

**ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ АХБОРОТ ТЕХНОЛОГИЯЛАРИ ВА
ТЕЛЕКОММУНИКАЦИЯЛАРИНИ РИВОЖЛАНТИРИШ ВАЗИРЛИГИ**

ТОШКЕНТ АХБОРОТ ТЕХНОЛОГИЯЛАРИ УНИВЕРСИТЕТИ

Қўлёзма ҳуқуқида

УДК – 004

СОДИҚОВ ШАМШОД САЛИМОВИЧ

Статистика масалалари учун норавадан параметрик идентификация
алгоритмларини ва дастурий таъминотини ишлаб чиқиш

5A330601 – Дастурий инжиниринг

Магистр

академик даражасини олиш учун ёзилган

диссертация

Илмий раҳбар:

Муҳамадиева Д.Т.

Тошкент - 2015

1-bob. NORAVSHAN MUNOSABATLAR	2
1.1. Noravshan munosabatlar va noravshan cheklanishlar	2
1.2. Noravshan mantiq	7
1.3. Noravshan mantiqiy xulosa	19
1.4. Z-raqamlar Tasodifiy qiymatlardagi operatsiyalar (amallar).....	25
I-bob bo'yicha xulosa.....	28
2-bob. NORAVSHAN SHAROITLARDA STATISTIK MODELLAR	30
2.1. Noravshan axborot holatida regressiya parametrlarini baholash.....	30
1.2. Statistlik modelning parametrlarini noravshan muhitda baholash	40
1.3. Statistlik baholash masalalariga bayesli yondashuv.....	43
II-bob bo'yicha xulosa.....	54
3-bob. NORAVSHAN MUHITDA STATISTIK MODELLARNI QO'LLASH USLUBIYATI	55
3.1. Statistlik modellarni qo'llash algoritmi	55
3.2. Jarayonlarni statistik usullarda tahlil etish algoritmi	62
3.3. Nochiziqli regression modellarning parametrlarini baholash algoritmi.....	235
III-bob bo'yicha xulosa.....	
XULOSA.....	
Adabiyotlar ro'yxati.....	
Ilova.....	

1-bob. NORAVSHAN MUNOSABATLAR

1.1. Noravshan munosabatlar va noravshan cheklanishlar

“Munosabat” atamasi bir xil X universumda berilgan ayrim akslantirishlar turlarini belgilash uchun ishlatiladi. Bunday holatda $\Gamma: X \rightarrow X$ akslantirish X to'plamdan o'z-o'ziga akslantirish bo'lib, u $\{X, \Gamma\}$ juftlik orqali aniqlanadi, bu yerda $\Gamma \subseteq X^2$ [35].

X^2 to'plamning elementlari tartiblangan juftliklar bo'lganligi uchun, munosabat - bu tartiblangan juftliklarning to'plamidir, chunki har bir juftlik X^2 to'plamning faqatgina 2 ta elementlari orqali o'zaro birlashtiriladi. Bunday munosabat binar munosabat deb ataladi. Agar X^n to'plamning elementlari tartiblangan n -tali juftliklar bo'lsa, bunday munosabat n -tali munosabat deb ataladi. Xususiy hol - ternar munosabat - tartiblangan uchliklardan iborat to'plam.

Noravshan munosabat tushunchasi - ravshan munosabatlarning noravshan to'plamlar nazariyasidagi umumlashmasidir. U elementlar o'rtasidagi o'zaro ta'sir bir oz kuchli bo'lgan holatlarni modellashtirishi mumkin.

Munosabatlarning har xil turlarini farqlash mumkin. Masalan, tartib, ustuvorlik, ekvivalentlik va h.k. munosabatlar.

$x_1, x_2, \dots, x_n$ to'plamlardagi $\tilde{R}$ noravshan munosabat deb $x_1 \times x_2 \times \dots \times x_n$ dekart ko'paytmaning noravshan qism to'plamiga aytiladi. $\mu_{\tilde{R}}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ tegishlilik funksiyasi $\tilde{R}$ munosabatning $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ $x_i \in X_i$, $i = \overline{1, n}$ elementlar orasida bajarilish darajasini bildiradi.

Kelgusida ikkita to'plamning dekart ko'paytmasi ko'rinishida beriladigan binar noravshan munosabatlarni ko'zdan kechiramiz xolos. Bu to'plamlarni X va Y orqali belgilaymiz. U holda $\tilde{R}$ noravshan munosabatning $X \times Y$ da berilishi uchun $(x, y, \mu_{\tilde{R}}(x, y))$ uchta nuqta ko'rsatiladi, bu yerda $x \in X$, $y \in Y$, yoki xuddi shunday $(x, y) \in X \times Y$.

$x \approx y$ noravshan munosabat qo'yilsin ("x taxminan y" ga teng). $x, y \in \{0, 1, 2, 3\}$ bo'lsin. U holda noravshan munosabatni quyidagi ko'rinishdagi matritsa bilan berish qulay:

$$\tilde{R} = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 & 3 \end{matrix} \leftarrow y \quad x \downarrow \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \end{matrix} \rightarrow x & \begin{bmatrix} 1 & 0.5 & 0.2 & 0.1 \\ 0.5 & 1 & 0.6 & 0.3 \\ 0.2 & 0.6 & 1 & 0.8 \\ 0.1 & 0.3 & 0.8 & 1 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Uzlaksiz to'plam $X=[0,3]$ va $Y=[0,3]$ lar uchun noravshan munosabatni $\mu_{\tilde{R}}(x, y) = e^{-0.2(x-y)^2}$ tegishlilik funksiyasi yordamida berib qo'yish mumkin. $x \approx y$

noravshan munosabatning diskret uzluksiz to'plamlarda berilish yo'llari 1.1.1-rasmda tasvirlangan.

$x, y \in \{0,1,2,3\}$ bo'lsin. y dan ancha kichik bo'lgan x noravshan munosabatni matrisa ko'rinishida berib qo'yish mumkin:

$$R_{\bar{x}} = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 & 3 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0 & 0.2 & 0.6 & 1 \\ 0 & 0 & 0.2 & 0.6 \\ 0 & 0 & 0 & 0.2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad \begin{matrix} \leftarrow y \\ \downarrow x \end{matrix}$$

Uzluksiz to'plamlar $X=[0,3]$ va $Y=[0,3]$ uchun " x munosabat y dan ancha kichik ekanligini quyidagi tegishlilik funksiyasi yordamida aniqlash mumkin:

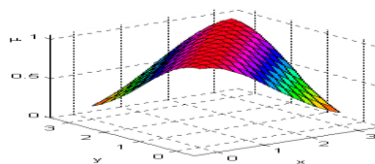
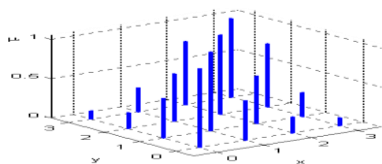
$$\mu_{\bar{R}}(x, y) = \begin{cases} 0, & \text{agar } x \geq y, \\ \frac{1}{1+5/(x-y)^4}, & \text{agar } x < y. \end{cases}$$

Diskret va uzluksiz to'plamlarda " x noravshan munosabat y dan kichik bo'lishi" 1.1.2- rasmda tasvirlangan.

Bundan ko'rinish turganidek, noravshan munosabatlar an'anaviy munosabatlarga qaraganda anchagina egiluvchandir. Ular nafaqat munosabatlarning bajarilish omilini yaratishga, balki uning bajarilish darajasini ko'rsatishga imkon beradi, bu esa ko'pgina amaliy masalalar uchun juda muhimdir.

a) diskret to'plamlarda noravshan munosabat

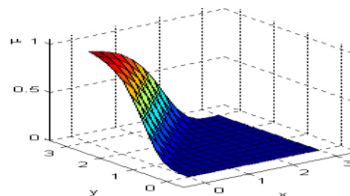
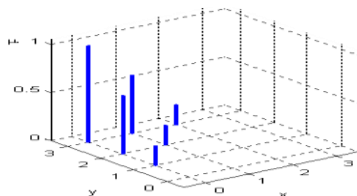
b) uzluksiz to'plamlarda noravshan munosabat



1.1.1 –rasm. “ x taxminan y ga teng” noravshan munosabati

a) diskret to'plamlarda noravshan munosabat

b) uzluksiz to'plamlarda noravshan munosabat



1.1.2-rasm- « x y dan ancha kichkina » noravshan munosabati

“O'xshash mentalitet” munosabatini quyidagi $\{O'zbekar (O'), Chexlar (Ch), Avstraliyaliklar (A), Nemislar (N)\}$ millatlar uchun berish talab etilsin.

Oddiy noravshan munosabatdan foydalanish o'xshash mentalitetli faqatgina bitta millatlar jufligi- nemis va avstraliyaliklarni ajratib ko'rsatishga imkon beradi. Bu munosbatlardan chexiyada mentalitet o'zbeklarga qaraganda nemislarnikiga yaqinroq ekanligi kelib chiqmaydi. Noravshan munosabat quyidagi axborotni osonlikcha taqdim etishga imkon beradi:

O' Ch A N

$$\tilde{R} = \begin{bmatrix} 1 & 0.4 & 0.2 & 0.1 \\ 0.4 & 1 & 0.4 & 0.3 \\ 0.2 & 0.4 & 1 & 0.8 \\ 0.1 & 0.3 & 0.8 & 1 \end{bmatrix}.$$

Noravshan ma'lumotning tashuvchisi. Noravshan ma'lumotning X va Y to'plamdagi tashuvchisi $\tilde{R}$ deb

$$\text{supp } \tilde{R} = \{(x, y) : (x, y) \in X \times Y, \mu_{\tilde{R}}(x, y) > 0\}$$

ko'rinishdagi $X \times Y$ dekart ko'paytmaning qism to'plamiga aytiladi.

Noravshan munosabat tashuvchisini noravshan munosabati deb $\tilde{R}$ ning bajarilish darajasi nolga teng bo'lmagan barcha $(x, y) \in X \times Y$ juftliklarni bog'lovchi oddiy munosabat tushuniladi. Noravshan munosabatning α - kesimlaridan foydalanish maqsadga muvofiqroqdir, ularning ta'rifi α -darajali to'plamlarning ta'rifiga o'xshash. (1.2 bo'limga qarang).

Noravshan ma'lumotning kesishmasi. Noravshan ma'lumotning X va Y to'plamdagi kesishmasi $\tilde{R}$ deb $(x, y) \in X \times Y$ larni bog'lovchi oddiy munosabatga aytiladi, bu juftliklar uchun noravshan $\tilde{R}$ munosabatning α dan kichik bo'lmagan bajarilish darajasi:

$$R_{\alpha} = \{(x, y) : (x, y) \in X \times Y, \mu_{\tilde{R}}(x, y) \geq \alpha\}$$

ga teng.

$\tilde{R}$ noravshan munosabat $X \times X$ da *refleksli* deyiladi, agar ixtiyoriy $x \in X$ uchun $\mu_{\tilde{R}}(x, x) = 1$ tenglik bajarilsa. Chekli X to'plam holida $\tilde{R}$ matrisaning bosh diagonalidagi barcha elementlar 1 ga teng. Refleksli noravshan munosabatga misol sifatida "taxminan teng" munosabati olinishi mumkin.

$\tilde{R}$ noravshan munosabat $X \times X$ da *antirefleksli* deyiladi, agar ixtiyoriy $x \in X$ uchun $\mu_{\tilde{R}}(x, x) = 0$ tenglik bajarilsa. Chekli to'plam holida $\tilde{R}$ matrisaning bosh diagonalidagi barcha elementlar 0 ga teng. Antirefleksli noravshan munosabatga misol tariqasida "ancha katta" munosabati keltirilishi mumkin.

$\tilde{R}$ noravshan munosabat $X \times Y$ da *simmetrik* deyiladi, agar har qanday $(x, y) \in X \times Y$ juftlik uchun $\mu_{\tilde{R}}(x, y) = \mu_{\tilde{R}}(y, x)$ tenglik bajarilsa. Simmetrik noravshan munosabat chekli to'plamda berilsa, uning matrisasi ham simmetrikdir.

$\tilde{R}$ noravshan munosabat $X \times Y$ da *assimmetrik* deyiladi, agar $\mu_{\tilde{R}}(x, y) > 0 \Rightarrow \mu_{\tilde{R}}(y, x) = 0$ munosabat har qanday $(x, y) \in X \times Y$ juftlik uchun o'rinli bo'lsa. Assimmetrik noravshan munosabatga "ancha katta" munosabati misol bo'lishi mumkin.

$\tilde{R}$ va $\tilde{R}^{-1}$ noravshan munosabatlar $X \times Y$ da *teskari* deyiladi, agar ixtiyoriy $(x, y) \in X \times Y$ juftlik uchun $\mu_{\tilde{R}}(x, y) = \mu_{\tilde{R}^{-1}}(y, x)$ tenglik bajarilsa. Teskari noravshan munosabatga misol sifatida "ancha katta" - "ancha kichgina" juftligi xizmat qilishi mumkin.

1.1.1. Noravshan munosabtlar ustida amallar

Noravshan munosabatlar o'rtasidagi amallar oddiy munosabatlarning amallariga o'xshashdir. Noravshan nazariy-to'plamli amallardek, ular turli xil

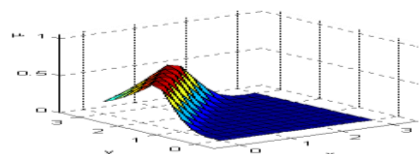
usulda bajarilishi mumkin. Quyida uchburchak normalar, konormalarni qo'llovchi noravshan munosabatlar ustida olib boriladigan amallarga ta'rif keltiriladi (1.2-bo'limga qarang).

Noravshan munosabatlarning kesishmasi. $\tilde{A}$ va $\tilde{B}$ noravshan munosabatlarning $X \times Y$ dagi kesishmasi deb $\mu_{\tilde{C}}(x, y) = t(\mu_{\tilde{A}}(x, y), \mu_{\tilde{B}}(x, y))$ tegishlilik funksiyasi orqali berilgan $\tilde{C} = \tilde{A} \cap \tilde{B}$ noravshan munosabatga aytiladi, bu yerda $(x, y) \in X \times Y$, $t(\cdot)$ - t-norma.

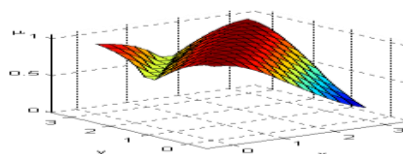
Noravshan munosabatlarning umumlashmasi. $\tilde{A}$ va $\tilde{B}$ noravshan munosabatlarning $X \times Y$ dagi umumlashmasi deb $\mu_{\tilde{D}}(x, y) = s(\mu_{\tilde{A}}(x, y), \mu_{\tilde{B}}(x, y))$ tegishlilik funksiyasi orqali berilgan $\tilde{D} = \tilde{A} \cup \tilde{B}$ noravshan munosabatga aytiladi, bunda $(x, y) \in X \times Y$, $s(\cdot)$ - s-norma (t-konorma).

Noravshan munosabatlarning kesishmasi va umumlashmasi "x taxminan y" ga teng va "x" "y" dan ancha kichkina noravshan munosabatlar ustida ko'rildi. t-norma va s-norma sifatida mos ravishda minimum va maksimumni topish amallari qo'llanildi.

Noravshan munosabatlarning kesishmasi



Noravshan munosabatlarning umumlashmasi



1.1.3-rasm - 1.1.1 va 1.1.2 rasmlarda berilgan noravshan munosabatlar ustida amallar

Noravshan munosabatning to'ldirmasi. $\tilde{R}$ noravshan munosabatning $X \times Y$ dagi to'ldirmasi deb tegishlilik funksiyasi $\mu_{\tilde{R}'}(x, y) = 1 - \mu_{\tilde{R}}(x, y)$ bo'lgan $\tilde{R}'$ noravshan munosabatga aytiladi, $(x, y) \in X \times Y$.

$\tilde{A}$ va $\tilde{B}$ noravshan munosabatlarning $X \times Z$ va $Z \times Y$ dagi maksimum kompozitsiyasi (ko'paytmasi) deb $X \times Y$ to'plamdagi $\mu_{\tilde{G}}(x, y) = \sup_{z \in Z} \min(\mu_{\tilde{A}}(x, z), \mu_{\tilde{B}}(z, y))$ tegishlilik funksiyali $\tilde{G} = \tilde{A} \circ \tilde{B}$ munosabatga aytiladi, bunda $(x, y) \in X \times Y$, $(x, z) \in X \times Z$, $(z, y) \in Z \times Y$. X, Y, Z chekli ko'paytmalar holda $\tilde{G} = \tilde{A} \circ \tilde{B}$ noravshan munosabat matrisasi $\tilde{A}$ va $\tilde{B}$ larning maksimum ko'paytmasi ko'rinishida bo'ladi. Bu amal matrisalarni oddiy ko'paytirishdek bajariladi, bunda elementma-element ko'paytirish amali minimumni topish bilan, qo'shish esa - maksimumni topish bilan almashtirilgan. Huddi shu usulda minimaks va maksimummultiplikativ kompozitsiyasi amallari aniqlanadi. Kompozitsiya noravshan mantiqiy chiqarishda kalit vazifasini o'taydi.

1.1.2. Agar-u holda noravshan munosabat

A va $B - X$ va Y universumlardagi noravshan qism to'plamlardir.

A va B noravshan qism to'plamlarni X va Y mulohazalar sohasida bog'lash uchun, noravshan shartli tasdiq tushunchasi kiritiladi, ya'ni

$A \rightarrow B$ "Agar A u holda B ".

Implikasiya orqali olingan R munosabat A va B qism to'plamlarning karteziyan ko'paytma atamalarida ifodalanib, $R = A \times B$ orqali belgilanadi va uning tegishlilik funksiyasi quyidagicha aniqlanadi:

$$\mu_R(x, y) = \mu_{A \times B}(x, y) = \min[\mu_A(x), \mu_B(y)], x \in X, y \in Y. \quad (1.1.3)$$

Noravshan implikasiya berilgan bo'lsin: agar A u holda B . Kompozitsiyaning min amalidan foydalangan holda $R = A \times B$ noravshan munosabatni hisoblashni ko'ramiz, bunda

$$A = 0.1/20 + 0.3/21 + 0.4/22,$$

$$B = 0.33/60 + 0.45/65 + 0.78/70;$$

$$R = A \times B = 0.1/(20,60) + 0.1/(20,65) + 0.1/(20,70) + 0.3/(21,60) + 0.3/(21,65) + 0.3/(21,70) + 0.33/(22,60) + 0.4/(22,65) + 0.4/(22,70).$$

Shuningdek, biriktirilgan noravshan munosabat ham uchrashi mumkin. Bunday holatlarda noravshan shartli tasdiq biriktirilgan bo'lib, AGAR A U HOLDA AGAR B U HOLDA C ko'rinishga ega bo'ladi. U holda R noravshan munosabat quyidagi ko'rinishda yozib olinadi:

$$R = A \times (B \times C) = A \times B \times C. \quad (1.1.4)$$

Noravshan implikasiya ikkita implikasiyadan iborat bo'lishi mumkin. Bunday sodda implikasiyalar "yoki", "va" biriktiruvchilardan foydalangan holda ulanadi.

1.2. Noravshan mantiq

Noravshan mantiq - bu an'anaviy aristotel mantig'ini chinlik "juda ham rost", "bir muncha rost" turdagi qiymatlarni qabul qiluvchi lingvistik o'zgaruvchi sifatida qaralish holatiga keltirishdir. Aytib o'tilgan lingvistik ifodalar noravshan to'plamlar bilan beriladi.

1.2.1. Lingvistik o'zgaruvchilar

Shuni eslatib o'tish joizki, lingvistik o'zgaruvchi deb biron bir tabiiy yoki sun'iy tilning so'zlari yoki so'z birikmalari to'plamidan biron bir qiymatni qabul qiluvchi lingvistik o'zgaruvchiga aytiladi. Lingvistik o'zgaruvchining mavjud qiymatlar to'plami term-to'plam deyiladi. Qiymatni so'zlar orqali, sonlarni ishlatmasdan berish inson uchun tabiiyroqdir. Har kuni biz "juda ham yuqori temperatura", "uzoq sayohat", "tezkor javob", "chiroyli buket" kabi lingvistik ma'lumotlarga asoslangan holda qaror qabul qilamiz. Ruhshunoslarning fikricha, inson miyasida jami sonly axborot qayta kodlanib, lingvistik termlar ko'rinishida saqlanadi. Lingvistik o'zgaruvchi tushunchasi noravshan mantiqiy chiqarishda va taxminiy mulohazalar asosida qaror qabul qilishda muhim ahamiyat kasb etadi. Umuman olganda lingvistik o'zgaruvchi quyidagi usulda aniqlanadi.

