma tashqarisida nolga teng:

$$f(x) = \begin{cases} c & \text{npu } a < x < b, \\ 0 & \text{npu } a > x > b. \end{cases}$$

Yuza taqsimlanish egri chizig'i bilan chegaralanganligi sababli birga teng:

$$c \cdot (b - a) = 1,$$

Unda

$$c = \frac{1}{b - a},$$

va $f(x)$ taqsimlanish zichligi keyingi ko'rinishga ega bo'ladi:

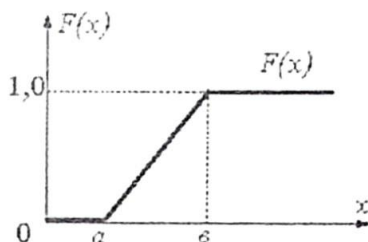
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b - a} & \text{npu } a < x < b, \\ 0 & \text{npu } a > x > b. \end{cases} \quad (3.24)$$

Bu formula (a, b) oraliqda ehtimolliklarning to'g'ri taqsimlanish qonunlarini (to'g'ri zichlik qonuni) ham ifodalaydi.

Taqsimlanish funksiyasi $F(x)$ uchun keyingi ifodani yozamiz. Taqsimlanish funksiyasi taqsimlanish egri chizig'i va absissa o'qi bilan chegaralangan, x nuqtasidan chaproqda yotuvchi yuzasi orqali ifodalanadi (3.7-rasm).

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{npu } x < a, \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{npu } a < x < b, \\ 1 & \text{npu } x > b. \end{cases} \quad (3.25)$$

Taqsimlanish funksiyasi $F(x)$ grafigi 3.8-rasmda keltirilgan. a dan b gacha bo'lgan oraliqda to'g'ri zichlik qonuniga bo'ysunuvchi X tasodifiy kattalikning asosiy sonli xarakteristikalarini aniqlaymiz.



3.8-rasm. Taqsimlanish funksiyasi.

X kattalikning matematik kutilishi:

$$m_x = \int_a^b \frac{x}{b-a} dx = \frac{a+b}{2} \quad (3.26)$$

ga teng.

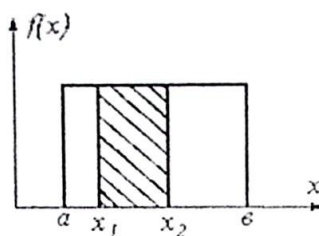
X kattalikning dispersiyasi

$$D_x = \mu_2 = \frac{1}{b-a} \cdot \int_a^b \left(x + \frac{a+b}{2} \right)^2 dx = \frac{(b-a)^2}{12}, \quad (3.27)$$

bu yerdan o'rtacha kvadratik o'tish

$$\delta_x = \sqrt{D_x} = \frac{b-a}{2\sqrt{3}}. \quad (3.28)$$

(a, b) oraliqqa kiruvchi (x_1, x_2) oraliqdagi to'g'ri zichlik qonuni bo'yicha taqsimlangan X tasodifiy kattalik tegish ehtimolligini topamiz (3.9-rasm).



3.9-rasm. (x_1, x_2) oraliqdagi X tasodifiy kattalik tegish ehtimolligi

3.9-rasmdan ko'rinib turibdiki geometrik jihatdan ehtimollik o'zi bilan shtrizlangan yuzani ko'rsatadi. U keyingi ifodaga teng:

$$P(x_1 < X < x_2) = \frac{x_2 - x_1}{b - a}, \quad (3.29)$$

ya'ni (x_1, x_2) kesmaning (a, b) oraliqning barcha uzunligi nisbatiga teng.

Misol. Elektr energiya iste'molchilari guruhining yuklamasi 5 dan 155 kVA gacha diapazonida to'g'ri taqsimlangan.

Aniqlang:

- 1) haqiqiy yuklama 1 dan 40 kVA gacha diapazondaligi ehtimolligi;
- 2) haqiqiy yuklamadan $P=0,05$ ehtimollik bilan oshishi mumkin bo'lgan S_h hisob yuklamasi qiymatini;
- 3) haqiqiy yuklama 55 kVA kichik bo'lish ehtimolligini.

Yechish: Bu masalani yechishda (3.29) formuladan foydalanamiz. $a=5$ kVA, $b=155$ kVA, x_1, x_2 esa qo'yilgan savollarga mos keluvchi qiymatlarni qabul qiladi.

- 1) haqiqiy yuklama 1 dan 40 kVA gacha oraliqdagi ehtimolligi

$$P(10 < S < 40) = \frac{40 - 10}{155 - 5} = \frac{30}{150} = 0,2.$$

- 2) haqiqiy yuklamadan $R=0,05$ ehtimollik bilan oshishi mumkin bo'lgan S_h hisob yuklamasi qiymatini $x_1=S_h$ va $x_2=b=155$ bo'lganida topamiz. Unda:

$$P(S > S_x) = 0,55 = \frac{155 - S_x}{155 - 5},$$

bu yerdan

$$S_x = 155 - 150 \cdot 0,05 = 155 - 7,5 = 147,5 \quad (\text{kVA})$$

3) haqiqiy yuklama 55 kVA kichik bo'lish ehtimolligi

$$P(S < 55) = \frac{55 - 5}{155 - 5} = \frac{50}{150} = 0,33$$

bu yerda, $x_1=a=5$ va $x_2=55$ ga teng.

3.5. Taqsimlanishning normal qonuni.

3.5.1. Normal qonun va uning parametrlari.

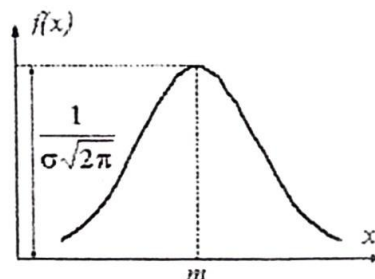
Taqsimlanishning normal qonuni (gauss qonuni) ehtimollar nazariyasida muhim rol o'ynaydi va boshqa taqsimlanish qonunlari o'rtasida muhim o'rin egallagan. Bu amaliyotda tez-tez uchraydigan taqsimlanish qonuni hisoblanadi. Boshqa qonunlar o'rtasida normal qonunning ajralib turgan asosiy xususiyati chegaraviy qonunligida (ko'pincha uchraydigan sharoitlarda unga boshqa taqsimlanish qonunlari yaqinlashadi).

Biror bir taqsimlanish qonuniga bo'ysunuvchi katta sondagi bir-biriga bog'liq emas tasodifiy kattaliklar yig'indisi, normal qonunga bo'ysunadi va bu qancha aniq bajarilsa, shuncha ko'p miqdordagi tasodifiy kattaliklar qo'shiladi. Ularning asosiy cheklovi qo'shilayotgan tasodifiy kattaliklar barchasi teng va umumiy yig'indida nisbatan kichik rol o'ynashidan iborat. Agar bu shart bajarilmasa va masalan tasodifiy kattaliklardan biri ta'sirini ko'rsatib yig'indida boshqa barcha hodisalardan ustun bo'lsa, unda ustun bo'lgan tasodifiy kattalik yig'indida ta'sirini ko'rsatadi va asosan uning taqsimlanish qonunini topiladi.

Agar ehtimollik zichligi keyingi ko'rinishda bo'lsa, X tasodifiy kattalik normal qonun bo'yicha taqsimlangan deyiladi:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \quad (3.30)$$

Normal qonun bo'yicha taqsimlanishning egri chizig'i simmetrik do'nglik ko'rinishiga ega bo'ladi (3.10-rasm) ga teng egri chiziqning maksimal ordinatasi $x=m$ nuqtasiga to'g'ri keladi, nuqtadan uzoqlashish bilan taqsimlanish zichligi tushadi va $x \rightarrow \pm\infty$ da, egri chiziq asimtotikdek absissa o'qiga yaqinlashadi.



3.10-rasm. Normal qonunning taqsimlanish egri chizig'i.

(3.30) ifodadagi m va σ sonli parametrlar ma'nosini yoritamiz. m qiymat matematik kutilish va σ o'rtacha kvadratik og'ish kattalik ekanligi ko'rsatamiz. Buning uchun X kattalikning asosiy sonli xarakteristikalarini matematik kutilish va dispersiyani hisoblaymiz.

$$M[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$t = \frac{x-m}{\sigma\sqrt{2}}$ yangi o'zgaruvchini ko'rsatamiz. Bu yerdan $x = t\sigma\sqrt{2} + m$ va

$dx = \sigma\sqrt{2}dt$. Yangi integrallash chegaralari eskilariga tengligini e'tiborga olgan holda

$$M[X] = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} (\sigma\sqrt{2} + m) \cdot e^{-t^2} \cdot dt = \frac{\sigma\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} t e^{-t^2} \cdot dt + \frac{m}{\sqrt{\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2} \cdot dt \quad (3.31)$$

ni olamiz.

(3.31) formuladagi birinchi qo'shiluvchi nolga teng (integral ichidagi funksiya toq funksiya, koordinatalar boshiga nisbatan integrallash chegaralari simmetrik. Ikkinchi qo'shiluvchi o'zi bilan Eyler-Puasson integralini ko'rsatadi:

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2} dt = 2 \int_0^{\infty} e^{-t^2} dt = \sqrt{\pi} \quad (3.32)$$

Bundan,

$$M[X] = m$$

ya'ni m parametri o'zi bilan X kattalikning *matematik kutilishini* ko'rsatadi. Bu parametrni ko'pincha *tarqalish markazi* yoki X tasodifiy kattalikning *ehtimolliroq qiymati* deb atashadi.

X kattalikning dispersiyasini hisoblaymiz:

$$D[X] = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (x-m)^2 e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} dx$$

Yana o'zgaruvchini almashtirgan holda:

$$t = \frac{x-m}{\sigma\sqrt{2}}$$

olamiz:

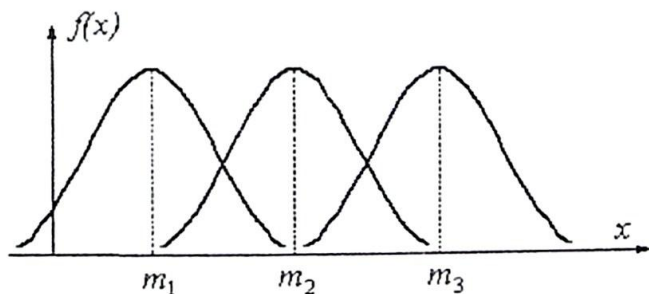
$$D[X] = \frac{2\sigma^2}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} t^2 e^{-t^2} dt$$

Qismlar bo'yicha integrallagan holda olamiz:

$$D[X] = \sigma^2$$

(3.30) formuladagi σ parametri X kattalikning o'rtacha kvadratik og'ishi hisoblanadi.

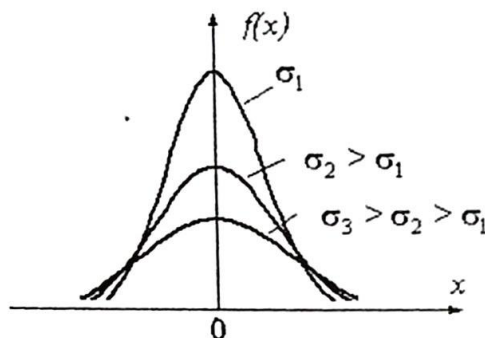
m va σ parametrlari qiymati normal egri chiziqning shakli va joylashishiga qanday ta'sir ko'rsatadi. (3.30) formuladan ko'rinib turibdiki taqsimlanish simmetriyasining markazi, m tarqalish markazi hisoblanadi. Bu, (3.30) formulada $(x-m)$ ayirma belgisini o'zgartirganimizda teskari natijaga o'zgarmaganligidan aniq. Agar m tarqalish markazini o'zgartirganimizda taqsimlanish egri chizig'i shakli o'zgartirmasdan absissa o'qi bo'yicha harakat qiladi (3.11-rasm).



3.11-rasm. m o'zgarishi bilan normal taqsimlanish egri chizig'ining o'zgarishi.

Tarqalish markazining o'lchamliligi X tasodifiy kattalikning o'lchamliligidek.

σ parametri (o'rtacha kvadratik og'ish) holatni emas, balki taqsimlanish egri chizig'ining shaklini xarakterlaydi. σ kattalashishi bilan egri chiziq cho'ziladi va yassiroq bo'ladi, σ kichiklashishi bilan u tepaga tortiladi va qisiladi. Bu ehtimollik zichligining maksimumi o'zgarishiga qaramay, $\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}$ taqsimlanish egri chizig'i ostidagi yuza har doim birga teng ekanligi bilan tushuntiriladi. 3.12-rasmda $m=0$ va turli σ da uchta normal egri chiziq ko'rsatilgan. σ parametri o'lchamliligi X tasodifiy kattalik o'lchamliligi bilan to'g'ri keladi.



3.12-rasm. σ o'zgarishi bilan taqsimlanish egri chizig'i shaklining o'zgarishi.

3.5.2. Tasodifiy kattalikning berilgan oraliqqa tegish ehtimolligi.

Amaliyotning ko'plab masalalarida σ va m parametrlarining ixtiyoriy qiymatlari bilan normal qonunga (ayrim hollarda umumiy normal qonun deb atashadi) bo'ysunuvchi X tasodifiy kattalikning α dan β gacha bo'lgan oraliqqa tegish ehtimolligini aniqlash to'g'ri keladi. Bu ehtimollikni hisoblash uchun umumiy formuladan foydalanishadi:

$$P(\alpha < X < \beta) = F(\beta) - F(\alpha) \quad (3.33)$$

bu yerda, $F(x)$ - X kattalikning taqsimlanish funksiyasi.

Umumiy normal qonun bo'yicha taqsimlangan X tasodifiy kattalikning taqsimlanish funksiyasi $F(x)$ topamiz. X kattalikning taqsimlanish zichligi:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \quad (3.34)$$

Unda taqsimlanish funksiyasi

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} dx \quad (3.35)$$

(3.35) integralida o'zgaruvchini almashtiramiz

$$\frac{x-m}{\sigma} = t$$

va u keyingi ko'rinishga ega bo'ladi:

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{x-m}{\sigma}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (3.36)$$

(3.36) integral elementar funksiyalar bilan ifodalanmaydi, lekin uni e^{-t^2} yoki $e^{-\frac{t^2}{2}}$ uchun jadval tuzilgan va aniq integralni ifodalaydigan maxsus funksiya orqali yechish mumkin. Bu funksiyalarning turlari mavjud, masalan:

$$\Phi(x) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt; \quad \Phi_1(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

Bu funksiyalarning qaysi biridan foydalanish foydalanuvchining xohishiga ko'ra aniqlanadi.

Yuqorida qo'yilgan savolga javob topish uchun biz bunday sifatida keyingi funksiyani tanlaymiz:

$$\dot{\Phi}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (3.37)$$

$\dot{\Phi}(x)$ integrali ehtimolliklar integrali deyiladi. Bu funksiya $m=0$, $\sigma=1$ ya'ni $x=t$ ga parametrlari bilan normal taqsimlangan tasodifiy kattalik (3.35) uchun taqsimlanish funksiyasi ekanligi ko'rinib turibdi.

$\dot{\Phi}(x)$ funksiyani yana *normal taqsimlanish funksiyasi yoki standart taqsimlanish funksiyasi* deb atash qabul qilingan.

Adabiyot [1] da $\dot{\Phi}(x)$ qiymatlar jadvali keltirilgan.

m va σ parametri bilan X kattalikning (3.35) taqsimlanish funksiyasini $\dot{\Phi}(x)$ normal taqsimlanish funksiyasi orqali ifodalaymiz.

$$F(x) = \dot{\Phi}\left(\frac{x-m}{\sigma}\right) \quad (3.38)$$

Endi α dan β gacha bo'lgan oraliqdagi X tasodifiy kattalikning tegish ehtimolligini aniqlash qiyin emas. (3.33) formula bo'yicha

$$P(\alpha < x < \beta) = \dot{\Phi}\left(\frac{\beta-m}{\sigma}\right) - \dot{\Phi}\left(\frac{\alpha-m}{\sigma}\right) \quad (3.39)$$

Shu tarzda, biz $m=0$ va $\sigma=1$ parametri bilan eng oddiy normal qonunga mos keluvchi standart taqsimlanish funksiyasi orqali har qanday parametrlar bilan normal qonun bo'yicha taqsimlangan X tasodifiy kattalikning qiziqtirga oraliqqa tegish ehtimolligini ifodaladik. (3.39) formuladagi $\dot{\Phi}(x)$ funksiya argumenti juda oddiy ma'noga ega ekanligini belgilaymiz: $\frac{\beta-m}{\sigma}$ oraliqning o'ng oxiridan o'rtacha kvadratik og'ish bo'yicha ifodalangan markaziy tarqalishgacha bo'lgan tarqalish; $\frac{\alpha-m}{\sigma}$ – oraliqning chap oxiri α dan bo'lgan xuddi shunday masofa va agar oxiri markaziy tarqalishdan o'ngda joylashgan bo'lsa, bu masofa musbat hisoblanadi. Agar chapda bo'lsa, manfiy hisoblanadi.

Barcha funksiyalar kabi $\dot{\Phi}(x)$ funksiya ham xossalarga ega:

1. $\dot{\Phi}(-\infty) = 0$; 2. $\dot{\Phi}(+\infty) = 1$; 3. $\dot{\Phi}(x)$ - o'zining argumentining ortuvchi funksiyasi.

Undan tashqari, $m=0$, $\sigma=1$ parametri bilan normal taqsimlanish koordinatalar boshiga nisbatan simmetriyaliligidan keyingi xulosa kelib chiqdi:

$$\dot{\Phi}(-x) = 1 - \dot{\Phi}(x) \quad (3.40)$$

Bu xossalar amaliyotda har doim mavjudligi sababli ularni har doim yodda tutish kerak.

Ehtimolliklar integrali $\dot{\Phi}(x)$ jadvalini qisqartirish uchun ko'pincha Laplas funksiyasi qo'llanadi:

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (3.41)$$

Jadvallar Laplas funksiyasi uchun faqat x ning musbat qiymatlari uchun tuzilgan. X ning manfiy qiymatlari uchun simmetriya xossasi qo'llanadi, unga ko'ra (Laplas funksiyasi toq)

$$\dot{\Phi}(-x) = -\dot{\Phi}(x) \quad (3.42)$$

α dan β gacha bo'lgan oraliqdagi X tasodifiy kattalikning tegish ehtimolligi

$$P(\alpha < x < \beta) = \Phi\left(\frac{\beta - m}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha - m}{\sigma}\right) \quad (3.43)$$

(3.39) va (3.43) formulalarni solishtirsak ular shakli bo'yicha bir xil, lekin tarkibi bo'yicha farq qiladi.

Shuning uchun $\dot{\Phi}(x)$ yoki $\Phi(x)$ funksiya foydalanishiga qarab amaliy masalalarni yechishda ularning (3.40) va (3.42) xossalarini yodda tutish kerak.

3.5.3. Tarqalish markaziga nisbatan tasodifiy kattalikning og'ish ehtimolligi.

Amaliyotda ko'pincha normal taqsimlangan tasodifiy kattalikning m tarqalish markaziga nisbatan simmetrik oraliqqa tegish ehtimolligini hisoblash masalalari uchraydi.

2δ uzunlikdagi oraliqni ko'rib chiqamiz (3.13-rasm). (3.39) formula bo'yicha oraliqqa tegish ehtimolligini hisoblaymiz:

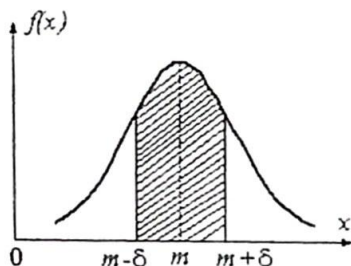
$$P(m - \delta < x < m + \delta) = \dot{\Phi}\left(\frac{\delta}{\sigma}\right) - \dot{\Phi}\left(-\frac{\delta}{\sigma}\right) \quad (3.44)$$

$\dot{\Phi}(x)$ funksiyasining (3.40) xossasini hisobga olgan holda, (3.44) ifodani sodda holga keltiramiz:

$$P(|x - m| < \delta) = \dot{\Phi}\left(\frac{\delta}{\sigma}\right) - \left[1 - \dot{\Phi}\left(\frac{\delta}{\sigma}\right)\right] = 2\dot{\Phi}\left(\frac{\delta}{\sigma}\right) - 1 \quad (3.45)$$

Normal taqsimlangan tasodifiy kattalikning m tarqalish markaziga nisbatan simmetrik oraliqqa tegish ehtimolligini aniqlash uchun Laplas funksiyasini ham qo'llash mumkin. Bu holatda (3.43) ifodaga muvofiq:

$$P(|x - m| < \delta) = \Phi\left[\frac{(m + \delta) - m}{\sigma}\right] - \Phi\left[\frac{(m - \delta) - m}{\sigma}\right] = \Phi\left(\frac{\delta}{\sigma}\right) - \Phi\left(-\frac{\delta}{\sigma}\right)$$



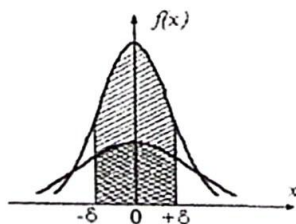
3.13-rasm. m tarqalish markazidan og'ish

(3.42) xossasini hisobga olgan holda keyingi formulani olishimiz mumkin:

$$P(|x - m| < \delta) = 2\Phi\left(\frac{\delta}{\sigma}\right) \quad (3.46)$$

$m=0$ bo'lganda, ya'ni ordinatalar o'qidan tasodifiy kattaliklar og'ishi ko'rib chiqiladi.

$$P(|x| < \delta) = 2\Phi\left(\frac{\delta}{\sigma}\right) \quad (3.47)$$



3.14-rasm. Tasodifiy kattalikning $(-\delta, +\delta)$ oraliqqa tegish ehtimolligi.

3.14-rasmda, agar ikki tasodifiy kattaliklar normal taqsimlangan va $m=0$ bo'lsa, $(-\delta, +\delta)$ oralig'iga tegishli qiymat qabul qilish ehtimolligi δ kichik qiymat qabul qilgan qiymatda katta bo'lishi ko'rsatilgan. Bu fakt to'liq σ parametrining (bu tasodifiy kattalik atrofidagi matematik kutilishning tarqalishini xarakterlovchi o'rtacha kvadratik og'ish) ehtimollik ma'nosiga mos keladi.

3.5.4. Uch sigma qoidasi.

Keyingi masalani yechamiz. σ uzunlikdagi ketma-ket kesmalarni tarqalish markazidan olib qo'yamiz (3.15-rasm). σ absissa uzunligidagi taqsimlanish egri chizig'i bilan chegaralangan oraliq, X tasodifiy kattalikning shu oraliqqa tegish ehtimolligi hisoblanadi. X tasodifiy kattalikning shu oraliqlarning har biriga tegish ehtimolligi hisoblaymiz. Normal qonunning egri chizig'i simmetrik bo'lganligi sababli bunday kesmalarni faqat bit tomonga olib qo'yish yetarli.

(3.39) formula bo'yicha:

$$P(m < X < m + \sigma) = \dot{\Phi}\left(\frac{m + \sigma + m}{\sigma}\right) - \dot{\Phi}\left(-\frac{m - m}{\sigma}\right) = \dot{\Phi}(1) - \dot{\Phi}(0) = \\ = 0,8413 - 0,5000 \cong 0,341;$$

$$P(m + \sigma < X < m + 2\sigma) = \dot{\Phi}(2) - \dot{\Phi}(1) \cong 0,136;$$

$$P(m + 2\sigma < X < m + 3\sigma) = \dot{\Phi}(3) - \dot{\Phi}(2) \cong 0,021;$$

$$P(m + 3\sigma < X < m + 4\sigma) = \dot{\Phi}(4) - \dot{\Phi}(3) \cong 0,001$$

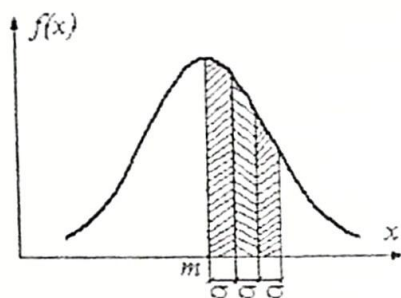
topamiz.

Absolyut qiymat bo'yicha og'ish ehtimolligi o'rtacha kvadratik og'ish uchlanganligidan kichik bo'ladi:

$$P(|X - m| < 3\sigma) = 2(0,341 + 0,136 + 0,021) = 2 \cdot 0,498 = 0,996.$$

Boshqa so'zlar bilan aytganda, og'ishning absolyut kattaligi o'rtacha kvadratik og'ish uchlanganligidan oshish ehtimolligi juda kichik va $1 - 0,996 = 0,004$ ga teng. Bu faqat **0,4%** hodisada ro'y berishi mumkinligini anglatadi. Bunday hodisalarni amaliy imkonsiz deb hisoblash mumkin. Uch sigma qoidasi shundan tashkil topgan: *agar tasodifiy kattalik normal taqsimlangan bo'lsa, uning*

matematik kutilishdan og'ishi absolyut qiymati o'rtacha kvadratik og'ish uchlanganligidan oshmaydi, ya'ni barcha tarqalishlar $m \pm 3\sigma$ oralig'ida yig'iladi.



3.15-rasm. Tasodifiy kattaliklarning orliqlardagi ehtimolligi.