Lingvistik o'zgaruvchi $\langle x, T, U, G, M \rangle$ beshlik bilan berib qo'yiladi, bu yerda x - o'zgaruvchi nomi; T - term to'plam, uning har bir elementi U mukammal to'plamdagi noravshan to'plam sifatida tasvirlanadi; G - termlarning nomini yaratuvchi grammatika ko'rinishidagi sintaktik qoidalar; M - G sinaktik qoidalar asosida yaratilgan noravshan termlarning tegishlilik funksiyasini berib qo'yuvchi semantic qoidalar.

x - "xonadagi temperatura" nomli lingvistik o'zgaruvchini ko'rib chiqamiz. U holda qolgan $\langle T, U, G, M \rangle$ to'rtlikni quyidagicha ta'riflash mumkin:

- Universal to'plam – $U=[5,35]$;
- Quyidagi ($u \in U$) tegishlilik funksiyali termli-to'plam - $T=\{"sovuq", "qulay", "issiq"\}$:

$$\mu_{\text{"sovuq"}}(u) = \frac{1}{1 + \left(\frac{u-10}{7}\right)^{12}},$$

$$\mu_{\text{"qulay"}}(u) = \frac{1}{1 + \left(\frac{u-20}{3}\right)^6},$$

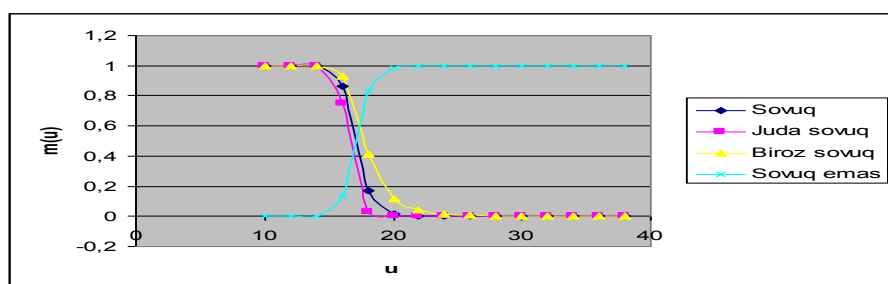
$$\mu_{\text{"issiq"}}(u) = \frac{1}{1 + \left(\frac{u-30}{6}\right)^{10}}.$$

- “Emas”, “juda ham” va “bir muncha” kvantifikatorlardan foydalanish asosida yangi termlarni yaratuvchi G sintaktik qoidalar;
- 1.2.1- jadval ko’rinishidagi semantik M qoidalar.

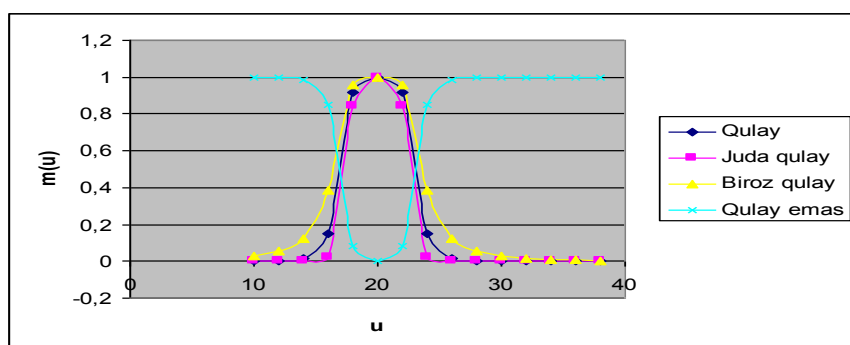
1.2.1 -jadval- Tegishlilik funksiyani hisoblash qoidalari

Kvantifi kator	Tegishlilik funksiyasi ($u \in U$)
t emas	$1 - \mu_t(u)$
Juda ham t	$(\mu_t(u))^2$
Bir muncha t	$\sqrt{\mu_t(u)}$

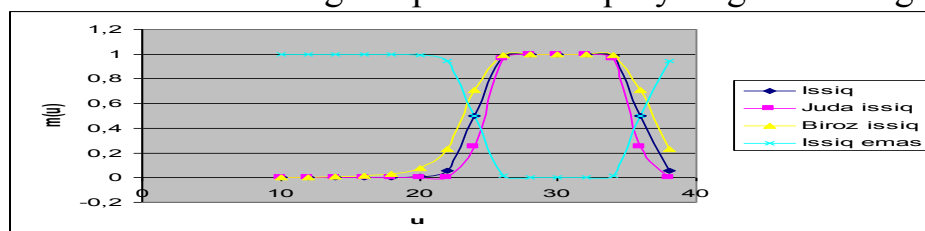
“Sovuq”, “uncha sovuq emas”, “qulay”, “bir muncha qulay”, “issiq” va “juda ham issiq” termlarining tegishlilik funksiyasi grafiqi 1.2.1-1.1.3-rasmlarda ko’rsatilgan.



1.2.1-rasm –“Xonadagi temperatura” – sovuq lingvistik o’zgaruvchisi



1.2.2-rasm –“Xonadagi temperatura” – qulay lingvistik o’zgaruvchisi



1.1.3-rasm –“Xonadagi temperatura” – issiq lingvistik o’zgaruvchisi

1.2.2. Noravshan chinlik

Noravshan mantiqda “chinlik” lingvistik o’zgaruvchisi alohida o’rinni egallaydi. Klassik mantiqda chinlik faqatgina ikkita qiymatni: rost va yolg’onni qabul qilishi mumkin. Noravshan mantiqda chinlik “mavhum” dir. Noravshan chinlik aksiomatik aniqlanadi, jumladan har xil mualliflar buni o’zicha qiladi. $[0,1]$ oralig’i “chinlik” lingvistik o’zgaruvchisini berishning mukammal to’plami sifatida ishlatiladi. Oddiy, ravshan chinlik noravshan singleton to’plamlar bilan berilishi mumkin. Bunday holda ravshan rost tushunchasiga $\mu_{rost}(u) = \begin{cases} 0, & u \neq 1 \\ 1, & u = 1 \end{cases}$ tegishlilik funskiyasi, yolg’on ravshan tushunchasiga esa - $\mu_{yolg'on}(u) = \begin{cases} 0, & u \neq 0 \\ 1, & u = 0 \end{cases}$ to’g’ri keladi $u \in [0,1]$.

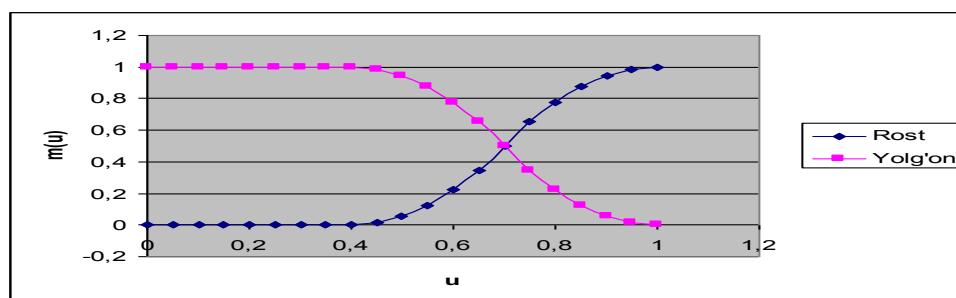
Noravshan chinlikni berish uchun Zade “rost” va “yolg’on” termlarining quyidagi tegishlilik funksiyalarini taklif etdi [35]:

$$\mu_{rost}(u) = \begin{cases} 0, & 0 \leq u \leq a, \\ 2 \cdot \left(\frac{u-a}{1-a} \right)^2, & a < u \leq \frac{a+1}{2}, \\ 1 - 2 \cdot \left(\frac{u-1}{1-a} \right)^2, & \frac{a+1}{2} < u \leq 1; \end{cases}$$

$$\mu_{yolg'on}(u) = 1 - \mu_{rost}(u), \quad u \in [0,1].$$

Bu yerda $a \in [0,1]$ - “rost” va “yolg’on” noravshan to’plamlarining tashuvchilarini aniqlovchi parametr. “Rost” noravshan to’plami uchun $(a,1]$ oraliq tashuvchi, yolg’on noravshan to’plamiga esa $[0,a)$ oraliq tashuvchi bo’ladi.

“Rost” va “yolg’on” noravshan termlarning tegishlilik funksiyalari 1.2.4-rasmda tasvirlangan. Ular parametrning $a=0,4$ qiymatida qurilgan. “Rost” va “yolg’on” termlarining tegishlilik funksiyalari grafiklari o’zaro akslantiruvchidir.



1.2.4-rasm – Zade ta’rifiga ko’ra “chinlik” lingvistik o’zgaruvchisi

Noravshan chinlikni berib qo’yish uchun Baldvin “rost” va “yolg’on” larning quyidagi tegishlilik funksiyalarini taklif etdi [37]:

$$\mu_{rost}(u) = u,$$

$$\mu_{yolg'on}(u) = 1 - u,$$

bu yerda $u \in [0,1]$.

“Bir muncha” va “juda” kvantifikatorlarini ko’pincha “rost” va “yolg’on” noravshan to’plamlariga qo’llaydilar, natijada "juda ham yolg’on", "bir muncha

yolg'on", "bir muncha rost", "juda ham rost", "juda juda rost", "juda juda yolg'on" va h.k termlarga ega bo'ladilar. Yangi termlarning tegishlilik funksiyalari "rost" va "yolg'on" noravshan to'plamlarini konsentrasiya va kengaytirish amallarini qo'llash natijasida hosil qilinadi. Oldingi boblarda aytib o'tilgandek, konsentrasiya amali tegishlilik funksiyasini kvadratga oshirish, kengaytirish amali esa - $\frac{1}{2}$ darajaga oshirish bilan barobardir. Demak, "juda, juda yolg'on", "juda yolg'on", "bir muncha yolg'on", "bir muncha rost", "rost", "juda rost" termlarining tegishlilik funksiyalari quyidagicha beriladi:

$$\mu_{\text{"juda yolg'on"}}(u) = (\mu_{\text{"yolg'on"}}(u))^2;$$

$$\mu_{\text{"juda juda yolg'on"}}(u) = (\mu_{\text{"juda yolg'on"}}(u))^2;$$

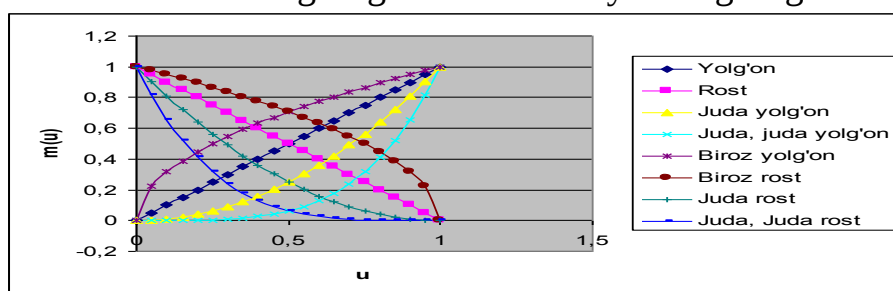
$$\mu_{\text{"bir muncha yolg'on"}}(u) = (\mu_{\text{"yolg'on"}}(u))^{1/2};$$

$$\mu_{\text{"bir muncha rost"}}(u) = (\mu_{\text{"rost"}}(u))^{1/2};$$

$$\mu_{\text{"juda rost"}}(u) = (\mu_{\text{"rost"}}(u))^2;$$

$$\mu_{\text{"juda juda rost"}}(u) = (\mu_{\text{"juda rost"}}(u))^2.$$

Bu termlarning tegishlilik funksiyalari grafigi 1.2.5-rasmda ko'rsatilgan.



1.2.5-rasm –Baldvinga ko'ra "chinlik" lingvistik o'zgaruvchisi

1.1.3. Noravshan mantiqiy amallar

Avvalo sodda (bul) mantiqining asosiy tushunchalarini eslatib o'tamiz. Har biri rost yoki yolg'on bo'la oladigan, ya'ni "1" yoki "0" qiymatlarini qabul qiluvchi A va B mulohazalarni ko'rib chiqaylik. Ikkita mulohaza uchun jami $2^2 = 16$ ta turli xil mantiqiy amal mavjud bo'lib, ulardan faqat behstasu sinchkovlik bilan o'rganiladi: VA ($\wedge$), YOKI ($\vee$), bartaraf etuvchi YOKI ($\oplus$), implikasiya ($\Rightarrow$) va ekvivalentlik ($\Leftrightarrow$). Bu amallarning chinlik jadvallari 1.2.2-jadvalda keltirilgan.

1.2.2-jadval – Bul mantig'ining chinlik jadvallari

		$A \wedge B$	$A \vee B$	$A \oplus B$	$A \Rightarrow B$	$A \Leftrightarrow B$
	0	0	0	0	1	1
	1	0	1	1	1	0
	0	0	1	1	0	0

		1	1	0	1	1
--	--	---	---	---	---	---

Mantiqiy mulohaza chinlikning ikkita qiymatini emas, uchta, masalan: “rost”, “yolg’on” va “noaniq” qiymatlarni qabul qiladi deb faraz qilamiz. Bunday holda biz ikki qiymatli emas, uch qiymatli mantiq bilan ish tutamiz. Uch qiymatli mantiqda binar amallarning va bevosita chinlik jadvallarining umumiy soni $3^3 = 729$ ga teng. Noravshan mantiq chinlik qiymati lingvistik o’zgaruvchilar yoki “rost” lingvistik o’zgaruvchilarining termlari bilan berib qo’yiladigan ko’p qiymatli mantiqning bir ko’rinishidir. Noravshan mantiqiy amallarni bajarish qoidalari mantiqiy bul amallaridan umumlashtirish tamoiliga asoslanib hosil qilinadi.

Noravshan mantiqiy o’zgaruvchilarni $\tilde{A}$ va $\tilde{B}$ bilan, bu o’zgaruvchilarning chinlik qiymatini beruvchi tegishlilik funksiyalarini $\mu_{\tilde{A}}(u)$ va $\mu_{\tilde{B}}(u)$, $u \in [0,1]$ bilan belgilaymiz. VA ($\wedge$), YOKI ($\vee$), INKOR ($-$) va implikasiya ($\Rightarrow$) *noravshan mantiqiy amallari quyidagi* qoidalarga asoslanib bajariladi:

$$\begin{aligned}\mu_{\tilde{A} \wedge \tilde{B}}(u) &= \min\{\mu_{\tilde{A}}(u), \mu_{\tilde{B}}(u)\}, \\ \mu_{\tilde{A} \vee \tilde{B}}(u) &= \max\{\mu_{\tilde{A}}(u), \mu_{\tilde{B}}(u)\}, \\ \mu_{\tilde{A}^-}(u) &= 1 - \mu_{\tilde{A}}(u), \\ \mu_{\tilde{A} \Rightarrow \tilde{B}}(u) &= \max\{1 - \mu_{\tilde{A}}(u), \mu_{\tilde{B}}(u)\}.\end{aligned}$$

Ko’p qiymatli mantiqda mantiqiy amallar chinlik jadvallari bilan berilishi mumkin. Noravshan mantiqda chinlik qiymatlarining mavjud soni cheksiz bo’lishi mumkin, demak mantiqiy amallarning jadval ko’rinishida berilishi umuman olganda mumkin emas. Lekin jadval ko’rinishida chekli chinlik qiymatlari uchun noravshan mantiqiy amallarni, masalan termlar to’plamlarni {“rost”, “juda rost”, “rost emas”, “bir muncha rost”, “yolg’on”} jadval ko’rinishida tasvirlash mumkin. Chinlikning noravshan qiymatli uch qiymatli mantiq - T - “rost”, F - “yolg’on” va T+F - “noma’lum” lar uchun L.Zade quyidagi lingvistik chinlik jadvallarini taklif etdi [35]:

1.1.3-jadval – L.Zade lingvistik chinlik jadvallari

				$\tilde{A}$	$\tilde{B}$
				T	T
				F	T
				T	F
	+F		+F	T	T
				F	T
				F	F
	+F			F	+F

+F		+F	+F	
+F		+F		+F
+F	+F	+F	+F	+F

Noravshan mantiqiy amallarni bajarish qoidalarini qo'llab chinlik jadvallarini ko'proq termlarga mo'ljallab kengaytirish mumkin. Buni qanday qilib amalga oshirish mumkinligini keyingi misolda ko'rib chiqamiz.

Quyidagi noravshan chinlik qiymatlari berilgan:

$$\text{rost} = 0/0 + 0/0.2 + 0.25/0.4 + 0.5/0.6 + 0.9/0.8 + 1/1;$$

$$\text{bir muncha rost} = 0/0 + 0/0.2 + 0.5/0.4 + 0.7/0.6 + 0.95/0.8 + 1/1;$$

$$\text{deyarli rost} = 0/0 + 0.05/0.2 + 0.4/0.4 + 0.7/0.6 + 1/0.8 + 0.8/1.$$

Noravshan mantiqiy amallarni bajarish qoidalarini qo'llab "deyarli rost" YOKI "rost" ifodaning noravshan chinligini topamiz:

$$\text{deyarli rost} \vee \text{rost} = 0/0 + 0.05/0.2 + 0.4/0.4 + 0.7/0.6 + 1/0.8 + 1/1.$$

"Bir muncha rost" noravshan to'plam bilan olingan noravshan to'plamni solishtiramiz: $\text{deyarli rost} \vee \text{rost} \approx \text{bir muncha rost}$.

Mantiqiy amallarni bajarish natijasida ko'pincha shunday noravshan to'plam hosil bo'ladiki, u chinlikning yuqorida kiritilgan qiymatlarning birortasiga ham ekvivalent bo'lmaydi. Bunday holda chinlikning noravshan qiymatlari orasidan bajarilgan noravshan mantiqiy amalga maksimal darajada mos kelganini topish kerak. Boshqa so'z bilan aytganda, tasodifiy kattaliklarni taqsimlashning empirik approksimatsiyasiga o'xshash *lingvistik* approksimatsiyasi olib borilishi kerak. Misol tariqasida Baldvin tomonidan taklif qilingan chinlikning noravshan qiymatlari uchun chinlikning lingvistik jadvallarini ko'rib chiqamiz:

$\tilde{A}$	$\tilde{B}$	$\tilde{A} \wedge \tilde{B}$	$\tilde{A} \vee \tilde{B}$
Yo lg'on	Yolg'o n	Yolg'o n	Yo lg'on
Ro st	Yolg'o	Yolg'o	Ro

	n	n	st
Ro st	Rost	Rost	Ro st
No aniq	Yolg'o n	Yolg'o n	No aniq
No aniq	Rost	Noaniq	Ro st
No aniq	Noaniq	Noaniq	No aniq
Ro st	Juda rost	Rost	Jud a rost
Ro st	Bir muncha rost	Bir muncha rost	Ro st

Noravshan mantiq. Noravshan mantiq nazariy-to'plamli ko'p qiymatli mantiqning kengaytmasi bo'lib, undagi chinlik qiymati lingvistik o'zgaruvchi bo'ladi. Noravshan mantiqda $\vee, \neg, \wedge, \Rightarrow$ amallar ham chinlik jadvalidan foydalangan holda aniqlanganligi tufayli, Zadening kengaytma tamoyilini qo'llash natijasida ushbu operatorlar chiqariladi.

Ushbu mantiqdagi chinlik fazosi $[0,1]$ haqiqiy oraliqdan iboratdir. Ko'p qiymatli yoki noravshan deb ataluvchi ushbu mantiq noravshan to'plamlar nazariyasiga asoslanadi. Shu ko'p qiymatli mantiqning semantik chinlik funksiyasini aniqlaymiz. P mulohaza, $\vee(P)$ -esa uning chinlik qiymati bo'lsin, bunda $\vee(P) \in [0,1]$.

P mulohazaga nisbatan inkor qiymati quyidagicha aniqlanadi:
 $\vee(\neg P) = 1 - \vee(P)$. Demak, $\vee(\neg\neg P) = \vee(P)$.

$\rightarrow$ implikasiya-bog'lovchisi har doim quyidagi tarzda aniqlanadi:

$$\vee(P \rightarrow Q) = \vee(\neg P \vee Q).$$

Ekvivalentlik esa

$$\vee(P \leftrightarrow Q) = \vee[P \rightarrow Q \wedge (Q \rightarrow P)].$$

Ajratuvchi dizyunksiya, inkorlar dizyunksiyasi yoki Sheffer chizig'i /, inkorlar konyunksiyasi $\downarrow$ va $\rightarrow$ (umumiy nomga ega emas) mos ravishda $\leftrightarrow$ ekvivalentlik, $\wedge$ konyunksiya, $\vee$ dizyunksiya va $\rightarrow$ implikatsiyalarning inkoridir. Tautologiya va ziddiyat mos ravishda quyidagicha bo'ladi:

$$\vee(\dot{P}) = \vee(P \vee \neg P); \quad \vee(\dot{P}) = \vee(P \wedge \neg P).$$

Umumiyroq tarzda esa:

$$\vee(\dot{P}Q) = \vee((P \vee \neg P) \vee (Q \vee \neg Q)); \quad \vee(PQ) = \vee((P \wedge \neg P) \wedge (Q \wedge \neg Q)).$$

Noravshan to'plamlar nazariyalarida noravshan mantiqning ikkita asosiy bog'lovchilarini aniqlaymiz.