Bu tasodifiy kattaliklarning matematik kutilishi va o'rtacha kvadratik og'ishini bilgan holda uning $x_{\max}$ va $x_{\min}$ amaliy qabul qilishi mumkin bo'lgan oraliqni taxminiy ko'rsatish imkonini beradi. Uch sigma qoidasidan yana matematik kutilish va o'rtacha kvadratik og'ishni taxminiy aniqlash usuli kelib chiqadi:

$$\sigma_x = \frac{1}{6}(x_{\max} - x_{\min}); \quad m_x = \frac{1}{2}(x_{\max} + x_{\min}).$$

Misol 1. Normal qonun bo'yicha taqsimlangan U tasodifiy kattalik o'zi bilan iste'mol manbasining kuchlanish o'lchovi xatosini ko'rsatmoqda. Asbob yordamida o'lchanganda $1,2 \text{ V}$ ko'tarilish tomoniga tizimlik xatoga yo'l qo'yilmoqda; o'rtacha kvadratik og'ishning o'lchash xatoligi $0,8 \text{ V}$ ga teng. O'lchangan qiymat og'ishi haqiqiy qiymatdan $1,6 \text{ V}$ absolyut qiymatga oshmaslik ehtimolligini toping.

Yechish. O'lchash xatoligi $m=1,2 \text{ V}$ va $\sigma=0,8 \text{ V}$ parametrlari bilan normal qonunga bo'ysunuvchi U tasodifiy kattalik. Bu kattalikning $\alpha=-1,6 \text{ V}$ dan $\beta=+1,6$ gacha bo'lgan oraliqqa kirish ehtimolligini topish kerak.

(3.39) formula bo'yicha keyingilarga egamiz:

$$P(-1,6 < U < 1,6) = \Phi\left(\frac{1,6-1,2}{0,8}\right) - \Phi\left(\frac{-1,6-1,2}{0,8}\right) = \Phi(0,5) - \Phi(-3,5)$$

$\dot{\Phi}(x)$ jadvalidan foydalangan holda:

$$\dot{\Phi}(0,5) = 0,6915; \quad \dot{\Phi}(-3,5) = 0,002.$$

topamiz. Unda

$$P(-1,6 < U < 1,6) = 0,6915 - 0,002 = 0,6913.$$

Misol 2. Faqat tizimtik o'lchash xatoligi yo'q degan shartda avvalgi misoldagi ehtimollikni toping.

Yechish. $\sigma=1,6$ holda (3.45) formula bo'yicha:

$$P(|U| < 1,6) = 2 \dot{\Phi}\left(\frac{1,6}{0,8}\right) - 1 \cong 0,955$$

topamiz.

Misol 3. J tasodifiy kattalik - o'rtacha kvadratik og'ish $\sigma=50$ A va yuklamaning matematik kutilishi $m=250$ A bilan normal taqsimlanish qonuniga bo'ysunuvchi magistral shinoprovodining yukalama toki. Shinoprovodning haqiqiy yuklamasi $J_p \geq 350$ A qiymatidan oshish ehtimolligini aniqlang.

Yechish. (3.39) formuladan foydalanish tasodifiy kattalikning berilgan oraliqqa tushish ehtimolligi $-\infty$ dan β gacha va $-\infty$ dan α gacha taqsimlanish egri chiziq ostidagi yuzalar ayirmasi sifatida topilishini ko'zlaydi (1.9-rasm). Bizda qarama qarshi vazifa turibdi, ya'ni α nuqtadan taqsimlanish egri chizig'i tashqaridagi yuzasini topish kerak. Bu yuza $1-P(J_p > 350)$ sifatida topilishi mumkin. Lekin umumiy holda Gauss egri chizig'i manfiy qiymatlar doirasida uzayadi, yuklama esa manfiy bo'la olmaydi. Shunday qilib, 0 dan $+\infty$ gacha bo'lgan oraliqdagi Gauss egri chizig'i bilan chegaralangan yuza 1 ga teng bo'lmaydi, 1 dan kichik bo'ladi.

0 dan $+\infty$ gacha bo'lgan oraliqdagi taqsimlanish egri chizig'i bilan chegaralangan yuza qanday bo'lishini baholaymiz (3.43) formuladan

$$P(-\infty < J_p < 0) = \Phi\left(\frac{0-m}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{-\infty-m}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{-200}{50}\right) - \Phi(-\infty) = \\ = \Phi(-4) - \Phi(-\infty) = \Phi(\infty) - \Phi(4) = 0,5 - 0,499968 = 0,000032.$$

Tasodifiy kattalikning $(-\infty, 0)$ oralikka tegish ehtimolligi juda kichik va kelgusi hisoblarda uni qo'shmasak ham bo'ladi. Shuning uchun

$$P(J_p \geq 350) = 1 - P(J_p < 350) = 1 - \left[\Phi\left(\frac{350-200}{50}\right) - \Phi\left(\frac{0-200}{50}\right) \right] = \\ = 1 - [\Phi(3) - \Phi(-4)] = 1 - [0,49865 + 0,499968] = 1 - 0,9986 = 0,0014.$$

Uch σ (ya'ni 150 A) dan ko'p og'ishning haqiqiy yuklamasi matematik kutilishdan (200 A) oshish ehtimolligi ham juda kichik. Misol uchun ish davomiyligi $T_c=10 \text{ s}$. Unda bir smena yuklamaning oshish davomiyligi $J_p > 350$:

$$P(J_p \geq 350) \cdot T_c = 0,0014 \cdot 10 = 0,014 \text{ soat} = 0,8 \text{ daqiqa}$$

Misol 4. S sex yuklamasi normal taqsimlanish qonuni bilan tasodifiy kattalik hisoblanadi. Agar yuklamaning o'rtacha kvadratik og'ishi $\sigma_s=20 \text{ kVA}$ aniq bo'lsa, m_s matematik kutilishni va haqiqiy yuklama qiymati 140 kVA , ya'ni $P(S_p \geq 140)=0,023$ da oshish ehtimolligini toping.

Yechish. (3.39) formuladan keyingi ifodani olamiz:

$$P(140 \leq S_p \leq +\infty) = \dot{\Phi}\left(\frac{+\infty - m_s}{20}\right) - \dot{\Phi}\left(\frac{140 - m_s}{20}\right) = 1 - \dot{\Phi}\left(\frac{140 - m_s}{20}\right) = 0,023$$

yoki

$$\dot{\Phi}\left(\frac{140 - m_s}{20}\right) = 1 - 0,023 = 0,977.$$

$\dot{\Phi}(x)$ jadvalidan foydalangan holda, qiymat $x \cong 2$, ya'ni $\frac{140 - m_s}{20} = 2$ bu ehtimollikka mos kelishini aniqlaymiz. Bu yerdan $m_s = 100 \text{ kVA}$.

3.6. Gamma taqsimlanish.

Taqsimlanishning bu turini fizik jarayon bo'lgan to'satdan va doimiy kelib chiqadigan elektr ta'minot tarmog'i elementlarining inkorliklarini o'rganishdan boshlab ko'rib chiqish ma'qul. Bu savollar [8,9] manbalarda ko'rib chiqilgan.

3.6.1. Elektr ta'minot tarmog'i elementlarining to'satdan va doimiy (tadrijiy, asta-sekinlik bilan) kelib chiqadigan inkorliklari

Ekspluatatsiya jarayonida elektr seti elementlarining materiallarida termik va mexanik ta'sir, elektr magnit maydoni, agressiv muhit, elektr energiya sifati ko'rsatkichlari pasayishi va boshqa sabablar natijasida o'zaro ta'sir va muvofiqlikni buzadigan, chidamlilikni pasaytiradigan qaytarilmas o'zgarishlar yig'iladi. Bu o'zgarishlar tasodifiy vaqt momentida elementlar inkorligiga olib keladi.

Zamonaviy sharoitlarda ishonchlilikni tahlil qilish, faqat statik materiallarga asoslangan holda tahlil qilish bosqichida ishonchlilik darajasini boshqarish muammolarini yechishning imkoniyati yo'q. Eskirishni chaqiruvchi, yeyilish va elementlar inkorligidan kelib chiqadigan fizik jarayonlar tahlili bilan statistik usullardan foydalanish perspektiv yo'nalishlardan biri hisoblanadi.

Har qanday elementning ishonchlilik ko'rsatkichini ko'rib chiqishda uning ekspluatatsiyasini uch davrga bo'lishadi (2.3-rasm). *I* - ortiqcha ishlash davri, *II* - normal ekspluatatsiya, *III* - eskirish va jadalli yeyilish davri.

I davr vaqt o'tishi bilan yaroqsiz deb topilgan elementlar, tayyorlash va montajda yopiq nuqsonlarning kelib chiqishi bilan tushuntiriladigan inkorliklar jadalligining pasayishi bilan xarakterlanadi.

II davr inkorliklarning doimiy jadalligi bilan xarakterlanadi. Bunda ular to'satdan yuzaga kelish xarakteriga egalar (mexanik latlanish, noqulay faktorlar natijasidagi latlanishlar).

III davr vaqt o'tishi bilan inkorliklar jadalligining oshishi bilan xarakterlanadi va element qismlari tayyorlangan materiallardagi fiziko-kimyoviy qaytarilmas jarayonlar (doimiy inkorliklar), eskirish va jadalli yeyilish bilan bog'liq.

Inkorliklarning har bir turi o'zining ro'y berish matematik modeli bilan va o'zining usuli bilan qiziqtirgan miqdoriy xarakteristikalarini olish bilan yoritiladi. *Inkorliklarning asosiy xarakteristikalaridan biri sifatida inkorsiz ishlash vaqtining taqsimlanish qonuni hisoblanadi.* Ishonchlilikning inkorliklar bilan bog'liq boshqa

barcha ko'rsatkichlari taqsimlanish qonuni bo'yicha yetarli darajada oson aniqlanadi. Inkorliklarning to'sardan va doimiy yuzga keluvchilarga bo'linishi yetarli darajada shartli va tahlil qulayligi, kechuvchi hodisaning miqdoriy bahosi uchun xizmat qiladi. Shuning uchun tasodifiy kattaliklarning kelib chiqishi – elementlarning inkorsiz ishlash vaqti soddalashtirilgan modellarini ko'rib chiqish maqsadga muvofiq. Ishonchlilik hisobida ekspluatatsiya I va II davrlari katta qiziqish uyg'otadi.

3.6.2. To'satdan yuzaga keladigan inkorliklar modelining kelib chiqishi.

To'satdan yuzaga keladigan inkorliklar modelining matematik ta'rifini yerda yotqizilgan kabel liniyasining o'rtacha kuchlanishi va mexanik shikastlanish inkorligi sababli vujudga kelgan inkorlik misolida ko'rib chiqamiz [8, 9]. Boshqa inkorliklar turlarini hisobga olmagan holda *mexanik shikastlanish tufayli* vujudga kelgan kabel liniyasining inkorsiz ishlash vaqt ta'rifini ko'rib chiqamiz.

Bizga ma'lumki kabel liniyasi aniq bir mexanik mustahkamlikka ega va uning barcha konstruktiv elementlarining kabel simi izolyatsiyasi, zirh qoplam mustahkamlik chegarasidan oshmaydigan mexanik yuklama ta'sirida saqlanuvchanlikni ta'minlaydigan tarzda bajarilgan.

Ekspluatatsiya vaqtida ta'sir qiluvchi mexanik yuklamalar tasodifiy hisoblanadi va bunday yuklamalarning qimatlari orasida bog'liqliklar kuzatilmaydi. Kabel liniyasining shikastlanishiga olib keluvchi cho'qqili ekstremal yuklamalar tasodifan yuzaga keladi va yuzaga kelish momentini oldindan aytib bo'lmaydi. Kabel liniyasiga ta'sir qiluvchi mexanik yuklamalarning o'rtacha qiymati qistirmaning har qanday sharoitida belgilab qo'yilganidan (mexanik chidamlilik bo'yicha) ancha kichik. Kabel liniyasining mexanik chidamliligi birinchi ko'tarilishidayoq uning inkorligiga olib keladi.

Kabel liniyalarining tuzilishi va ular ekspluatatsiyasining xarakterli sharoitlari ikki holni belgilashga yo'l ochib beradi:

- mexanik yuklamalarning belgilangan chegara darajasi ekspluatatsiya vaqtida doimiy bo'lib qoladi;

- inkorlik element ichki holatining doimiy bo'lmagan o'zgarishlari tufayli yuzaga keladi (mexanik chidamlilikning chegarasi vaqt o'tishi bilan kam o'zgarishi tufayli), har qanday vaqt momentida yuzaga keladigan va bog'liqmas hisoblanuvchi tashqi tasodifiy ta'sirlar tufayli oldindan aytishning iloji yo'q.

Ko'rib chiqiladigan $(0, t)$ vaqt davrini Δt oraliqqa bo'lib chiqamiz, $i=0, 1, 2, \dots, n$, va kabel liniyasining chidamliligi oshishi i oraliqda yuzaga kelish ehtimolligini α_i deb belgilaymiz. Ma'lumki, kabel liniyasi mexanik chidamlilikning birinchi oshishidayoq inkor qiladi (ishdan chiqadi). Liniya chidamliligi amaliy o'zgarmas, tasodifiy cho'qqili yuklamalar bog'liqmas ta'sir bo'lganligi sababli har bir vaqt oraliq'ida yuzaga keluvchi cho'qqili yuklamalarning tasodifiy hodisasini ham bog'liqmas deb hisoblasak bo'ladi. Har qanday vaqt oraliq'ida yuzaga keluvchi A_i cho'qqili yuklamalar hodisasi va yuzaga kelmaydigan B_i hodisa qarama-qarshi hisoblanadi. Shuning uchun xohishiy k vaqt oraliq'ida maksimal chidamlilikning oshish ehtimolligi bog'liqmas hodisalar qoidasi orqali aniqlanadi:

$$P'(A_k) = P(B_1)P(B_2)\dots P(B_{k-1})P(A_k) = \alpha \prod_{i=1}^{k-1} (1 - \alpha_i) \quad (3.48)$$

Agar liniya ekspluatatsiyasi shartlari o'zgarmas bo'lsa, $\alpha_i = \alpha_j = \alpha_k = \alpha$, $i=1, 2, \dots, n$ ga yaqin deb hisoblasak bo'ladi, unda $(k-1)$ oraliq'iga teng bo'lgan inkorsiz ishlash vaqt ehtimolligi quyidagicha yoziladi:

$$P'(A_k) = (1 - \alpha)^{k-1} \cdot \alpha \quad (3.49)$$

Oraliqlar sonida ifodalanuvchi inkorsiz ish vaqtining taqsimlanish funksiyasini olish uchun, birinchi oraliqdan boshlanuvchi barcha inkorliklarning yuzaga kelish ehtimolligini qo'shish zarur:

$$P(t < T = k) = \alpha \sum_{i=0}^{k-1} (1 - \alpha)^i = 1 - (1 - \alpha)^k. \quad (3.50)$$

α ning kichik qiymatlarida ($k\alpha=0,1-10$), $(1-\alpha)^k$ ni $e^{-k\alpha}$ ga o'zgartirishdagi xatolik $(k\alpha)^2/2$ tartibga ega, har bir intervalda kichik bo'lgan mexanik shikastlanish ehtimolligi sababli amaliy hisoblar uchun yetarli aniqlilik bilan bunday

o'zgartirishni qo'llash mumkin (xatolik 10% dan oshmaydi). Shuning uchun vaqt oralig'i sonida ifodalanuvchi inkorsiz ishlash vaqtining integral taqsimlanish funksiyasi keyingi ko'rinishga ega bo'ladi:

$$P(t < T) = F(t) - Q(t) = 1 - e^{-\lambda t} \quad (3.51)$$

Uzluksiz argument vaqtiga o'tib, quyidagi natijani olamiz:

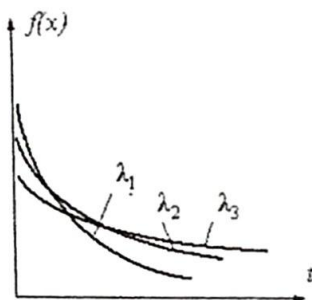
$$Q(t) = 1 - e^{-\lambda t} \quad (3.52)$$

bu yerda, λ - taqsimlanish parametri vaqt birligi ichida shikastlanishlar (inkorliklar) o'rtacha soni.

Differensial taqsimlanish funksiyasi yoki elementning inkorsiz ishlash vaqtida tasodifiy kattalik ehtimolligining zichligi

$$f(t) = Q'(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad (3.53)$$

λ ning turli qiymatlari uchun inkorsiz ishlash vaqtida differensial taqsimlanish funksiyasi 3.16-rasmda keltirilgan.



3.16-rasm. To'satdan yuzaga kelgan inkorliklarning inkorsiz ishlash vaqtida differensial taqsimlanish funksiyasi. ($\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3$)

Jihozlarning o'z vaqtida qilinadigan kapital va profilaktik ta'miriga, yeyilgan qismlarini almashtirishga ega tizimlarda, boshqa inkorliklar turlari sezilmaydigan qismini tashkil qilganda, inkorsiz ish vaqtida asosiy taqsimlanish sifatida ko'rsatkichli (eksponensial) taqsimlanish olinadi (3.16-rasm).

Bu taqsimlanish nafaqat elektr ta'minoti tarmoqlarida, boshqa ko'plab texnik tarmoqlarda ham keng tarqalgan.

3.6.3. Tadrijiy (asta–sekinlik bilan) inkorliklar modelining kelib chiqishi.

Avvalroq aytilganidek, tadrijiy inkorliklarning asosiy sababi materiallarning eskirishi va elementlar qismlarining yeyilishi hisoblanadi. Element va uning qismlari tuzilishi, ishlab chiqish texnologiyalari va ta'mirlashi qanchalik takomillashgan bo'lmasin, obyekt tayyorlangan material vaqt o'tishi bilan, qayta tiklab bo'lmaydigan o'zgarishlarga uchraydi. Ular transformatorlar, kabel liniyalari, generatorlarning izolyatsiyasining issiqlik, silkinishlar (vibratsiya) tufayli eskirishi, simlar, kabel liniyalari qoplami metallik qismining korroziyasi, komutatsion apparatlarning yoy o'chirish kamerasi yeyilishi, hamda materiallar deformatsiyasi, diffuziyasi va boshqa sabablar tufayli kelib chiqadi.

Elektrotexnik jihozlarning ekspluatatsiya o'lchovi bo'yicha izolyatsiyalarda yuklama toklari o'tishi bilan shartlangan isish jarayonlari ta'siri, tashqi muhit shartlari o'zgarishi, tokning keskin o'zgarishida vujudga keladigan elektrodinamik kuch, silkinishlar (vibratsiyalar), namlikning oshishi va muhitdagi zararli aralashmalar, o'rovchi izolyatsiya, elektr maydon ta'siri tufayli eskirishning murakkab fizik-kimyoviy jarayonlar ro'y beradi. Izolyatsiya mo'rt, salga sinadigan bo'lib qoladi, yoriqlar paydo bo'ladi va natijada uning elektr chidamliligi kamayadi va kuchlanish belgilab berilgan darajadan tasodifan ko'tarilganda inkorlik yuzaga keladi. Xuddi shunday holatlar mexanik yuklamalar (chidamlilik asta sekin susayadi va tasodifan chidamlilik chegarasi oshishi) ta'sirida, elementning metall qismi oksidlanganda va korroziyaga uchraganda elementlar inkorliklarida ro'y beradi. Shunday qilib, elementning alohida qismi asta-sekinlik bilan yedirilishi o'zi bilan uning turli qismlarining elementar latlanishlar to'plamini va umumiy chidamlilik chegarasining kamayishini ko'rsatadi. Biror-bir darajaga yetgandan so'ng, ya'ni aniq bir elementar latlanishlar soni to'planganidan keyin elementning inkorligi ro'y beradi.

Ko'rib chiqilgan holat avvalgisining to'ldirilgani hisoblanadi (to'satdan ro'y beruvchi inkorliklar). Lekin agar avvalgi holatda chidamlilik chegarasining birinchi oshishidayoq inkorlikka olib kelsa, unda bu holatda tasodifiy xarakterga ega va

obyektning doimiy o'zgarishiga olib keluvchi va boshqa ko'plab faktorlar ta'siri bilan shartlangan uning turli qismlarida elementar latlanishlarni integrallash zarur, ya'ni masalan, izolyatsiya temperaturasining belgilanganidan ko'p marta oshishi, ko'p marta o'chirgich bilan qisqa tutashuv toklarini o'chirish, ko'plab noqulay tashqi muhit sharoitlarining ta'siri zarur.

Bu holatlarning matematik ta'rifini yoritish uchun bir nechta ideallashtirilgan shartlarni (oddiy hodisalar oqimi) qo'yamiz. Vaqtning tasodifiy momentida birlik elementar latlanishlar kelib chiqadi va latlanishlar to'planganda obyekt inkorlanadi. Elementar shikastlanishlar soni vaqt momentidan emas, balki faqat uning davomiyligiga bog'liq (ko'chmaslik). Elementar latlanish Δt vaqt ichida obyektning yeyilishi $\Delta \eta$ qiymatiga ohsa, bu yeyilishning yuzaga kelish ehtimolligi $\lambda \Delta t$ ga teng va ekspluatatsiya davrida obyekt qanchalik yeyilganiga bog'liq emas, ya'ni uning holatiga bog'liq emas. Vaqt oralig'ini, ikki yoki undan ortiq elementar latlanishlarni shu vaqt oralig'i ichida hisobga olmasa ham bo'ladigan qilib tanlaymiz (oddiy oqim).

Berilgan shartlardan $(0, t)$ vaqt oralig'ida elementar latlanishlarning kelib chiqish k ehtimolligini aniqlash qiyin emas.

Avval Δt xohishiy tanlangan vaqt oralig'ida hech bo'lmaganda bitta shikastlanish yuz berish ehtimolligini topamiz. Elementar shikastlanishlarning oddiy oqimi shartlariga ko'ra *hech bo'lmaganda bitta va faqat bitta* shikastlanishning yuzaga kelish ehtimolligi ko'rsatilgan shartlarda qiymat jihatidan mos keladi va $\lambda \Delta t$ ga teng, bunday shikastlanishning yo'qlik ehtimolligi 1 ga teng $\lambda \Delta t$.

$(0, t)$ vaqt oralig'ini n ta teng kesmalarga (qismlarga) bo'lamiz $\Delta t = t/n$. Berilgan kesmalarda elementar latlanishlar yuzaga kelish ehtimolligi bog'liqmasligi sababli, bog'liqmas sinovlar sxemasini (binominal taqsimlanish qonuni) qo'llab $(0, t)$ vaqt oralig'ida elementar shikastlanishlarning yuzaga kelish k ehtimolligini aniqlash mumkin:

$$P_k(t) = \frac{n!}{k!(n-k)!} \left(\lambda \frac{t}{n} \right)^k \left(1 - \lambda \frac{t}{n} \right)^{n-k} \quad (3.54)$$

Oraliqlar sonini cheksiz kattalashtirsak ($n \rightarrow \infty$), va $\Delta t \rightarrow 0$ da bu ifodaning chegarasi quyidagicha bo'ladi:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_k(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{k!} \cdot \frac{(\lambda t)^k}{n^k} \cdot \frac{\left(1 - \lambda \frac{t}{n}\right)^n}{\left(1 - \lambda \frac{t}{n}\right)^k} = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}, \quad (3.55)$$

ya'ni $(0, t)$ vaqt oralig'ida elementar latlanishlarning yuzaga kelish ehtimolligi shu oraliq uzunligiga bog'liq va λt parametrlı puasson qonuni bo'yicha taqsimlangan.

Tabiiyki, agar kam elementar shikastlanishlar ro'y bersa obyekt inkorlik qilmaydi.

Inkorsiz ishlash vaqti ehtimolligi T dan kichik bo'lmaydi (integral taqsimlanish qonuni).

$$P(T < t) = Q(t) = 1 - \sum_{i=0}^{k-1} \frac{(\lambda t)^i}{i!} e^{-\lambda t} \quad (3.56)$$

bu yerda, i - elementar latlanishlar soni.

Differensial taqsimlanish funksiyasi yoki inkorsiz ishlash vaqt ehtimolligining zichligi

$$\begin{aligned} f(t) = Q'(t) &= \sum_{i=0}^{k-1} \left(\lambda e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^i}{i!} - \frac{\lambda t^{i-1}}{i!} \cdot e^{-\lambda t} \right) = \\ &= \lambda e^{-\lambda t} \cdot \frac{(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda^k t^{k-1} \frac{1}{(k-1)!} e^{-\lambda t} \end{aligned} \quad (3.57)$$

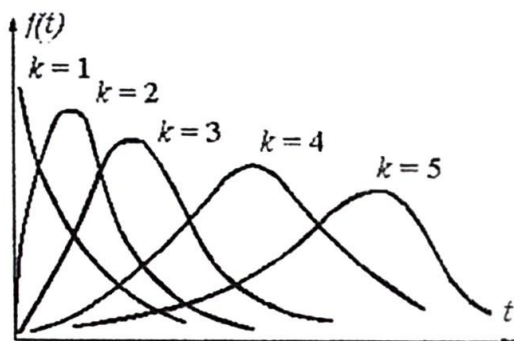
Butun k gamma-funksiyalar uchun bo'lganligi sababli:

$$(k-1)! = \Gamma(t) = 1 - \int_0^{\infty} x^{k-1} e^{-x} dx,$$

umumiy holatda

$$f(t) = \begin{cases} \frac{\lambda^k}{\Gamma(k)} t^{k-1} e^{-\lambda t}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases} \quad (3.58)$$

Bu taqsimlanish inkorsiz ish vaqtining gamma-taqsimlanishi deyiladi. k ning turli qiymatlarida taqsimlanishning ko'rinishi 3.17-rasmda ko'rsatilgan. $k=1$ bu taqsimlanish ko'rsatkichliga o'zgaradi, bitta inkorlik elementning inkorligiga olib keladi.



3.17-rasm. Doimiy inkorliklarda inkorsiz ish vaqtida gamma-taqsimlanish qonuning differensial funksiyasi.

Gamma-taqsimlanish qonuni bo'yicha inkorsiz ish vaqtining taqsimlanishida inkorliklar jadalligi

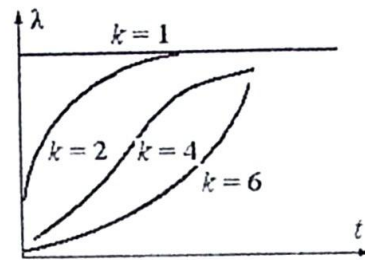
$$\lambda(t) = \frac{\lambda^k t^{k-1}}{\sum_{i=0}^{k-1} \frac{(k-1)!}{i!} \lambda^i} \quad (3.59)$$

ya'ni vaqt ichida inkorliklar jadalligi ko'rsatkichli qonundagi taqsimlanishdek doimiy emas, balki vaqt o'tishi bilan kattalashadi va qancha sekin bo'lsa, k parametrik shuncha katta, ya'ni element kattaroq "chidamlilikka" ega bo'ladi. Bu bog'liqlik 3.18-rasmda tasvirlangan. Matematik kutilish va inkorsiz ishning o'rtacha vaqti

$$M(T) = T_{cp} = \frac{k}{\lambda} \quad (3.60)$$

Dispersiya va o'rta kvadratik og'ish

$$D(T) = \frac{k}{\lambda^2}; \quad \sigma_T = \frac{1}{\lambda} \sqrt{k} \quad (3.61)$$



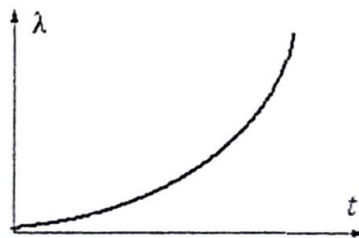
3.18-rasm. Inkorsiz ish vaqti gamma-taqsimlanishida elementning inkorliklar jadalligi.

k oshishi bilan gamma-taqsimlanish qonuni asimptotik jihatdan normal taqsimlanishga yaqinlashadi. Agar inkorsiz ish vaqtining o'zgarishi bo'lsa $\frac{\sigma_T}{T_{cp}} < 0,3$, unda amaliy hisoblar uchun gamma-taqsimlanish qonunini yetarli darajada aniqlik bilan normal taqsimlanishga approksimillashtirishimiz mumkin. Bunda inkorliklar jadalligi (3.19-rasm).

$$\lambda(t) = \frac{e^{-\frac{(t-T_{cp})^2}{2\sigma_T^2}}}{\sigma_T \sqrt{2\pi} \Phi\left(\frac{t-T_{cp}}{\sigma_T}\right)} \quad (3.62)$$

bu yerda, σ_t - inkorsiz ishning o'rtacha kvadratik vaqti; $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{x^2}{2}} dx$ —

Laplas funksiyasi.



3.19-rasm. Inkorsiz ish vaqti normal-taqsimlanish qonunida elementning inkorliklar jadalligi.

Gamma-taqsimlanishning normal taqsimlanishga o'tishi ta'sir qiluvchi yuklamalarga qaraganda element chidamliligining katta chegarasi, ya'ni "qo'yilgan" yeyilish kam bo'lganda, masalan izolyatsiya bir xilligining yuqoriligi, sim-korroziyaga yuqori chidamliligi bilan asoslanadi.

Gamma-taqsimlanish va normal qonunlar fizik mohiyat bilan o'tuvchi yeyilish jarayonlari yaxshi moslashadigan, ekspluatatsiya vaqtining o'tishi bilan o'suvchi inkorliklar jadalligiga ega.

Doimiy inkorliklar modelini ko'rib chiqayotganda elementar shikastlanishlar soni yeyilish diskret yuz beryapti deb hisoblaganimizda butun son edi. Ishonchlilik nazariyasi uchun amaliy qiziqish o'zi bilan aynan k - butun son holatini ko'rsatadi. $k=1$ da avval aytilganidek gamma-taqsimlanish eksponensialga o'zgaradi. $k>1$ da gamma-taqsimlanish har biri eksponensial taqsimlanishga ega, bog'liqmas tasodifiy kattaliklar yig'indisining taqsimlanishi hisoblanadi.

Haqiqiy sharoitlarda elementning yeyilishi uzluksiz ro'y beradi, shuning uchun umumiy holda gamma-taqsimlanish qonunining parametrlari butun va kasr holda ham kelishi mumkin. Unda gamma-taqsimlanishning zichligi quyidagicha yoziladi:

$$f(t) = \begin{cases} \frac{\beta^{\alpha+1}}{\Gamma(\alpha+1)} t^{\alpha} e^{-\beta t}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases} \quad (3.63)$$

bunda, α va β - taqsimlanish parametrlari har qanday musbat son.

Matematik kutilish va inkorsiz ish vaqtining dispersiyasi

$$T_{cp} = \frac{\alpha+1}{\beta}; \quad D(T) = \frac{\alpha+1}{\beta^2} \quad (3.64)$$

Inkorsiz ish vaqtining olingan sonli xarakteristikalarini statistik ma'lumotlar (o'rtacha qiymat va dispersiya) orqali gamma-taqsimlanish qonunining parametrlarini aniqlashga yordam beradi.

$$\beta = \frac{T_{cp}}{\sigma_T^2}; \quad \alpha = \frac{T_{cp}^2}{\sigma_T^2 - 1} \quad (3.65)$$

Keltirilgan algoritmlardan element inkorsiz ish vaqtining kelib chiqishi sezilarli darajada ideallashtirildi. Aslida elektr ta'minot tarmog'ining har qanday elementiga uning alohida qismlari yeyilishida to'satdan kelib chiquvchi tasodifiy faktorlar ham ta'sir ko'rsatadi. Shuning uchun inkorliklar haqidagi statistik ma'lumotlarni qayta ishlash natijasida olingan taqsimlanish qonunlari o'zi bilan yuqorida ko'rib chiqilgan holatlar kompozitsiyasini ko'rsatadi. Taqsimlanish qonunlarining statistik ma'lumotlar bo'yicha approksimatsiyasini, elementlarning fizik holatini hisobga olib puxta qilingan inkorliklar sabablari tahlildan keyin amalga oshirish zarurligini hisobga olish shart.

3.7. Veybull taqsimlanishi.

Bu taqsimlanish ko'p ishlash va eskirish davrlarida inkorliklar jadalligi tekshirish uchun qo'llaniladi. Elektr tizimining ayrim elementlar izolyatsiyasi xizmat muddatining taqsimlanishi misolida [8.9] izolyatsiyaning eskirishi, inkorligiga olib keladigan va Veybull taqsimlanishi bilan yoritiladigan fizik jarayonlar to'liq ko'rib chiqilgan.

Elektr tizimining transformator, kabel liniyasilari kabi ko'proq tarqalgan elementlari ishonchliligi sezilarli darajada chidamliligi ekspluatatsiya vaqtida o'zgaradigan izolyatsiya ishining ishonchliligi bilan aniqlanadi. Elektromexanik jihozlar izolyatsiyasining asosiy xarakteristikasi uning ekpluatatsiya shartlariga va jihoz ko'rinishiga bog'liq ravishda mexanik chidamlilik, yoriqlarni, mexanik yuklanish ta'sirida qavatlanishni, ya'ni bir xil bo'lmaslikni, qoldiqli deformatsiyalar yuzaga kelishini oldini oladigan elastiklik bilan aniqlanadigan elektr chidamliligi hisoblanadi.

Izolyatsiya tarkibining bir xilligi, butunligi va uning yuqori issiqlik o'tkazuvchanligi, elektr chidamliligining bir xil bo'lmaslik darajasini ko'tarib yuboruvchi mahalliy o'ta qizish yuzaga kelishini oldini oladi. Elementning ishlashida izolyatsiyaning buzilishi asosan yuklama toklari bilan yuzaga keluvchi qizish va tashqi muhitning temperaturasi ta'siri natijasida ro'y beradi. Mexanik

yuklamalar (silkinish, zarbalar, deformatsiya va boshqalar) ham izolyatsiyaning buzilishiga olib keladi.

Agar izolyatsiya yuqori kuchlanish ta'sirida bo'lsa, eskirish jarayonida elektr maydonlari ham sezilarli ta'sir ko'rsatadi. Izolyatsiyada uning buzilish darajasini yanada oshiruvchi agressiv reagentlar paydo bo'lishiga olib keluvchi oksidlanish reaksiyasi bilan bog'liq qisman razryadlar, ionizatsion jarayonlar rivojlanadi. Yoriqlar va qavatlanishning kelib chiqishi izolyatsiya qatlami urilganda qisman razryadlarning jadalligini oshiradi. Qatlamning buzilishiga olib keluvchi sirt razryadlari sezilarli darajada izolyatsiyaning elektr chidamliligini susaytiradi. Ularning kelib chiqishi yuqori darajada izolyatsiya joylashgan muhitning noqulay ta'siri bilan shartlangan.

Ko'rsatilgan elektr tizimi elementlari izolyatsiyasining xizmat muddatini aniqlovchi keltirilgan faktorlar orasidan asosiysi, nazariy o'rganilgan va eksperimental tekshirilgan issiqlik sababli eskirish hisoblanadi. Eksperimental o'rganishlar asosida "sakkiz gradusli" qoida olingan edi. Izolyatsiyaning temperaturasi har sakkiz gradusga ko'tarilganda uning xizmat muddati o'rtacha ikki marta kamayadi.

Hozirgi vaqtda izolyatsiya sinfga bog'liq ravishda olti, sakkiz, o'n va o'n ikki gradusli qoidalar foydalaniladi. Qizish haroratiga bog'liq izolyatsiyaning xizmat muddati:

$$T_x = Ae^{-\gamma \theta} \quad (3.66)$$

bu yerda, θ - izolyatsiyaning ortiqcha qizib ketish harorati, A $\theta=0$ da izolyatsiyaning xizmat muddati, γ - sinf bilan bog'liq ravishda izolyatsiyaning eskirish darajasini xarakterlaydigan koeffitsient.

Izolyatsiyaning eskirish jadalligini chaqiruvchi ahamiyatli faktor *mexanik yuklama* hisoblanadi. U tokning keskin o'zgarishidagi elektr jarayonlari bilan shartlanadi, masalan, kuch transformatorining yuklamasining keskin oshishi, tok qisqa tutashuvlarning yuklamalarni tashlab va chiqarib yuborishi.

Izolyatsiya chidamliligining mexanik xarakteristikasi temperaturaga ham bog'liq. Izolyatsiyaning mexanik chidamlilik chegarasi uning qizish o'lchovi bo'yicha tez susayadi, lekin shu vaqtda u elastikroq bo'ladi. Ammo sezilarli deformatsiyalar yoriqlar, uzilishlar, qavatlanish ko'rinishida paydo bo'luvchi qaytarib bo'lmaydigan tarkibiy o'zgarishlar bilan kuzatiladi. Tokning o'zgarish vaqtida ta'sir qiluvchi elektromexanik kuchlaroniy tok qiymatining kvadratiga to'g'ri proporsional. Vaqt ichida ta'sir qiluvchi kuchlarning o'zgarishini uchta tashkil qiluvchi: davrsiz, 50 Gs chastotali tizimdan iste'mollanadigan davrli va 100 Gs chastotali siklik ko'rinishida tasavvur qilish mumkin. Elektr iste'molining keskin o'zgaruvchi rejimida silkinishlar (vibratsiya) amplitudasi tokka kvadratik bog'liqligi sababli ancha sezilarli bo'lishi mumkin.

Ko'rib chiqilgan izolyatsiyaning xizmat muddatiga ta'sir qiluvchi va o'zaro chambarchas bog'liq ikki asosiy faktorlarda, izolyatsiya charchagan holatida ham, issiq sababli eskirgan holatida ham mahalliy qizishlar yo'qligini ta'minlovchi izolyatsiya materiali tarkibining bir xilligiga, elektrotexnik jihozning materiali va tayyorlanish sifatiga sezilarli darajada bog'liq deb aytish mumkin (barcha izolyatsiya inkorlanishini, ya'ni izolyatsiyaning barcha yuzasida ishdan chiqish yuzaga kelishini aytish qiyinligi sababli).

Juda kichik yoriqlar, qavatlanish (material tarkibining bir xil emasligi) va boshqalar o'zining holatiga va izolyatsiyaning barcha hajmi (yuzasi) bo'yicha qiymatiga ko'ra tasodifiy taqsimlangan. O'zgaruvchi noqulay sharoitlar ta'sirida material tarkibi bir xil emasligining issiqlik xarakteri ham va elektrodinamik xarakteri ham oshadi, masalan juda kichik yoriq izolyatsiya ichida tarqaladi va kuchlanishning tasodifiy ko'tarilishida izolyatsiyaning ishdan chiqishini chaqirishi mumkin. Bu inkorlikning sababi xatto uncha katta bo'lmagan material tarkibining bir xil emasligi bo'lishi mumkin.

Izolyatsiyaning ishdan chiqishini chaqiruvchi noqulay ta'sirlar (issiqlik va elektromexanik) soni tarkibning bir xil emaslik o'lchamlariga bog'liq ravishda kamayuvchi funksiya hisoblanadi. Bu son tarkibning bir xil emaslik (yoriqlar, qatlamlanish va boshqalar) o'lchamlari kattaligi uchun minimal bo'ladi.

Noqulay ta'sirlar soni yoki izolyatsiyaning xizmat muddati turli o'lchamli bir xilmaslikka mos keluvchi bog'liqmas tasodifiy kattaliklar sonidagi (noqulay ta'sirlar soni) minimal sonning taqsimlanish qonuniga bo'ysunishi kerak, ya'ni agar T_i - barcha izolyatsiyaning inkorsiz ishlash vaqti, T_{ii} esa $-i$ ($i=1, 2, \dots, n$) oraliqdagi inkorsiz ishlash vaqti bo'lsa, unda

$$T_u = \min(T_{u1}, T_{u2}, \dots, T_{un}) \quad (3.67)$$

Shunday qilib bunday obyekt - elektr tizimi elementining izolyatsiyasi inkorsiz ishlash vaqtining taqsimlanish qonunini aniqlash uchun barcha oraliqlar yig'indisining inkorsiz ishlash minimal vaqtlarining taqsimlanish ehtimolligini topish zarur. Bu holatda alohida oraliqlar inkorsiz ishlash vaqtining taqsimlanish qonuni xohishiy xarakterga ega, lekin taqsimlanish qonunlarining ko'rinishi bir xil, ya'ni keskin ifodalangan farqlanuvchi oraliqlar yo'qligi hodisasi katta qiziqish uyg'otadi.

Bunday tizim oralig'ining ishonchligi ketma-ket ulanishga mos keladi. Shuning uchun bunday tizim inkorsiz ishlash vaqtining taqsimlanish funksiyasi quyidagi ko'rinishga ega bo'ladi:

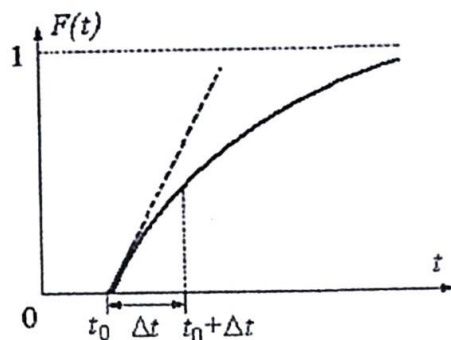
$$q_c(t) = 1 - [1 - q(t)]^n \quad (3.68)$$

Umumiy holatdagi $q(t)$ taqsimlanish «sezish chegarasiga» ega, ya'ni element $(0, t_0)$ vaqt oralig'ida inkorlanmasligi kafolatlangan (bu holatda $t_0=0$ ga ham teng bo'lishi mumkin). Ko'rinib turibdiki, $q(t_0 + \Delta t) > 0$ funksiya - har doim argumentning kamaymas funksiyasi.

Boshlanishida mulohaza oddiyroq bo'lishi uchun t_0 vaqt atrofida $q(t)$ funksiyani chiziqli bog'liqlik bilan almashtiramiz (3.20-rasm):

$$q(t_0 + \Delta t) \approx c\Delta t \quad (3.69)$$

bu yerda, $c>0$ - biror bir doimiy koeffitsient.



3.20-rasm. Izolyatsiya oraliq'idagi inkorsiz ishlash vaqtining integral taqsimlanish funksiyasi.

$(t_0 + \Delta t)$ vaqt oraliq'i uchun $q_c(t_0 + \Delta t) > 0$ funksiya tizimning taqsimlanish funksiyasi

$$q_c(t_0 + \Delta t) = 1 - [1 - q(t_0 + \Delta t)]^n \approx 1 - (1 - c\Delta t)^n$$

$c > 0$ va $\Delta t > 0$ da $\lim_{n \rightarrow \infty} [1 - c\Delta t]^n = 0$ sababli, $n \rightarrow \infty$ da $q_c(t_0 + \Delta t) \rightarrow 1$. Bu ko'rib chiqilgan jarayonlarning fizik mazmuniga mos keladi. Izolyatsiyaning cheksiz yuzadagi (hajm) uning inkorlik ehtimolligi 1 ga teng.

$(t_0, 0)$ vaqt oraliq'ini n ta qismga bo'lamiz $\Delta t = \frac{t - t_0}{n}$ va $n \rightarrow \infty$ da $q_c(t_0 + \Delta t) > 0$ chegarasini aniqlaymiz:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} q_c\left(t + \frac{t - t_0}{n}\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[1 - \left(1 - c \frac{t - t_0}{n}\right)^n\right] \quad (3.70)$$

Shunday qilib elektr tarmog'i elementi izolyatsiyasining xizmat muddati ko'rib chiqilgan shartlarda taqsimlanish funksiyasi quyidagi ko'rinishda yoziladi:

$$q_c(t) = \begin{cases} 1 - e^{-c(t-t_0)}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases} \quad (3.71)$$

Bunday qonunning shakli kichik vaqt oraliqlarida taqsimlanish funksiyasi ko'rinishi bilan aniqlanadi. Agar har bir oraliqda inkorlik ehtimolligining o'zgarish bog'liqligi chiziqli bo'lmasa, unda uni yetarli aniqlik darajasida darajali bog'liqlik bilan approksimillashimiz mumkin:

$$q_c(t_0 + \Delta t) = c\Delta t^\alpha \quad (3.72)$$

Tarmoq uchun shunga o'xshash o'zgartirishlarni bajargan holda, inkorsiz ish vaqtining asimptotik taqsimlanish qonunini olishimiz mumkin:

$$q_c(t) = \begin{cases} 1 - e^{-c(t-t_0)^\alpha}, & t \geq t_0, \\ 0, & t < t_0. \end{cases} \quad (3.73)$$

Agar taqsimlanish t_0 sezish chegarasiga ega bo'lmasa, unda taqsimlanish qonuni:

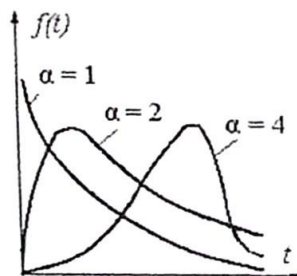
$$q_c(t) = \begin{cases} 1 - e^{-ct^\alpha} & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases} \quad (3.74)$$

Bu qonun *Veybull taqsimlanishi* deyiladi. U ko'pincha elementlari ketma-ket ulangan (sezilarli darajada ko'p muftali uzun kabel liniyasi va boshqalar) oxirgi sonli (ishonchlilik ma'nosida) tizimning inkorsiz ish vaqtining taqsimlanishini approksimatsiyalashda qo'llaniladi.

Taqsimlanish zichligi (sezish chegarasisiz):

$$f(t) = \begin{cases} \alpha c t^{\alpha-1} e^{-ct^\alpha} & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases} \quad (3.75)$$

$\alpha=1$ da taqsimlanish zichligi oddiy ko'rsatkichli funksiyasiga aylanadi (3.21-rasm).

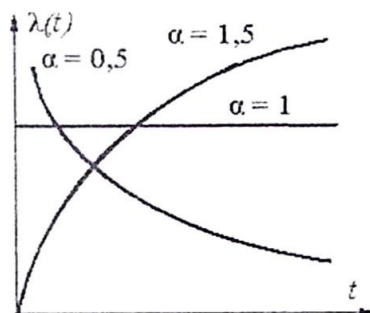


3.21-rasm. Veybull qonuni bo'yicha izolyatsiya inkorsiz ishlash vaqtining differensial taqsimlanish funksiyasi.

Veybull qonuni bo'yicha taqsimlanish zichligida inkorliklar jadalligi (3.22-rasm).

$$\lambda(t) = \alpha c t^{\alpha-1} \quad (3.76)$$

Bu qonun uchun inkorliklar jadalligi taqsimlanish parametriga bog'liq ravishda o'sishi, doimiy qolishi (ko'rsatkichli qonun) va kamayishi mumkin.



3.22-rasm. Veybull qonuni bo'yicha taqsimlanishdagi inkorliklar jadalligi.

Ekspluatatsiya vaqtining uzayishi bilan inkorliklar jadalligi kamayishining fizik tushuntirilishini topish qiyin. Buning sababi vaqt o'tishi bilan katta bo'lmagan siklik yuklamalar ta'sirida ichki kuchlanishlarning to'g'irlanishi hisobiga chidamliligi oshishi mumkin bo'lgan metallarga qaraganda izolyatsiya uchun chidamlilikning oshishi mavjud emasligida.

$\alpha=2$ da inkorsiz ish vaqtining taqsimlanish qonuni Reley qonuni bilan mos keladi, $\alpha \gg 1$ da esa inkorsiz ish o'rtacha vaqtidagi normal taqsimlanish qonuni yetarli darajada yaxshi approksimillanadi.

3.21-rasm va 3.22-rasmlardan ko'rinib turibdiki eksponensial taqsimlanish qonuni $\alpha=1$ da ($\lambda=const$) Veybull qonunining qisman holati hisoblanadi. α parametrining mos keluvchi to'plamida $\lambda(t)$ o'suvchi elementlar ishonchligini, eskirayotgan elementlarni va vaqt o'tishi bilan $\lambda(t)$ kamayuvchi, yashirin nuqsonlarga ega elementlar ishonchligini Veybull qonuni yordamida yoritish mumkin.

Veybull qonuni hisoblash uchun juda qulay, lekin $\lambda(t)$ bog'liqlikka ega α va λ parametrlarining imperik to'plami bilan bog'liq. Kuzatishlar va sinovlar hajmining chegaralanganligi sababli energetikada ko'pincha statik yo'l bilan bunday bog'liqlikni olishning imkoni yo'q.

Veybull qonuni bo'yicha taqsimlanishdagi inkorsiz ishning matematik kutilishi (o'rtacha vaqti) va dispersiya:

$$T_{u,sp} = \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) c^{\frac{1}{\alpha}} \quad (3.77)$$

$$D(T_u) = c^{\frac{2}{\alpha}} \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \right] \quad (3.78)$$

bu yerda, $G(x)$ - gamma-funksiya.

IV. ELEKTR TA'MINOT TARMOQLARINING ISHONCHLILIK KO'RSATKICHINI HISOBLASH USULLARI

Elektr ta'minot tarmoqlari ishonchliligini hisoblashning oxirgi maqsadi aniq tugun yuklamalariga nisbatan ishonchlilikning kompleks ko'rsatkichlari miqdoriy bahosi va olingan natijalar asosida ularni o'zgartirishga yo'naltirilgan tadbirlar ishlab chiqish hisoblanadi.

Ishonchlilikning kompleks ko'rsatkichi miqdoriy xarakteristikasi har bir vaqt momentidagi tarmoq holatiga va yuklama tugunlaridagi energiya va quvvat talabiga bog'liq. Murakkab sxemada diskret holatlar soni juda katta. Shuning uchun, ko'rib chiqilayotgan holatlar sonini maqul darajagacha qisqartirishning samarali usulini ishlab chiqmasdan va aniq maqsadga yetmasdan turib amaliyotda ishonchlilikni baholab bo'lmaydi.

Bu bo'limda ko'plab tarqalgan va [8, 9] da batafsil keltirilgan, o'ziga xos misollar yechimi bilan elektr ta'minot tarmoqlari ishonchliligining hisoblash usullarini qisqartirilgan holda ko'rib chiqamiz. O'quvchilar hisoblash usullarini chuqur o'rganish uchun ko'rsatilgan manbalarga murojaat qilishlari mumkin. Manba materiallari tushunarli bo'lishi uchun ko'rsatilgan adabiyotlardagi ishonchlilik parametrlarining shartli belgilanishlari olingan.