$(\mathfrak{R}(x), \cup, \cap, -)$ ga asoslangan mantiq. Bunday holatda dizyunksiya va konyunksiya quyidagicha aniqlanadi:

$$\vee(P \vee Q) = \max(\vee(P), \vee(Q)); \quad \vee(P \wedge Q) = \min(\vee(P), \vee(Q)).$$

Ma'lumki, $\wedge$ va $\vee$ - kommutativ, assotsiativ, idempotent, distributiv, uchinchini inkor etish qoidasini qanoatlantirmaydi, ya'ni $\vee(P \wedge \neg P) \neq 0$, lekin yutilish qonuni

$$(\vee((P) \vee (P \wedge Q))) = \vee(P); \quad (\vee((P) \wedge (P \vee Q))) = \vee(P),$$

hamda De-Morgan

$\vee(\neg(P \wedge Q)) = \vee(\neg P \vee \neg Q)$; $\vee(\neg(P \vee Q)) = \vee(\neg P \wedge \neg Q)$ qonunlarini qanoatlantiradi.

Dizyunksiyani inkor etish qoidasi

$$\vee[(\neg P \wedge Q) \vee (P \wedge \neg Q)] = \vee[(P \vee Q) \wedge (\neg P \vee \neg Q)].$$

Quyida 16 ta bog'lovchiga nisbatan ifodalar keltirilgan:

PQ	$\dot{P}Q$	$P \vee Q$	$Q \rightarrow P$	P

pq	$\max(p, 1-p, q, 1-q)$	$\max(p, q)$	$\max(p, 1-q)$	p
PQ	$P \rightarrow Q$	Q	$P \leftrightarrow Q$	$P \wedge Q$
pq	$\max(1-p, q)$	q	$\min(\max(1-p, q), \max(p, 1-q))$	$\min(p, q)$
PQ	P/Q	$P \text{ ex } Q$	$\neg Q$	$Q \leftrightarrow P$
pq	$\max(1-p, 1-q)$	$\max(\min(1-p, q), \min(p, 1-q))$	$1-q$	$\min(p, 1-q)$
PQ	$\neg P$	$P \approx \rightarrow Q$	$P \downarrow Q$	$\dot{P}Q$
pq	$1-p$	$\min(1-p, q)$	$\min(1-p, 1-q)$	$\min(p, 1-p, q, 1-q)$

Bu yerda $\vee(P) = p$ va $\vee(Q) = q$ deb olingan.

Mulohazalardagi kvantorlar:

$$\vee(\exists x P(x) = \sup(\vee P(x))); \quad \vee(\forall x P(x) = \inf(\vee P(x))),$$

bu yerda x – mulohaza sohasining elementi.

$\tilde{\mathfrak{R}}(x), \cup, \cap, -$ ga asoslangan ko'p qiymatli mantiqni odatda K -standartli ketma-ket mantiq deb atashadi. Bu mantiqda bog'lovchilar quyidagi xossalarni qanoatlantiradilar:

Implikatsiya:

$$\vee[P \rightarrow (Q \rightarrow R)] = \vee[(P \wedge Q) \rightarrow R];$$

Tavtologiya va ziddiyat:

$$\vee(P \rightarrow P) = \vee(\dot{P}); \quad \vee(\dot{P} \rightarrow P) = \vee(P); \quad \vee(P \rightarrow \dot{P}) = \vee(\dot{P});$$

$$\vee(P \leftrightarrow P) = \vee(\dot{P}); \quad \vee(\dot{P} \rightarrow P) = \vee(\dot{P}); \quad \vee(P \rightarrow \dot{P}) = \vee(\neg P);$$

$$\vee(P \leftrightarrow \neg P) = \vee(\dot{P}).$$

Sheffer va Pirs bog'lovchilari:

$$\vee(\neg P) = \vee(P/P); \vee(P \rightarrow Q) = \vee(P/(Q/Q)); \vee(\dot{P}) = \vee(P/(P/P)).$$

[5] da ko'rsatilishicha, ko'p qiymatli mantiq mulohazalarning standart hisobi (kengaytma tamoyilining ma'nosida) tarqoqlidir (noravshanlik ma'nosida). Bu mantiqda har bir P mulohazaga $[0,1]$ dagi normallangan, noravshan to'plam mos qo'yiladi, ya'ni $\{\mu_p(0), \mu_p(1)\}$ juftlik yolg'onlik va rostlik darajasi sifatida talqin etiladi. Mulohazalar standart hisobining mantiqiy bog'lovchilari chinlik funksionallari bo'lganligi, ya'ni funksiyalar ko'rinishida tasvirlanganligi uchun ularni tarqoqlashtirib yuborish mumkin. Shuni qayd etish joizki, berilgan mantiq birinchi bora Klin va Deynes tomonidan mustaqil tarzda taqdim etilgan.

($\tilde{\mathfrak{R}}(x), \dot{\cup}, \dot{\cap}, -$) ga asoslangan mantiq. Bunday holatda dizyunksiya va konyunksiya quyidagicha aniqlanadi:

$$\vee(P \dot{\vee} Q) = \min(1, \vee(P) + \vee(Q)); \vee(P \wedge Q) = \max(0, \vee(P) + \vee(Q) - 1).$$

$\dot{\vee}$ va $\wedge$ ham – kommutativ, assotsiativ, idempotent emas, distributiv emasligi va

$$\vee(\neg(P \wedge Q)) = \vee(\neg P \dot{\vee} \neg Q)$$

qonuni, De-Morgan qonunini

$$\vee(\neg(P \dot{\vee} Q)) = \vee(\neg P \wedge \neg Q)$$

hamda uchinchini inkor etish qonunini qanoatlantirishi ravshan:

$$\vee(P \dot{\vee} \neg P) = 1, \quad \vee(P \wedge \neg P) = 0.$$

Quyida 16 ta bog'lovchining baholari berilgan:

PQ	$P \cdot Q$	$P \dot{\vee} Q$	$Q \Rightarrow P$	P
pq	1	$\min(1, 1 + q)$	$\min(1, p + 1 - q)$	p
PQ	$P \Rightarrow Q$	Q	$P \leftrightarrow Q$	$P \wedge Q$
pq	min	q	$1 - p - q $	$\max(0, p)$

	$(1, 1-p+q)$			$+q-1)$
PQ	$P \parallel Q$	$P \text{ ex } Q$	$\neg Q$	$Q \approx \Rightarrow P$
pq	$\min(1, 1-p+1-q)$	$ p-q $	$1-q$	$\max(0, p-q)$
PQ	$\neg P$	$P \approx \Rightarrow Q$	$P \downarrow \downarrow Q$	$\dot{P}Q$
pq	$1-p$	$\max(0, q-p)$	$\max(0, 1-p-q)$	0

Bu yerda $\vee, \rightarrow, \leftrightarrow, \wedge, /, \text{ex}, \Rightarrow, \downarrow$ lar mos ravishda $\dot{\vee}, \Rightarrow, \leftrightarrow, \wedge, \parallel, \text{ex}, \approx \Rightarrow, \downarrow \downarrow$ orqali belgilanadi. Tautologiya va ziddiyat quyidagi xossalarni qanoatlantiradi:

$$\begin{aligned} \vee(P \Rightarrow P) &= \vee(\dot{P}), & \vee(\dot{P} \Rightarrow P) &= \vee(P), & \vee(P \Rightarrow \dot{P}) &= \vee(\dot{P}), \\ \vee(P \leftrightarrow P) &= \vee(\dot{P}), & \vee(\dot{P} \Rightarrow P) &= \vee(\dot{P}), & \vee(P \leftrightarrow \dot{P}) &= \vee(\neg P). \end{aligned}$$

Zadening belgilashlarida $\Rightarrow$ implikatsiya noravshan to'plamlarni oddiy kiritish $\approx \Rightarrow$, simmetrik Δ va cheklangan $\parallel$ ayirmalarga tog'ri keladi. Ushbu mantiq Lukasevich mantiqi nomi bilan mashhur edi (L).

Shuni qayd etish joizki, noravshan to'plamlarning ikkita nazariyasi va ular asosida qurilgan mantiqlar bugungi kunda ma'lum bo'lganlarning bir qismigina xolos. Shu asosda asosiy ma'lum bo'lgan ko'p qiymatli mantiqlarni semantik tahlil etish maqsadga muvofiq bo'lib, buni shu kabi mantiqlarni semantik tahlil etish uchun zarur bo'lgan noravshan "kuchli" to'plamlar nazariyasidagi ma'lumotlarni bayon etishdan boshlash kerak.

A va B ravshan U universumning noravshan qism to'plamlari bo'lsin; noravshan to'plamlar nazariyasida $A \mu_A \leq \mu_B$, ya'ni $\forall x \in U, \mu_A x \leq \mu_B x$ bo'lgandagina B ning qism to'plami bo'ladi deb fikr yuritish an'anaga aylandi.

Kuchli noravshan to'plam. Agar [5] noravshan implikatsiya amali $\rightarrow$ va U universumdan olingan B noravshan to'plam berilgan bo'lsa, u holda B dagi noravshan "kuchli" to'plam $\Re B$

$$\mu_{\Re B} A = \bigwedge_{x \in U} (\mu_A x \rightarrow \mu_B x)$$

ko'rinishdagi $\mu_{\Re B}$ tegishlilik funksiyasi orqali beriladi.

U holda A to'plam B ning qism to'plami bo'lish darjasi

$$\pi(A \subseteq B) = \mu_{yB} A \text{ dir.}$$

Implikasiya amali. Agar [5] implikasiyaning noravshan operatori $\rightarrow$ berk birlik oraliq $[0,1]$ da berilgan bo'lsa, u holda

$$a \leftarrow b, \quad b \rightarrow a,$$

$$a \leftrightarrow b = (a \rightarrow b) \wedge (a \leftarrow b) = (a \rightarrow b) \wedge (b \rightarrow a).$$

Noravshan to'plamlarning ekvivalentligi. Agar [5] noravshan implikasiya amali $\rightarrow$ va U universumdan olingan B noravshan to'plam berilgan bo'lsa, u holda A va B noravshan to'plamlarning ekvivalent bo'lish darajasi, yoki ularning "ekvivalentlik" darajasi

$$\pi(A \equiv B) = \pi(A \subseteq B) \wedge \pi(A \supseteq B);$$

$$\pi(A \equiv B) = \bigwedge_{x \in U} (\mu_A x \leftrightarrow \mu_B x)$$

ko'rinishga ega.

1.3. Noravshan mantiqiy xulosa

1.3.1. Noravshan ma'lumotlar bazasi

Noravshan ma'lumotlar bazasi deb o'rganilayotgan obyektning kirish va chiqishlari o'rtasidagi o'zaro bog'liqlikni aniqlovchi "agar- u holda" noravshan qoidalarining majmuiga aytiladi.

Agar - *qoidaning o'zagi*, **u holda** - *qoidaning xulosasi*.

Qoidaning o'zagi yoki antecedent "x quyidir" turidagi mulohazani ta'kidlaydi, u holda "quyi"- x lingvistik o'zgaruvchining mukammal to'plamida noravshan to'plami bilan berilgan termidir (lingvistik qiymat). "Juda", "bir muncha", "emas", "deyarli" va h.k kvatifikatorlari antecedent termlarini zamonaviylashtirish uchun ishlatilishi mumkin.

Qoidaning xulosasi yoki natijasi deb "y d dir" turidagi mulohazaga aytiladi, unda chiquvchi (d) o'zgaruvchining qiymati sifatida:

1. "y yuqoridir" noravshan term;
2. "y bronxitdir" yechimlar guruhi;
3. Aniq o'zgarmas: "y=5";
4. Chiquvchi o'zgaruvchilarning ravshan funksiyasi: "y=5+4*x" berilishi mumkin.

Agar qoidadagi chiquvchi o'zgaruvchining qiymati noravshan to'plam bilan berilgan bo'lsa, u holda qoida noravshan munosabat bilan berilishi mumkin. "Agar $x \in \tilde{A}$ bo'lsa, u holda $y \in \tilde{B}$ bo'ladi" noravshan munosabat uchun $\tilde{R}$ noravshan munosabat $U_x \times U_y$ dekart ko'paytmada beriladi, bu yerda $U_x(U_y)$ - kiruvchi (chiquvchi) o'zgaruvchining mukammal to'plamidir. Noravshan munosabatni hisoblash uchun noravshan implikatsiya va t-normani qo'llash mumkin. T-norma sifatida minimumni topish amalini qo'llashda $\tilde{R}$ noravshan munosabat quyidagicha hisoblanadi:

$$\mu_{\tilde{R}}(x, y) = \min(\mu_{\tilde{A}}(x), \mu_{\tilde{B}}(y)), \quad (x, y) \in U_x \times U_y.$$

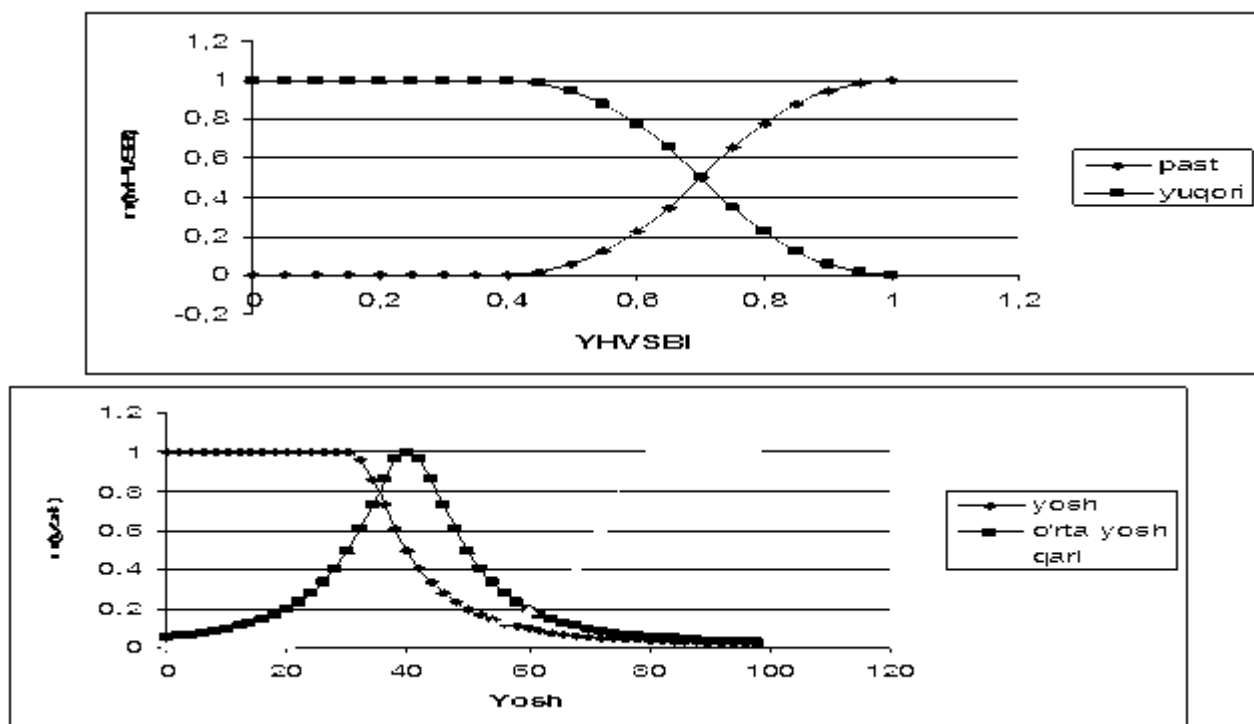
Masalan quyidagi noravshan bilimlar bazasi haydovchi yoshi (x) bilan yo'l-harakati voqeasining (y) sodir bo'lish imkoniyati (YHVSBI) orasidagi bog'lanishni ta'riflaydi:

Agar x = yosh, **u holda** y = yuqori;

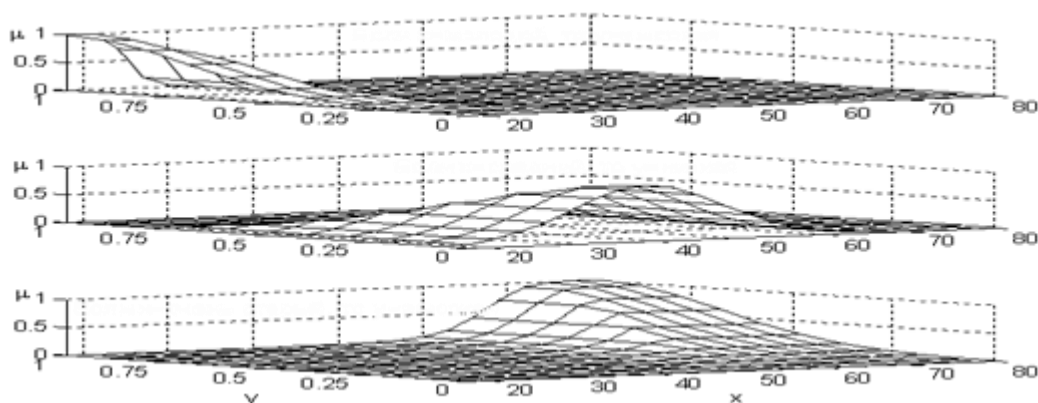
Agar x = o'rtacha, **u holda** y = past;

Agar x = juda qari, u holda y = yuqori.

Termlarning tegishlilik funksiyasi 1.3.1 rasmdagi kabi ko'rinishda bo'lsin. U holda bilimlar bazasiga mos keluvchi noravshan munosabatlar 1.3.2 rasmdagidek bo'ladi.



1.3.1-rasm –Termlarning tegishlilik funksiyasi



1.3.2-rasm –bilimlar bazasi qoidalariga mos keluvchi noravshan munosbatlar

“Kirishlar-chiqishlar” ko’p o’lchovli bog’lanishlarni bergani uchun VA hamda YOKI mantiqiy amallari qo’llaniladi. Qoidalarning o’zgaruvchilarini o’zaro VA mantiqiy amali bilan bog’lanadigan, ma’lumotlar bazasida esa YOKI amali bilan bog’lanadigan qilib bayon etish qulay. Bunday holda $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ kirishni Y chiqish bilan bog’laydigan noravshan bilimlar bazasini quyidagicha tasvirlash mumkin:

AGAR $(x_1 = a_{1,j1})$ VA $(x_2 = a_{2,j1})$ VA...VA $(x_n = a_{n,j1})$

YOKI $(x_1 = a_{1,j2})$ VA $(x_2 = a_{2,j2})$ VA...VA $(x_n = a_{n,j2})$

...

YOKI $(x_1 = a_{1,jk_j})$ VA $(x_2 = a_{2,jk_j})$ VA...VA $(x_n = a_{n,jk_j})$,

BO'LSA, U HOLDA $y = d_j, \quad j = \overline{1, m}$.

Bu yerda $a_{i, jp}$ - jp ($p = \overline{1, k_j}$) raqamli qatorda x_i o'zgaruvchisi baholanadigan noravshan term;

k_j - y chiqish d_j qiymatlar bilan baholanadigan konyuksiyalar qatori soni;

m - chiquvchi y o'zgaruvchini baholash uchun qo'llaniladigan turli xil qiymatlar soni.

Yuqorida keltirilgan bilimlar bazasini bilimlar matrisasi deb nomlanuvchi jadval ko'rinishida tasvirlash qulay (1.3.1-jadval).

1.3.1-jadval – Noravshan bilimlar bazasi

x_1	x_2		x_n	
$a_{1,1,1}$	$a_{2,1,1}$		$a_{n,1,1}$	
$a_{1,1,2}$	$a_{2,1,2}$		$a_{n,1,2}$	
...	...		...	
$a_{1,1,k_1}$	$a_{2,1,k_1}$		$a_{n,1,k_1}$	
$a_{1,2,1}$	$a_{2,2,1}$		$a_{n,2,1}$	
$a_{1,2,2}$	$a_{2,2,2}$		$a_{n,2,2}$	
...	...		...	
$a_{1,2,k_2}$	$a_{2,2,k_2}$		$a_{n,2,k_2}$	
...				
$a_{1,m,1}$	$a_{2,m,1}$		$a_{n,m,1}$	
$a_{1,m,2}$	$a_{2,m,2}$		$a_{n,m,2}$	
...	...		...	
a_{1,m,k_j}	a_{2,m,k_j}		a_{n,m,k_j}	

Tajribachi qoidalarining adekvatligiga ishonch darajalarini hisoblash uchun vazn koeffitsiyentlaridan foydalanadi. Qoidalarining vazn koeffitsiyentli 1.3.1 jadvaldagi noravshan bilimlar bazasini quyidagicha yozib olish mumkin:

$$\bigcup_{p=1}^{k_j} \left(\bigcap_{i=1}^n x_i = a_{i,jp}, \quad w_{jp} \text{ vazn bilan} \right) \rightarrow y = d_j, \quad j = \overline{1, m},$$

bu yerda

$\cup$ - YOKI noravshan mantiqiy amal;

$\cap$ -VA noravshan mantiqiy amal;

$w_{jp} \in [0,1]$ - jp nomerdagi qoidaning ahamiyat koeffitsiyenti.