4.1. Tasodifiy jarayonlar modelidan foydalanib ishonchlilikning ko'rsatkichlarini hisoblash usuli.

Asosan alohida elementlarning tasodifiy inkorliklari ta'sir ko'rsatuvchi tarmoqlarning holat o'zgarish jarayoni Puasson tasodifiy jarayoni qo'llanishi bilan ta'riflanadi. Inkorliklar orasidagi vaqtning ko'rsatkichli taqsimlanishida va inkorliklarning davomiy holat ko'rsatkichli taqsimlanishida yaxshi ishlab chiqilgan apparatni ommaviy xizmat ko'rsatish nazariyasini, ayrim hollarda Markning tasodifiy jarayonlarini qo'llash imkoniyati vujudga keladi.

Agar har bir vaqt momenti uchun elementning har qanday holat ehtimolligi yoki sisitemaning kelajagi faqat hozirgi moment holatiga bog'liq bo'lsa va qanday

qilib element bu holatga kelganligiga bog'liq bo'lmasa, bu jarayon Mark jarayonlari deyiladi.

Alohida elementlardan tashkil topgan tarmoqlar holatining o'zgarishini ta'riflash uchun mark jarayonlarining qo'llanilish shartlarini to'liqroq ko'rib chiqamiz.

Elementda bir vaqt oralig'ida inkorlikning yuzaga kelishi boshqa vaqt oralig'ida inkorlikning yuzaga kelish ehtimolligini o'zgartirmaydi (tizimda kaskad rivojlanish avariyasini olib tashlaymiz). Shuning uchun bunday elementning inkorliklar oqimi Puasson oqimi sifatida ko'rib chiqish mumkin. Bu shart element tarkibiga ishonchliligi kam alohida qism kirsagina buzilishi mumkin. Unda inkorliklar oqimi asosan ular bilan kelib chiqadi va Puasson oqimi modeli (ko'chmas, oddiy, natijasizlik) javob beradigan shart bajarilmaydi. Bu holda hodisalar inkorliklarini kam uchrovchi deb hisoblab bo'lmaydi. Element ko'p ishagan davrida, hamda jaddal eskirish va yeyilish davrida elementlarning inkorliklar oqimi Mark xossalriga ham ega bo'lmaydi. Amaliyotda bu davrlarni elektr tarmoq alohida elementlarining oldindan (ekspluatatsiya boshlanishidan avval) sinovi va eskirgan, yedirilib ketgan jihozning o'z vaqtida almashtirish bilan imkon boricha qisqartirishga intilishadi. Shuning uchun kelgusida amaliyotda ko'plab qiziqish tug'dirayotgan elementlarning normal ish sharoitiga mos keluvchi matematik modellar ko'rib chiqiladi.

Elektr ta'minoti tizimi qayta tiklanishi va inkorliklarining tasodifiy jarayonlar modeli alohida elementlarning boshlang'ich holatini hisobga olgan holda inkorlikdan keyin qayta tiklanish davomiyligi bilan o'lchamuvchi nisbatan kichik vaqt oralig'ida ishonchlilikning kompleks ko'rsatkichini baholash uchun qo'llanadi.

Ancha oddiy algoritmlarning qo'llanish sohasini ko'rsatib beradi va asoslashga yo'l ochib beradi. Xarakterli misollar sifatida oddiy sxemalar (zaxiralanmaydigan va zaxiralanadigan) uchun jarayonlarning hisoblash modellarini tashkil qiluvchi qonun qoidalarini ko'rib chiqamiz.

4.1.1. Bir elementli sxemaning qayta tiklanish va inkorliklar jarayonlari.

Elementning qayta tiklanish va inkorliklar jarayonlari Mark tasodifiy jarayoni xossalariga ega. Agar fizik tarmoqda ko'plab hisobli holatlar va uzluksiz vaqt bilan o'tuvchi jarayon mark jarayoni bo'lsa, unda uni holat ehtimolligi noma'lum hisoblanuvchi oddiy differensial tenglamalar bilan ta'riflash mumkin.

Ikki holatda bo'lishi mumkin bo'lgan elementni ko'rib chiqamiz: 0-inkorsiz ish, 1-inkorlik holati (qayta tiklanish). Turli boshlang'ich sharoitlarda, xohishiy vaqt momentida elementning holat ehtimolligini $P_0(t)$, $P_1(t)$ aniqlaymiz. Bu misolni oddiy inkorliklar oqimi inkorliklar jadalligi $\lambda = \text{const}$ va qayta tiklanish jadalligi $\mu = \text{const}$, inkorliklar orasidagi vaqtning taqsimlanish qonuni (inkorliklar chastotasi) $\alpha(t) = \lambda e^{-\lambda t}$, qayta tiklanish vaqti ham μ parametri bilan ko'rsatkichli taqsimlanish qonuni orqali ta'riflanadi, ya'ni $\alpha_v(t) = \mu e^{-\mu t}$ sharti bilan ishlaymiz.

Har qanday vaqt momenti uchun ehtimolliklar yig'indisi $P_0(t) + P_1(t) = 1$ -aniq hodisa ehtimolligi. t vaqt momentini yozib olamiz va $t + \Delta t$ momentida ishlayotganlik $P_0(t + \Delta t)$ ehtimolligini topamiz. Bu hodisa ikki shart bajarilganda yuz beradi.

1. t momentda element 0 holatida bo'lgan va Δt vaqtida inkorlik yuz bermadi. Elementning ishlash ehtimolligi bog'liqmas hodisalar ehtimolligini ko'paytirish qoidasi bilan aniqlanadi. t momentda element 0 holatda bo'lish ehtimolligi $P_0(t)$ ga teng. Δt vaqtda u inkorlanmaslik ehtimolligi $e^{-\lambda \Delta t}$ ga teng. Kamlikning yuqori tartib qiymatigacha bo'lgan aniqlik bilan quyidagi ifodani yozishimiz mumkin:

$$e^{-\lambda \Delta t} = 1 - \lambda \Delta t + \frac{\lambda^2 \Delta t^2}{2} - \dots \cong 1 - \lambda \Delta t. \quad (4.1)$$

Shuning uchun bu gipoteza ehtimolligi $P_0(t)(1 - \lambda \Delta t)$ ko'paytmasiga teng bo'ladi.

2. t momentda element 1 holatida bo'lgan (qayta tiklanish holatida), Δt vaqtida qayta tiklanish tugadi va element 0 holatiga o'tdi. Bu ehtimolliklarni ham bog'liqmas hodisalar ehtimolligini ko'paytirish qoidasi bilan aniqlaymiz. t

momentda element 1 holatda bo'lish ehtimolligi $P_1(t)$ ga teng. Qayta tiklanishning tugash ehtimolligini, qarama-qarshi hodisalar ehtimolligi orqali aniqlaymiz, ya'ni $1 - e^{-\mu \Delta t} \approx \mu \Delta t$. Tabiiyki ikkinchi gipoteza ehtimolligi $P_1(t) \mu \Delta t$ ga teng.

$t + \Delta t$ momentda elementning ishlash holati ehtimolligi ikki gipotezalar bajarilganda bog'liqmas mos kelmaydigan hodisalar ehtimolligi bilan aniqlanadi:

$$P_0(t + \Delta t) = P_0(t)(1 - \lambda \Delta t) + P_1(t) \mu \Delta t \quad (4.2)$$

yoki

$$\frac{P_0(t + \Delta t) - P_0(t)}{\Delta t} = -\lambda P_0(t) + \mu P_1(t);$$

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P_0(t + \Delta t) - P_0(t)}{\Delta t} = \frac{dP_0(t)}{dt}.$$

birinchi holat tenglamasi

$$d \frac{P_0(t)}{dt} = -\lambda P_0(t) + \mu P_1(t). \quad (4.3)$$

Elementning ikkinchi holati – inkorlik holati uchun analogik mulohazalarni o'tkazib, ikkinchi holat tenglamasini yozishimiz mumkin.

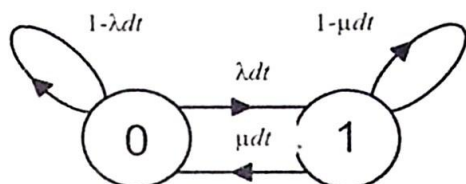
$$d \frac{P_1(t)}{dt} = -\mu P_1(t) + \lambda P_0(t). \quad (4.4)$$

Shu tarzda elementning holat ehtimolligini yoritish uchun ikki differensial tenglamalar tarmog'i (4.3) va (4.4) olindi.

λdt va μdt mos ravishda elementning inkorlik va ishlash holatiga o'tish ehtimollik rolini bajarayotganligini ta'kidlab o'tish zarur. Ko'rib chiqilayotgan elementning holatlari o'zgarishini 4.1-rasmda ko'rsatilgandek tasvirlash mumkin. Grafik cho'qqilarida mos ravishda elementlarning holati (0 va 1), qirralari esa bir holatdan boshqa holatga o'tishlar.

Agar elementlar yoki tarmoq holatining yo'naltirilgan grafigi mavjud bo'lsa, unda holatlar ehtimolligi uchun P_k ($k=0, 1, 2, \dots$) differensial tenglamalar tarmog'ini keyingi sodda qoida yordamida yozish mumkin. Har bir tenglamaning chap qismida $d \frac{P_k(t)}{dt}$ hosilasi turibdi, o'ng qismida esa bu holat bilan bog'liq

qancha qirra bo'lsa, shuncha a'zosi bor, agar bu holatda qirra tugasa, unda a'zo musbat belgiga, bu holatdan boshlansa manfiy belgiga ega bo'ladi. Har bir a'zo element yoki tarmoqni shu qirra bo'yicha boshqa holatga o'tkazuvchi hodisalar oqimi jadalligining qirra boshlanuvchi holat ehtimolligi ko'paytmasiga teng.



4.1-rasm. Bir elementli sxema uchun o'tish grafigi.

Differensial tenglamalar tarmog'ini boshlang'ich shartlarni (element holatlari) hisobga olish zarur bo'lganida elektr ta'minot tizimining inkorsiz ishlash ehtimolligini, vazifalarini, tayyorlik koeffitsientini, ta'mirda (qayta tiklanish) ekanlik ehtimolligini, har qanday holatda tarmoqning o'rtacha bo'lish vaqtini, boshlang'ich shartlarni (element holatlari) hisobga olish zarur bo'lganida nisbatan qisqa vaqt oralig'ida tarmoqning inkorliklar jadalligini aniqlashda qo'llash mumkin.

$[P_0(0)=1; P_1(0)=0]$ boshlang'ich shartlarda bir element holatini yorituvchi tenglamalar tizimining yechimi quyidagicha bo'ladi:

$$P_0(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t} \quad (4.5)$$

Inkorlik holatining ehtimolligi

$$P_1(t) = 1 - P_0(t) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} - \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t} \quad (4.6)$$

Agar element boshlang'ich vaqt momentida inkorlik (qayta tiklanish) holatida bo'lgan bo'lsa, ya'ni $P_0(0)=0; P_1(0)=1$, unda

$$P_0(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} - \frac{\mu}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t} \quad (4.7)$$

$$P_1(t) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} + \frac{\mu}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t} \quad (4.8)$$

Ko'chmas holat uchun ($t \rightarrow \infty$) elementning ishlash ehtimolligi ko'chmas tayyorlik koeffitsientiga, inkorlik holati ehtimolligi – majburan to'xtalish koeffitsientiga teng.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_0(t) = K_r = \frac{\mu}{\mu + \lambda} = \frac{\bar{T}}{\bar{T} + \bar{t}_e} \quad (4.9)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_1(t) = K_n = \frac{\mu}{\mu + \lambda} = \frac{\bar{t}_e}{\bar{T} + \bar{t}_e} \quad (4.10)$$

bu yerda, $\bar{T}$ - inkorsiz ishning o'rtacha vaqti, $\bar{t}_e$ - qayta tiklanishning o'rtacha vaqti.

$P_0(t)$ va $P_1(t)$ o'zining belgilangan qiymatiga yetadigan vaqt davomiyligi ko'rsatkich darajasiga bog'liq, ya'ni eksponentning o'chish koeffitsienti.

Agar $\bar{T} \gg \bar{t}_e$ bo'lsa, unda eksponentning o'chish koeffitsienti

$$\lambda + \mu = \frac{1}{\bar{T}} + \frac{1}{\bar{t}_e} = \frac{\bar{T} + \bar{t}_e}{\bar{t}_e \bar{T}} \approx \frac{1}{\bar{t}_e} \quad (4.11)$$

Shuning uchun (4.5) - (4.8) amaliy hisoblar uchun keying tarzda o'zgartirish mumkin:

$P_0(0)=1; P_1(0)=0$ (4.2-rasm., a, v) bo'lganida:

$$P_0(t) = K_r + K_n \exp\left(\frac{-t}{\bar{t}_e}\right) \quad (4.12)$$

$$P_1(t) = K_n + K_r \exp\left(\frac{-t}{\bar{t}_e}\right) \quad (4.13)$$

$P_0(0)=0; P_1(0)=1$ (4.2-rasm., b, g) bo'lganida:

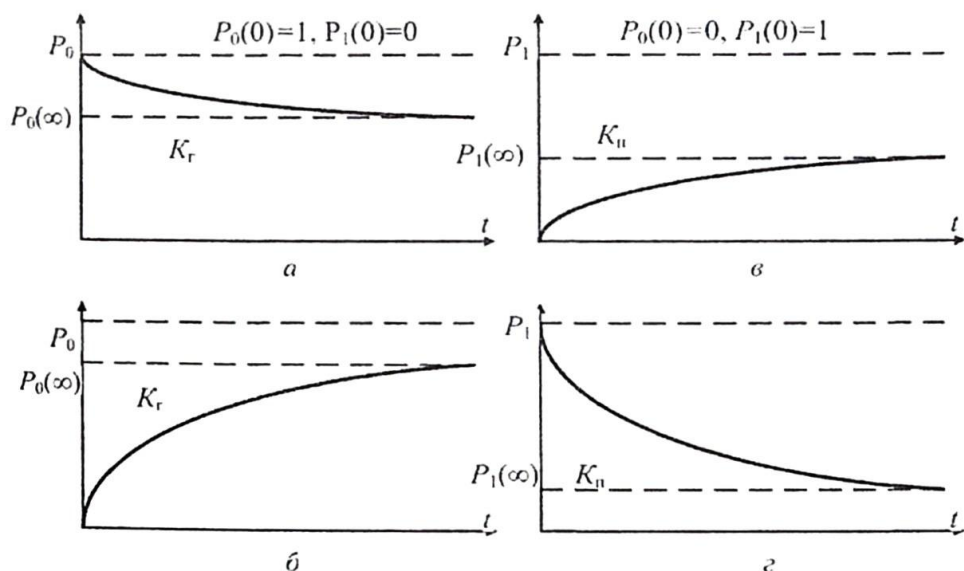
$$P_0(t) = K_r - K_r \exp\left(\frac{-t}{\bar{t}_e}\right) \quad (4.14)$$

$$P_1(t) = K_{II} + K_r \exp\left(\frac{-t}{\bar{t}_e}\right) \quad (4.15)$$

Tarmoqning ehtimolli holati $t \rightarrow \infty$ da, ya'ni ko'chmas sharoitlarda uning boshlang'ich holatlariga bog'liq emas.

Tayyorlik koeffitsienti va majburan to'xtash koeffitsientini tarmoqning mos ravishda ishlash holati va inkorlik holatida bo'lishining o'rtacha ehtimolligi sifatida sharhlash mumkin (4.2-rasm, a-g).

(4.12-4.15) formulalar tahlilidan element qayta tiklanishining o'rtacha vaqti qancha kichik bo'lsa ($\mu = \bar{t}_e^{-1}$ dan katta), $(\lambda + \mu)$ o'chish koeffitsienti shuncha katta, ehtimollikning belgilangan qiymatga, ya'ni ko'chmas qiymatga K_G va K_P intilish jarayoni ham shuncha tezlashishi ko'rinib turibdi.



4.2-rasm. Turli boshlang'ich sharoitlarda bir elementli sxemaning inkorsiz ishlash ehtimolligi va inkorlik ehtimolligining o'zgarishlar bog'liqligi

Odatda ishonchlilikning ko'rsatkichlari hisoblarda uzun vaqt oralig'i ($t \geq (7-8)t_v$) uchun katta xatoliksiz tarmoq holati ehtimolligini o'rtacha o'rnatilgan ehtimolliklar $P_0(\infty)=K_G=P_0$ va $P_1(\infty)=K_P=P_1$ bo'yicha aniqlash mumkin. Holatning

bunday turi ishonchlilik tomonidan chegaraviy deb nomlanadi. O'rnatilgan holatlar ehtimolligi ($t \rightarrow \infty$) oddiy usulda, hosilalarni (chap qismi) nolga tenglashtirish bilan, ya'ni $dP_k(t)/dt=0$ differensial tenglamalar tizimidan olingan oddiy algebraik tenglamalar tizimini yechish va $P_k(t)=P_k=const$ va normallashtiruvchi shartlar bilan to'ldirish $\sum_{k=0}^n P_k = 1$ orqali topiladi.

Ikki holatli elementlar uchun tengamalar tizimi quyidagi ko'rinishga ega:

$$\left. \begin{aligned} -\lambda P_0 + \mu P_1 &= 0; \\ P_1 + P_0 &= 1, \end{aligned} \right\} \quad (4.16)$$

bu yerdan

$$P_0 = K_I = \frac{\mu}{\lambda + \mu} = \frac{\frac{1}{\bar{T}_a}}{\frac{1}{\bar{T}} + \frac{1}{\bar{T}_a}} = \frac{\bar{T}}{\bar{T} + \bar{T}_a}; \quad (4.17)$$

$$P_1 = K_{II} = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} = \frac{\bar{T}_a}{\bar{T} + \bar{T}_a}. \quad (4.18)$$

Shu tarzda differensial tenglamalar yordami bilan chegaraviy holatlar tahlilidagi natija olindi.

$\bar{T} \gg \bar{T}_a$ da majburan to'xtalish koeffitsienti osonroq aniqlanadi:

$$K_{II} = \frac{\bar{T}_a}{\bar{T}_a + \bar{T}} \approx \frac{\bar{T}_a}{\bar{T}} = \lambda \bar{T}_a \quad (4.19)$$

Amaliyot hisoblarida $\omega = \lambda$ olinadi, shuning uchun inkorlik va ishlash holatining ehtimolligi keyingi formulalar bo'yicha aniqlanadi:

$$P_1 = \lambda \bar{T}_a = \omega \bar{T}_a \quad (4.20)$$

$$P_0 = 1 - \omega \bar{T}_a \quad (4.21)$$

Majburan to'xtalish koeffitsienti (inkorlikning o'rtacha ehtimolligi) inkorliklar oqimi parametrining bitta inkorlikdan keyin element qayta tiklanishining o'rtacha vaqti ko'paytmasiga teng.

Bu natijani inkorsiz ishlash va qayta tiklanish vaqtining taqsimlanish qonunlari turlarida cheklashlar yo'q bo'lganida umumiy mulohazadan olishimiz mumkin.

4.1.2. Ketma-ket qayta tiklanuvchi elementlardan tashkil topgan tarmoq.

n ta ketma-ket qayta tiklanuvchi elementlardan tashkil topgan tarmoq har qanday element inkorlik qilganida inkorlanadi (inkorliklar oqimi xossalari haqidagi ruxsatlar qabul qilingan bir nechta elementlar inkorlik ehtimolligini hisobga olmaymiz). Shuning uchun barcha elementlarning inkorliklar oqimi yig'indisi ikki yoki undan ortiq elementlar inkorligi bir vaqtda ro'y berishini hisobga olmaslikni ta'minlaydigan oddiylilik (ordinar) xossasiga ega.

Bir turdagi ketma-ket ulangan n ta elementdan tashkil topgan tarmoq ikki holatga ega: **0** - barcha elementlar ish holatida **1** - elementlardan biri inkorlik holatida. Yuqorda keltirilgan turli boshlang'ich shartlarda holat ehtimolliklarini aniqlash usullarni qo'llab tenglamalar tizimini olamiz:

$$\left. \begin{aligned} \frac{dP_0(t)}{dt} &= -n\lambda P_0(t) + \mu P_1(t); \\ \frac{dP_1(t)}{dt} &= -\mu P_1(t) + n\lambda P_0(t). \end{aligned} \right\} \quad (4.22)$$

dt vaqt oralig'ida n ta elementning ishlash ehtimolligi mos keluvchi hodisalar (dt vaqt oralig'ida barcha elementlarning ishlashi) uchun ehtimolliklarni ko'paytirish qoidalari yordamida aniqlanadi:

$$\underbrace{e^{-\lambda dt} \cdot e^{-\lambda dt} \cdot e^{-\lambda dt} \cdot \dots \cdot e^{-\lambda dt}}_n = e^{-n\lambda dt} \approx (1 - n\lambda dt). \quad (4.23)$$

Inkorlik qilgan elementning qayta tiklanish ehtimolligi μdt , dt vaqt oralig'i ichida bir elementli sxema uchun aniqlanadiganidek topiladi. $P_0(0)=1$, $P_1(0)=0$ boshlang'ich shartlarida differensial tenglamalar tizimini yechib quyidagilarni topamiz:

$$P_0(t) = \frac{\mu}{n\lambda + \mu} + \frac{n\lambda}{n\lambda + \mu} e^{-(n\lambda + \mu)t}; \quad (4.24)$$

$$P_1(t) = \frac{n\lambda}{n\lambda + \mu} + \frac{n\lambda}{n\lambda + \mu} e^{-(n\lambda + \mu)t}. \quad (4.25)$$

$P_0(0)=0, P_1(0)=1$ boshlang'ich shartlarida (inkorlik holatida)

$$P_0(t) = \frac{\mu}{n\lambda + \mu} + \frac{\lambda}{n\lambda + \mu} e^{-(n\lambda + \mu)t}; \quad (4.26)$$

$$P_1(t) = \frac{n\lambda}{n\lambda + \mu} + \frac{\mu}{n\lambda + \mu} e^{-(n\lambda + \mu)t}; \quad (4.27)$$

Ko'chmas holat uchun $t \rightarrow \infty$ tarmoqning tayyorlik koeffitsienti va majburan to'xtalishi keyingi ko'rinishni oladi:

$$P_0 = K_r = \frac{\mu}{n\lambda + \mu} = \frac{\bar{T}}{n\bar{t}_e + \bar{T}}; \quad (4.28)$$

$$P_1 = K_{II} = \frac{n\lambda}{n\lambda + \mu} = \frac{n\bar{t}_e}{n\bar{t}_e + \bar{T}}. \quad (4.29)$$

Agar elementlar ketma-ket zanjirda bir turda bo'lmasa, ya'ni $\lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_n$, unda

$$P_0 = 1 - \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{t}_{ei}; \quad (4.30)$$

$$P_1 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{t}_{ei}. \quad (4.31)$$

Kichik sonli elementlar bilan oddiy sxemalar hisobida $\mu \gg \lambda$ ham bu formulalarni qo'llaganda xatolik sezilmaydi.

4.1.3. Parallel ulangan qayta tiklanuvchi elementlardan tashkil topgan tarmoq.

Qayta tiklanuvchi elementlar ma'nosida parallel ulanishlar tarmoq bir elementning inkorligida vazifalarini davom ettiradi, ya'ni iste'molchini quvvat bilan to'liq ta'minlash uchun o'tkazish xususiyati bilan har bir elementni avtomatik zaxiralashni tavsiya qilishni anglatadi.

Umumiy holda bunday zaxiralashda tizim n ta bog'liqmas elementdan tashkil topgan, agar har bir element ikki holatda – ishlash va inkorlik holatida ham bo'lishi mumkin deb hisoblasak tizimning yuz berishi mumkin bo'lgan holati 2^n bo'ladi.

Elektr tarmoqlarida tez-tez uchraydigan – ikki elementning parallel ulanishi (elektr uzatish liniyasining ikki zanjiri, ikki transformatorli podstantsiya va b) eng oddiy holatni to'liqroq ko'rib chiqamiz.

Bunday tarmoq 4 holatda bo'lishi mumkin:

- 1 - ikki element ham ish holatida;
- 2 - birinchi element inkorlik holatida, ikkinchisi esa ish holatida;
- 3 - ikkinchi element inkorlik holatida, birinchisi esa ish holatida;
- 4 - ikki element ham inkorlik holatida.

Bu holatlarning ehtimolligi mos ravishda $P_1(t)$, $P_2(t)$, $P_3(t)$, $P_4(t)$ bo'ladi.

Bu hodisa uchun differensial tenglamalarni yechish va tuzish usuli yuqorida keltirilgan qoidalar bo'yicha quriladi va [8, 9] da keltirilgan. Biz ularning yechimidan asosiy xulosalar bilan cheklanamiz.

Ko'chmas holat uchun ($t \rightarrow \infty$) holat o'rtacha ehtimolligi quyidagicha bo'ladi:

$$P_1 = \frac{\mu_1 \cdot \mu_2}{(\lambda_1 + \mu_1) \cdot (\lambda_2 + \mu_2)} = \frac{\bar{T}_1}{(\bar{T}_1 + \bar{t}_{e1})} \cdot \frac{\bar{T}_2}{(\bar{T}_2 + \bar{t}_{e2})} = K_{r1} \cdot K_{r2}; \quad (4.32)$$

$$P_2 = \frac{\lambda_1 \cdot \mu_2}{(\lambda_1 + \mu_1) \cdot (\lambda_2 + \mu_2)} = \frac{\bar{t}_{e1}}{(\bar{T}_1 + \bar{t}_{e1})} \cdot \frac{\bar{T}_2}{(\bar{T}_2 + \bar{t}_{e2})} = K_{m1} \cdot K_{r2}; \quad (4.33)$$

$$P_3 = \frac{\lambda_1 \cdot \mu_1}{(\lambda_1 + \mu_1) \cdot (\lambda_2 + \mu_2)} = \frac{\bar{t}_{e2}}{(\bar{T}_2 + \bar{t}_{e2})} \cdot \frac{\bar{T}_1}{(\bar{T}_1 + \bar{t}_{e1})} = K_{m2} \cdot K_{r2}; \quad (4.34)$$

$$P_4 = \frac{\lambda_1 \cdot \mu_2}{(\lambda_1 + \mu_1) \cdot (\lambda_2 + \mu_2)} = \frac{\bar{t}_{e1}}{(\bar{T}_1 + \bar{t}_{e1})} \cdot \frac{\bar{t}_{e2}}{(\bar{T}_2 + \bar{t}_{e2})} = K_{m1} \cdot K_{m2}. \quad (4.35)$$

$\bar{T}_i \gg \bar{t}_{ei}$ shartida tarmoqning ko'chmas tayyorlik va majburan to'xtalish koeffitsienti:

$$K_I = P_1 + P_2 + P_3; \quad (4.36)$$

$$K_{II} = P_4 = K_{I1} \cdot K_{I2} \approx \lambda_1 \bar{t}_{e1} \cdot \lambda_2 \bar{t}_{e2}. \quad (4.37)$$

Bu natijani yana bog'liqmas hodisalar ehtimolligi ko'paytmasi yordamida, inkor ishlash vaqti taqsimlanish qonuniga va qayta tiklanish vaqti taqsimlanish qonuniga hech qanday shart qo'ymasdan olishimiz mumkin.

Aslida, ikki bog'liqmas o'zaro zahiralanuvchi elementlardan tashkil topgan tarmoq inkorligi, ehtimolliklari har birining inkorlik holat o'rtacha ehtimolliklari q_1 va q_2 ko'paytmasiga teng birinchi va ikkinchi hodisalar inkorligi kesishganda ro'y beradi.

Elementlarning inkorlik holati λ_i ning o'rtacha ehtimolligi inkorliklar sonining qayta tiklanishi $\bar{t}_{ei}$ ning o'rtacha davomiyligi ko'paytmasiga tengligi sababli:

$$q_1 \approx K_{I1} = \lambda_1 \bar{t}_{e1}; \quad q_2 \approx K_{I2} = \lambda_2 \bar{t}_{e2}.$$

quyidagiga erishamiz:

$$K_{II} = q_1 \cdot q_2 = K_{I1} \cdot K_{I2} = \lambda_1 \bar{t}_{e1} \cdot \lambda_2 \bar{t}_{e2}. \quad (4.38)$$

Bir elementli tarmoqni ko'rib chiqayotganda eksponentning o'chish koeffitsienti $\bar{T} \gg \bar{t}_e$ da elementning qayta tiklanish o'rtacha vaqtiga teskari proporsional ekanligi aytilgan edi,

$$(\lambda + \mu) \approx \bar{t}_e^{-1}.$$

Ko'rib chiqilayotgan sxemada barcha holatlar ehtimolligi, sistemaning inkorlikdan ishlash holatiga ketadigan qayta tiklanish ekvivalent vaqtiga teskari proporsional ekvivalent o'chish koeffitsientiga ega bir eksponent bilan taxminan almashtirish mumkin bo'lgan doimiy tashkil qiluvchi eksponent superpozitsiyasi bilan yoritiladi, ya'ni:

$$e^{-(\lambda + \mu)t} \approx e^{-\frac{t}{\bar{t}_e}}; \quad (4.39)$$

$$e^{-(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_2 + \mu_2)t} \approx e^{-t \frac{\bar{t}_{a1} + \bar{t}_{a2}}{\bar{t}_{a1} \cdot \bar{t}_{a2}}}, \quad (4.40)$$

bu yerda,

$$\bar{t}_{ac} = \frac{\bar{t}_{a1} \cdot \bar{t}_{a2}}{\bar{t}_{a1} + \bar{t}_{a2}}. \quad (4.41)$$

Parallel ulangan ikki elementlarning qayta tiklanish ma'nosiga ega.

Bir ekvivalent element sifatida ko'rib chiqilayotgan zaxiralangan tarmoqni quyidagi ko'rinishda yozishimiz mumkin:

$$K_{II} = \lambda_c \bar{t}_{ac},$$

bundan:

$$\lambda_c = \frac{K_{II}}{\bar{t}_{ac}} = \frac{\lambda_1 \bar{t}_{a1} \cdot \lambda_2 \bar{t}_{a2} \cdot (\bar{t}_{a1} + \bar{t}_{a2})}{\bar{t}_{a1} \cdot \bar{t}_{a2}} = \lambda_1 K_{II2} + \lambda_2 K_{II1}. \quad (4.42)$$

Shunday qilib, bir-birini zahiralaydigan ikki elementdan tashkil topgan tarmoq inkorliklar oqimining parametri, birinchi element inkorliklar oqimi parametrining ikkinchi element inkorlik holatining o'rtacha ehtimolligi ko'paytmasi va ikkinchi element inkorliklar oqimi parametrining birinchi element inkorlik holatining o'rtacha ehtimolligi ko'paytmasining yig'indisiga teng.

Olingan algoritm zahiralangan tarmoqning inkorliklar oqimini aniqlashda oddiyligi va yaqqolligi sababli muhim amaliy ahamiyatga ega.

Tarmoqning inkorliklar oqimi parametrini elementlarning qayta tiklanish va inkorsiz ish vaqtining taqsimlanish funksiyasiga shartlar qo'ymasdan, taxminan umumiy mulohazalar bilan ham baholash mumkin.

Ikkita bir-biriga bog'liqmas yetarli darajada davomiy vaqt oralig'idagi T tarmoq holati tahlilida sodir bo'lishi mumkin bo'lgan inkorliklar haqidagi gipotezalarni ko'rib chiqamiz:

1. T oraliqdagi inkorliklar soni birinchi elementning qayta tiklanish jarayonida, ikkinchi element inkorliklar sonining birinchi element inkorlik holatining q_1 o'rtacha ehtimoligi ko'paytmasiga teng.

$$N_1 = \lambda_2 T q_1 = \lambda_2 T K_{m1} \quad (4.43)$$

2. T oraliqdagi inkorliklar soni ikkinchi elementning qayta tiklanish jarayonida, birinchi element inkorliklar sonining ikkinchi element inkorlik holatining q_2 o'rtacha ehtimoligi ko'paytmasiga teng.

$$N_2 = \lambda_1 T q_2 = \lambda_1 T K_{m2} \quad (4.44)$$

Inkorliklar yig'indisi ikki gipotezadagi inkorliklar yig'indisiga teng.

$$N = N_1 + N_2 = (\lambda_2 K_{m1} + \lambda_1 T K_{m2}) \cdot T \quad (4.45)$$

Vaqt birligi ichidagi tarmoq inkorliklarining o'rtacha soni (inkorliklar oqimining parametri)

$$\lambda_c = \frac{N}{T} = \lambda_1 K_{m2} + \lambda_2 K_{m1} \quad (4.46)$$

Boshqa so'zlar bilan aytganda, *qo'shiluvchilar mos ravishda birinchi va ikkinchi elementlarning inkorlik holati vaqtidagi tarmoq inkorligining o'rtacha soni $\lambda_1 K_{m2}$ va $\lambda_2 K_{m1}$ ma'nosiga ega.*

Zahiralanish bajariladigan tarmoqlar ishonchlilik bo'yicha ortiqchali tizim deyiladi. Har biri zarur bo'lgan vazifani (talab qilinuvchi quvvatni uzatish) bajara oladigan ikkita parallel ulangan elementlar, ishonchlilik bo'yicha ortiqchali oddiy tarmoqni hosil qiladi. Bunday tarmoqlarning asosiy xossalarini belgilab o'tish lozim. Agar ishonchlilik bo'yicha ortiqchali tarmoqga kiruvchi elementning inkorliklar oqimi va qayta tiklanishi oddiy Mark jarayoni xossalariga ega bo'lsa, unda ekvivalent element deb ko'rib chiqilayotgan bunday tarmoqning inkorliklar oqimi parametri va qayta tiklanishi ham amaliy maqsadlar uchun yetarli aniqlikda xuddi shunday xossalarga ega deb hisoblashimiz mumkin, ya'ni ko'chmas, oddiy va natijasizlik. Ishonchlilik bo'yicha ortiqchali tarmoqning bu inkorliklar oqimi Puasson jarayoni ham bo'la oladi. Chunki tarmoqning inkorliklar ehtimolligi alohida elementlarning inkorliklar ehtimolligidan ancha kichik.

Zahiralanadigan tarmoqning inkorliklar oqimi parametrini aniqlovchi olingan amaliy algoritmni n ta element bir-birini zahiralaganda (ishonchlilik ma'nosida parallel ulanish) qo'llashimiz mumkin.

Bunday tarmoqning inkorlik oqimi parametrini aniqlash uchun tarmoqqa qancha element kirs, shuncha qo'shiluvchilar bo'lishi zarurligini ko'rib chiqish lozim:

$$\lambda_c = \sum_{i=1}^n \lambda_i \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \lambda_j \bar{t}_{aj}; \quad (4.47)$$

$$\bar{t}_{ac} = \frac{K_H}{\lambda_c} = \prod_{i=1}^n \lambda_i \bar{t}_{ai} \cdot \left(\sum_{i=1}^n \lambda_i \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \lambda_j \bar{t}_{aj} \right)^{-1} \quad (4.48)$$

Elementlar bir xil ishonchlilik ko'rsatkichiga ega bo'lganda

$$\lambda_c = n \lambda^n \bar{t}_a^{-n-1} = \frac{n \lambda^n}{\mu^{n-1}}; \quad (4.49)$$

$$\bar{t}_{ac} = \frac{\lambda^n \cdot \bar{t}_a^{-n}}{n \lambda^n \cdot \bar{t}_a^{-n}} = \frac{1}{n \mu} = \frac{\bar{t}_a}{n}; \quad (4.50)$$

$$\bar{T}_c \approx \frac{1}{\lambda_c} = \frac{\mu^{n-1}}{n \lambda^n}. \quad (4.51)$$

O'zaro zahiralangan ikkita bir xil elementlar uchun

$$\lambda_c = \frac{2 \bar{t}_a}{\bar{T}^2}; \quad \bar{t}_{ac} = \frac{\bar{t}_a}{2}; \quad \bar{T}_c = \frac{\bar{T}^2}{\bar{t}_a}. \quad (4.52)$$

Agar tarmoq uchun ko'rsatkichlar to'liq inkorligi aniqlansa olingan ishonchlilik ko'rsatkichlari algoritmini xohishiy (ishonchlilik ma'nosida) ulanish bilan har qanday murakkablikdagi tarmoqlarga tarqatish mumkin.

n ta bir-biriga bog'liqmas qayta tiklanuvchi elementlardan tashkil topgan tarmoqning inkorliklar oqimi parametri har bir elementning inkorliklar oqimi parametri tarmoq qismi inkorliklarining o'rtacha ehtimolligi ko'paytmasining yig'indisiga teng. Agar ko'rib chiqilayotgan element inkorligi tarmoq inkorligiga olib kelsa, unda qolgan qismning inkorlik ehtimolligi birga teng deb olinadi (ishonchlilik ma'nosidagi elementlarning ketma-ket ulanishi).

Hisoblanayotgan tarmoqda elementlar sonini oshirganimizda uning qabul qilishi mumkin bo'lgan holatlari tez o'sadi (masalan, oldindan mo'ljallangan o'chirilishlari hisoblanmaydigan n ta elementdan tashkil topgan tarmoqning elementlar holat soni $N=2^n$). Shuning uchun ularning analizlari va yechimlari to'liq tarmoqning differensial tenglamalari yordamida ishonchlilikni baholash uchun Mark jarayonlari nazariyasining qo'llanishida qiyinchilikka uchraydi.

λ_i , μ_i , $P_k(0)$ qiymatlari yordamida masalani yechish natija olinishini osonlashtiradi, lekin aniqlanuvchini hisoblashda zarur simvolik o'zgartirishlarni rad etmaydi. Shuning uchun bunday holatlarda qisqa vaqt oralig'ida tarmoq ishonchliligini tekshirishda yuqorida keltirilgan usullar bilan baholanishi mumkin bo'lgan ishonchlilik ekvivalent ko'rsatkichli (λ_e , μ_e va boshqalar) bitta elementlar guruhiga birlashtirgan holda holatlar sonini N chegaralaydilar.

4.1.4. Elementlarning o'chirilishini oldindan mo'ljallanish va ta'mir holatlarini hisobga olgan holda ishonchlilik ko'rsatkichlarini hisoblash.

Jihozlarning hajm bo'yicha o'z vaqtida va maqsadga muvofiq qilinadigan profilaktik ta'miri nafaqat ekspluatatsiya ishlari olib borilayotgan tarmoqning texnik xarakteristikalarini ko'taradi, balki ekspluatatsion chiqimlarni ham kamaytiradi. Lekin jihozlarning profilaktik va kapital ta'mirining o'tkazilishi vaqt davri ichida elektr ta'minot ishonchliligi darajasining o'zgarishiga olib keluvchi elementlar o'chirilishi bilan, kommutatsiya sxemalarining o'zgarishi bilan bog'liq.

Elektr jihozining ta'mir hajmi va grafigi har yilgi rejalar bilan o'rnatiladi. Kapital va profilaktik ta'mir mumkin bo'lgan elektr energiyasini yetarli darajada ishlab chiqara olmaslik talofatini maksimal kamaytiradigan qilib tuziladi. Bundan tashqari texnologik apparatlar bilan bevosita bog'liq jihozlar va apparatlar ta'miri imkoni boricha oxirgi apparatlar ta'miri bilan bir vaqtda bajariladi.

Elementlarni oldindan mo'ljallab o'chirish nafaqat profilaktik va kapital ta'mirlarni amalga oshirish uchun, balki qisman boshqa tashkilotlar arizalari bilan ham amalga oshiriladi. Umumiy holda elektr ta'minot tarmog'i elementlarining oldindan mo'ljallab o'chirish davomiyligi va chastotasi tasodifiy faktorlarga

bog'liq. Shuning uchun oldindan mo'ljallangan o'chirishlar ishonchlilik hisoblarida oldindan mo'ljallangan o'chirishlar oqimi parametrik bilan λ_{dav} va ularning o'rtacha davomiyligi $\bar{t}_{dav}$ bilan berilishi maqsadga muvofiq.

Elementlarning oldindan mo'ljallangan o'chirishlar davomiyligining taqsimlanish qonuni ko'p hollarda normal deb hisoblanadi, ya'ni uning kelib chiqishida avariyaaviy o'chirishlarda (qayta tiklanuvchi) kelib chiqish vaqti bilan taqqoslaganda boshqa faktorlar rol o'ynaydi. Profilaktik va kapital ta'mirlarning o'rtacha davomiyligi asosan texnik ekspluatatsiya qoidalari bilan aniqlanadi.

O'rtacha davomiylikdan og'ish ob-havo sharoitlari, ta'mir bazasining holati, g'amlab qo'yilgan qismlar mavjudligi bilan bog'liq.

Elementning oldindan mo'ljallangan o'chirishlar davomiyligi odatda avariyaaviy ta'mir davomiyligi bilan bir xil, shuning uchun tabiiyki oldindan mo'ljallangan o'chirishlarni hisobga olgan holda qisqa vaqt oralig'i ichida ishonchlilik ko'rsatkichi hisoblarini elementlar holatining boshang'ich sharoitlarini hisobga olgan holda amalga oshirish zarur. Bu hollardan kelib chiqib, holatlar ehtimoligini baholash uchun Mark jarayonlari nazariyasini ayrim ehtimollar bilan qo'llash mumkin (oldindan mo'ljallangan o'chirishlar davomiyligi eksponensial qonun bo'yicha taqsimlanmaganligi va oldindan mo'ljallangan o'chirishlar oqimining parametri vaqt ichida o'zgarishi sababli). Shuning bilan birgalikda agar elementlarning oldindan mo'ljallangan o'chirishlar holatini differensial tenglamalar bilan yoritsak, unda n ta elementdan tashkil topgan tarmoqlar uchun ularning umumiy soni 3^n gacha ko'tariladi va yechim topishni keskin murakkablashtiradi.

Yetarli darajada katta vaqt oralig'ida ($t \gg \bar{t}_e$) ishonchlilikning amaliy hisoblarida asosan o'rtacha ehtimolliklar qo'llanadi, boshlang'ich shartlarni hisobga olish esa ishonchlilik hisoblaridagi <<tarmoq>> va <<element>> tushunchalarining shartlanganligidan foydalanish bilan soddalashtirilgan holda amalga oshiriladi. Agar tarmoq ishonchlilik bo'yicha ortiqcha bo'lsa, unda ko'rib chiqilayotgan tarmoqning qolgan barcha qismlari elementining oldindan

mo'ljallangan o'chirishlari ishonchlilikning ekvivalent ko'rsatkichli i -chi ekvivalent element sifatida ko'rib chiqiladi.

Bunda uning ishonchlilik ko'rsatkichi vazifalashtirishning boshlang'ich shartlarini hisobga olgan holda hisoblanadi, chunki ko'rib chiqilayotgan i -elementning oldindan mo'ljallangan o'chirishlar momentida ekvivalent element ishlay olish qobiliyati holatida bo'lgan.

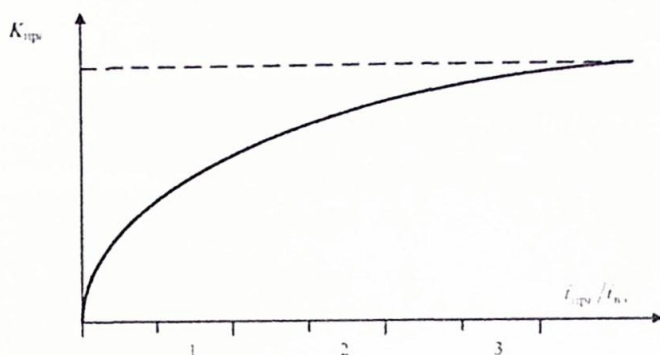
Bu usulning mazmuni boshqa elementning oldindan mo'ljallangan o'chirishlaridagi bir elementning avariyaaviy o'chirilishga qo'yish ehtimolligi (lekin teskari emas) boshlang'ich shartlarni hisobga olgan holda aniqlanganligidan tashkil topgan. Ko'rib chiqilayotgan elementning oldindan mo'ljallangan o'chirishlar vaqtida ekvivalent elementning avariyaaviy ehtimolligi uning avariyaaviy o'chirilishining o'rtacha ehtimolligidan kichik. Shuning uchun (4.6) formulaga muvofiq tarmoq i -elementining oldindan mo'ljallangan o'chirishlari vaqtidagi ekvivalent elementning inkorlik ehtimolligi:

$$P_{1i}(t) = \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i} - \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i} \cdot e^{-(\lambda_i + \mu_i)t} = K_{\Pi\Delta} - K_{\Pi\Delta} \cdot e^{-\frac{t}{T_{\text{eq}}}} \quad (4.53)$$

Agar oldindan mo'ljallangan o'chirishlar davomiyligini t ga teng deb olsak, unda

$$P_{1i}(t) = K_{\Pi\Delta}(1 - e^{-\frac{t}{T_{\text{eq}}}}) = K_{\Pi\Delta} \cdot K_{\Pi\Delta i} \quad (4.54)$$

bu yerda, $K_{\Pi\Delta i}$ - i - elementning oldindan mo'ljallangan o'chirishlar vaqti va zahiralovchi ekvivalent elementning qayta tiklanish vaqti o'zaro nisbatiga bog'liq koeffitsient (4.3-rasm). Bu koeffitsient bir elementning oldindan mo'ljallangan o'chirishlari va boshqa zahiralovchi elementning avariyaaviy o'chirilish ehtimolligining kamayish faktorini hisobga oladi.



4.3-rasm. K_{np} ning oldindan mo'ljallangan o'chirishlar vaqti va tarmoq qolgan qismining qayta tiklanish vaqtining o'zaro nisbati bilan bog'liqligi ($\bar{t}_{npi} / \bar{t}_{сз}$).

i – elementning oldindan mo'ljallangan o'chirishlarda zahiralangan elementning inkorlikning yuzaga kelishini hisobga oluvchi koeffitsient o'rnatilgan ehtimollik qiymati ($t \rightarrow \infty$) uchun quyidagi tenglikka teng deb olishimiz mumkin:

$$K_{npi} = \frac{\bar{t}_{npi}}{\bar{t}_{npi} + \bar{t}_{сз}} \quad (4.55)$$

Agar tarmoq xohishiy kommutatsion sxemali n ta elementdan tashkil topgan bo'lsa, unda ishonchlilik ko'rsatkichini hisoblash uchun n ta gipotezani ko'rib chiqish lozim, ularning har birida mos keluvchi elementning oldindan mo'ljallangan o'chirishlari ko'zlanadi. Natijalovchi ko'rsatkichlar har bir gipotezalardagi tarmoqning ishonchlilik ko'rsatkichlari asosida aniqlanadi.

Ketma-ket ulangan elementlar tizimi. O'chirish holatining ehtimolligini va ketma-ket ulangan elementlar tarmog'ida elektr ta'minot tanaffuslari sonini kamaytirish uchun kapital va profilaktik ta'mirlar uchun elementlarning oldindan mo'ljallangan o'chirishlarini birlashtirishga intilishadi. Yaqinlashtirilgan, ayrim hollarda loyiha xarakterining hisoblari uchun, oldindan mo'ljallangan o'chirishlarini hisobga olgan holda bunday tarmoqning majburan to'xtalish koeffitsientini quyidagi formula orqali topish mumkin:

$$K_{nc} = \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{t}_{сз} + (\lambda_{ni} \bar{t}_{npi})_{n\bar{c}} \quad (4.56)$$

bu yerda, $(\lambda_{ni} \bar{t}_{npi})$ - tarmoqning n elementdan biridagi oldindan mo'ljallangan o'chirishlarining eng katta ehtimolligi.

Inkorlik oqimining natijalovchi parametrik va qayta tiklanishning ekvivalent vaqti:

$$\lambda_c = \sum_{i=1}^n \lambda_i + \lambda_{n.n\bar{o}}; \quad (4.57)$$

$$\bar{t}_{ec} = \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{t}_{ei} + (\lambda_{ni} \bar{t}_{npi})_{n\bar{o}}}{\sum_{i=1}^n \lambda_i + \lambda_{n.n\bar{o}}} = \frac{K_{nc}}{\lambda_c} \quad (4.58)$$

bu yerda, $\lambda_{n.n\bar{o}}$ – tarmoq n elementidan birining eng katta og'ish chastotasi.

Parallel ulangan elementlar tarmog'i. 1 va 2 ikkita o'zaro zahiralangan elementlar sxemalarini ko'rib chiqamiz. Yuqorida keltirilgan qoidalarga ko'ra bunday tarmoqning majburan to'xtalish (o'chirilgan holatning o'rtacha ehtimolligi) koeffitsienti:

$$K_{nc} = \lambda_1 \bar{t}_{e1} \cdot \lambda_2 \bar{t}_{e2} + \lambda_{np1} \bar{t}_{np1} \cdot K_{np1} \cdot \lambda_2 \bar{t}_{e2} + \lambda_{np2} \bar{t}_{np2} \cdot K_{np2} \cdot \lambda_1 \bar{t}_{e1} \quad (4.59)$$

bu yerda,

$$K_{np1} = 1 - e^{-\frac{\bar{t}_{np1}}{\bar{t}_{e2}}} \quad \text{yoki} \quad K_{np1} = 1 - e^{-\frac{\bar{t}_{np1}}{\bar{t}_{np1} + \bar{t}_{e2}}},$$

$$K_{np2} = 1 - e^{-\frac{\bar{t}_{np2}}{\bar{t}_{e1}}} \quad \text{yoki} \quad K_{np2} = 1 - e^{-\frac{\bar{t}_{np2}}{\bar{t}_{np2} + \bar{t}_{e1}}}.$$

Tarmoqning inkorlik oqimi parametrik va qayta tiklanishning ekvivalent vaqti:

$$\lambda_c = \lambda_1(\lambda_2 \bar{t}_{e2}) + \lambda_2(\lambda_1 \bar{t}_{e1}) + \lambda_1 \lambda_{np2} \bar{t}_{np2} + \lambda_2 \lambda_{np1} \bar{t}_{np1} \quad (4.60)$$

$$\bar{t}_{ec} = \frac{K_{nc}}{\lambda_c} = \frac{\lambda_1 \bar{t}_{e1} \cdot \lambda_2 \bar{t}_{e2} + \lambda_{np1} \bar{t}_{np1} \cdot K_{np1} \cdot \lambda_2 \bar{t}_{e2} + \lambda_{np2} \bar{t}_{np2} \cdot K_{np2} \cdot \lambda_1 \bar{t}_{e1}}{\lambda_1(\lambda_2 \bar{t}_{e2}) + \lambda_2(\lambda_1 \bar{t}_{e1}) + \lambda_1(\lambda_{np2} \bar{t}_{np2}) + \lambda_2(\lambda_{np1} \bar{t}_{np1})} \quad (4.61)$$

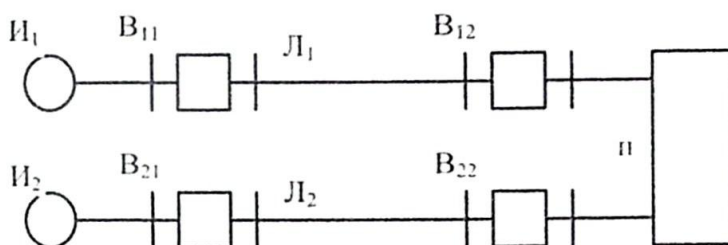
Bu usul n ta o'zaro zahiralangan elementli tarmoqda osonlik bilan tarqaladi:

$$K_{\Pi C} = \sum_{i=1}^n \lambda_i t_{ei} + \sum_{i=1}^n \lambda_{\Pi P i} t_{\Pi P i} K_{\Pi P i} \cdot \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \lambda_j \bar{t}_{ej} \quad (4.62)$$

$$\lambda_c = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n (\lambda_j \bar{t}_{ej} + \lambda_{\Pi P j} \bar{t}_{\Pi P j}) \quad (4.63)$$

$$t_{ec} = \frac{K_{\Pi C}}{\lambda_c} \quad (4.64)$$

Misol. Istemolchi ikki iste'mol manbasidan elektr energiyasini o'lyapti, I_1 va I_2 (4.4-rasm). Har bir zanjir kerakli quvvatning barchasini o'tkazadi.