1.3.2. Zadening kompozitsion noravshan xulosa qoidasi

Oddiy, bull mantiqiy xulosa quyidagi tasdiqlarga asoslanadi:

- Modus ponens: $(A \wedge (A \Rightarrow B)) \Rightarrow B$;
- Modus tollens: $((A \Rightarrow B) \wedge \bar{B}) \Rightarrow \bar{A}$;
- sillogizm: $((A \Rightarrow B) \wedge (B \Rightarrow C)) \Rightarrow (A \Rightarrow C)$;
- kontrapozitsiya: $(A \Rightarrow B) \Rightarrow (\bar{B} \Rightarrow \bar{A})$.

Ravshan mantiqiy xulosada ko'pincha modus ponens qoidasi ishlatiladi, uni quyidagicha yozib olish mumkin:

Jo'natish	A rost
Implikatsiya	Agar A , u holda B
Mantiqiy xulosa	B rostdir

Modus ponens “ A rostdir” ligi ma'lum bo'lsa va “ A bo'lsa, u holda B ” qoidasi mavjud bo'lsa “ B rostdir” degan xulosani chiqaradi. Lekin, agar presedent bo'lmasa, modus ponens hech qanday taxminiy xulosani chiqara olmaydi. Agar A ga yaqin bo'lgan “ A rostdir” degan mulohaza ma'lum bo'lsa ham, modus ponensni qo'llab bo'lmaydi. Noravshan ma'lumot asosida qaror qabul qilishning mavjud usullaridan biri noravshan mantiqiy xulosani qo'llashdir.

Mantiqiy noravshan xulosa deb noravshan amallar va noravshan bazadan foydalanish asosida kirishlarning joriy qiymatlariga to'g'ri keluvchi noravshan to'plam ko'rinishidagi xulosani olishga aytiladi. Noravshan mantiqiy chiqarish asosini Zadening kompozitsion qoidasi tashkil etadi.

Zadening xulosaga oid kompozitsion qoidasi quyidagicha bayon etiladi [35]: agar kiruvchi (x) va chiquvchi (y) o'zgaruvchilar orasidagi $\tilde{R}$ noravshan munosabat mavjud hamda $x = \tilde{A}$ kiruvchi o'zgaruvchining noravshan qiymati bo'lsa, chiquvchi o'zgaruvchining noravshan qiymati quyidagicha aniqlanadi:

$$y = \tilde{A} \circ \tilde{R},$$

bu yerda $\circ$ - maksimal kompozitsiya.

1.3.3. Mamdanining noravshan mantiqiy xulosasi

Noravshan mantiqiy xulosa Mamdani algoritmiga ko'ra quyidagi noravshan bilimlar bazasi bo'yicha bajariladi:

$$\bigcup_{p=1}^{k_j} \left(\bigcap_{i=1}^n x_i = a_{i,jp}, \quad w_{jp} \text{ vazn bilan} \right) \rightarrow y = d_j, \quad j = \overline{1, m}.$$

Bunda kiruvchi va chiquvchi o'zgaruvchining qiymatlari noravshan to'plamlar bilan berilgan. Materialni bayon etish uchun zarur bo'lgan quyidagi belgilashlar kiritamiz:

$\mu_{jp}(x_i)$ - x_i kirishning $a_{i,jp}$ noravshan termga tegishlilik funksiyasi, ya'ni

$$a_{i,jp} = \int_{\underline{x_i}}^{\overline{x_i}} \mu_{jp}(x_i) / x_i, \quad x_i \in [\underline{x_i}, \overline{x_i}].$$

$\mu_{d_j}(y)$ - y chiqishning d_j noravshan termga tegishlilik funksiyasi, ya'ni

$$d_j = \int_{\underline{y}}^{\overline{y}} \mu_{d_j}(y) / y, \quad y \in [\underline{y}, \overline{y}].$$

Kiruvchi $X^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$ vektoring bilimlar bazasidagi d_j funksiyasi quyidagicha hisoblanadi: $\mu_{d_j}(X^*) = \bigvee_{p=1, k_j} w_{jp} \cdot \bigwedge_{i=1, n} [\mu_{jp}(x_i^*)]$ $j = \overline{1, m}$.

Bu yerda $\vee(\wedge)$ - s normadagi amal, ya'ni YOKI (VA) mantiqiy amalini bajarish to'plami. Ko'pincha quyidagi amalga oshirishlar ishlatiladi: YOKI amali uchun - maksimumni topish hamda VA amali uchun - minimumni topish.

Natijada shunday $\tilde{y}$ noravshan to'plamga ega bo'lamizki, u kiruvchi X^* vektorga to'g'ri keladi:

$$\tilde{y} = \frac{\mu_{d_1}(X^*)}{d_1} + \frac{\mu_{d_2}(X^*)}{d_2} + \dots + \frac{\mu_{d_m}(X^*)}{d_m}.$$

Bu noravshan to'plamning ustuvorligi shundaki, uning uchun mukammal to'plam bo'lib chiquvchi y o'zgaruvchining termli to'plami xizmat qiladi. Bunday noravshan to'plamlar ikkinchi tartibli noravshan to'plamlar deyiladi.

$\{d_1, d_2, \dots, d_m\}$ noravshan termlarning mukammal to'plamida berilgan noravshan to'plamdan $[\underline{y}, \overline{y}]$ oraliqdagi noravshan to'plamga o'tish uchun

1) "tegishlilik" funksiyasini $\mu_{d_j}(X^*)$ da kesib tashlash;

2) olingan noravshan to'plamlarni umumlashtirish kerak.

Buning matematik ko'rinishi quyidagicha:

$$\tilde{y} = \text{agg} \left[\int_{\underline{y}}^{\overline{y}} \min(\mu_{d_j}(X^*), \mu_{d_j}(y)) / y \right]_{j=1, m}.$$

Bu yerda agg – maksimumni toppish amali orqali amalga oshiriluvchi noravshan to'plamlarni agrerlashtirish.

Kiruvchi X^* vektorga xos y chiqishning ravshan qiymati $\tilde{y}$ noravshan to'plamni deffazifikasiyalash natijasida aniqlanadi. Ko'pincha og'irlik markazi usuli bo'yicha deffazifikasiyalash qo'llaniladi:

$$\bar{y} = \frac{\int_{\underline{y}}^{\bar{y}} y \cdot \mu_{\tilde{y}}(y) dy}{\int_{\underline{y}}^{\bar{y}} \mu_{\tilde{y}}(y) dy}.$$

1.4. Z-raqamlar Tasodifiy qiymatlardagi operatsiyalar (amallar)

Tasodifiy o'zgaruvchilarni o'sishi bilan bog'liq bo'lgan muammo keng miqyosidagi diapason o'zgarishidan kelib chiqadi qaysiki bunda ixtiyoriy o'zgaruvchilar hisoblash funksiyasini talab qiladi.

Ayrim vaziyatlarda analitik yechimlar mavjud, lekin boshqa vaziyatlarda hisoblash metodlari qo'llaniladi. Biz ushbu maqolada har ikki analitik va raqamli usullar orqali ixtiyoriy o'zgaruvchilar ustida arifmetik amallar bajaramiz.

Odatda ma'lum bir funksiyalarning ixtiyoriy o'zgaruvchilarga bo'linish extimoli analitik muammolarning qidiruviga asoslanadi. Formuladagi cheklangan klasslardagi muammolar qismlarga bo'lingan holda jadvalda berilishi shart, lekin buning hammasi amalda bunday natijalar bera olmaydi.

Aniq analitik usullar qismlarni aniqliligini statistikalarda oshishi ushbu formulada berilgan(1)

(Bir biriga zid usul raqamli usullarning qismni hisoblashga olib keladi)

Raqamli usullarni qismini hisoblashda bir biriga zid usullar ishlatiladi.

Aniq analitik natijalar

Odatda umumiy ixtiyoriy o'zgaruvchilarning qism funksiyalarining yechimi JACOBIAN terminlarida (formulasida) yechib berilgan (2)

Ushbu maqolada faqat ikki ixtiyoriy o'zgaruvchilarning funksiyasini hisoblashni ko'rib chiqamiz. Bu cheklash qabul qilingan negaki biz asosan to'rt arifmetik operatsiyalar bilan ish ko'ramiz. n ixtiyoriy o'zgaruvchilarni funksiyalari natijalarini kengaytirish oson.

To'plash uchun maxsuslashtirilgan formula

Bunda biz funksiya F ni ixtiyoriy ikki o'zgaruvchilar x va y to'rt arifmetik operatsiyalarning birida ko'rib chiqamiz, bizda to'rt to'plam mavjuda (2-4)

$$Z = X + Y : f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(z-x, x)dx, \quad (1)$$

$$Z = X - Y : f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(z+x, x)dx, \quad (2)$$

$$Z = X \times Y : f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{|x|} f_{XY}(z/x, x)dx, \quad (3)$$

$$Z = X / Y : f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| f_{XY}(zx, x)dx. \quad (4)$$

Agar x va y mustaqil bo'lgan holatda biz quyidagilarga erishamiz

$$Z = X + Y : f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z - x, x) f_Y(x) dx, \quad (5)$$

$$Z = X - Y : f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z + x, x) f_Y(x) dx, \quad (6)$$

$$Z = X \times Y : f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{|x|} f_X(z / x, x) f_Y(x) dx \quad (7)$$

$$Z = X / Y : f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| f_X(zx, x) f_Y(x) dx. \quad (8)$$

(5)-(8) tenglashishi ixtiyoriy qism summasining hisoblashda asos bo'lib xizmat qiladi. Turli xillik, ishlab chiqish va asosiylik ikki xildagi qism summalarga va qoldiqni hisoblashda aniq formula bor.

Agar

$$Z = f(X_1, X_2) = X_1 \pm X_2,$$

$$\mu_Z = \mu_{X_1} \pm \mu_{X_2}, \quad \sigma_Z^2 = \sigma_{X_1}^2 + \sigma_{X_2}^2.$$

Baxtga qarshi mahsulot vaziyati va asosiylik mavjud emas.

Ushbu holatda amaliy extimollik nazariyasini qo'llash uchun yaqinlashsak arziydi. Ixtiyoriy n funksiya uchun mustaqil ixtiyoriy o'zgaruvchilar $Z=F(x_1, \dots, x_n)$ formula uchun (5) to'g'ri keladi.

$$\mu_Z \approx h(\mu_{X_1}, \dots, \mu_{X_n}) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 h}{\partial X_i^2} \sigma_{X_i}^2 \quad (9)$$

$$\sigma_Z^2 \approx \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial h}{\partial X_i} \right)^2 \sigma_{X_i}^2 + \left(\frac{\partial h}{\partial X_i} \right) \left(\frac{\partial^2 h}{\partial X_i^2} \right) \mu_{X_i}^3 \quad (10)$$

Maxsulot va shaxsiylik bu ikki mustaqil ixtiyoriy uzgaruvchilar X_1 va X_2 lar uchun ko'rib chiqaylik

Agar

$$Z = h(X_1, X_2) = X_1 X_2,$$

$$\mu_Z \approx \mu_{X_1} \mu_{X_2}, \quad \sigma_Z^2 \approx \mu_{X_1}^2 \sigma_{X_2}^2 + \mu_{X_2}^2 \sigma_{X_1}^2 + \sigma_{X_1}^2 \sigma_{X_2}^2. \quad (11)$$

Agar

$$Z = h(X_1, X_2) = X_1 / X_2,$$

$$\mu_Z \approx \frac{\mu_{X_1}}{\mu_{X_2}} + \frac{\mu_{X_1} \sigma_{X_2}^2}{4 \mu_{X_2}^3}, \quad \sigma_Z^2 \approx \frac{\sigma_{X_1}^2}{\mu_{X_2}^2} + \frac{\mu_{X_1}^2 \sigma_{X_2}^2}{\mu_{X_2}^4} - \frac{\mu_{X_1}^2 \mu_{X_2}^3}{2 \mu_{X_2}^5}. \quad (12)$$

Ixtiyoriy o'zgaruvchilarni qism o'zgarishlarni hisoblashda turli xil usulda yondashiladi xuddi (6) dagidek. Ixtiyoriy X va Y o'zgaruvchilar (a,b) va (c,d) mos keluvchi intervallarni o'z ichiga oladi.

Avtorlar pdf dagi $z=x*y$ berilgan

Qachonki $ad < bc$ bo'lsa

$$h(v) = \begin{cases} \int_a^{v/c} g\left(\frac{v}{x}\right) f(x) \frac{1}{x} dx, & ac < v < ad, \\ \int_{v/d}^{v/c} g\left(\frac{v}{x}\right) f(x) \frac{1}{x} dx, & ad < v < bc, \\ \int_{v/d}^b g\left(\frac{v}{x}\right) f(x) \frac{1}{x} dx, & bc < v < bd, \end{cases}$$

Qachonki $ad = bc$ bo'lsa

$$h(v) = \begin{cases} \int_a^{v/c} g\left(\frac{v}{x}\right) f(x) \frac{1}{x} dx, & ac < v < ad, \\ \int_{v/d}^b g\left(\frac{v}{x}\right) f(x) \frac{1}{x} dx, & ad < v < bd, \end{cases}$$

Qachonki $ad > bc$ bo'lsa

$$h(v) = \begin{cases} \int_a^{v/c} g\left(\frac{v}{x}\right) f(x) \frac{1}{x} dx, & ac < v < ad, \\ \int_a^b g\left(\frac{v}{x}\right) f(x) \frac{1}{x} dx, & bc < v < ad, \\ \int_{v/d}^b g\left(\frac{v}{x}\right) f(x) \frac{1}{x} dx, & ad < v < bd, \end{cases}$$

(6) ishda turli xil guruhlar butun bir bir oilalarga bo'lingan holda uchburchakli, Gauss va boshqa usullarni ko'rib chiqiladi. Bu xol uchun ixtiyoriy o'zgaruvchi $X \sim U(1,2)$ va $Y \sim U(3,4)$.

$Z=XY$ bo'linishidan quyidagilarni olamiz

$$h(v) = \begin{cases} \ln v - \ln 3, & 3 < v < 4, \\ \ln 4 - \ln 3, & 4 < v < 6, \\ 3 \ln 2 - \ln v, & 6 < v < 8. \end{cases}$$

E'tibor qiling PDF dan X va Y turli xil alohida segmentlarga ya'ni musbat intervarga PDF Vdan uchta segment hosil bo'ladi. (X va Y musbat intervalga ega degani)

$X \sim \text{uchburchak}(1,2,3)$ va $Y \sim \text{uchberchak}(-2,1,2)$ ixtiyoriy o'zgaruvchilar uchun $Z=XY$ PDF quyidagilarni hosil qilamiz

$$h(v) = \begin{cases} -4v/3 + (2/3)\ln v + (2v/3)\ln v + 4/3, & 1 < v < 2, \\ -8 + (14/3)\ln 2 + (7v/3)\ln 2 + 10v/3 - 4\ln v \\ - (5v/3)\ln v, & 2 < v < 3, \\ -4 + (14/3)\ln 2 + (7v/3)\ln 2 + 2v - 2\ln v \\ -v\ln -2\ln 3 - (2v/3)\ln 3, & 3 < v < 4, \\ 44/3 - 14\ln 2 - (7v/3)\ln 2 - 8v/3 - 2\ln 3 \\ + (22/3)\ln v - (2v/3)\ln 3 + (4v/3)\ln v, & 4 < v < 6, \\ 8/3 - 8\ln 2 - (4v/3)\ln 2 - 2v/3 + (4/3)\ln v \\ + (v/3)\ln v + 4\ln 3 + (v/3)\ln 3, & 6 < v < 8, \\ -8 + 8\ln 2 + (2v/3)\ln 2 + 2v/3 + 4\ln 3 \\ -4\ln v + (v/3)\ln 3 - (v/3)\ln v, & 8 < v < 12. \end{cases}$$

Ixtiyoriy o'zgaruvchilar $X \sim N(0,1)$ va $Y \sim N(0,1)$ uchun $Z=XY$ PDF quyidagicha bo'ladi:

$$h(v) = \begin{cases} \frac{\text{BesselK}(0, v \cdot \text{signum}(v))}{\pi}, & -\infty < v < 0, \\ \frac{\text{BesselK}(0, v \cdot \text{signum}(v))}{\pi}, & 0 < v < \infty, \end{cases}$$

Qaysiki MAPLE'S BESSEL va signum funksiyasiga asoslangan.

Qani keeling endi maxsulot qismlarini xisoblash muammolarini va ixtiyoriy o'zgaruvchilarni yuqori qiymatlarni hisoblashni boshqa xil usulini ko'rib chiqaylik. Bir oilani olaylik qaysiki deyarli hamma qismlarni o'z ichiga olgan amaliyotda qo'llanilgan va yopiq ramkadagi to'rt arifmetik amallarni o'z ichiga olgan (7). Shu oila cheksiz ketma-ketlik va oxirgi raqam qismlarini o'z ichiga oladi(7).

Qismlarni keng klassi PaCAL dasturiy ta'minot tomonidan qamram olingan(7).

PaCAL paketining asosiy komponentlariga yaqinlashish va integral turg'unlik kiradi. Qism yaqinlashishi o'ziga shuni namoyon qiladiki ularning p.d.f.ning qism polinomial yaqinlashishini ko'rsatadi. Bunday yaqinlashish interpolatsiya formulasi orqali amalga oshiriladi (8)

$$\tilde{f}(x) = \sum_{i=0}^N \frac{w_i}{x - x_i} f_i / \sum_{i=0}^N \frac{w_i}{x - x_i},$$

Qaysiki qayerga X_i -ning interpolatsiyasi nuqtasi (boshi), f_i funksiyasi interpolatsiya qiymati X_i uchun va w_i esa og'irlik.

Raqamli integratsiya (1,1)-(1,4) va hodisalarni hisoblashda hamda C.d.fda foydalaniladi.

Z- axborotni ishlab chiqarishda asosan yuqori ixtiyoriy o'zgaruvchilarni tanlab olishda asosan noaniq aralash o'zgaruvchilarni hisoblash kerakligi bilan bog'liq. Biz bu muammoni yechishda keng spektrli analitik va raqamli yondashuv usulidan foydalandik.

2-bob. NORAVSHAN SHAROITLARD A STATISTIK MODELLAR

2.1. Noravshan axborot holatida regressiya parametrlarini baholash

Agar barcha kuzatuvlar o'zgaras tashqi sharoitlarda bajarilgan va/yoki omil jihatdan bir xil xossal i obyektlar kuzatilgan bo'lsa, masalan ular bir xil sababga ko'ra paydo bo'lgan bo'lsa, biz taqsimot qonunini chastotali usulda baholaymiz va tasdiqlaymiz. Kuzatilayotgan parametrning mavjud oralig'ini bir qator teng bo'laklarga ajratib, har bir bo'lakka nech tadan kuzatuvlar kirganligini hisoblashimiz, ya'ni gistogramma qurishimiz mumkin. Ma'lum usullar asosida biz gistogrammada n parametr larini optimal usulda tanlash mumkin bo'lgan ehtimolli taqsimot zichligiga o'tishimiz mumkin.

Agar taqsimotning u yoki bu qonunini tasdiqlash uchun yetarli darajadagi kuzaruvlar berilmagan, yoki qat' iyan bir jinsli bo'lmagan obyektlar timsolidagi noaniqlik bilan ish ko'rilsa, u holda klassik statistik tanlov mavjud bo'lmaydi.

Ayni vaqtda biz yetarli sondagi kuzatuvlarga ega bo'lmasdan turib ham, ular ortida qandaydir qonunning ifodasini ko'rishimiz mumkin. Biz bu qonunning parametrlarini aniq baholay olmaymiz, lekin shu qonunning ko'rinishi va uning matematik ta'rifiga kiruvchi kalit parametrlarining tarqoqlik oralig'i to'g'risidagi aniq kelishuvga kelishimiz mumkin. Shu yerda kvazistatistika tushunchasini kiritib o'tish joizdir.

Kvazistatistika - aniq parametrli taqsimot qonunini aniqlash uchun yetarli bo'lmagan, lekin kuzatuv qonunini subyektiv darajadagi ishonchlilik bilan ehtimolli yoki boshqa ixtiyoriy shaklda asoslab berishga yetarli deb tan olinuvchi bosh majmua ichidan kuzatuvlarni tanlashdir, jumladan ushbu qonunning parametrlari kuzatuv qonunining aniqliligini qanoatlantirish uchun maxsus qoidalar asosida beriladi[64].