4.4-rasm. Iste'molchining elektr ta'minot sxemasi.

Inkorliklar oqimi parametrlari va elektr ta'minoti tarmog'i elementining oldindan mo'ljallangan o'chirishlar, qayta tiklanishning o'rtacha vaqti va oldindan mo'ljallangan o'chirishlar davomiyligi 4.1-jadvalda keltirilgan.

Elementlarning ishonchlilik parametri

4.1-jadval.

Parametrlar	Elementlar					
	V ₁₁	L ₁	V ₁₂	V ₂₁	L ₂	V ₂₂
λ_0 , 1/(km·yil)	0,099	0,023	0,048	0,137	0,019	0,137
L, km	-	80	-	-	30	-
$\bar{t}_e$, soat	10	30	10	15	30	15
$\lambda_{\Pi P}$, 1/yil	0,4	0,3	0,4	0,4	0,3	0,4
$t_{\Pi P}$, soat	60	50	60	80	20	80

Iste'molchining yillik o'rtacha quvvati $\bar{P} = 30$ MVt ligini bilgan holda elektr ta'minoti tarmog'ining inkorliklar oqimi parametrlarini, inkorsiz ishning o'rtacha vaqtini, inkorlikning o'rtacha ehtimolligini, qayta tiklanishning o'rtacha vaqti, hamda bir yilda yetarli darajada elektr energiya ishlab chiqara olmaslikni aniqlang.

Hisobda zanjilardagi ketma-ket ulangan elementlarning oldindan mo'ljallangan o'chirishlari vaqt bo'yicha birlashgan deb olamiz. Iste'mol manbalarining ishonchliligi hisobga olinmaydi.

Har biri uchta ketma-ket ulangan elementlardan tashkil topgan birinchi va ikkinchi zanjirlarning inkorliklar oqimi parametri 4.57-formula bo'yicha quyidagicha bo'ladi:

$$\lambda_1 = \lambda_{O/T1} L_2 + \lambda_{B11} + \lambda_{B12} + \lambda_{PPB11} = 0,023 \cdot 80 + 0,099 + 0,048 + 0,4 = 2,387 \quad (1/\text{yil})$$

$$\lambda_{11} = \lambda_{O/T2} L_2 + \lambda_{B21} + \lambda_{B22} + \lambda_{PPB21} = 0,019 \cdot 30 + 2 \cdot 0,137 + 0,4 = 1,244 \quad (1/\text{yil})$$

Tarmoqning inkorlik oqimi parametri 4.60-formulaga muvofiq j -elementning oldindan mo'ljallangan o'chirilishlarida sxemaning qolgan qismini faqat avariya qo'yishning imkoni borligini hisobga olgan holda ikki parallel ulangan elementlardan tashkil topgan tarmoq uchunde aniqlanadi.

$$\lambda_c = \lambda_1 q_{11} + \lambda_{11} q_1 + (\lambda_1 - \lambda_{PPB11}) q_{PP11} + (\lambda_{11} - \lambda_{PPB21}) q_{PP11}$$

bu yerda,

$$q_1 = q_{B11} + q_{T1} + q_{B12} = \lambda_{B11} \bar{t}_{aB11} + \lambda_{T1} \bar{t}_{aT1} + \lambda_{B12} \bar{t}_{aB12} = \\ = \frac{(0,099 \cdot 10 + 1,84 \cdot 30 + 0,048 \cdot 10)}{8760} = 6,47 \cdot 10^{-3};$$

$$q_{11} = q_{B21} + q_{T2} + q_{B22} = \frac{(0,137 \cdot 15 + 0,57 \cdot 30 + 0,137 \cdot 15)}{8760} = 2,43 \cdot 10^{-3}.$$

Zanjirlarning oldindan mo'ljallangan o'chirilishlari q_{pr1} va q_{pr11} ga mos ravishda V_{11} va V_{21} elementlar parametrlari bilan hisoblanadi.

$$\lambda_c = 2,387 \cdot 2,43 \cdot 10^{-3} + 1,244 \cdot 6,47 \cdot 10^{-3} + \frac{0,844 \cdot 0,4 \cdot 60 + 1,987 \cdot 0,4 \cdot 80}{8760} = 23,41 \cdot 10^{-3} \quad (1/\text{yil})$$

Inkorsiz ishning o'rtacha vaqti:

$$\bar{T}_c = \frac{1}{\lambda_c} = \frac{1}{23,41 \cdot 10^{-3}} = 42,7 \quad (\text{yil})$$

$\alpha=0,1$ bo'lganida inkorsiz ish vaqtining hisobi:

$$T_{cp} = -\ln(1-\alpha) \cdot \bar{T}_c = 0,105 \cdot \bar{T}_c = 4,48 \quad (\text{yil})$$

Zanjirlarning avariyaaviy qayta tiklanishining o'rtacha vaqti:

$$\bar{t}_{e1} = \frac{q_1}{\lambda_1 - \lambda_{IPB11}} = \frac{6,47 \cdot 10^{-3}}{1,987} \cdot 8760 = 28,5 \quad (\text{soat})$$

$$\bar{t}_{e11} = \frac{q_{11}}{\lambda_{11} - \lambda_{IPB21}} = \frac{2,43 \cdot 10^{-3}}{0,844} \cdot 8760 = 25,2 \quad (\text{soat})$$

V_{11} va V_{21} elementlarining oldindan mo'ljallangan o'chirilishlari ehtimolligining kamayish faktorlarini hisoblovchi koeffitsientlar:

$$K_{n1} = 1 - e^{-\frac{t_{IB11}}{t_{e11}}} = 1 - e^{-\frac{60}{25,2}} = 0,9075 ;$$

$$K_{n2} = 1 - e^{-\frac{t_{IB21}}{t_{e1}}} = 1 - e^{-\frac{80}{28,5}} = 0,939 .$$

Inkorlik holatining o'rtacha ehtimolligi:

$$\begin{aligned} q_c &= q_1 \cdot q_{11} + K_{n1} \cdot \lambda_{n11} \cdot \bar{t}_{n11} \cdot q_{11} + K_{n2} \cdot \lambda_{n21} \cdot \bar{t}_{n21} \cdot q_1 = \\ &= 6,47 \cdot 10^{-3} \cdot 2,43 \cdot 10^{-3} + \frac{0,9075 \cdot 0,4 \cdot 60 \cdot 2,43 \cdot 10^{-3} + 0,939 \cdot 0,4 \cdot 80 \cdot 6,47 \cdot 10^{-3}}{8760} = \\ &= 15,7 \cdot 10^{-6} + 28,23 \cdot 10^{-6} = 43,93 \cdot 10^{-6} \end{aligned}$$

Tarmoq qayta tiklanishining o'rtacha vaqti:

$$\bar{t}_{ec} = \frac{q_c}{\lambda_c} = \frac{43,93 \cdot 10^{-6}}{23,41 \cdot 10^{-3}} \cdot 8760 = 16,43 \quad (\text{soat})$$

Iste'molchiga yetarli darajada ishlab chiqara olinmagan energiyaning matematik kutilishi:

$$\Delta \mathcal{E} = \bar{\mathcal{E}} \cdot q_c = \bar{P} T q_c = 30 \cdot 10^{-3} \cdot 8760 \cdot 43,93 \cdot 10^{-6} = 11542 \quad (\text{kVt} \cdot \text{soat})$$

Agar keltirilgan misolda oldindan mo'ljallangan o'chirilishlarni hisobga olmasak, unda quyidagi natijani olamiz:

$$\lambda_c = 13,85 \cdot 10^{-3} \text{ (1/yil); } q_c = 15,7 \cdot 10^{-6}$$

Ishonchlilik parametrlarini hisoblash ma'lumotlarini qasddan (ataylab) o'chirishni hisobga olgan holda va hisobga olmagan holda taqqoslashdan kelib chiqadiki, qasddan (ataylab) o'chirish elektr ta'minoti sxemalarining ishonchlilik parametrlariga sezilarli ta'sir qiladi.

Olingan ishonchlilik ko'rsatkichlariga ko'ra, elektr ta'minotining kam ta'minlanganligi va elektr ta'minotining uzilishlarining texnik-iqtisodiy oqibatlarini baholash mumkin.

Yuqoridagilardan kelib chiqadiki, elektr ta'minoti tizimlarining ishlashi Markov tasodifiy jarayonlari modelida yetarli darajada aks etadi. Ushbu model tenglamalarining yechimlarini tahlil qilish asosida odatdagi elektr ta'minoti sxemalarining ishonchlilik ko'rsatkichlarini ishonchlilik nuqtai nazaridan hisoblash uchun juda oddiy algoritmlar ishlab chiqilgan. Biroq, tizim elementlari sonining ko'payishi bilan uning mumkin bo'lgan holatlari soni keskin oshadi. Shuning uchun Markov jarayonlarini differensial tenglamalarning to'liq tizimidan foydalangan holda tiklanadigan tizimlarning ishonchliligini baholash uchun qo'llash, ularni tahlil qilish va yechim topish muayyan qiyinchiliklarni keltirib chiqaradi.

Markov jarayonlari bo'yicha nosozlik va tiklanish jarayonlarini modellashtirish, agar alohida elementlarning dastlabki holatlarini hisobga olish zarur bo'lsa, ya'ni ishonchlilik ko'rsatkichlari nisbatan qisqa vaqt oralig'ida hisoblashda maqullanadi. Tizimlarning holatini yetarlicha uzoq vaqt davomida (mavsum, yil) taxmin qilish uchun ko'pchilik hollarda elementlarning holati ehtimollarining o'rtacha qiymatlariga asoslangan oddiy asimptotik usullardan foydalanish mumkin.

4.2. Elektr ta'minot sxemalarining ishonchlilik ko'rsatkichlarini elementlar holati ehtimolining o'rtacha qiymati bo'yicha hisoblash usuli.

4.2.1. Element holatining o'rtacha ehtimoli.

Ishonchlilikni hisoblash vaqtida, keng tarqalgan usullardan biri, bu tizimli mustaqil ishonchlilikka ega bo'lgan elementlardan iborat deb faraz qilish mumkin. Bu usulga asosan, elementning ishdan chiqishi (otkaz) deb, uning parametrlarini ruxsat etilgan texnik normalardan tashqariga chiqishiga aytiladi.

Ishdan chiqqan element kommutatsion qurilmalar yordamida tizimning boshqa qismlaridan uziladi deb faraz qilinadi. Elektr ta'minot tizimining alohida elementlarining parametrlari orasidagi funksional bog'liqlik hisobga olinmaydi. Bu esa usulning kamchiligi albatta. Lekin dastlabki ma'lumotlarning yo'qligi, hisoblashning soddaligi va zamonaviy murakkab tizimlarning ishonchliligini baholash imkoni borligi bu usullarni oqlaydi.

«Element» va «tizim» tushunchalari ishonchlilikni hisoblashda nisbiy manoga ega. Tizim deb hisoblangan obyekt, katta masshtabdagi obyekt oldida element bo'lib o'rganilishi mumkin. Misol uchun elektr stansiyaning ishonchliligini hisoblashda stansiya – bu tizim, generator, kommutatsion apparatlar, turbina – alohida elementlar. Bitta generatorning ishonchliligi hisoblanayotganda esa, unda generator – tizim, stator, rotor va boshqa – elementlar.

«Element» va «tizim» tushunchalarining nisbiyliligi ishonchlilikni bosqichma-bosqich hisoblash usulini qo'llashga imkon beradi. Bu usulning ma'nosi shundan iboratki, keyingi bosqichda murakkab tizimning elementi (stansiya, p/st, EUL) alohida tizim sifatida hisoblanib, uning uchun ishonchlilik ko'rsatkichlari ketma-ket aniqlanadi. Shu yo'l bilan murakkab tizimlarining ishonchliligini hisoblash imkoni tug'iladi.

Ishonchlilik ko'rsatkichlarini elementlar holati ehtimolining o'rtacha qiymatlari ma'lumotlardan foydalaniladi:

1. Ishdan chiqish oqimining parametri ω , ya'ni vaqt birligidagi (odatda 1 yil) ishdan chiqishlar o'rtacha miqdorining bitta elementga nisbati (eng oddiy ishdan chiqishlar oqimi uchun $\omega=\lambda$).

Elektr uzatish liniyalari uchun bu parametr 1 km liniyaga nisbatan olinadi. [1/(km·yil)]

2. O'rtacha qayta tiklash vaqti (almashtirish, ta'mirlash) t_b , soat/bitta tiklash o'chirish.

3. Elementni oldindan mo'ljallab o'chirish parametri λ_n 1/km

4. Elementni oldindan mo'ljallab o'chirishning o'rtacha davomiyligi (profilaktika va kapital ta'mirlash uchun) t_{np} , soat/bitta o'chirish.

Elementning ishonchsizligi (ishdan chiqish holatining o'rtacha ehtimoli) uning shikastlanish natijasida va oldindan mo'ljallangan profilaktik o'chirilishlar yig'indisining o'rtacha ehtimoli bilan belgilaniladi.

Majburiy to'xtash ehtimoli

$$q = \frac{\omega \bar{t}_e}{8760} \quad (4.65)$$

Oldindan mo'ljallab o'chirish ehtimoli

$$q_n = \frac{\lambda_n \bar{t}_{np}}{8760} \quad (4.66)$$

Ishdan chiqish holatining o'rtacha ehtimoli

$$q_z = q + q_n \quad (4.67)$$

Ishchi holat ehtimoli

$$P = 1 - q_z = 1 - q - q_n = \frac{\bar{t}_p}{8760} \quad (4.68)$$

bu yerda, t_p – elementning ishdan chiqmaslik vaqti.

Agar $\bar{t}_B$, $\bar{t}_{np}$, $\bar{t}_p$ ning o'lchov birligi yil bo'lsa, unda

$$\left. \begin{aligned} q &= \lambda \bar{t}_n; \\ q_{II} &= \lambda_n \bar{t}_{IIp}; \\ P &= \bar{t}_P. \end{aligned} \right\} \quad (4.69)$$

Keltirilgan ishonchlilik ko'rsatgichlari sistemani to'liq xarakterlaydi.

Elektr ta'minot tizimining ishonchliligini texnik – iqtisodiy jihatdan baxolashda ishonchlilik ko'rsatgichlarini kichik vaqt oralig'ida ko'rib chiqish kerak emas elementlarning dastlabki holatlari ham hisobga olinmaydi.

Ishonchlilik ko'rsatgichlari mavsum va yil mobaynida aniqlanadi, buning uchun ehtimollik modellaridan foydalaniladi.

Modellar esa elementlar holati ehtimolining o'rtacha qiymatlariga asoslanadi.

Ishonchlilik ko'rsatgichlarini aniqroq hisoblash uchun quyidagi shartlar bajarilishi kerak.

1. Tizim elementlarining ishdan chiqishi bir-biriga bog'liq emasligi;
2. Ishdan chiqmasdan ishlash vaqti va qayta tiklanish vaqtlari eksponensial (ko'rsatgich funksiya $y = a^x$) qonun bo'yicha tarqalishi kerak;
3. Sistema elementlarining ishdan chiqishi oqimi ordinar;
4. Ishdan chiqmasdan ishlash vaqti barcha elementlar uchun tiklash vaqtidan ancha katta.

4.2.2. Ketma-ket ulangan elementlarning ishdan chiqishi va ishdan chiqmasdan ishlash holati ehtimoli.

n ketma-ket ulangan elementlardan tashkil topgan hisobiy sxema barcha n element ishlash holatida bo'lgandagina ish holatida bo'lishi mumkin.

Murakkab hodisa – bu sxemadagi barcha elementlarining ishlashi hodisalarning birlashtirilganligi natijasida sodir bo'lishidir, shu bilan birga elementlarning hammasi ishlash holatida, bo'ladi.

Bir-biriga bog'liq bo'lmagan hodisalar ehtimolliklarini ko'paytirish teoremasini qo'llab, bunday sxemaning ishlash holati ehtimolini topamiz.

$$P_C = P_1 \cdot P_2 \cdot P_3 \cdot \dots \cdot P_n = \prod_{i=1}^n P_i \quad (4.70)$$

Ishdan chiqish holati ehtimoli qarama-qarshi holat ehtimoli kabi aniqlanadi:

$$q_C = 1 - P_C \quad (4.71)$$

Amaliy hisoblarda ishdan chiqish holati ehtimolini aniqlash uchun boshqa usuldan foydalaniladi. Sxemaning ishdan chiqish ehtimoli bu usulda bo'lmaganda bitta element ishdan chiqishi ehtimoli bilan aniqlanadi. Bu hodisaning ehtimoli bir vaqtda ro'y beradigan hodisalarning ehtimoli yig'indisi formulasi orqali topiladi.

$$q_C = \sum_{i=1}^n q_i - \sum_{i,j} q_i q_j + \sum_{i,j,k} q_i q_j q_k - \dots (-1)^{n-1} \cdot q_1 q_2 q_3 \dots q_n \quad (4.72)$$

Elektr tizimi elementlari uchun quyidagi munosabat — $a \ll 1$ xarakterli. Shuning uchun ketma-ket n elementdan tashkil topgan tizim uchun formuladagi ikkinchi, uchinchi va boshqa yig'indilarni kichik bo'lganli uchun hisobga olmasa ham bo'ladi.

Amaliy hisoblashlarda formula quyidagi ko'rinishga ega.

$$q_C \cong \sum_{i=1}^n q_i \quad (4.73)$$

Hisoblash xatosi quyidagi qiymatdan oshmaydi:

$$\left[\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n q_i \right]^2 \quad (4.74)$$

Ketma-ket ulangan elementlardan iborat bo'lgan ishonchlilik sxema prinsipial elektr sxemaga mos kelgan bo'lsa, u holda ketma-ket ulangan zanjir uchun profilaktik ta'mirlash barcha elementlarda bir vaqtda olib borilishini nazarda tutib, ishdan to'xtab qolish ehtimoli quyidagiga aniqlanadi:

$$q_{Cn} \cong \sum_{i=1}^n q_i + q_{nHB} = q_C + q_{nHB} \quad (4.75)$$

bu yerda, q_{nHB} — n elementlarning oldindan uzish ehtimoli eng katta bo'lgani.

4.2.3. Parallel ulangan elementlarning ishdan chiqishi va ishdan chiqmasdan ishlash holati.

n ta parallel ulangan, ishdan chiqishi bir-biriga bog'liq bo'lmagan, iste'molchiga quvvat o'tkazish qobiliyati har biri uchun yetarli bo'lgan elementlardan iborat sxemani ko'rib chiqamiz.

Bunday sxema hech bo'lmaganda bitta element ish holatida ekanligida ishlaydi.

Sxemaning ish holati ehtimoli bir-biriga bog'liq bo'lmagan hodisalar ehtimoli yig'indisi formulasi orqali aniqlanadi.

$$P_C = \sum_{i=1}^n P_i - \sum_{i,j} P_i P_j + \sum_{i,j,k} P_i P_j P_k - \dots (-1)^{n-1} \cdot P_1 P_2 P_3 \dots P_n \quad (4.76)$$

Bu formuladan foydalanish ancha qiyinchilik tug'diradi chunki $(2^n - 1)$ ta elementlarni qo'shib ayirish kerak. Barcha qo'shiluvchilarni hisobga olish kerak, chunki ularning qiymati birga yaqin. Shuning uchun tizim ishonchliligini elementlarining ishdan chiqishi holati ehtimoli orqali aniqlash osonroq. Tizim ishdan chiqishi holatida bo'lishi uchun hamma elementlar ishdan chiqishi kerak. Ishdan chiqishi holati ehtimoli bir-biriga bog'liq bo'lmagan xodisalarning ko'paytmasi formulasidan foydalanib aniqlanadi, ya'ni har bir elementning ishdan chiqishiga asoslangan holda:

$$q_C = q_1 \cdot q_2 \cdot q_3 \cdot \dots \cdot q_n = \prod_{i=1}^n q_i \quad (4.77)$$

Bunday tizimning ish holati ehtimoli qarama-qarshi xodisalar ehtimoli sifatida aniqlanadi:

$$P_C = 1 - P_{\bar{C}} = 1 - \prod_{i=1}^n P_i \quad (4.78)$$

Endi parallel ulangan n ta elementdan tashkil topgan tizimning ishdan chiqishi holati ehtimolini alohida elementlarni oldindan mo'ljallang uchirish mumkinligini hisobga olgan holda aniqlash usulini ko'rib chiqamiz. Shuni ham hisobga olish kerakki, oldindan mo'ljallab faqat bitta element o'chirilishi mumkin va avariya tiklashda oldindan mo'ljallansa o'chirishlar amalga oshirilmaydi.

Murakkab xodisa, ya'ni barcha elementlarning ishdan chiqishini ko'rib chiqishdan tashqari yana tizimni ishdan chiqishi ehtimoliga sabab bo'luvchi, har birida bitta element oldindan mo'ljallangan ravishda o'chirilishi gumon bo'lgan n ta holat ehtimoli ham aniqlanadi.

Elementlar bir-biriga bog'liq bo'lmaganli uchun, gumonlar ham bir-biriga bog'liq emas. Shuning uchun tizimning ishdan chiqish holati ehtimoli. Har bir gumon (shubxa) natijasidagi ishdan chiqish holati ehtimollari yig'indisiga teng.

$$q_{CH} = \prod_{i=1}^n q_i + q_{m1} K_{m1} \cdot \prod_{\substack{i=2 \\ i \neq 1}}^n q_i + q_{m2} K_{m2} \cdot \prod_{\substack{i=1 \\ i \neq 2}}^n q_i + \dots + \\ + q_{mn} K_{mn} \cdot \prod_{\substack{i=1 \\ i \neq n}}^{n-1} q_i = \prod_{i=1}^n q_i + \sum_{j=1}^n q_{mj} K_{mj} \cdot \prod_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n q_i \quad (4.79)$$

Ishdan chiqish holati ehtimolini aniqlashda har bir gumon uchun kamaytiruvchi koeffitsient $k_{nj} < 1$ qabul qilingan. Bu koeffitsient j – element oldin mo'ljallanib ishdan sxemadagi qolgan qismlar shikastlanishi ehtimoli pasayishini hisobga oladi.

Elementlar orasidagi o'zaro bog'liqliklar murakkablashgani sari ishonchlilik hisoblash sxemasini ketma-ket parallel yoki parallel ketma-ket ulangan elementlar sxemasi prinsipiga olib kelish ancha mushkul.

Murakkab sxemalar holatining o'rtacha ehtimoli bo'yicha hisoblash usullarining uchta asosiysini ko'rib chiqamiz:

1. Tizim holati ehtimolini har hil holatdagi rejim parametrlarini analiz qilish bilan olib boriladigan usul; (bu usul yordamida tizimining qisman ishdan chiqishidagi parametrlar aniqlanadi).

2. To'liq ehtimol formulasidan foydalaniladigan usul; bu usul ko'paytmalarga ajratish usuliga asoslangan.

Murakkab sxemalarni ekvivalent ketma-ket parallel yoki parallel ketma-ket sxemalarga almashtiradigan usul.

4.2.4. Tizim holati ehtimolini tahlil qilish usuli.

Bu usul yordamida tizim va uning elementlari holati bilan tizim holati ehtimoli orasidagi bog'liklikni hisobga olish mumkin. Aralash tizimning ishonchlilik ko'rsatkichlariga elementlarning o'tkazuvchanlik qobiliyati cheklanishlari ta'siri (qizish toklari, kuchlanish yo'qotilishi va boshqalar) miqdorini baholash qisman elektr energiyani to'liq uzatilmaslikka ta'siri ham aniqlanadi.

Tarmoqning mantiqiy funksiyalanishiga mos ravishda hisobiy elementlar ajratilib, tizimning har xil holati ishonchliligini ko'rsatkichlari hisoblanadi. Tizimning real elementlari hisobiy guruhlariga birlashadi, ularning ishdan chiqishi barcha bir-biriga bog'langan elementlarni o'chirishga olib keladi. Odatda bunday guruhga sxemada avtomatik kommutatsiya apparatlari bilan ajratilmagan elementlar kiradi. Ishonchlilik nuqtai nazaridan bunday elementlar ketma-ket ulangan bo'lib qoladi. Real elementlarning ishonchlilik ko'rsatkichlari bo'yicha hisobiy guruhlarining ishonchlilik darajasi aniqlanadi.

Bitta va ikkita avariyaaviy o'chirilgan elementlar bilan tizimning har xil holatlari tahlil qilinadi. Bitta avvaldan o'chirilishi kerak bo'lgan elementga boshqa elementning avariyaaviy holati to'g'ri kelishi nazarda tutiladi. Kam o'chirilgan holat uchta va undan ortiq elementlarning o'chirilishi hisobga olinmaydi.

Tizimning har bir holati uchun ishdan chiqishlar oqimi va avvaldan mo'ljallangan o'chirishlar parametrlari λ_{ij} va uning ehtimoli Q_{ij} aniqlanadi.

Tizim va elementlarning ish rejimi hisoblanib ruxsat etilgan qiymatlari bilan solishtiriladi. So'ngra iste'molchilarga yetkazib berilgan energiya va tugunlarida rejimni ta'minlash uchun yoki quvvat chegaralanishidan kelib chiqadigan ziyonni kamaytirish uchun kerak bo'ladigan quvvat miqdori baholanadi. Uzatilmagan energiya tizimining barcha holatlaridagi uzatilmagan energiyaning yig'indisiga teng deb hisoblanadi.

Tizim holati ehtimolini tahlil qilish usuli katta energetika tizimlari uchun asosiy usuldir. Ishonchlilikni baholashda bu usul tizimning har xil holatlarini aks

ettira oladi. Lekin bu usulda hisoblash katta mehnatni talab qiladi, chunki har bir holat uchun quvvat oqimi taqsimotini hisoblash zarur.

Yuklamaning har bir tuguniga nisbatan sxema ishonchliligi strukturasi baholash ahamiyatliroq bo'lgani sababli ko'pincha ishonchlilikni hisoblashda elementlarning o'tkazuvchanlik qobiliyatini chegaralanishi e'tiborga olinmaydi. Bu holda ehtimollikni to'liq formulasi va murakkab sxemalarni strukturaviy tahlil qilishga asoslangan boshqa usullar qo'llaniladi.

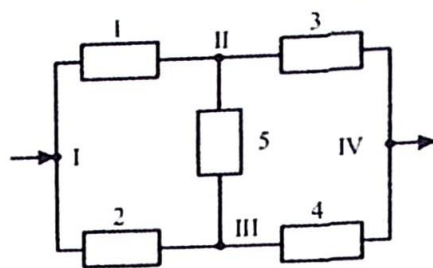
4.2.5. Ehtimollikni to'liq formulasini qo'llash usuli.

Ehtimollikni to'liq formulasi yordamida bu usul murakkab sxemani ekvivalent, ketma-ket va parallel ko'rinishga keltiradi. Oldindan mo'ljallanib o'chirilmagan elementlarni hisobga olmagan holda aniq sxema misolida bu usulni asosiy g'oyasini ko'rib chiqamiz.

Gumon (gipotez) sifatida har bir elementni ish yoki ishdan chiqish holatlari hisobga olinadi. Tizimning tugunga nisbatan ishlashi ehtimoli – bu hodisa. Har qanday hodisani ehtimoli esa, bir-biriga bog'liq bo'lmagan gumonlar ehtimoli (ya'ni zanjirning qolgan qismlari ish holatida) ko'paytmalarining yig'indisiga teng.

Har qanday sxemaning ish holati ehtimolini hisoblashda, ehtimollikni to'liq formulasini qo'llab, ko'paytmalarga ajratish teoremasini ifodalash mumkin. Zanjirning ishonchliligi i -chi elementning ish holati ehtimolini qolgan elementlar ish holati ehtimoli (i -chi element ulangan joyi qisqa tutashtirilgan) ko'paytmasiga plus o'sha i -chi elementning ishdan chiqish ehtimolini qolgan elementlar ishdan chiqish holati ehtimoli (i -chi element ulangan joyi uzilgan) ko'paytmalariga teng. Ya'ni ajratilgan sxema uchun 2 ta bir-biriga bog'liq bo'lmagan gumonlar ko'rib chiqiladi.

Bu teoremani qo'llanishi uchun ko'priksimon sxemani ko'rib chiqamiz. Tugunli punktlarning ishdan chiqishi hisobga olinmaydi. Sxemadagi har bir element uchun 2 ta bir-biriga bog'liq bo'lmagan gumonni nazarda tutish mumkin: P ehtimoli bilan ishlash va q ehtimoli bilan ishdan chiqish.



4.5-rasm. «Ko'prik» sxemasi.

5 ta elementga nisbatan ajratish teoremasini qo'llab, ko'priksimon sxemani (4.5-rasm) 2 ta zanjir yig'indisiga keltirish mumkin: parallel-kema-ket va ketma-ket-parallel (4.6-rasm). IV tugunga nisbatan bu sxemaning ishdan chiqmasdan ishlash ehtimoli:

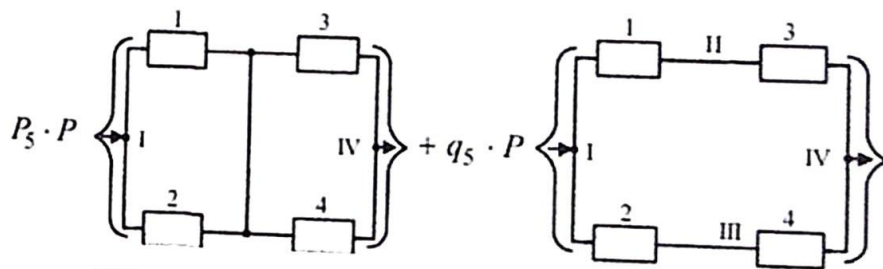
$$P_C = P_5 \cdot [(1 - q_1 q_2) \cdot (1 - q_3 q_4)] + q_5 \cdot [1 - (q_1 + q_3 - q_1 q_3) \cdot (q_2 + q_4 - q_2 q_4)]$$

bu ifodada, $(1 - q_1 q_2) \cdot (1 - q_3 q_4)$ - sxemaning birinchi gumonda ishdan chiqmasdan ishlash ehtimoli, ya'ni 5-chi element ishdan chiqmagan holat;

$1 - (q_1 + q_3 - q_1 q_3) \cdot (q_2 + q_4 - q_2 q_4)$ - sxemaning ikkinchi gumonda ishdan chiqmasdan ishlash ehtimoli, ya'ni 5-chi element ishdan chiqqan holat;

P_5 - birinchi gumon (gipoteza) ehtimoli;

q_5 - ikkinchi gumon (gipoteza) ehtimoli.



4.6-rasm. "Ko'prik" tipidagi sxema uchun parchalanish (yoyish) teoremasining qo'llanilishini aks yettiruvchi diagramma.

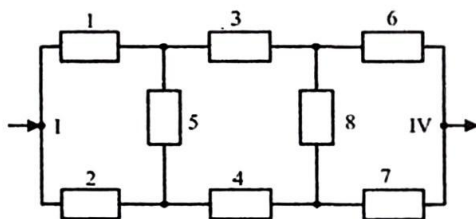
Murakkab sxemalarni tahlil qilishda ehtimollikni to'liq formulasi va unga asoslangan ko'paytmalarga ajratish teoremasi katta rol o'ynaydi. Chunki har qanday murakkab sxemani elementar sxemalar yig'indisiga keltirishga imkon

beradi. Murakkab sxemalarda bu teoremani ko'p marotaba qo'llashga to'g'ri keladi.

To'liq ehtimollik formulasiga asoslangan ishonchlilikni baholash usuli hisoblashlarda juda qulay, sodda va tushunarli, hatto kompyuterdan foydalanmasdan ham, oz sonli filiallar va tugunlarga yega bo'lgan nisbatan zavod ichidagi kichik elektr ta'minoti sxemalarini o'z ichiga olishi mumkin.

Murakkab konfiguratsiyali sxema uchun ushbu usulni kompyuter yordamida amalga oshirish parchalanish amalga oshiriladigan elementlarni tanlash bilan murakkablashadi.

Parchalanish teoremasining ko'p qo'llanilishini vizual tasvirlash uchun "ikki ko'prik" tipidagi sxemani ko'rib chiqing (4.7-rasm). Agar $q_1, q_2, q_3, \dots, q_8$ elementlarning ishdan chiqish holatlarining o'rtacha ehtimolliklari bo'lsa, elementlarning qasddan uzilishini hisobga olmagan holda ushbu sxemaning IV tuguniga nisbatan ishlaymay qolish ehtimolini aniqlaymiz. Tugun nuqtalarining nosozliklarini hisobga olmaymiz. Sxemaning barcha elementlari nosozliklar ehtimoli jihatidan mustaqil deb taxmin qilinadi. Elementlarning quvvat bo'yicha imkoniyatlari cheklanmagan.

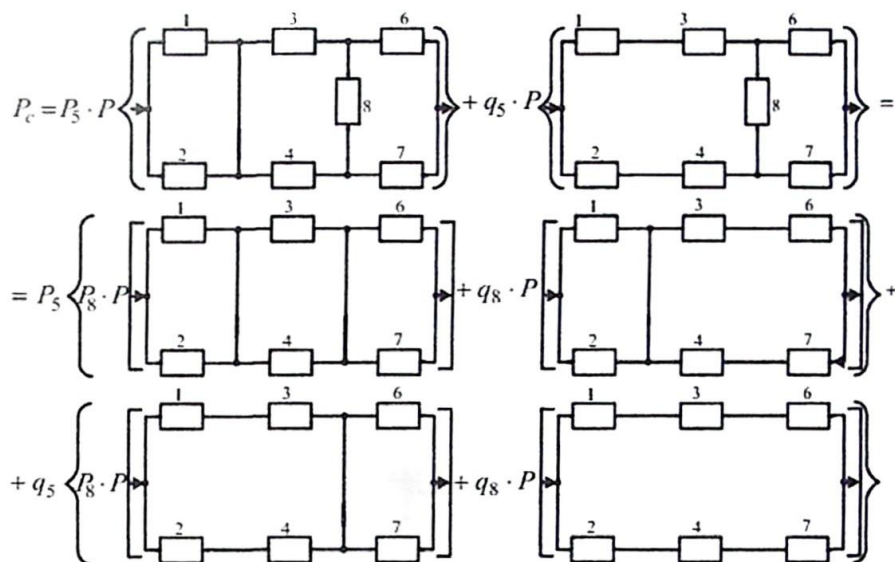


4.7-rasm. «Ikki ko'prikli» sxema.

Biz birinchi navbatda parchalanish teoremasini 5-elementga nisbatan qo'llaymiz va sxemaning qolgan qismining ishlaymay qolish ehtimolini aniqlaymiz, ya'ni 1, 2, 3, 4, 6, 7, 8 elementlarni o'z ichiga qismini. Sxemaning ushbu qolgan qismining muammosiz ishlashini baholash uchun, o'z navbatida, biz 8-elementga nisbatan parchalanish teoremasini qo'llaymiz. Ushbu harakatlar ketma-ketligini

tushuntiruvchi diagramma 4.8-rasmda ko'rsatilgan. Bunday tizimning ishonchli ishlash ehtimolligi quyidagicha yoziladi:

$$P_C = P_5 \cdot \{P_8 \cdot (1 - q_1 q_2) \cdot (1 - q_3 q_4) \cdot (1 - q_6 q_7) + q_8 \cdot (1 - q_1 q_2) \cdot [1 - (q_3 + q_6 - q_3 q_6) \cdot (q_4 + q_7 - q_4 q_7)]\} + q_5 \cdot \{P_8 \cdot [1 - (q_1 + q_3 - q_1 q_3) \cdot (q_2 + q_4 - q_2 q_4)] \cdot (1 - q_6 q_7) + q_8 \cdot [1 - (q_1 + q_3 + q_6 - q_1 q_3 - q_1 q_6 - q_3 q_6 + q_1 q_3 q_6) \cdot (q_2 + q_4 + q_7 - q_2 q_4 - q_2 q_7 - q_4 q_7 + q_2 q_4 q_7)]\}$$



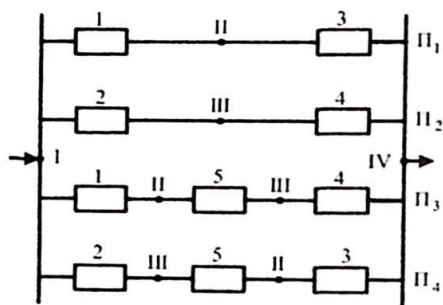
4.8-rasm. Parchalanish teoremasining ikki karrali qo'llanilishini aks ettiruvchi diagramma.

4.2.6. Murakkab sxemalarni tizimli tahlil qilish usullari va ulardan ishonchlilikni baholash uchun foydalanish.

Elektr energiya ta'minoti tizimlarining sxemalarini o'rganish uchun tizimli tahlil usullaridan foydalanish ularni umumiy tarzda o'rganishga imkon beradi. Strukturaviy sxemalar yordamida ishonchlilik ko'rsatkichlarini hisoblashda sxemaning barcha mumkin bo'lgan holatlari tahlil qilinmaydi, faqat elektr manbaidan yuklama tugunigacha (minimal yo'llar) bo'lgan sxemaning normal ishlashini (energiya uzatilishini) ta'minlaydigan minimal elementlar to'plamining nosozliksiz ishlash holatlari yoki qaralayotgan tugunga nisbatan tahlil qilinadi.

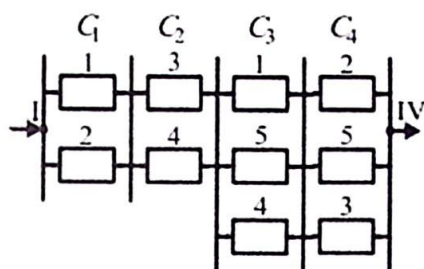
Minimal yo'llar va kesimlar ta'rifidan kelib chiqadiki, ko'rib chiqilayotgan har bir yuklama tuguniga nisbatan elektron elementlarning cheklanmagan o'tkazuvchanlik qobiliyati qabul qilinadi. Masalan, 4.5-rasmda ko'rsatilgan sxema uchun, tugun nuqtalarining ishonchlilikini hisobga olmasdan, IV tugunga nisbatan minimal yo'llar $\{1,3\}$, $\{2,4\}$, $\{1,5,4\}$, $\{2,5,3\}$ (4.9-rasm) va minimal kesimlar esa $\{1,2\}$, $\{3,4\}$, $\{1,5,4\}$, $\{2,5,3\}$ elementlar to'plamlaridir (4.10-rasm).

Strukturaviy tahlil natijasida olingan minimal yo'llar yoki kesimlar yordamida yuk tugunining energiyasizlanish ehtimolini aniqlash mumkin. Maqsadi minimal yo'llarni yoki minimal kesimlarni aniqlash bo'lgan, strukturaviy tahlilda ishlatiladigan graf nazariyasining asosiy qoidalari va ta'riflarini ko'rib chiqamiz.



4.9-rasm. "Ko'prik" tipidagi sxema uchun minimal yo'llar

Graf - bu har qanday ikkita to'plam A va B , ulardan A to'plamdagi har bir element B to'plamdagi ikkita elementga to'g'ri keladi. A va B elementlari mos ravishda grafning yon qirralari va cho'qqilari deb ataladi. Diagrammada yo'naltirilgan qirralar strelkali segment sifatida tasvirlangan. Alohida qirralari yo'naltirilgan graf qisman yo'naltirilgan deb ataladi. Qirralari yo'naltirilmagan graf yo'naltirilmagan deb ataladi.



4.10-rasm. "Ko'prik" tipidagi sxema uchun minial kesimlar

Muayyan sxemaning tuzilishini o'rganish grafalar tuzilishini o'rganishga tengdir. Grafning cho'qqilari bo'lmagan nuqtalarda qirralarni kesib o'tmasdan tekislikda tasvirlash mumkin bo'lsa, graf *planar* deb ataladi, aks holda *noplanar* deyiladi. Elektr ta'minoti tizimi uchun odatda planarlik xususiyati bajariladi, chunki bir-birini chiziqli kesishib o'tishlari nisbatan kam uchraydi.

Ishonchlilik hisob-kitoblaridagi ulanishlarni tahlil qilish birinchi navbatda uning cho'qqilari orasidagi yo'llarni, ya'ni quvvat manbai va yuk tugunlarini topish va baholashdan iborat. Graf yo'l – bu har bir oldingi qirraning oxiri keyingisining boshiga to'g'ri keladigan qirralarning ketma-ketligi. Bir qatorli yo'l to'g'ridan-to'g'ri, ko'p qatorli yo'l tranzit deb ataladi.

Grafaning minimal yo'llarini aniqlashning ko'plab usullari mavjud. Ushbu usullar analitik va mantiqiy-raqamli turlarga (ikkinchisi odatda faqat kompyuterda amalga oshiriladi) bo'linadi va sxemani to'g'ridan-to'g'ri yo'llar matritsasi shaklida analitik tasvirlashga asoslangan. Grafikning yo'llari minimal kesimlarni aniqlash uchun ham ishlatilishi mumkin. Blok diagrammasini (tarmoq grafigini) tuzish uchun avval elektr tarmoq diagrammasini ishonchlilikni hisoblash sxemasiga, ya'ni tarmoqning ishlash sxemasiga aylantirish kerak. Parametrlari ma'lum formulalar bilan aniqlanadigan ikkita tugun o'rtasida ketma-ket ulangan elementlarni bitta ekvivalent bilan almashtirish maqsadga muvofiqdir. Shunga o'xshash usul ikkita tugun o'rtasida parallel ravishda ulangan elementlar uchun ishlatiladi.

Shundan so'ng, grafikning qirralari hisoblash sxemasining elementlariga

Ushbu bo'lagi ya'ni birlashtirilgan nuqtalari (shinalar, uchta o'rash transformatorlari, birlashtirilgan nuqtalarga ulangan joylar) grafikning cho'qqilari hisoblanadi. Elementlar va kommunikatsiya uskunalarning birlashtirilgan nuqtalarining ishonchlilikni ularning elektr tizimidagi ishlash mantig'iga muvofiq dizayn sohasiga elementlarni kiritish orqali hisobga olish mumkin. Ushbu cho'qqilarga qo'shimcha ravishda, tarmoq grafasida yana bir maxsus cho'qqi bo'ladi – bu manba cho'qqisi. Elektr ta'minoti, agar uning muammosiz ishlash ehtimoli 1 dan farq qilsa, hisoblangan ishonchlilik elementi tomonidan kiritiladi. Bunday quvvat manbalari elementlari qirralarining barcha bo'sh uchlari bir cho'qqi - "manba" ga birlashtirilgan.

To'g'ridan-to'g'ri yo'llarning matritsasi quyidagicha tuzilgan grafning analitik tasviri sifatida ishlatiladi:

2. Matritsaning satrlari va ustunlari grafning cho‘qqilari raqamlari bilan belgilanadi;

sxemalarning ishonchliligini hisoblashda, yo'l matritsasining tartibini kamaytirish uchun sxemani bir necha qismlarga bo'lish maqsadga muvofiqdir.

Ishonchlilikni hisoblash sxemasining analitik tasviri sifatida bevosita yo'llar L matritsasiidan foydalanib, murakkab sxemada minimal yo'llar va minimal kesimlarni aniqlash mumkin. Minimal yo'llarni va shunga mos ravishda minimal kesimlarni aniqlashning bir necha usullari mavjud bo'lib, ular yetarli darajada batafsil bayon etilgan [8]. Minimal yo'llar va minimal kesimlar yordamida boshlang'ich sxemaning ishonchlilik ko'rsatkichlarini qanday hisoblashga ko'proq e'tibor qaratamiz.

Minimal yo'llar va kesimlar aniqlangandan so'ng, boshlang'ich murakkab hisoblash sxemasi tugunga nisbatan ekvivalent bilan almashtiriladi, ketma-ket – parallel – yo'llar holatida yoki parallel - ketma-ket – kesimlar holatida.

Bunday almashtirish ma'lum hisoblash usullaridan foydalanishga imkon beradi, xususan, qo'shma hodisalar ehtimoli yig'indisi uchun formulalarni qo'llash - ya'ni yo'llarning ishlamay qolishi yoki kesimlarning ishlamay qolishi. Ammo shuni yodda tutish kerakki, yo'llar va kesimlar odatda bog'liqdir, chunki ular bir xil elementlarni o'z ichiga olishi mumkin. Har bir yo'l barcha kerakli quvvatni yuklama tuguniga o'tkazishi sharti bilan bir nechta yo'llarning ishonchli ishlash ehtimolini yoki mos keladigan hodisalar ehtimoli yig'indisi formulasida bir nechta bo'limlarning ishlamay qolish ehtimolini aniqlashda ushbu bog'liqlikni hisobga olish kerak.

Ekvivalent ketma-ket – parallel sxemaga mos keladigan hodisalar ehtimoli yig'indisi formulasini qo'llagan holda, biz n tugunga nisbatan nosozliklarga olib keladigan ehtimollarni aniqlaymiz:

$$P_c = P \cdot \left(\sum_{i=1}^k \Pi_i \right) = \sum_{i=1}^k P(\Pi_i) - \sum_{i,j} P(\Pi_i \Pi_j) + \sum_{i,j,l} P(\Pi_i \Pi_j \Pi_l) - \dots + (-1)^{k-1} \cdot P(\Pi_1 \Pi_2 \dots \Pi_k) \quad (4.80)$$

bu yerda, k - yo'llar soni; P_i - i -chi yo'l'da ishlash hodisasi; $R(P_i)$ - i -chi yo'lning nosozliksiz ishlash ehtimoli:

$$M_{\text{eff}} = \frac{1}{2} M \quad (4.81)$$

...
... yordagi

(4.82)

[illegible]

Ular bir keyingi marti ehtimoli bilan amaliyotda faqat oldingi yo'llarga kutilmagan elementlarning nisbatini qolish ehtimoli nisbatiga olinishi kerak. Oldingi yo'llarga kutilgan elementlarning nisbatini qolish ehtimoli 1 ga teng. Masalan, P_1 va P_2 yo'llarning monolitik ishlash ehtimoli $R(P_1/P_3)=R(P_2/P_3)=R(P_1/P_2)=R(P_2/P_1)=1$.

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 2 & 3 & 4 \\ 3 & 4 & 5 \end{bmatrix} \quad (4.83)$$

bu yerda, r - λ yo'llarga tegishli elementlar soni, ya'ni, bu ehtimollik ushbu yo'llarga kiritilgan barcha elementlarning shunday qilib ehtimoli ko'paytmasiga teng va har bir element ko'paytmada faqat bir marta hisobga olinadi, garchi u bir nechta yo'llarda o'tib oqib qolish mumkin. λ - λ yo'llarda kiritilgan sxema uchun:

Figure 1. The effect of the concentration of the *Agrobacterium* suspension on the transformation efficiency of *Agrobacterium* strains.

Ushbu maqolada quyidagi masalalar bilan shug'ullanilgan: (1) minimal kesimlar bilan kesimlar o'rtasidagi farqlar; (2) minimal kesimlar bilan kesimlar o'rtasidagi farqlar; (3) minimal kesimlar bilan kesimlar o'rtasidagi farqlar.

$$Q_{C'} = Q\left(\sum_{i=1}^k C_i\right) = \sum_{i=1}^k Q(C_i) - \sum_{i,j} Q(C_i C_j) + \sum_{i,j,e} Q(C_i C_j C_e) - \dots (-1)^{k-1} \cdot Q(C_1 C_2 C_3 \dots C_k) \quad (4.84)$$

bunda, S_i - i -chi kesimning ishdan chiqish hodisasi;

k - kesimlar soni;

$Q(S_i)$ - i -chi kesimning ishdan chiqish ehtimolligi:

$$Q(C_i) = \prod_{j=1}^{m_i} q_{i,j} \quad (4.85)$$

bu yerda, $q_{i,j}$ - i -bo'limning j -chi elementining ishdan chiqish ehtimolligi;

m_i - i -kesimdagi elementlar soni.

$$Q(C_1 C_2 \dots C_k) = Q(C_1) \cdot Q\left(\frac{C_2}{C_1}\right) \cdot \dots \cdot Q\left(\frac{C_k}{C_1 C_2 \dots C_{k-1}}\right) \quad (4.86)$$

- k kesimlarning ishdan chiqish ehtimoli; $Q(S_2/S_1)$ - birinchi kesim nosozlikka uchragan taqdirda ikkinchi kesim nosozligining shartli ehtimolligi.