Kvazistatistikaning bunday ta' r i f i ehtimolli qonunning kengaygan tushunchasini beradi, bunda u nafaqat chastotali, balki subyektiv-aksiologik ma'noga egadir. Bu yerda klassik ma'nodagi ehtimol va tajribachi-ekspertning tuzilmaviy faollik xarakteristikasi sifatida talqin etiluvchi ehtimolning sintezlash qirralari kiritilgan.

Shuningdek bu ta'rif nimani tanlovning yetarli hajmi deb tanlash, nimani tanlamaslik bo'yicha tanlovlarning keng sohasini taqdim etadi. Masalan, ekspert qishloq xo'jalik korxonalarining moliyaviy holatini baholashda sohaning har bir korxonasi yagona, ma'lum bir bozor pog'onasini egallashini tushunadi va shuning

uchun tanlov yuzlab korxonalarni qamrab olgan taqdirda ham klassik statistika bo'lmaydi. Shunga qaramay, ekspert aniq parametrning tanlovini o'rganishda ko'pgina korxonalarga nisbatan berilgan parametrning qiymati hisoblash oralig'ining ichida guruhlashishining guvohi bo'ladi (2.1.1-rasm). Bu qonuniyat taqsimot qonuni o'rinli ekanligi to'g'risida dalolat beradi va kelgusida tajribachi bu qonuniyatga nisbatan ehtimolli yoki masalan noravshan-to'plamli shaklni qidirishi mumkin.



2.1.1-rasm. Ko'rsatkichlarning qiymatlarning hisoblash oralig'idagi guruhlashuvi

Shu kabi mulohazlarni ekspert korxonaning bitta parametrini vaqt bo'yicha kuzatsa ham olib borishi mumkin. Bu holda kuzatuvlar statistik jihatdan bir jinsli bo'lmaydi, chunki vaqt o'tishi bilan korxonaning bozor doirasi, xo'jalik sharoiti, ishlab chiqarish omillari uzluksiz o'zgarib boradi. Shunga qaramay, ekspert yetarlicha kuzatuvlarni ko'rib chiqib, parametrning bu holati korxonaga nisbatan tipik, boshqa holati esa - juda yomon deb aytishi mumkin. Shunday qilib, ekspert taqsimot qonuni to'g'risida barcha kuzatuvlarni noravshan, lingvistik usulda sinflashtirgan holatda fikr bildiradi, bu esa axborot qarorlarini qabul qilishning muhim omilidir. Taqsimot qonuni hosil qilinib olingan bo'lsa, ekspert kvazistatistika bilan ish ko'rgan bo'ladi.

[64] da kiritilgan kvazistatistika tushunchasi kuzatuvlarning u yoki bu majmui bo'ysunadigan qonunlarini modellashtirishning noravshan ta'riflarini qo'llash uchun keng maydon ochib beradi. Qat'iy qilib aytganda, kvazistatistikani postulatmasdan turib, ilmiy nuqtai nazardan bir jinsli bo'lmagan va kuzatuv hajmi bilan chegaralangan jarayonlarni modellashtirib bo'lmaydi.

2.1.1. Noravshan hodisalarning ehtimolli o'lchovlari.

$\{R^n, \sigma, P\}$ - ehtimolli fazo bo'lib, bunda R - n o'lchovli haqiqiy vektorlar fazosi; σ - R^n dagi borel to'plamlar maydoni; P - R^n dagi ehtimolli o'lchovdir.

R^n dagi noravshan tasodifiy A hodisa tegishlilik funksiyasi $x \in X$ da Borelga ko'ra $\mu_A(x) \in \{R^n \rightarrow [0,1]\}$ bo'lgan noravshan to'plamdir. A noravshan tasodifiy hodisaning ehtimoli μ_A tegishlilik funksiyasining matematik kutilmasiga teng bo'lib, Lebeg-Stiltesning integrali bo'yicha hisoblanadi:

$$P[A] = \int_{R^n} \mu_A(x) dP(x) = M[\mu_A].$$

Asosiy amallar tasodifiy hodisalarga nisbatan qo'llanishi mumkin. U holda noravshan tasodifiy holatlarning quyidagi muhim xossalarga ega bo'lamiz:

$$A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B),$$

$$\bar{A} \Rightarrow P(\bar{A}) = 1 - P(A),$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B),$$

$$P(A + B) = P(A) + P(B) - P(A \cdot B),$$

$$P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{\substack{i,j \\ i \neq j}} P(A_i \cap A_j) + \\ + \sum_{\substack{i,j,l \\ i \neq j \neq l}} P(A_i \cap A_j \cap A_l) + \dots + (-1)^n P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right),$$

$$P(A_1 + \dots + A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{\substack{i,j \\ i \neq j}} P(A_i \cdot A_j) + \\ + \sum_{\substack{i,j,l \\ i \neq j \neq l}} P(A_i \cdot A_j \cdot A_l) + \dots + (-1)^n P(A_1 \dots A_n) \quad .$$

A va $B \in \{R^n, \sigma, P\}$ dagi ikkita noravshan hodisalar bo'lsin. $P(A \cdot B) = P(A)P(B)$ bo'lsa, A va B – mustaqil noravshan hodisalar bo'ladi. Noravshan hodisada $P(B) > 0$ shart bajarilganda A noravshan hodisaning shartli

ehtimoli $P(A|B) = P(A \cdot B) / (P(B))$ Bayes formulasi bo'yicha aniqlanadi. Mustaqil A va B hodisalar sharoitida $P(A|B) = P(A)$ ga ega bo'lamiz.

A va B hodisalarning to'ldiruvchi, kesishma, birlashma amallari $1 - \mu_A, \max\{\mu_A, \mu_B\}, \min\{\mu_A, \mu_B\}, \mu_A + \mu_B, \mu_A \cdot \mu_B$ dan foydalanganliklari tufayli noravshan hodisalar to'ldirish, kesishma va birlashma amallariga nisbatan borel σ -algebrasini tashkil etadilar va $\{R^n, \sigma, P\}$ ehtimolli fazo bilan induksiyalangan noravshan ehtimolli fazoni aniqlash mumkin.

Bu tasodifiy noravshan hodisalarning matematik kutilma, dispersiya, boshlang'ich va markaziy momentlar kabi asosiy tavsiflarini aniqlashga imkon beradi:

$$M[A] = \frac{1}{P(A)} \int_{R^n} x \mu_A(x) dP(x),$$

$$\sigma^2[A] = \frac{1}{P(A)} \int_{R^n} [x - M[A]]^2 \mu_A(x) dP(x),$$

$$m_v[A] = \frac{1}{P(A)} \int_{R^n} x^v \mu_A(x) dP(x),$$

$$M_v[A] = \frac{1}{P(A)} \int_{R^n} [x - M[A]]^v \mu_A(x) dP(x).$$

Diskret noravshan to'plamlar va tasodifiy hodisalarni ko'zdan kechirish paytida tegishlilik funksiyasi X yoki R^n dan olingan elementlarning diskret to'plamida berilib, integralni mos yig'indi bilan almashtirishga to'g'ri keladi. Noravshan to'la tasodifiy hodisaning uchta asosiy ehtimolli tavsiflari uchun ifodalarni keltirib o'tamiz:

$$P[A_\Theta] = \sum_{j=1}^n \mu_j p_j,$$

$$M[A_\Theta] = \frac{\sum_{j=1}^n \theta_j \mu_j p_j}{\sum_{j=1}^n \mu_j p_j},$$

$$\sigma^2[A_\Theta] = \frac{\sum_{j=1}^n [\theta_j - M[A_\Theta]]^2 \mu_j p_j}{\sum_{j=1}^n \mu_j p_j}.$$

Tashhis qo'yilayotgan obyektlarning joriy holatini turli xil axborot beruvchi omillarning qiymatlarini o'lchash yordamida aniqlash masalasi murakkab tizimlarni boshqarish va bashoratlash modellarida sezilarli o'rinni egallaydi. Aniqlashtirish natijasiga o'lchovning aniqlik darajasi katta ta'sir ko'rsatadi. Bir tomondan - mavjud holatlarning har bir axborotlashtiruvchi omilga nisbatan berilgan qiymatlarning tarqoqligi, boshqa tomondan esa - joriy o'lchovlarning noaniqligi bilan bog'liq noravshanlik ko'rsatilgan turdagi masalalarni yechishda noravshan to'plamlar nazariyasi apparitini qo'llashga zamin yaratadi [62,63,65,78].

O'lchov xatoliklari ortishi bilan mavjud holatlarning va joriy holatga tegishli har bir omilning qiymati sezilarli darajada mavhumlashadi. Demak tizimni to'liq ravishda aniqlab bo'lmaydi. Lekin izlanishlar natijalarining ishonchliligini musbat va manfiy xatoliklarni muvozanatlash hisobiga o'lchov natijalaridagi xatoliklarning aniqligini oshirish va doimiyligini ta'minlash orqali sezilarli darajada ortirish mumkin [6-7].

$w = (w_1, w_2, \dots, w_m)$ - obyektning kritik holatlar to'plami bo'lsin. Har bir kritik holat $w_i, i = \overline{1, m}$ axborotlashtiruvchi omillarning qiymatlari $w_{ij}, j \in I_i \subset \{1, 2, \dots, n\}$ bilan xarakterlanadi. Umumiy holatda bu qiymatlar mos axborotlashtiruvchi omilning qiymatiga qo'yilgan noravshan cheklanishlar bilan beriladi. U holda har bir kritik holat $w_i, i = \overline{1, m}$ noravshan sonlar vektori

$$\tilde{w}_i = (\tilde{w}_{ij}, j \in I_i)$$

ko'rinishida tasvirlanadi, bunda $\tilde{w}_{ij}, j \in I_i$, - i -kritik holatga nisbatan j -axborot omilining noravshan oralig'ini akslantiruvchi noravshan son.

$L = \{L|L:[0,1] \rightarrow E\}$ - monoton kamaymaydigan, $R = \{R|R:[0,1] \rightarrow E\}$ - monoton o'smaydigan, chap tomondan uzluksiz funksiyalar sinfi bo'lsin, bu yerda $\forall \alpha \in (0,1), \forall L \in L: L(\alpha) > -\infty, \forall R \in R: R(\alpha) < \infty$, shuningdek $L(0) = -\infty, R(0) = \infty$.

A noravshan son E sonlar o'qining qavariq noravshan qism to'plami sifatida aniqlanib, quyidagi LR-ifoda ko'rinishida tasvirlanishi mumkin:

$$A = \bigcup_{\alpha \in (0,1]} (\alpha, A^\alpha),$$

bu yerda

$$A^\alpha = [L_A(\alpha), R_A(\alpha)] = \{t \in E | L_A(\alpha) \leq t \leq R_A(\alpha)\}.$$

Kelgusida ko'rilayotgan noravshan sonlarning barchasi normal deb olinadi, ya'ni $A' \neq \Theta$.

Berilgan $(t - \Delta t, t)$ vaqt oraliq'ida tizimning axborot omillari ko'rsatkichlarining qiymatlari o'lchangan $(t - \Delta t, t)$ oraliqning uzunligi va o'lchovlarning qadami ko'rilayotgan tizimning dinamikasidan kelib chiqqan holda aniqlanadilar [7]. Xatoliklarni iterasion muvozanatlash algoritmlarini qo'llash yordamida axborot omillarning o'rtacha baholashlari hisoblab topiladi. Ushbu baholashlarning qiymati $\bar{x} = (\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_n)$ bo'lsin. Bu qiymatlar ma'lum bir xatolik bilan o'lchanganligi tufayli, ularni ham noravshan son sifatida qabul qilish mumkin.

Savol tug'iladi: obyekt $w_i, i = \overline{1, m}$ kritik holatlarning birontasida joylashib qolmaganmi? Birona ham kritik holatda joylashmasa, u holda uning holati normal deb olinadi. Shuningdek tizimning holatini bir zumda aniqlashga imkon beruvchi xatolikning maksimal darajasi qanday degan savolga ham javob berishga to'g'ri keladi.

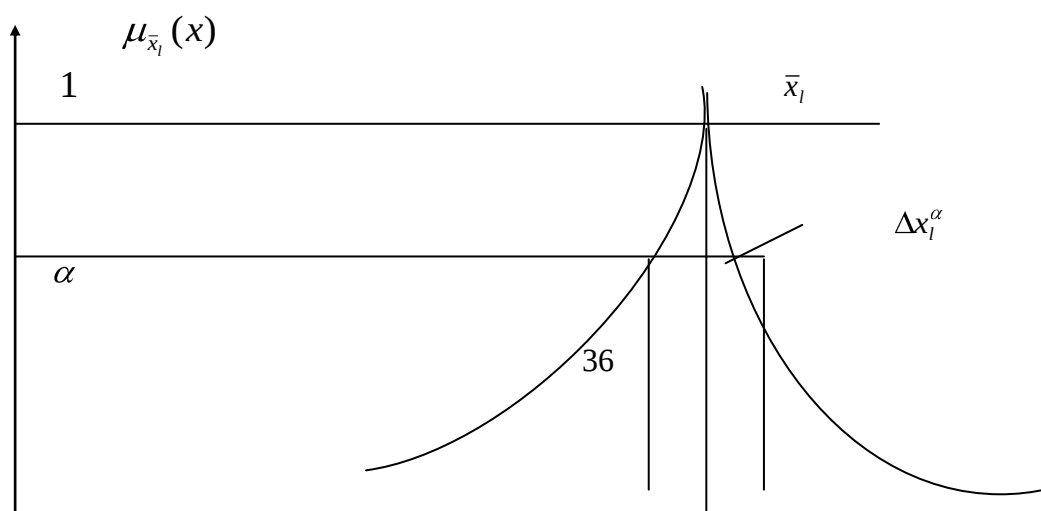
2.1.2. Tegishlilik funksiylarining shakllanishi va aniqlashtirilish masalasi

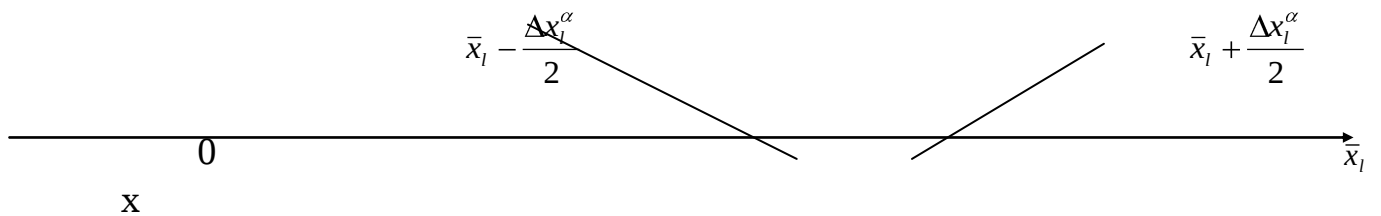
Omllarning aniq o'lchanmagan qiymatlari uchun tegishlilik funksiyalarini qurish, ushbu qiymatni har bir kritik holatning mos komponentiga kirishining noravshan munosabatini qurish usullarini, hamda tizim holatining aniqlashtirilish sharoiti bilan bog'liq masalalarni ko'rib chiqamiz.

Mavjud qiymatlarning noravshan oraliqlari kritik holatning har bir omiliga nisbatan avvaldan ma'lum deb olamiz. Ular ekspert tomonidan berilishi yoki statistik va boshqa tajribalarning baholari yordamida, xususan [7,8] da taklif etilgan apparat yordamida hosil qilinib olinishi mumkin.

Noravshan qiymatni joriy holatning axborot omiliga nisbatan o'rta qiymatlarni baholash orqali hosil qilib olish uslubiyatini ko'rib chiqamiz.

α darajali o'lchov aniqligida mavjud l qiymatlarga nisbatan $x = (x_1, \dots, x_n)$ axborotlashtiruvchi omillarning x_l vektor komponentalarini Δx_l^α bilan belgilaymiz. $\alpha = 1$ darajali o'lchov aniqligida mavjud xatolik nolga teng ya'ni $\Delta x_l^1 = 0$ bo'lsin. O'lchov aniqlik darajasining kamayishi bilan Δx_l^α xatolikning ortishi simmetrik bo'lsin. U holda $\bar{x}_l$ o'lchangan bahoga mos noravshan son simmetrik shaklda bo'ladi (2.1.2-rasm).





x

2.1.2-rasm. α aniqlik darajasida o'rta qiymat $\bar{x}_l$ ni baholash asosida $\tilde{x}_l$ omil noravshan qiymatining hosil bo'lishi

Bunday noravshan son quyidagi dekompozitsion ko'rinishga egadir:

$$\tilde{x}_l = \bigcup_{\alpha \in (0,1)} (\alpha, \tilde{x}_l^\alpha),$$

bu yerda $\tilde{x}_l^\alpha$ - α -darajali to'plam bo'lib, u quyidagicha aniqlanadi:

$$\tilde{x}_l^\alpha = [L_{\tilde{x}_l}(\alpha), R_{\tilde{x}_l}(\alpha)] = \left[\bar{x}_l - \frac{\Delta x_l^\alpha}{2}, \bar{x}_l + \frac{\Delta x_l^\alpha}{2} \right].$$

Endilikda $\tilde{x}$ noravshan holatning barcha axborot omillarining qiymatlarini hisobga olgan holda $\tilde{w}$ noravshan kritik oraliqqa kirganlik darajasini aniqlashning mexanizmini ko'rib chiqamiz.

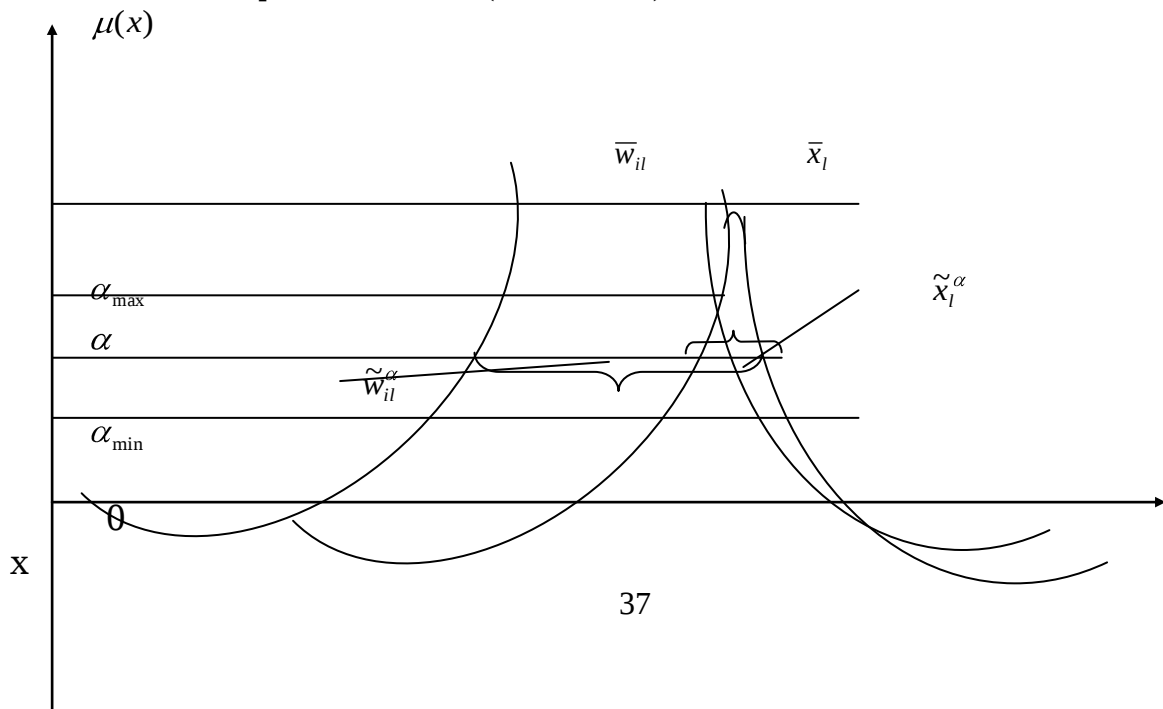
$$\|A\| = \max_{x,y \in A} |x - y|$$

(2.1.1)

belgilash kiritamiz, bu yerda A - ixtiyoriy to'plam, $|x - y|$ - x, y nuqtalar orasidagi masofa. α ning belgilangan qiymatida $\tilde{x}_l \subset \tilde{w}_{il}$, $l \in I_i$ munosabat bajarilishining noravshan darajasini

$$\mu_{\tilde{x}_l \subset \tilde{w}_{il}}(\alpha) = \frac{\|\tilde{w}_{il}^\alpha \cap \tilde{x}_l^\alpha\|}{\|\tilde{x}_l^\alpha\|}, l \in I_i \quad (2.1.2)$$

sifatida aniqlash mumkin (2.1.3-rasm).



2.1.3-rasm. $\mu_{\tilde{x}_l} \subset \bar{w}_{il}(\alpha)$ munosabatning bajarilish darajasini aniqlash

Bu yerda $\tilde{w}_{il}^\alpha$ va $\tilde{x}_l^\alpha$ - $\tilde{w}_{il}$ va $\tilde{x}_l$ noravshan sonlarning sodda α - darajali to'plamlaridir. U holda $\tilde{z} \subset \tilde{w}_i$ ning vektor tarzda bajarilishini

$$\mu_{\tilde{z} \subset \tilde{w}_i} = \min\{\mu_{\tilde{x}_l \subset \tilde{w}_{il}}(\alpha) \mid l \in I_i\} \quad (2.1.3)$$

ko'rinishda ifodalash mumkin.

2.1.2-rasmdan ko'rinish turibdiki, aniq $l \in I_i$ ga nisbatan $\alpha > \alpha_{\max}$ da $\tilde{x}_l^\alpha \subset \tilde{w}_{il}^\alpha$ munosabat bajarilmaydi, $\alpha < \alpha_{\min}$ da esa bajariladi. Lekin $\alpha \in [\alpha_{\min}, \alpha_{\max}]$ qiymatlarga nisbatan $\tilde{x}_l^\alpha \subset \tilde{w}_{il}^\alpha$ munosabat (2.1.2) dagi kabi qisman bajariladi.

[63] ga ko'ra $\tilde{x}_l \subset \tilde{w}_{il}$ munosabat bajarilish darajasining nuqtaviy qiymati sifatida

$$\mu_{\tilde{w}_{il}}(\tilde{x}_l) = \int_{\alpha_{\min}}^{\alpha_{\max}} \mu_{\tilde{x}_l \subset \tilde{w}_{il}}(\alpha) p(\alpha) d\alpha$$

(2.1.4)

formula bo'yicha o'rtacha ko'rinishga keltirilgan qiymatni qabul qilish mumkin, bu yerda $p(\alpha) \geq 0, \alpha \in [\alpha_{\min}, \alpha_{\max}]$ quyidagi xossani qanoatlantiruvchi darajalar ahamiyatining taqsimlanish zichligi funksiyasi :

$$\int_{\alpha_{\min}}^{\alpha_{\max}} p(\alpha) d\alpha = 1.$$

Xususan $p(\alpha) = \frac{1}{\alpha_{\max} - \alpha_{\min}}$ deb olinishi mumkin.

$p(\alpha)$ ni ushbu usulda ifodalash imkoni o'lchov aniqligi darajalarining bir xil imkoniyatda ekanligini anglatadi.

Tizimning holatini bir nechta axborot omillari majmui yordamida aniqlash masalasini ko'rib chiqamiz. Tizimning holatini aniqlashda har xil omillar turli xil ta'sir darajalariga ega bo'lishlari mumkin bo'lsin. Har bir axborot omilining ta'sir darajasi vazn koeffitsiyentlari yordamida hisobga olinishi mumkin. Ularni aniqlashning har xil usullari mavjud [65,92,140,141]. Quyida alohida axborot omillarning ta'sir koeffitsiyentini aniqlash maqsadida omillarning ahamiyatini juft-juftlab solishtirish mexanizmi qo'llaniladi. Har xil holatlarni aniqlashda bitta axborot omili turli xil ahamiyatlarga ega bo'lishi mumkinligi tufayli umumiy holda alohida olingan omil har xil kritik holatlarga nisbatan har xil vazn darajasida bo'lishlari mumkin. Aniq l omil bo'yicha $\mu_{\tilde{w}_{il}}(\tilde{x}_l)$ qiymat, ya'ni $\tilde{x}_l$ noravshan qiymatning $\tilde{w}_{il}$ noravshan oraliqqa tegishlilik darajasi (2.1.4) kabi aniqlanadi. U holda joriy holat $\tilde{x} = (\tilde{x}_1, \dots, \tilde{x}_n)$ ning $\tilde{w}_i, i = \overline{1, m}$ kritik oraliqqa tegishlilik darajasini

$$\mu_{\tilde{w}_i}(\tilde{x}) = \min_{l \in I_i} \mu_{\tilde{w}_{il}}(\tilde{x}_l),$$

(2.1.5)

$$\mu_{\tilde{w}_i}(\tilde{x}) = \prod_{l \in I_i} \mu_{\tilde{w}_{il}}^{\alpha_{il}}(\tilde{x}_l)$$

(2.1.6)
yoki

$$\mu_{\tilde{w}_i}(\tilde{x}) = \sum_{i \in I_i} \alpha_{il} \mu_{\tilde{w}_{il}}(\tilde{x}_l)$$

(2.1.7)

kabi aniqlash mumkin, bu yerda $\alpha_{il} \geq 0, i = \overline{1, m}, l \in I_i$ - alohida omillarning quyidagi normallashtirish shartini qanoatlantiruvchi vazn koeffitsiyentlari:

$$\sum_{l \in I_i} \alpha_{il} = 1, i = \overline{1, m}.$$

(2.1.5) formula noravshan to'plamlar kesishmasining klassik ta'rifi asosida keltirib chiqarilgan, (2.1.6) va (2.1.7) formulalar esa omillarning nisbiy vaznini hisobga olib, har bir axborot omilining qiymatiga nisbatan sezgirroqdir. (2.1.5)-(2.1.7) formulalar ichida bittasini tanlash berilgan modelning tuzilishiga bog'liq bo'ladi.

$\alpha_{il}, i = \overline{1, m}, l \in I_i$ vazn koeffitsiyentlarini aniqlashda juft-juftlab solishtirish usuli qo'llaniladi [140]. Buning uchun avvalo w_l kritik holatga nisbatan omillarning ahamiyatini juft-juftlab solishtirish matrisasi hosil qilinib olinadi:

$$R_l = \|r_{kj}\|_{k, j \in I_l},$$

bu yerda $r_{kj}, k, j \in I_l$ x_k axborot omili w_l kritik holatni baholashda x_j

axborot omiliga nisbatan necha barobar ahamiyatli ekanligini aniqlaydi. $R_i, i = \overline{1, m}$ matrisani to'ldirish uchun [65,140] da ko'rib chiqilgan munosabatlar shkalasidan foydalanamiz.

Juft-juftlab solishtirish matrisasi teskari simmetriya xossasiga egadir, ya'ni ixtiyoriy k, j lar uchun $r_{kj} = \frac{1}{r_{jk}}$ munosabat bajariladi.

Juft-juftlab solishtirish paytida solishtirilayotgan axborot omillarining qay biri ahamiyatliroq yoki kattaroq ahamiyatga ega degan savolga javob berish kerak.

$\alpha_{il}, i = \overline{1, m}, l \in I_i$ vazn koeffitsiyentlari R_i matrisaning normallangan bosh xususiy vektori ko'rinishida ifodalanadilar:

$$R_i \alpha_i = \lambda_{i \max} \alpha_i, i = \overline{1, m},$$

bu yerda $\lambda_{i \max}$ - R_i matrisaning maksimal xususiy qiymati.

Juft-juftlab solishtirishning R_i matrisasini to'ldirishga oid mulohazalarning bir jinsliliqi quyidagi formulalar orqali ifodalanuvchi bir jinslilik indeksi (BJI) yoki bir jinslilik munosabati (BJM) yordamida aniqlanadi:

$$BJI = \frac{\lambda_{i \max} - n_i}{n_i - 1}, \quad BJM = \frac{BJI}{M(BJI)},$$

bu yerda $n_i - I_i$ to'plam elementlarining soni, $M(BJI) - [140]$ da olingan tajribaviy ma'lumotlarga asoslanib, tasodifiy ravishda tuzilgan juft-jutlab solishtirish matrisasi bir jinslilik indeksining o'rtacha qiymati (matematik kutilma).

Chegaraviy qiymat sifatida $BJM \leq 0,10$ qabul qilinadi. Agar juft-jutlab solishtirish matrisasiga nisbatan $BJM > 0,10$ munosabat o'rinli bo'lsa, u holda bu matrisani to'ldirishda ekspert tomonidan yo'l qo'yilgan mulohazalarning mantig'idagi xatolik to'g'risida darak beradi, shuning uchun ekspertga matrisani qurish uchun ishlatilgan ma'lumotlarni qayta ko'rib chiqish taklif etiladi.

Qayd etilgan usulda hisoblab topilgan axborot omillarining ahamiyat koeffitsiyentlari joriy holatning $\tilde{w}_i, i = \overline{1, m}$ kritik holatlarlarning har biriga nisbatan tegishlilik darajasani aniqlash uchun (2.1.6) yoki (2.1.7) mezonlarida qo'llaniladi.

Murakkab tizimning joriy holatini bir nechta axborot omillarning xato qiymatlari bo'yicha aniqlashning quyidagi algoritmi taklif etiladi :

Har bir kritik holatga ta'sir qiluvchi axborot omillarining to'plami aniqlanadi. Har bir kritik holatga nisbatan juft-jutlab solishtirish matrisasi tuziladi va har bir kritik holatga nisbatan har bir axborot omilining nisbiy normallashtirilgan vazn koeffitsiyentlari hisoblab topiladi.

Axborot omillarining oxirgi vaqt $(t - \Delta t, t)$ oralig'idagi qiymati aniqlanadi va xatoliklarni iterasion muvozanatlash algoritmlarini [4,5] qo'llash yordamida har bir omilning o'zgarmas o'rta baholari hisoblab topiladi. Ushbu baholashlar asosida tizimning joriy holat axborot omillarining noravshan qiymatlari shakllanadi.

(2.1.5)-(2.1.6) formulalardan birining yordami bilan tizim holatining ma'lum kritik holatlarining har biriga nisbatan tegishlilik darajasi hisoblab topiladi.

Agar bu darajalarning hammasi oldindan berib qo'yilgan chegaraviy qiymatdan ortib ketmasa, tizimning holati hech bir kritik holatga kirmagan, ya'ni normal deb olinadi. Aks holda aniqlashtirilgan kritik holat sifatida kirganlik darajasining maksimal qiymatiga mos kritik holatni qabul qilinadi. Mazkur ishda ko'rilgan murakkab tizimlarning holatini aniqlashga qaratilgan yondashuv va o'lchov xatoligining darajasini aniqlash - noaniq axborot sharoitida masalani yechishning mavjud usullaridan biridir. Mavjud statistik usul bilan birgalikda u tizimning holatini har tomonlama va kafolatli baholashda va yanada asoslangan qarorlarni qabul qilishda ishlatilishi mumkin.

2.2. Statistik modelning parametrlarini noravshan muhitda baholash

Agar noravshan axborot berilgan bo'lsa, u holda tadqiqotchi b parametrlarning $S(b)$ xatoligini minimallashtirish bilan bir qatorda uning mavjud B to'plamga tegishlilik darajasi maksimal, ya'ni:

$$S(b) \rightarrow \min, \nu_B(b) \rightarrow \max \quad (2.2.1)$$

bo'ladigan bahoni topishi kerak.

[80] dagi 2 lemmaga ko'ra $\nu_B(b)$ ning musbatligi hisobiga (2.2.1) dagi ikkinchi mezonni $\ln \nu_B(b)$ bilan almashtirish mumkin.

Shunday qilib (2.2.1)

$$S(b) \rightarrow \min, \Psi(b) \rightarrow \min \quad (2.2.2)$$

masalaga ekvivalentdir.

Bunday masalaning afzal yechimlari (2.2.2) dagi bitta mezonni orttirmasdan turib, boshqa mezon bo'yicha yaxshilab bo'lmaydigan yechimlar hisoblanadi. Bunday yechimlar Pareto bo'yicha muqobil deyiladi.

$\Psi(t)$ funksiya qavariqdir. Agar $S(b)$ funksiya qavariq bo'lsa, bunday holatda Pareto bo'yicha muqobil yechimlar masalaning yechimi bo'ladi [26,74] :

$$L(b) = S(b) + r\Psi(b) \rightarrow \min . \quad (2.2.3)$$

Parametrlar jihatidan noxiziqli modellarda noravshan parametrlarning bahosini aniqlashtirib bo'lgandan so'ng, eng yaxshi regression model tanlanadi.

Agar $[T_H, T_B]$ ishonch oralig'idagi λ_{ij} bahoga +1 va -1 nuqta kirib, 0 nuqta kirmasa, solishtirilayotgan juftlikdagi j - yoki i -model obyektini qolgan raqobatlashuvchi modellarga nisbatan yaxshiroq tasvirlashi to'g'risidagi gipotezani qabul qilish darkor. Ikkita modelni ($m=2$) solishtirish paytida izlanish tugaydi,

chunki eng yaxshi regression model topilgan bo'ladi. $m > 2$ ta modelni solishtirishda izlanish i yoki j juftlikning ichida eng yaxshi modelni tanlash bilan tugatila olmaydi. Lekin modellar o'rtasidagi sezilarli farq i va j juftliklarning yomonini noo'rin model sifatida tashlab yuborish imkonini beradi.

Agar $[T_H, T_B]$ ishonch intervalidagi λ_{ij} bahoga 0 nuqta kirib, +1 va -1 nuqtalar kirmay qolsa, u holda modellar o'rtasidagi sezilarli farq to'g'risidagi gipotezalar o'z ma'nosini yo'qotadi. O'rganilayotgan obyekt ta'rifining sifati jihatidan i - va j -modellar o'rtasidagi farqning kichikligi to'g'risidagi gipotezani qabul qilish darkor. Ikkita modelni ($m=2$) solishtirish paytida tadqiqotni yakunlash mumkin. Tadqiqotchi solishtirilayotgan modellarning ixtiyoriy biridan foydalanishi, ya'ni soddalik yoki qulaylik jihatidan eng qulayini tanlashi mumkin. $m > 2$ ta modelni solishtirish paytida tadqiqot raqobatlashuvchi modellar o'rtasidagi farqning kichikligi to'g'risidagi gipotezalar xato modellarni tashlab yuborgandan so'ng qolgan barcha modellar juftligiga nisbatan ham o'rinli bo'lsagina tugatiladi.

Agar $[T_H, T_B]$ ishonch oralig'iga bir vaqtning o'zida 1; 0; +- nuqtalardan aqalli ikkitasi kirib qolsa raqobatlashuvchi modellar o'rtasidagi sezilarli farq, farqlarning kichikligi to'g'risidagi gipotezalarni yo'qotish kerak. Natija tanlovning yaqqolligi yakuniy qarorni qabul qilish uchun yetarli emasligi to'g'risida dalolat beradi. Boshlang'ich tanlovni optimal tarzda kengaytirish orqali tadqiqotni davom ettirish darkor [1,57,95].

Agar, hisob natijalarini qayta ishlab bo'lgandan so'ng sezilarli farqni ham, farqlarning kichik ekanligini ham bashorat tarzida aytib bo'lmaydigan, ko'pi bilan ikkita raqobatlashuvchi model mavjud bo'lsa, qo'shimcha hisoblashlar olib borishga to'g'ri keladi.

Mavjud sohada barcha raqobatlashuvchi modellar tomonidan bir xil darajada ta'riflanish ehtimoli kichik bo'lgan, ya'ni modellarning farqi to'g'risida maksimum axborotga ega bo'lgan nuqtani tanlash maqsadida hisoblashlar olib boriladi. Mavjud sohaning chegarasi boshqariluvchi omillarning o'zgarish oraliqlari bilan aniqlanadi.

Qo'yilgan maqsadga quyidagi funksiyani maksimallashtirish yo'li bilan erishilishi mumkin:

$$D = \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m W_{ij} \left\{ \frac{[f_i(\bar{x}_T, \bar{b}_i) - f_j(\bar{x}_T, \bar{b}_j)]^2 + \sigma_y^2 + \epsilon_i^2}{\sigma_y^2 + \epsilon_j^2} - 1 \right\}, \quad (2.2.4)$$

bu yerda

$$W_{ij} = (\epsilon_{ij} + 1)/2,$$

$$\tilde{\lambda}_{ij} = \text{sign} \epsilon_{ij} \cdot [\inf(1, |\epsilon_{ij}|)],$$

$$\epsilon_i^2 = \sigma_y^2 \bar{z}^T C_i^{-1} \bar{z},$$

T – transponerlash ishorasi;

$\bar{Z}$ - $\bar{x}_T$ nuqtaga mo'ljallangan i-modelning chiziq lashtirilgan o'zgaruvchilar vektori.

(2.2.4) funksiya $\bar{x}_T$ qo'shimcha nuqta koordinatalarining qiymatlari bo'yicha maksimallashtiriladi. максимизируется по значениям координат добавочной точки. U $\bar{x}_T$ koordinatali nuqtadagi raqobatlashuvchi modellar juftliklar ayirmasi yarmining o'lchallangan yig'indisidir. σ_y^2 dispersiya tadqiqot boshlanishidan oldin ma'lum yoki shu dispersiyaning mustaqil bahosi mavjud deb olinadi.

σ_y^2 baholash bo'lmaganida hisoblashlarda

$$D = \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{j=i+1}^m [f_i(\bar{x}_T, \bar{b}_i) - f_j(\bar{x}_T, \bar{b}_j)]^2 \quad (2.2.5)$$

funksiyadan foydalanish mumkin.

Bunda (2.2.4) ni qo'llashga nisbatan har bir qo'shimcha qadamda samaradorlik bo'yicha yo'qotishlar sodir bo'ladi.

$\bar{x}_T$ nuqtaning koordinatalari (2.2.4) yoki (2.2.5) ifodaning ko'p o'lchovli fazodagi ekstremumni topishning ixtiyoriy usuli, masalan o'lchovni almashtirish yoki kompleks-usul yordamida hisoblanadi. Ekstremumni qidirish paytida ko'p o'lchovli fazoning hisoblash sohasi bilan chegaralangan sohasi ko'rib chiqiladi

2.3. Statistik baholash masalalariga bayesli yondashuv

Noravshan joriy axborotli statistik baholash masalalariga bayesli yondashuvda parametrning baholari xavf-xatar funksiyasining minimumlik shartidan topiladilar [61,95]:

$$R(\Theta) = \int_{\Omega} W(\Theta(Y) - \bar{\Theta}) dF(Y) dG(\bar{\Theta}),$$

bu yerda W – yo'qotishlar funksiyasi;

$F(Y)$ – kuzatuv ehtimollarining taqsimot funksiyasi;

$G(\bar{\Theta})$ - baholanuvchi parametrlar ehtimollarining taqsimot funksiyasi;

Θ - parametrlarning bahosi;

Ω - integrallashuv sohasi.

$p(x | N, Z)$ taqsimot zichligi bilan tavsiflanuvchi klassik bir o'lchovli ehtimolli taqsimot berilgan bo'lsin, bu yerda Z - N o'lchovli taqsimot parametrlar vektori. Masalan, normal taqsimot $p(x | 2, r, \sigma^2)$ zichlikka ega bo'ladi, bu yerda r - taqsimotning birinchi boshlang'ich momenti, σ^2 – taqsimotning ikkinchi markaziy momenti.

Z taqsimotning parametrlari $[Z_1, Z_2]$ (N -o'lchovli parallelepiped) oraliqdagi ixtiyoriy qiymatlarni qabul qilsin. Bunday holatda $Z \in [Z_1, Z_2]$ parametrli klassik ehtimolli taqsimotning o'lchovsiz to'plamiga ega bo'lamiz.

$[Z_1, Z_2]$ parallelepipedda Z vektorining har bir parametri $[Z_1, Z_2]$ oraliqdagi u yoki bu qiymatini qabul qilish mumkinligiga asoslangan ko'p o'lchovli taqsimoti berilgan bo'lsin. Ehtimolliklar taqsimotini qurishda [69] da taklif etilgan sxemadan foydalanishimiz mumkin. Sxemaning mazmuni quyidagicha. Bizda 0 ($[Z_1, Z_2]$ oraliqning uchlarida) va 1 (Z parametrlarning Z_p qiymatlarni qabul qiluvchi chinlik funksiyasi) mavjud bo'lsin. U holda, chinlik funksiyasining birdan nolga qarab ma'lum qadamda kamayish darajasiga qarab, Z vektorining qiymatlar oralig'i Z_p dan boshlab, $[Z_1, Z_2]$ gacha parchalanib ketadi. Bunday parchalanishni amalga oshirib, biz birinchi yaqinlashishda (Z_1, Z_p, Z_2) uchburchaksimon noravshan sonlar sistemasi yordamida approksimatsiyalanadigan segmentli usulda berilgan noravshan sonlar majmuiga ega bo'lamiz. Aniqrog'i, chinlik funksiyasini ehtimollik pog'onalarining to'plami sifatida ishlatib, biz taqsimot parametrlarini mos tegishlilik darajalariga mo'ljallangan oraliqlar majmui ko'rinishida tiklashimiz mumkin. Bunda hosil qilingan parametrlar LR-ko'rinishidagi

tegishlilik funksiyasiga (unga uchburchaksimon taqsimot ham taalluqlidir) ega bo'ladilar.