Agar ikkinchi qismning ketma-ketligida birinchi qismning bir qismi bo'lgan elementlarning ulanish nuqtalari buzilgan bo'lsa, ya'ni shartli ehtimollikni hisoblashda ularning ishlamay qolish ehtimoli biriga teng deb hisoblansa, bu ehtimollikni olish mumkin; masalan, 4.10-rasmda ko'rsatilgan sxema uchun:

$$Q(C_1) = q_1 q_2; \quad Q\left(\frac{C_3}{C_1}\right) = q_4 q_5.$$

Har bir keyingi shartli ehtimollikni aniqlashda faqat oldingi bo'limlarga kiritilmagan elementlarning ishlamay qolish ehtimoli hisobga olinishi kerak. Oldingi bo'limlarga kiritilgan elementlarning ishlamay qolish ehtimoli 1 ga teng; masalan, S_1 va S_3 bo'limlarining ishlamay qolish ehtimoli quyidagiga teng bo'ladi:

$$Q(C_3 C_1) = q_1 q_2 q_3 q_4$$

va shunga ko'ra, barcha k kesimlarining ishdan chiqish ehtimoli

$$Q(C_1 C_2 C_3 \dots C_k) = \prod_{i=1}^k q_i \quad (4.87)$$

bunda, $r - k$ bo'limlariga tegishli elementlar soni, ya'ni bu ehtimollik ushbu kesimlarga kiritilgan barcha elementlari ishdan chiqish ehtimollarining ko'paytmasiga teng va har bir element ko'paytmada faqat bir marta hisobga olinadi. 4.10-rasmda keltirilgan sxema uchun:

$$Q(C_1 C_2 C_3 C_4) = q_1 q_2 q_3 q_4 q_5$$

Ushbu uslub murakkab boshlang'ich sxemalar va ekvivalent tuzilmani hisoblashda olingan natijalarning identifikatsiyasini ta'minlaydi. Ushbu qoidani e'tiborsiz qoldirish, xususan, yo'llarda muammosiz ishlash ehtimolini aniqlashda qabul qilinmaydigan katta xatolarga olib keladi.

Ishonchlilik ko'rsatkichlarini yo'llar va kesimlar bo'yicha aniqlash uchun ushbu usullarning xususiyatlarini ko'rib chiqamiz. Yo'llar yordamida muammosiz ishlash ehtimolini aniqlash formulasida atamalar soni $(2^k - 1)$ ga teng va atamalarning hech birini e'tiborsiz qoldirib bo'lmaydi ((4.80) formulaga qarang), chunki ularning barchasi 1 ga yaqin yig'indilar ko'paytmasidir. Sxemaning biroz murakkablashishi bilan, ayniqsa sxema ko'p sonli o'zaro bog'liqlik bilan ko'p bog'langan bo'lsa, yo'llar soni keskin oshadi va hisob-kitoblar juda ko'p vaqt talab etadi.

Dastlabki sxemani yuklama tugunlariga nisbatan minimal hisob-kitoblar shaklida namoyish etishdan foydalanadigan usul bu kamchilikdan xoli emas, chunki aksariyat hollarda uchta omil bo'lmagan shartlarni hisobga olgan holda cheklash mumkin. Taxminan, bo'limlarning ishdan chiqish ehtimoli ularning ishdan chiqish ehtimoli yig'indisiga teng deb taxmin qilishimiz mumkin.

$$Q\left(\sum_{i=1}^k C_i\right) \approx \sum_{i=1}^k Q(C_i) \quad (4.88)$$

va aniq vazifaga va hisob-kitoblarning kerakli aniqligiga qarab hisob-kitobga ikki yoki uch elementdan ko'p bo'lmagan kesimlar kiritilishi kerak.

Yakuniy natija – bizni qiziqtirgan yuklama tuguniga nisbatan tizimning ishlamay qolish ehtimolini yoki sxemani minimal bo'limlar shaklida taqdim etishda ishlamay qolish ehtimolini hisoblash minimal yo'llar usulidan ko'ra tezroq

va osonroq erishiladi, ammo kesmalarni aniqlash jarayonining o'zi ko'prok mashaqqatli. Ushbu usullarni elektr energetikasida ishlab chiqish va qo'llashning hozirgi bosqichida bir usulni boshqasiga qarshi qo'yish maqsadga muvofiq emas, chunki kengaytirilgan tuzilishga va oz sonli o'zaro bog'liqliklarga ega sxemalar uchun yo'llar usuli ma'lum afzalliklarga ega bo'ladi, konsentrlangan tuzilishga ega va ko'p sonli o'zaro bog'liqlikka ega sxemalar uchun esa kesma usuli afzaldir.

Minimal yo'llar va kesmalar yordamida murakkab sxemalarning ishonchlilik ko'rsatkichlarini hisoblash usullari shunchaki elementlarning qasddan uzilishini hisobga olishga imkon beradi. Shunday qilib, boshlang'ich sxemani minimal yo'llar shaklida taqdim etishda, n -yuklama tuguniga nisbatan Q_{cp} sxemasining ishlamay qolish ehtimoli ikkita gipoteza ehtimollarining yig'indisidir: barcha yo'llarning ishdan chiqishi $Q\left(\sum_{i=1}^k \Pi_i\right)$ va sxemaning qolgan qismi ishdan chiqishining $Q_n\left(\sum_{i=1}^{k-r_i} \Pi_i\right)$ i -elementini qasddan uzishga majbur qilish. Biz alohida elementlarning qasddan uzilishi birlashtirilmagan deb taxmin qilamiz

$$Q_{\text{cp}} = Q\left(\sum_{i=1}^k \Pi_i\right) + Q_n\left(\sum_{i=1}^{k-r_i} \Pi_i\right) \quad (4.89)$$

bunda

$$Q\left(\sum_{i=1}^k \Pi_i\right) = 1 - P\left(\sum_{i=1}^k \Pi_i\right) \quad (4.90)$$

$$Q_n\left(\sum_{i=1}^{k-r_i} \Pi_i\right) = \sum_{i=1}^m K_{ni} q_{ni} \cdot Q\left(\sum_{i=1}^{k-r_i} \Pi_i\right) \quad (4.91)$$

$P\left(\sum_{i=1}^k \Pi_i\right)$ - sxemaning barcha yo'llarining ishlash ehtimoli mos keluvchi

hodisalar ehtimollarining yig'indisi (4.80) formula bilan aniqlanadi:

q_{ni} - i -chi sxema elementini qasddan uzish;

r_i - sxemaning i -chi elementini o'z ichiga olgan yo'llar soni;

$(k-r_i)$ - i -chi elementni sxemadan chiqarib tashlangandan keyin qolgan yo'llar soni;

$K_{pi} < 1$ – i -chi elementni qasddan uzib qo'yishda ishdan chiqishiga olib kelishi mumkin bo'lgan zanjirni qolgan qismining ishdan chiqishini va aksincha emasligini hisobga olgan holda nosozliklar ehtimolini kamaytirishni hisobga oladigan koeffitsient;

t – murakkab sxemada elementlar soni.

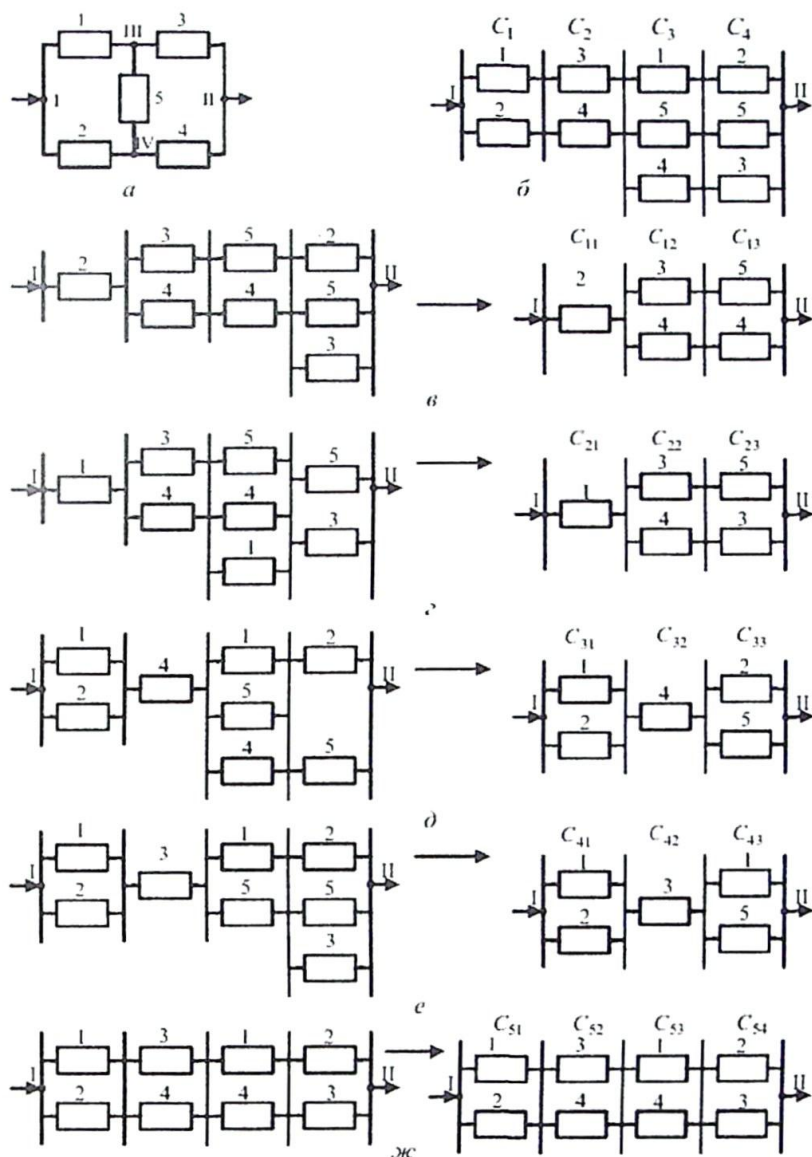
Agar sxema minimal kesimlar shaklida taqdim etilsa, u holda n -tugunga nisbatan ishlamay qolish ehtimoli

$$Q_{cn} = Q\left(\sum_{i=1}^k C_i\right) + \sum_{i=1}^m K_{ni} q_{ni} \cdot Q\left(\sum_{j=1}^{k-r_i} C_j\right) \approx \sum_{i=1}^k Q(C_i) + \sum_{i=1}^m K_{ni} q_{ni} \sum_{j=1}^{k-r_i} Q(C_j) \quad (4.92)$$

bunda, $(k-r_i)$ – i -chi element chiqarib tashlangandan keyin sxemada qolgan kesimlar soni

Sxemaning i -chi element chiqarib tashlangandan keyin qolgan qismida minimal kesimlar hosil bo'lgan minimal bo'lmagan kesimlar chiqarib tashlangandan so'ng to'liq boshlang'ich sxemaning kesimlaridan olinadi. Shunga o'xshash usullardan turli xil elementlarning qasddan uzilishlari kombinatsiyasi mumkin bo'lgan murakkab davrlarning ishonchliligini hisoblash uchun foydalanish mumkin. Bunday holda, ishdan chiqishga olib keladigan ikki yoki undan ortiq elementlarning qasddan uzilishi bilan bog'liq avariya gipotezalari va elementlarning qasddan uzilishini hisobga olmagan holda o'chirilish gipotezalari ko'rib chiqiladi.

Misol. Sxemaning (4.11-rasm) II yuklama tugunlari uchun elementlarning qasddan uzilishini hisobga olgan holda tizimning ishdan chiqish ehtimolligini aniqlash kerak. Bunda har bir elementning ishdan chiqish ehtimoli q_1, q_2, q_3, q_4, q_5 , ularni qasddan ishdan chiqarish ehtimoli $q_{p1}, q_{p2}, q_{p3}, q_{p4}, q_{p5}$, shuningdek, konturning qolgan qismining avariyasini hisobga oluvchi koeffitsientlar $K_{p1}, K_{p2}, K_{p3}, K_{p4}, K_{p5}$ berilgan. Elementlarning qasddan uzilishi umumlashtirilmaydi.



4.11-rasm. Minimal kesimlar usuli bilan sxemani o'zgartirish.

Biz sxemani minimal bo'limlar ko'rinishida tasvirlashdan foydalanamiz. Tugun nuqtalarining nosozliklari e'tiborga olinmaydi.

Yechish. Boshlang'ich sxemaning minimal kesimlari quyidagicha bo'ladi:
 $C_1 \approx \{1, 2\}$; $C_2 \approx \{3, 4\}$; $C_3 \approx \{1, 5, 4\}$; $C_4 \approx \{2, 5, 3\}$ (4.11-rasm, b). 1-element

o'chirilganda minimal kesimlar boshlang'ich sxemaning minimal kesimlaridan 1-elementni istisno qilish orqali olinadi, so'ngra olingan kesimlardan minimal bo'lmagan kesimlar chiqarib tashlanadi (4.11-rasm, c). Natijada $C_{11} \approx \{2\}$; $C_{12} \approx \{3,4\}$; $C_{13} \approx \{5,4\}$ kesimlar hosil bo'ladi. 2-element o'chirilganda kesimlar xuddi shunday aniqlanadi $C_{21} \approx \{1\}$; $C_{22} \approx \{3,4\}$; $C_{23} \approx \{5,3\}$; 3-elementda $C_{31} \approx \{1,2\}$; $C_{32} \approx \{4\}$; $C_{33} \approx \{2,5\}$; 4-elementda $C_{41} \approx \{1,2\}$; $C_{42} \approx \{3\}$; $C_{43} \approx \{1,5\}$; 5-element $C_{51} \approx \{1,2\}$; $C_{52} \approx \{3,4\}$; $C_{53} \approx \{1,4\}$; $C_{54} \approx \{2,3\}$ (4.11-rasm, g, d, e, j). O'chirish paytida uchdan ortiq elementlarning ishlamay qolish ehtimolini e'tiborsiz qoldirish va elementlarning qasddan uzilishini hisobga olgan holda yuklama tuguniga nisbatan sxemaning ishlamay qolish ehtimolini aniqlash uchun yuqoridagi algoritmi qo'llash orqali, biz 2-tugunga nisbatan sxemaning ishdan chiqish ehtimolini aniqlaymiz:

$$Q_{cn} \cong \sum_{i=1}^k q(C_i) + \sum_{i=1}^m q_{n_i} K_{n_i} q \cdot \left(\sum_{j=1}^{k-r_i} C_j \right) = q(C_1 + C_2 + C_3 + C_4) +$$

$$+ q_{n_1} K_{n_1} q \cdot (C_{11} + C_{12} + C_{13}) + q_{n_2} K_{n_2} q \cdot (C_{21} + C_{22} + C_{23}) +$$

$$+ q_{n_3} K_{n_3} q \cdot (C_{31} + C_{32} + C_{33}) + q_{n_4} K_{n_4} q \cdot (C_{41} + C_{42} + C_{43}) +$$

$$+ q_{n_5} K_{n_5} q \cdot (C_{51} + C_{52} + C_{53}) = q_1 q_2 + q_3 q_4 + q_1 q_5 q_4 + q_2 q_3 q_5 +$$

$$+ q_{n_1} K_{n_1} \cdot (q_2 + q_3 q_4 + q_4 q_5 - q_2 q_3 q_4 - q_2 q_4 q_5) +$$

$$+ q_{n_2} K_{n_2} \cdot (q_1 + q_3 q_4 + q_3 q_5 - q_1 q_3 q_4 - q_1 q_3 q_5) +$$

$$+ q_{n_3} K_{n_3} \cdot (q_4 + q_1 q_2 + q_2 q_5 - q_4 q_1 q_2 - q_4 q_2 q_5) +$$

$$+ q_{n_4} K_{n_4} \cdot (q_3 + q_1 q_2 + q_1 q_5 - q_3 q_1 q_2 - q_3 q_1 q_5) +$$

$$+ q_{n_5} K_{n_5} \cdot (q_1 q_2 + q_3 q_4 + q_1 q_4 + q_2 q_3)$$

4.2.7. Hisobiy sxemalarni tuzish va murakkab elektr ulanish sxemalarini ishonchliligini hisoblashning xususiyatlari.

Zamonaviy elektr ta'minot sxemalari murakkab hisoblanib, elementlarning soni ko'pligidan tashqari, qismlar orasidagi funksional va mantiqiy aloqalar ham murakkabdir.

Hisoblashdan oldin prinsipial sxemadan farq qiluvchi mantiqiy hisoblash sxemasi tuziladi.

Masalan, elektr stansiyasidagi quvvat ishlab chiqarish ishonchliligini baholashga to'g'ri kelsa, parallel ulangan generatorlar ishonchlilikni hisoblash sxemasida ketma-ket ulangan deb hisoblanadi.

Ketma-ket ulangan (liniya, o'chirgich, transformator va h.k.) elektr zanjiridan tashqari hisoblash sxemasida ko'rilyotgan zanjimi ishdan chiqishiga sabab bo'ladigan chegaradosh o'chirgichlar ham ko'rsatiladi (masalan, tahlil qilinayotgan zanjir ulangan shinadagi seksiyalararo o'chirgich).

Agar avtomatik o'chirgichlar bilan jihozlanmagan tarmoqlangan magistral liniya tahlil qilinayotgan bo'lsa, u holda ketma-ket zanjirga liniya tarmoqlarining ishonchlilik ko'rsatkichlari ham kiritiladi. Lekin ularning ishdan chiqish ehtimoli tarmoq ishdan chiqishlari oqimini uzib-yoqishlarning o'rtacha vaqtiga ko'paytirib aniqlanadi (tarmoqlar ajratkichlar bilan jihozlangan deb hisoblanadi).

Bu hol tahlil qilinayotgan yuklamali tugun uchun to'g'ri keladi.

Agar yuklamali tugun magistraldan tarmoqlangan bo'lsa, unda bu tarmoq o'rtacha tiklash vaqti bilan hisoblanadi.

Yuklamali tugunga nisbatan ishonchlilikni hisobiy sxemasi berilgan elektr sxemani mantiqiy ishlashini aks ettirishi kerak.

Shuning uchun elektr ta'minot sxemasi qanchalik xilma-xil bo'lsa, hisoblash sxemasini tuzish ham turlicha bo'ladi.

Elektr ta'minot sxemalarida avtomatik ravishda alohida uchastkalarni o'chirish qulda uzib-yoqish bilan birga olib borilsa (1000 V gacha bo'lgan halqasimon tarmoqlar), hisobiy elementlarning ishdan chiqish ehtimoli liniya uchastkalarini o'rtacha tiklash vaqti va zaxiradagi manbaga ulashining o'rtacha vaqti orqali aniqlanadi.

Odatda hisoblashdan maqsad, bu – yuklamali tugunga yoki ma'lum iste'molchilarga nisbatan ishonchlilikni asosiy ko'rsatkichlarini aniqlashdir. Shuning uchun tizim ishonchlilik xarakteristikalarini oson aniqlanadigan alohida elementlarga ajratiladi.

Keyingi bosqichda butun tizim va alohida elementlar uchun ishdan chiqish tushunchasi ifodalanadi.

Ishdan chiqish deb, iste'molchilar quvvatining chegaralanishi yoki ayrim iste'molchilar uchun shina bir necha daqiqa (agar zaxira manbasi avtomatik ravishda ulansa) kuchlanishsiz qolishiga aytiladi.

Qo'yilgan aniq masalaga bog'liq holda ishonchlilikni hisoblash usuli tanlanadi. Hisoblash o'rtacha ko'rsatkich yoki elementlarni dastlabki holatlari asosida olib boriladi.

Sxemaning mumkin bo'lgan mantiqiy ishini ko'rib chiqamiz.

Elektr sxemasi tugun va tarmoqlardan iborat. Qoida bo'yicha yig'ma shinalar, uch chulg'amli transformator yoki shinalar seksiyasi tugunli tashkil etadi. Tarmoq bir necha elementlardan tashkil topishi mumkin: liniya, transformator, o'chirgich va boshqalar.

Tarmoqqa tegishli elementning ishdan chiqishi tarmoqning va unga bog'langan tugunning ish faoliyatiga har xil ta'sir qilishi mumkin.

Ishdan chiqqan elementli tarmoq o'sha elementni tiklashga ketadigan vaqt t_v davomida elektr energiyani uzatib berish qobiliyatini yo'qotadi. Bu tarmoqqa bog'langan tugunlar ham ish qobiliyatini quyidagi davrlarda yo'qotadi:

a) agar tugun va shu element orasida releli himoyaning ta'sirida harakatga keluvchi kommutatsiya apparati bo'lsa, elementni avtomatik ravishda o'chirilish vaqtida (t_n);

b) agar tugun va ishdan chiqqan element orasida ajratgich yoki releli himoya bilan ta'minlanmagan kommutatsion apparat bo'lsa, qo'lda uzib-yoqish vaqtida (t_{op});

v) agar ishdan chiqqan element tugun bilan bevosita bog'langan bo'lsa, elementni tiklash vaqtida (t_v).

Ko'rinib turibdiki, birinchi holda tugun ish holatida qoladi, ikkinchi va uchinchi holatlarda esa – ma'lum bir vaqtgacha ishdan chiqqan bo'ladi. Shuning uchun hisoblash sxemasida tugunga bog'langan «b» va «v» shartlariga mos keladigan elementlar tugun bilan ketma-ket ulanib ko'rsatilishi kerak. Tugun orqali o'tayotgan barcha yo'llarda bu sxema bu elementlar ishtirok etishi kerak.

Murakkab sxemalar ishonchliligi baholashda ikkita asosiy har xil usul qo'llanilishi mumkin:

1. Murakkab tizimning har xil holati ehtimoli va iste'molchilarga elektr energiyasini to'liq yetkazib berolmaslik ehtimoli yoki ba'zi bir iste'molchilarni butunlay ta'minlanmasligi ehtimolini aniqlash.

Bu masalani yechish murakkab sxemadagi alohida elementlarni ish holatini tahlil qilish bilan elementdagi yuklamaning ehtimollik xarakteristikasini topish, sxemadagi ko'p yuklangan element yoki guruhlarini ajratish bilan bog'liq.

Ulangan va o'chirilgan elementlarning har xil kombinatsiyalarida sxema holati ehtimolini va ishonchlilik ko'rsatkichlarini aniqlash asosiy holatlar ehtimolini tahlil qilish usuli bilan amalga oshiriladi.

Bunda alohida zanjirlardagi avariyaaviy o'chirishlar bilan oldindan mo'ljallangan o'chirishlar bir vaqtda bo'lib qolishi mumkinligini hisobga olish zarur.

Ishonchlilik ko'rsatkichlarini ko'p manbali va ko'p tugunli tizimlardagi quvvat va energiyani chegaralanishini avariyaadan keyingi holatda elementlar o'tkazish qobiliyatini cheklanishini hisoblashda bu usul asosiydir. Usulning kamchiligi – bu hisoblashning ko'pligida.

Misol uchun, agar murakkab sxemada hisobiy elementlar soni n bo'lsa, tahlil qilinishi kerak bo'lgan holatlar soni:

$$N = \frac{1}{6} \cdot (n^3 + 5n) \quad (4.93)$$

2. Ehtimollikni to'liq formulasi yordamida ishonchlilik ko'rsatkichlari ketma-ket ravishda har qaysi tugun uchun yoki sxemani ketma-ket-parallel yoki parallel-ketma-ket strukturaviy ko'rinishga keltirib baholash.

Murakkab sxemada elementlar soni ko'paygan sari iste'molchilar quvvat va energiyasi qisman cheklanishni aniqlash qiyinlashadi.

Shu maqsadda masalani o'lchovini qisqartirish uchun dastlabki murakkab sxema kichik nimsxemalarga tugunlar bo'yicha (tugunli nimstansiyalar, yig'ma shinalar, energiya transformatsiyalash punktlari va h.k.) bo'linadi.

Nimsxemalarga bo'lishni har bir sxemada elementlar soni 130-450 dan oshmasligini nazarda tutib bajarish kerak. Nimsxemalar hisobi aniq sharoitga mos ravishda yoki holat ehtimolini tahlili yoki sxemani strukturaviy ko'rinishida olib keladi.

ADABIYOTLAR RO'YXATI

1. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. - М.: Наука, 1969 г. - 576 с.
2. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика: Учеб. пособие для вузов. Изд. 5-е перераб. и доп. - М.: Высш. школа, 1977 г. - 479 с.
3. Гук Ю.Б. и др. Теория и расчет надежности систем электроснабжения / Под ред. Р.Я.Федосенко. - М.: Энергия, 1970 г. - 176 с.
4. Зорин В.В. и др. Надежность систем электроснабжения. - К.: Высш. шк., 1984 г. - 192 с.
5. Китушин В.Г. Надежность энергетических систем: Учеб. пособие для электроэнергет. спец. вузов. - М.: Высш. шк., 1984 г. - 256 с.
6. Розанов М.Н. Надежность электроэнергетических систем. - М.: Энергия, 1974 г. - 176 с.
7. Сборник задач по теории надежности / Под ред. А.М.Половко и И.М.Маликова. - М.: Советское радио, 1972 г. - 408 с.
8. Фокин Ю.А., Туфанов В.А. Оценка надежности систем электроснабжения. - М.: Энергоиздат, 1981 г. - 224 с.
9. Фокин Ю.А. Надежность и эффективность сетей электрических систем. - М.: Высш. шк., 1989 г. - 151 с.
10. Xolixmatov, B. B., Kodirov, Zh. U., & Rakhimzhonov, Zh. S. (2022). Application of thyristor voltage stabilizers at metallurgical enterprises. ISJ Theoretical & Applied Science, 06 (110), 289-292.

Karimov Raxmatillo Choriyevich
Xolixmatov Baxriddin Berdi o'g'li
Omonov Faxriddin Berdiyori o'g'li

ELEKTR TA'MINOTI TIZIMINING ISHONCHLILIGI

Nash.lis. AI № 276, 15.06.2015
Bosishga ruhsat etildi: 25.04.2023 yil
Bichimi 60x84 ^{1/16}. «Times New Roman»
garniturada raqamli bosma usulda chop etildi.
Shartli bosma tabog'i 11.1. Adadi 100. Buyurtma № 28-04
Tel: (99) 832 99 79; (99) 817 44 54
«IMPRESS MEDIA» MChJ bosmaxonasida chop etildi.
Toshkent shaxri, Qushbegi ko'chasi, 6-uy.