Noravshan parametrli ehtimolli taqsimot zichligi - haqiqiy son o'qida aniqlangan hamda noravshan sonlar shaklidagi qiymatlarni qabul qiluvchi noravshan funksiyadir. Bunday qiymatlarni olishda zichlikning ushbu funksiyalarini parametrlarning noravshan sonlari oralig'i ustidan matematik amallarni bajarish [99] qoidasi bo'yicha hisoblashdan foydalanish mumkin.

Shuningdek taqsimot funksiyasini zichlik bo'yicha tiklab, yana segmentli usulda yumshoq integrallashtirish amalini aniqlash kerak.

Sonli cheklanishlar yordamida integrallashtirish natijasida biz noravshan songa ega bo'lamiz; noaniq integrallashtirish chiqishda noravshan funksiyani beradi. Xususan, [99] da aniq oraliqda LR-funksiya integrallanganda [91], integrallashtirish natijasi LR-ko'rinishdagi son bo'lishi ko'rsatilgan. Huddi shu singari usulda yumshoq differensiallash (taqsimot zichligini tegishlilik funksiyasiga ko'ra tiklash) ni ham aniqlash mumkin.

Shunday qilib, parametrlari noravshan son ko'rinishida bo'lgan ehtimolli taqsimot -o'ziga allaqachon tavsiyalar yaratib bo'lgan ta'riflar: klassik ehtimolli taqsimot va ehtimollarning parametrlar parallelepipedidagi taqsimotlarning kombinatsiyasi xolos. Agar ehtimolliklarning taqsimoti berilmagan bo'lsa, u holda parametrlarning barcha qiymatlari teng ehtimollikda bo'lib, biz oraliqdagi parametrli taqsimotlarga kelib qolamiz. Agar parametrlarning oraliqli parallelepiped bir nuqttagacha siqilsa, u holda ehtimolliklarning klassik taqsimoti o'rinli bo'ladi.

Noravshan parametrli ehtimolli taqsimotni berib, biz ikkita turdagi: a) tashqi dunyoning hodisalari bilan bog'liq (klassik ehtimolliklardan foydalaniladi) va b) ekspertning olingan ma'lumotlarni ehtimolli taqsimotlar bilan almashtirish imkoniyati bilan bog'liq noaniqlikni hisobga olishga intilamiz.

Statistik modellar chinlik funksiyasi munosabatining mezonini bo'yicha diskriminatsiyalanadi. Solishtirilayotgan modellar parametrlarning aprior taqsimotida quyidagi modelning parametrlari mezonlarining o'rta qiymati topiladi:

$$\lambda = \int \log \frac{f_1(y/\bar{\Theta}_1)}{f_2(y/\bar{\Theta}_2)} g_1(\bar{\Theta}_1) g_2(\bar{\Theta}_2) d\bar{\Theta}_1 d\bar{\Theta}_2 .$$

Bu yerda $f_j(y/\bar{\Theta}_j)$ - j -modelga nisbatan kuzatilayotgan y kattalik ehtimolining zichligi;

$g_j(\bar{\Theta}_j)$ - j -model parametrlar ehtimolining aprior zichligi ($j=1,2$).

Quyidagi yo'qotishlar kvadratik funksiyasida

$$W(\bar{\Theta} - \bar{\Theta}) = (\bar{\Theta} - \bar{\Theta})^T A(\bar{\Theta} - \bar{\Theta})$$

A -musbat yarim aniqlangan og'irliklar matrisasi bo'lib, uning muqobil nuqtaviy bayes bahosi aposterior o'rta qiymati

$$\bar{\Theta} = \frac{\int_{\Omega} \bar{\Theta} \cdot l(Y / \bar{\Theta}) dG(\bar{\Theta})}{\int_{\Omega} l(Y / \bar{\Theta}) dG(\bar{\Theta})}$$

bo'ladi.

Bu yerda $l(Y / \bar{\Theta})$ - kuzatilayotgan kattaliklar ehtimolining zichligi sifatida aniqlangan chinlik funksiyasi.

Model parametrlarining ishonchli bayes bahosi sifatida parametrlarning quyidagi ifoda bilan aniqlanuvchi ehtimolli qiymatlar sohasi xizmat qiladi:

$$\omega_{\alpha} = \{\bar{\Theta} : g(\bar{\Theta} / Y) > C_{\alpha}\},$$

bu yerda α - ahamiyat darajasi,

C_{α} - α ga bog'liq o'zgarmas,

$g(\bar{\Theta} / Y)$ - quyidagi ko'rinishda yozib olingan parametrlar ehtimolining aposterior zichligidir:

$$g(\bar{\Theta} / Y) = \frac{l(Y / \bar{\Theta}) g(\bar{\Theta})}{\int_{\Omega} l(Y / \bar{\Theta}) g(\bar{\Theta}) d\bar{\Theta}}.$$

$G(\bar{\Theta})$ parametrlar zichligining taqsimot funksiyasi va $g(\bar{\Theta})$ ehtimolning zichligi subyektiv yoki empirik bayes yondashuvlari nuqtai nazaridan kelib chiqqan holda aniqlanadilar.

Subyektiv bayesli yondashuvda parametrlar ehtimolining aprior zichligi tajribachining subyektiv bilimlaridan kelib chiqqan holda aniqlanadi. Agar parametrlarning qiymatlari to'g'risida hech qanday ma'lumot ma'lum bo'lmasa, parametrlar ehtimolining aprior zichligi keng chegarali aprior oraliqda to'g'ri deb olinadi.

Empirik bayesli yondashuvda parametrlar ehtimolining zichligi bir nechta obyektlarga nisbatan olingan tajribaviy ma'lumotlarni hisobga olgan holda topiladi. Ko'p o'lchovli parametr holida ehtimolning aprior zichlik parametri quyidagicha formula bo'yicha aniqlanadi:

$$\mathcal{G}(\bar{\Theta}) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T g(\bar{\Theta} / Y_j),$$

bu yerda T –kuzatilayotgan obyektlar soni,

$g(\bar{\Theta} / Y_j)$ - j -obyekt parametrlari ehtimolining aposterior zichligi quyidagi formula bo'yicha hisoblanadi:

$$g(\bar{\Theta} / Y_j) = \frac{l(Y_j / \bar{\Theta})\pi(\bar{\Theta})}{\int_{\Omega} l(Y_j / \bar{\Theta})\pi(\bar{\Theta})d\bar{\Theta}},$$

undagi $\pi(\bar{\Theta})$ - parametrlar ehtimolining subyektiv aprior zichligidir.

2.3.1. Bayesli nochiziqli baholashning hisoblash prosedurasini

Bayesli nochiziqli baholashning hisoblash prosedurasini ko'p sonli sodda amallardan tashkil topgandir. Bayesli baholashlarni hisoblash prosedurasining ustunligi uning ixtiyoriy ko'rinishdagi nochiziqli bir qiymatli regression modelga nisbatan ko'p o'lchovli integrallarni hisoblashda qo'llanilgan Monte-Karlo usuli

prosedurasining yaqinlashishi hisobiga yaqinlashish imkonidir. Bayesli usullarni qo'llash baholash aniqligini aprior axborotdan foydalanish hisobiga oshirish imkonini beradi [59,66].

Berilgan modellar to'plami ichidan chinlik mezoni bo'yicha juft-juftlab solishtirish yo'li bilan eng yaxshi modelni tanlash maqsadida ular diskriminatsiyalanadi (farqlanadi).

Modellarni diskriminatsiyalash maqsadida quyidagi formula bo'yicha hisoblanuvchi λ kattalikdan foydalaniladi:

$$\lambda = \log \left\{ \frac{f_1(y/\bar{\Theta}_1)}{f_2(y/\bar{\Theta}_2)} \right\},$$

bu yerda $f_j(y/\bar{\Theta}_j)$ - j -model ($j=1,2$) uchun Y kattalik ehtimolining zichligi.

$\bar{\Theta}_j$ - $\varphi(\bar{a}, \bar{x})$ regressiya funksiyalari parametrlari va kuzatuv xatoliklari ehtimollarining taqsimot funksiyalari parametrlarini o'z ichiga olgan modelning parametrlar vektori.

λ kattalikning ν -tartibli momentlari Monte-Karlo usulida quyidagi formula bo'yicha hisoblanadilar:

$$m_\nu = \frac{1}{N_\gamma} \sum_{i=1}^N \sum_{l=1}^T \left[\log \frac{f_1(y_i/\bar{\Theta}_1(l))}{f_2(y_i/\bar{\Theta}_2(l))} \right]^\nu \pi_1(\bar{\Theta}_1) \pi_2(\bar{\Theta}_2),$$

bu yerda N – kuzatuvlar soni;

γ -bitta kuzatuvga mos kelgan statistik tajribalar soni ($\gamma = 1 \div 10$);

$\bar{\Theta}_j(l)$ – ehtimolli (c_i, d_i), ($i=1,2,..., K_j$) tomonli Ω_Θ to'g'ri burchakli soha bo'yicha teng taqsimlangan tasodifiy sonlarning K_j o'lchovli vektoridir;

$\pi_j(\bar{\Theta}_j)$ - j -model parametrlar ehtimolining aprior zichligi. Tasodifiy sonlar kompyuterdagi standart dastur asosida generatsiyalanadi.

λ kattalikning markaziy momentlari quyidagi formula bo'yicha hisoblanadilar:

$$\mu_2 = m_2 - m_1^2;$$

$$\mu_3 = m_3 - 3m_1m_2 + 2m_1^3;$$

$$\mu_4 = m_4 - 4m_1m_3 + 6m_1^2m_2 - 3m_1^4.$$

Model parametrlari qiymatining aprior zichligi ma'lum bo'lmasa, u holda $\pi_j(\bar{\Theta}_j)$ yoki Ω_Θ sohadagi ehtimollikning tekis zichligi quyidagi ko'rinishda bo'ladi:

$$\pi_j(\bar{\Theta}_j) = \prod_{i=1}^{K_j} \frac{1}{(d_i - c_i)},$$

bunda $\Theta_{ij} \in (c_i, d_i)$.

Θ_{ij} - $\bar{\Theta}_j$ ning j - K_j o'lchovli vektorli parametrning i -komponentasi, yoki ehtimollikning normal zichligi quyidagi ko'rinishda beriladi:

$$\pi_j(\bar{\Theta}_j) = \prod_{i=1}^{K_j} \frac{1}{\sigma_{ij}\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_{j,i}^2}(\Theta_i - \Theta_{i0})^2\right\}.$$

Bu yerda $\bar{\Theta}_{j0} = \{\Theta_{j,1,0}, \dots, \Theta_{j,k,0}\}$ - Ω_Θ sohaning markaziy nuqtasi;

$\sigma_{j,i}$ - j - $\bar{\Theta}_j$ parametrdagi i -komponentaning o'zgarish oralig'iga taxminan teng bo'lgan o'rta kvadratik chetlanish ko'rinishida aniqlanadi.

Shuni qayd etish joizki, kuzatuvlar soni ortishi bilan $\pi(\bar{\Theta})$ ehtimollikning subyektiv aprior zichligini tanlash tajribaviy axborotlarni statistik qayta ishlash natijalariga uncha ta'sir qilmaydi.

2.3.2. Hisoblashlar o'tkazish

Tadqiqot obyekti sifatida paxtaning hosildorligi olinadi. Paxtaning hosildorligiga ta'sir etuvchi quyidagi omillar ajratib olinadi [58]:

x_1 - g'o'zaning ekish maydoni;

x_2 - ekishni boshlash davrini tanlashning baholash ballari soni;

x_3 - ekish va o'sib chiqish davrida g'o'zaning issiqlik bilan ta'minlanganligi;

x_4 - issiqlik bilan ta'minlanganlikning shartli ballardagi o'zgarishi;

x_5 - birinchi go'zalarning o'sib chiqquncha ketadigan harajatlar;

x_6 - paxtaning yig'ish davridagi temperaturaning o'zgarishi;

x_7 - havoning o'rtacha yillik nisbiy namligi.

Yuqorida qayd etilgan omillar yordamida paxta hosildorligining ko'p omilli matematik modeli qurilgan:

$$y = A_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2} x_3^{a_3} x_4^{a_4} x_5^{a_5} x_6^{a_6} x_7^{a_7}, \quad (2.3.1)$$

bu yerda y - paxtaning hosildorligi;

A_0 -hisobga olinmagan omillarning ta'sirini ko'rsatuvchi koeffitsiyent;

$a_1, a_2, \dots, a_7$ - omillarning ta'sir darajasini ko'rsatuvchi koeffitsiyentlar.

Hosildorlikning quyosh faoliyatiga bog'lik bo'lgan omillarga va vegetasion davrning uzunligiga nisbatan bog'liqligi ma'lum bo'lsa hosildorlikning matematik modelini qurish mumkin:

$$y = a_8 + a_9 b + (a_{10} + a_{11} \sin \frac{2\pi}{50} (t - 6) + \sum_{p=2}^7 A_p \sin \frac{2\pi}{90 - M_p} (t - K_p)). \quad (2.3.2)$$

Chiquvchi kattalikni kuzatishdagi xatolik mustaqil additiv va normal taqsimlangan noravshan kattalik hisoblanadi.

Chinlik funksiyasining bunday holatdagi ko'rinishi quyidagicha bo'ladi:

$$l(Y / \Theta) = \frac{1}{(\sigma_\varepsilon \sqrt{2\pi})^N} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} \sum_{i=1}^N (y_i - \xi_i)^2 \right\},$$

bu yerda N - mustaqil kuzatishlar soni,

σ_ε^2 - kuzatuv xatoligining dispersiyasi,

ξ_i - regressiya funksiyasining i -vaqt momentiga nisbatan (2.3.1) yoki (2.3.2) tenglama bo'yicha hisoblangan qiymatidir.

(2.3.1), (2.3.2) tenglamalar bilan ta'riflanuvchi g'o'za hosildorligining ikkita modeli ichidan eng yaxshisini tanlash uchun paxta hosildorligining tajribaviy egri chiziqlari bo'yicha modellarning diskriminatsiyasi o'tkazilgan. Parametrlarni oldindan baholash va chinlik funksiyasini tahlil qilish solishtirilayotgan modellar

parametrlari ehtimolligining aprior zichligi $(a_i'; a_i'')$ aprior oraliqlarda tekis deb olinishi mumkin. a_i - noravshan qism to'plamlar shaklida ta'riflangan, ya'ni mos qism to'plamlarning tegishlilik funksiyalari ko'rinishida berilgan:

$$a_i = \langle \mu_{a_i}, (a_i', a_i'') \rangle,$$

bu yerda

$$\mu_{a_1} = e^{-11250(x-0,77)^2},$$

$$(a_1'; a_1'') = (0,75; 0,79),$$

$$\mu_{a_2} = e^{-1125000(x-0,097)^2},$$

$$(a_2'; a_2'') = (0,095; 0,099),$$

$$\mu_{a_3} = e^{-20000(x-0,365)^2},$$

$$(a_3'; a_3'') = (0,350; 0,380),$$

$$\mu_{a_4} = e^{-11250(x+0,76)^2},$$

$$(a_4'; a_4'') = (-0,78; -0,74),$$

$$\mu_{a_5} = e^{-11250(x-0,42)^2},$$

$$(a_5'; a_5'') = (0,40; 0,44),$$

$$\mu_{a_6} = e^{-11250(x-0,22)^2},$$

$$(a_6'; a_6'') = (0,20; 0,24),$$

$$\mu_{a_7} = e^{-45000000(x+0,002)^2},$$

$$(a_7'; a_7'') = (-0,003; -0,001),$$

$$\mu_{a_8} = e^{-\frac{1800(x-1,685)^2}{289}},$$

$$(a_8'; a_8'') = (1,60; 1,77),$$

$$\mu_{a_9} = e^{-4500000(x-0,998)^2},$$

$$(a_9'; a_9'') = (0,997; 0,999),$$

$$\mu_{a_{10}} = e^{-\frac{1800(x-24,35)^2}{49}},$$

$$(a_{10}'; a_{10}'') = (24,00; 24,70),$$

$$\mu_{a_{11}} = e^{-\frac{1800(x-4,895)^2}{261}},$$

$$(a_{11}'; a_{11}'') = (4,80; 4,99).$$

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^N \lambda_i}{\sqrt{N_{\mu_2}}}$$

formula bo'yicha hisoblangan diskriminatsiya jarayoni $z > z_2$; $z < z_1$ shartlardan biri bajarilsa tugatiladi .

Birinchi shart bajarilsa birinchi model, aks holda ikkinchi model qabul qilinadi.

$z_1 \leq z \leq z_2$ tengsizlik o'rinli bo'lsa diskriminatsiya jarayoni davom ettiriladi. "Modellarni diskriminatsiyalash" dasturi bo'yicha hisoblash ma'lumotlari qayta ishlangan. Bir necha tajribaviy ma'lumotlarni diskriminatsiyalash natijalarining ko'rsatishicha, paxtaning hosildorligi (2.3.2) ko'rinishda berilgan ikkinchi model tomonidan aniqroq ta'riflanadi.

G'o'za hosildorligining eng yaxshi nochiziqli regression modelini tanlash uslubiyatini qo'llashga misol.

Ishning maqsadi - diskriminatsiyalovchi tajribalarni ketma-ket boshqarish proseduralari va raqobatlashuvchi modellarning majmuidan eng yaxshi regression modelni tanlash usuliga ta'rif berish, hamda matematik modelni qurish maqsadida g'ozaning hosildorligini hisoblashni tashkil etishdagi zaruriy amallarni aniqlashdan iboratdir. Ishda parametrlarning baholarini qanoatlantiruvchi boshlang'ich baholarda shu parametrlarga nisbatan nochiziqli modellarni aniqlashdagi asosiy amallar ko'rib chiqilgan.

Hisoblash ma'lumotlari kompyuterda nochiziqli modellarni diskriminatsiyalash dasturi bo'yicha qayta ishlangan.

Hosildorlikning omillarga bog'lanishi quyidagi formulalar bo'yicha ta'riflanadi [61]:

$$1) \quad y_i = \frac{A_{\xi} x_i^2}{1 + B_{\xi} x_i + x_i^2 (C_{\xi} + \sum_{j=1}^m D_j x_j + \sum_{j=1}^m E_j x_j^2)^{j \neq i}} ;$$

$$2) \quad y = b_0 \left(1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m e^{b_i x_i} \right);$$

$$3) \quad y = b_0 \left(1 - e^{-\sum_{i=1}^m b_i x_i} \right);$$

$$4) \quad y = \left(b_0 + \sum_{i=1}^m c_i x_i \right) \left(e^{\sum_{i=2}^m b_i x_i} \right).$$

Barcha modellar eng kichik kvadratlar usulida aniqlashtirilgan. b_H parametrlarning boshlang'ich baholashlari va $j = 1 \div 4$ da raqobatlashuvchi modellar kvadratlarining qoldiqli yig'indilari , hamda b_y parametrlarning

aniqlashtirilgan baholari oldidagi $S_j^2(b_H)$ ko'effitsiyentlari 2.3.1-jadvalda keltirilgan.

2.3.1-jadval

Modelning raqami j	$S_j^2(b_H)$	$S_j^2(b_H)$
1	167.04	108.2
2	1177	624
3	4527.9	277
4	167	136.7

Bunda modellar λ ko'effitsiyentlarning baholarini va shu baholardagi T_H va T_B ishonch chegaralarini hisoblagan holda juft-juftlab solishtiriladi. Ko'effitsiyentlarning baholari 2.3.2-jadvalda keltirilgan.

2.3.2-jadval

j	j'		
	1	2	3
2	+0.962		
3	+0.687	-0.748	
4	+0.444	-0.856	-0.108

λ baholashga nisbatan ishonch oraliqlarining yuqori va quyi chegaralari 2.3.3-jadvalda keltirilgan.

2.3.3-jadval

j	j'		
	1	2	3
2	+0.712 ÷ 1.212		
3	+0.268 ÷ 1.100	-1.034 ÷ -0.462	
4	-0.052 ÷ 0.94	-1.334 ÷ -0.378	-0.780 ÷ 0.364

2.3.2 va 2.3.3 jadvallarning tahlili 1 model teng muvozanatli taqsimotni 2 va 3 modellarga nisbatan yaxshiroq ifodalashini ko'rsatdi, demak bu modellarni kelgusi tahlildan chetlatish mumkin. 3 modelning 2 modelga nisbatan yaxshiroq ekanligi to'g'risidagi omil ta'rifning sifatiga ko'ra 4 modeldan farq qilmaydi va hosil bo'lgan xulosani o'zgartira olmaydi. Shunday qilib, boshlang'ich hisob natijalarini tahlil qilib bo'lgandan so'ng, 1 va 4 modellar o'rtasidagi munosabat noayon bo'lib qolaveradi. Shu modellar ichida eng yaxshisini tanlash uchun qo'shimcha hisoblashlar o'tkazish kerak.

Hisoblash

$$D = \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{j=i+1}^m [f_i(\bar{X}_T, \bar{b}_i) - f_j(\bar{X}_T, \bar{b}_j)]^2$$

mezonga ko'ra olib boriladi, bu yerda $m=2$, indekslar esa $i=1; j=4$ qiymatlar qabul qilgan; qabul qilingan raqamlashtirishga ko'ra

$$D = [f_1(\bar{X}, \bar{b}) - f_4(\bar{X}, \bar{b})]^2.$$

Qo'shimcha tajribalarni o'tkazib bo'lgandan so'ng raqobatlashuvchi modellarning baholari nochiziqli eng kichik kvadratlar usulida qaytadan aniqlashtirildi. Raqobatlashuvchi modellar kvadratlarining qoldiq yig'indilari 2.3.4-jadvalda keltirilgan.

2.3.4-jadval

J modelning raqami	$S_j^2(b_H)$	$S_j^2(b_H)$
1	8286760.0	492.0
4	1177767.2	180.9

Parametrlar baholarini takroran aniqlashtirgandan so'ng modellarni solishtirish quyidagi xulosalarni chiqarishga imkon yaratdi:

- 4-model teng muvozanatli taqsimotni 1 modelga nisbatan yaxshiroq ta'riflaydi ($\lambda = -0,78$), chunki $\lambda < 0$;
- Bunday farqni hisobga olish kerak, chunki $(-1,024; -0,524)$ ishonch oralig'i -1 nuqtani qamrab, 0 nuqtani qamramaydi.

Shunday qilib, o'tkazilgan tadqiqotlar natijasiga ko'ra tuzilmasi ko'p komponentali tizimdagi teng muvozanatli taqsimotga juda ham mos bo'lgan to'rtinchi model tanlandi. Eng yaxshi modelning parametrlari noravshan qism to'plamlar ko'rinishida ta'riflangan, ya'ni mos qism to'plamlarning tegishlilik funksiyalari berilgan:

$$b_i = \langle \mu_{b_i}, (b_i', b_i'') \rangle \text{ va } c_i = \langle \mu_{c_i}, (c_i', c_i'') \rangle.$$

Bu yerda:

$$\mu_{b_0} = e^{-62,5(x-7,3)^2};$$

$$(b_0', b_0'') = (7,1; 7,5);$$

$$\mu_{b_1} = e^{-5 \cdot 10^{11}(x-0,000054)^2};$$

$$(b_1', b_1'') = (-0,000057; -0,000051);$$

$\mu_{c_1} = e^{-5 \cdot 10^5 (x+1,756)^2};$	$(c_1', c_1'') = (-1,759; -1,753);$
$\mu_{b_2} = e^{-1,125 \cdot 10^{12} (x+0,000942)^2};$	$(b_2', b_2'') = (-0,000944; -0,000940);$
$\mu_{c_2} = e^{-1,25 \cdot 10^6 (x-0,959)^2};$	$(c_2', c_2'') = (0,957; 0,961);$
$\mu_{b_3} = e^{-4,5 \cdot 10^{12} (x+0,0000133)^2};$	$(b_3', b_3'') = (-0,0000137; -0,0000129);$
$\mu_{c_3} = e^{-5 \cdot 10^5 (x+1,514)^2};$	$(c_3', c_3'') = (-1,517; -1,511);$
$\mu_{b_4} = e^{-1,125 \cdot 10^{10} (x-0,00055)^2};$	$(b_4', b_4'') = (0,000530; 0,00057);$
$\mu_{c_4} = e^{-2,8 \cdot 10^3 (x-3,684)^2};$	$(c_4', c_4'') = (3,680; 3,688);$
$\mu_{b_5} = e^{-0,5 \cdot 10^{12} (x+0,000526)^2};$	$(b_5', b_5'') = (-0,000529; -0,000523);$
$\mu_{c_5} = e^{-2,8 \cdot 10^3 (x-0,144)^2};$	$(c_5', c_5'') = (0,140; 0,148);$
$\mu_{b_6} = e^{-0,5 \cdot 10^{12} (x+0,000246)^2};$	$(b_6', b_6'') = (-0,000249; -0,000243);$
$\mu_{c_6} = e^{-1,125 \cdot 10^4 (x+10,37)^2};$	$(c_6', c_6'') = (-10,39; -10,35);$
$\mu_{b_7} = e^{-1,25 \cdot 10^{11} (x+0,000421)^2};$	$(b_7', b_7'') = (-0,000427; -0,000415);$
$\mu_{c_7} = e^{-5 \cdot 10^5 (x+3,214)^2};$	$(c_7', c_7'') = (-3,217; -3,211).$

Bayesli usullar fan va texnikaning turli xil sohalarida o'rganilayotgan obyektlar statistik modellarining parametrlarini tajribaviy baholash uchun muvaffaqiyatli qo'llanilishi mumkin.

3-bob. NORAVSHAN MUHITDA STATISTIK MODELLARNI QO'LLASH USLUBIYATI

3.1. Statistik modellarni qo'llash algoritmi

Tadqiqotni boshlashdan avval quyidagi jarayonni amalga oshirish lozim [7,77]:

- Omillar to'plami ichidan boshqariluvchilarini, ya'ni ixtiyoriy bosqichda mustaqil ravishda o'zgartirish mumkin bo'lganlarini tanlash;
- Obyektning ta'riflanuvchi o'zgaruvchilariga ta'sir ko'rsatadigan omillarni, ya'ni raqobatlashuvchi modellarning kamida bittasida bor bo'lgan omillarni aniqlash;
- Agar boshqarilmaydigan omillar ichida ta'riflanuvchi o'zgaruvchiga sezilarli darajada ta'sir etuvchi omillar bo'lsa, qayd etilgan omillarni boshqariladigan qilib qo'yish;
- Boshqariluvchi omillarning o'zgarish oraliqlarini aniqlash.

Tadqiqot quyidagi amallar ketma-ketligidan tuzilgandir:

a) boshlang'ich tanlovni shakllantirish;

b) modellarning nochiziqli parametrlarini aniqlash.

✓ Nochiziqli parametrlarning bahosi eng kichik kvadratlar usulida aniqlashtiriladi. Parametrlarning bahosi barcha raqobatlashuvchi modellar uchun bir xil sharoitda aniqlashtirilishi kerak. Regression modellarni solishtirish uchun birinchi navbatda barcha raqobatlashuvchi modellarga nisbatan yetarli darajada yaxshi baholarni topish kerak.

✓ Quyidagi to'plamlarning $\mu^k(Y), \eta^k(x)$ va $\nu^k(b)$ tegishlilik funksiyalarini hisoblash [44,148,154]:

$$Y = \sum_{k=1}^q \overline{Y^k} \mu^k / \sum_{r=1}^q \mu^r, \quad x = \sum_{k=1}^q \overline{x^k} \eta^k / \sum_{r=1}^q \eta^r, \quad b = \sum_{k=1}^q \overline{b^k} \nu^k / \sum_{r=1}^q \nu^r.$$

✓ Tadqiqotchi parametрни qoniqarli boshlang'ich baholarga ega deb oladi, bu esa, o'z navbatida, nochiziqli baholash usullarining kvadratlarning qoldiq yig'indisi minimumi borasida parametrlarning eng yaxshi baholariga yaqinlashishini ta'minlaydi.

✓ Parametrlar bo'yicha nochiziqli bo'lgan regression modellar chiziq lashtiriladi. Buning uchun quyidagi parametrlarning boshlang'ich baholari nuqtasida modelning barcha parametrlar bo'yicha olingan xususiy hosilalarini ifodalovchi z_{il} yangi o'zgaruvchilar kiritiladi:

$$z_{il} = \left. \frac{\partial f_j(\bar{x}_l, \bar{b}_j)}{\partial b_i} \right|_{\bar{b}_j^0},$$

bu yerda $f_j(\bar{x}_l, \bar{b}_j)$ -j-matematik model tuzilmasining ta'rif;

b_i^0 - i-parametrning boshlang'ich bahosi;

$\bar{b}_j$ - j-model parametrlarining vektori:

$j = 1, 2, \dots, m; i = 1, 2, \dots, k_j; l = 1, 2, \dots, N_l$;

m – raqobatlashuvchi modellar soni;

k_j - j-modelning parametrlar soni.

Chiziqlashtirilgan model quyidagi ko'rinishda ifodalanadi:

$$\tilde{f}_j(\bar{x}_l, \bar{b}_j) = f_{jl}^0 + \sum_{i=1}^{k_j} (b_i - b_i^0) z_{il},$$

bu yerda $f_{jl}^0 = f_j(\bar{x}_l, \bar{b}_j^0)$,

$\bar{b}_j^0$ - j-model parametrlarining boshlang'ich baholar vektori.

✓ j-chiziqlashtirilgan matematik modelning C_j axborotli matrisasi hisoblanib, uning elementlari

$$C_{i,p} = \sum_{l=1}^n z_{il} z_{pl}$$

bo'ladi, bu yerda $i, p = 1, 2, \dots, k_j$.

✓ j-matematik model kvadratlarining qoldiq yig'indisi hisoblanadi:

$$S^2(\bar{b}_j) = \sum_{l=1}^N [y_l - f_j(\bar{x}_l, \bar{b}_j)]^2,$$

bu yerda $j = 1, 2, \dots, m; \bar{b}_j = \bar{b}_j^0$.

✓ Kvadratlarning qoldiq yig'indisi antigradienti z_l vektorining chiziqlashtirilgan fazosi koordinatalari bo'yicha komponentalar hisoblanadi:

$$g_l = \sum_{i=1}^N [y_l - f_j(\bar{x}_l, \bar{b}_j^0)] z_{li},$$

bu yerda $l = 1, 2, \dots, k_j; j = 1, 2, \dots, m$.

✓ C_j axborotli matrisa akslantiriladi. C_j^{-1} teskari matrisa $\mu_{ip}; i, p = 1, 2, \dots, k_j$ elementlardan iborat.

✓ Baholarning o'zgarish vektorining $\Delta \bar{b}$ komponentalari hisoblanadi:

$$\Delta \bar{b}_i = \sum_{p=1}^{k_j} \mu_{ip} g_p,$$

bu yerda $i = 1, 2, \dots, k_j$.

$S^2(\bar{b}_j)$ kvadratik formaning parametrlarning baholar fazosidagi ekstremumi yo'nalishi $\Delta \bar{b}$ vektor tomonidan aniqlanadigan to'g'ri chiziqda joylashgan. Ushbu faraz $S^2(\bar{b}_j)$ ifoda bilan berilgan sirt $\bar{b}_j$ parametrlarning baholar fazosida parabolik shaklda bo'lsagina bajariladi, aks holda $\Delta \bar{b}$ yo'nalishda siljish

natijasida ekstremumning ma'lum bir qismigagina erishish mumkin [94,124].

$$S^2(\bar{b}_{joon}) < S^2(\bar{b}_j^*)$$

parametrlar bahosidan tuzilgan $f_j(\bar{X}, \bar{b}_{joon})$ model bilan bog'liq kvadratlarning qoldiq yig'indisi har qanday

$$\bar{b}_{joon} = \bar{b}_j^0 + \gamma \Delta b$$

dan kichik bo'ladigan γ ko'paytuvchining optimal qiymati qidiriladi,

$$S^2(\bar{b}_{joon}) < S^2(\bar{b}_j^*),$$

bu yerda

$$\bar{b}_j^* = \bar{b}_j^0 + \varphi \Delta \bar{b},$$

φ -ixtiyoriy ko'paytuvchi va $\varphi \neq \gamma$.

Qidiruv muqobillashtirishning ixtiyoriy bir o'lchovli usuli: kvadratik approksimatsiya yoki Fibonachchi sonlari usuli bo'yicha o'tkaziladi. To'xtalish shartining bajarilishi tekshiriladi:

$$\frac{S^2(\bar{b}_j^0) - S^2(\bar{b}_{joon})}{S^2(\bar{b}_j^0)} < \delta,$$

δ kattalikni $\delta = 10^{-5} - 10^{-6}$ deb olish darkor.

Baholashning keyingi qadamida tajribaning natijalar modelini bashoratlash aniqligi bir oz yaxshilangan bo'lsa, tugallangan deb olinadi.

Agar ushbu shart bajarilmasa, u holda topilgan $\bar{b}_{joon}$ baholashlar yetarlicha aniqlikka ega bo'lmaydilar. Baholarni aniqlashtirishni yuqorida qayd etilgan amallarni takrorlash orqali davom ettirish mumkin, jumladan boshlang'ich $\bar{b}_j^0$ baholar sifatida baholashning oldingi qadamida olingan baholardan $\bar{b}_{joon}$ foydalaniladi.

✓ Aniqlashtirilgan baholi parametrlardan tashkil topgan modelning qoldiq dispersiyasi hisoblanadi:

$$\varphi_{joon}^2 = \frac{S^2(\bar{b}_{joon})}{N - k_j}.$$

✓ C_j^{-1} baholarning kovariasion matrisasi hisoblanadi. Matrisa elementlarining ko'rinishi quyidagicha:

$$\mu_{ip}^j = \mu_{ip}^j \cdot \varphi_{joon}^2,$$

bu yerda $i, p = 1, 2, \dots, k_j; j = 1, 2, \dots, m$.

3.1.1. Raqobatlashuvchi modellar ichida tadqiqot obyektining eng yaxshi

regression modelini tanlash

Eng yaxshi regression model quyidagi tartibda tanlanadi [127,147,155]:

A) barcha raqobatlashuvchi modellarning parametrlari aniqlashtiriladi;

B) modellar mavjud tanlovlar bo'yicha ajratib olinadi; modellar sezilarli darajada farq qilsa, eng yaxshi model tanlanadi;

C) tanlov koordinatasi $\bar{X}$ omillarning bosqichini ifodalovchi nuqta bilan to'ldiriladi; mos murojaat tadqiqot o'tkazilayotgan obyekt ustida tajriba o'tkazish natijasida olinadi; A bo'limga o'tiladi.

Raqobatlashuvchi modellarni mavjud tanlov bo'yicha diskriminatsiyalash.

- Modellarni diskriminatsiyalash ularni juft-juftlab solishtirish yo'li bilan o'tkaziladi. Model obyektning holatini qolganlariga nisbatan yaxshiroq ta'riflasa, to'g'ri deb hisoblanadi. Solishtirilayotgan modellar ichida ko'rilayotgan model obyektning holatini ancha yomonroq ta'riflasa xato deb hisoblanadi.

- i - va j -modellar farqining ahamiyati quyidagi usulda tekshiriladi. Yangi o'zgaruvchilar kiritiladi:

$$y^* = 2y - f_i(\bar{X}, \bar{b}_i) - f_j(\bar{X}, \bar{b}_j);$$

$$x^* = f_i(\bar{X}, \bar{b}_i) - f_j(\bar{X}, \bar{b}_j).$$

- Regressiya tenglamasidagi $\mathcal{E}_{ij}$ koeffitsiyentning bahosi

$$y^* = \lambda_{ij} x^*$$

quyidagi formula bo'yicha hisoblanadi:

$$\mathcal{E}_{ij} = \frac{\sum_{l=1}^N y_l^* x_l^*}{\sum_{l=1}^N (x_l^*)^2}.$$

- Ishonch oralig'i chegaralari koeffitsiyent bahosiga nisbatan taqsimlanadi:

$$T_H = \mathcal{E}_{ij} - t_{kp} \sqrt{\frac{\sum_{l=1}^N (y_l^* - \mathcal{E}_{ij} x_l^*)^2}{\gamma \sum_{l=1}^N (x_l^*)^2}}; \quad T_\Theta = \mathcal{E}_{ij} + t_{kp} \sqrt{\frac{\sum_{l=1}^N (y_l^* - \mathcal{E}_{ij} x_l^*)^2}{\gamma \sum_{l=1}^N (x_l^*)^2}}.$$

Bu yerda γ erkinlik darajalari soni bo'lib, u quyidagi formula bo'yicha hisoblanadi:

$$\gamma = N - k,$$

$$k = \inf\{k_i, k_j\}.$$

t_{kp} - γ erkinlik darajalari va α ahamiyat darajasida Styudentning t -mezoni.

t -mezonning ahamiyat darajasi tadqiqotchi tomonidan diskriminatsiya natijalarining ishonchliligi to'g'risidagi mulohazalariga asoslangan holda

tanlanadi. U tekshirilayotgan gipoteza to'g'ri bo'lsa, xato qarorning qabul qilinish ehtimolini aniqlaydi. Texnik masalalarni yechishda ahamiyat darajasini $\alpha = 0,05$ deb olishga kelishilgan.

3.1.2. Model parametrlarining ishonchli bayesli bahosini olish

Funksiya qiymatlarining

$$\psi(\bar{\Theta}) = \ln\{l(Y / \bar{\Theta})\pi(\bar{\Theta})\}$$

o'zgarish oralig'i $m(m=10 \div 20)$ ta yarim kesmaga bo'linadi:

$$\Delta_j = (\psi_{j-1}, \psi_{j-1} + \Delta\psi_j),$$

$$j=1,2,\dots,m.$$

Ψ funksiya qiymatlarining Δ_j yarim kesmada bo'lib qolish ehtimoli hisoblanadi :

$$P_j = \frac{\sum_{l=1}^{n_j} l(Y / \bar{\Theta}[l])\pi(\bar{\Theta}[l])}{\sum_{S=1}^M l(Y / \bar{\Theta}[S])\pi(\bar{\Theta}[S])},$$

bu yerda $\bar{\Theta}[S] - \Omega_{\Theta}$ sohadagi teng taqsimlangan tasodifiy sonlar;

n_j - Ψ funksiyasining qiymatlari Δ_j yarim kesmada bo'lgan tasodifiy sonlar miqdori;

M –Monte-Karlo usuli bo'yicha o'tkazilgan statistik tadqiqotlarning umumiy soni.

Kumulyativ funksiyaning qiymatlari hisoblanadi:

$$F_j = F_{j-1} + P_j,$$

$$F_0 = 0.$$

C parametrning qiymati interpolatsion formula bo'yicha hisoblanadi:

$$C = \frac{(\alpha - F_{j-1})(\psi_j - \psi_{j-1})}{P_j} + \psi_{j-1},$$

bu yerda α - berilgan ahamiyat darajasi ($\alpha = 0,1 \div 0,01$),

$\psi_j - \psi$ funksiyaning Δ_j yarim kesmaning birinchi uchidagi qiymati,

$j - F_j \geq \alpha$ bo'ladigan tartib raqami.

Regression model parametrlarining ishonchli bayes bahosi bo'lib baholanuvchi parametrning ehtimoli katta qiymatlar oralig'i xizmat qiladi:

$$\omega_{\alpha} = \{\bar{\Theta} : \psi > C\}.$$

3.1.3. Regressiya funksiyasining ishonchli oraliqli bayes bahosini topish

$\bar{X}$ ning belgilangan qiymatida $\varphi(\bar{a}, \bar{X})$ regressiya funksiyasining o'zgarish oralig'i $r(r=10 \div 20)$ ta yarim kesmalarga ajraladi:

$$\Delta_j = (\varphi_j, \varphi_j + \Delta\varphi_j), j = 1, \dots, r.$$

$\varphi(\cdot)$ funksiya qiymatlarining Δ_j yarim kesmaga tushib qolish ehtimoli:

$$P_j = \frac{\sum_{m=1}^{n_j} l(Y / \bar{\Theta}[m]) \pi(\bar{\Theta}[m])}{\sum_{S=1}^M l(Y / \bar{\Theta}[S]) \pi(\bar{\Theta}[S])},$$

bu yerda $\bar{\Theta}[S]$ - Ω_{Θ} sohada tekis taqsimlangan tasodifiy sonlar;

n_j - $\varphi(\cdot)$ funksiyalarining qiymati Δ_j yarim kesmada bo'lgan tasodifiy sonlar miqdori;

M – statistik tadqiqotlarning umumiy soni.

Kumulyativ funksiyaning qiymatlari hisoblanadi:

$$F_j = F_{j-1} + P_j,$$

$$F_0 = 0.$$

Regressiya funksiyasining ishonchli bayes bahosi bo'lib $(y'_{\alpha}, y''_{\alpha})$ oraliq xizmat qiladi, uning chegaralari chiziqli interpolatsiyaning quyidagi formulalari bo'yicha hisoblanadi:

$$y'_{\alpha} = \varphi_{j-1} + \frac{(0,5\alpha - F_{j-1})(\varphi_j - \varphi_{j-1})}{P_j}; y''_{\alpha} = \varphi_{k-1} + \frac{(1 - 0,5\alpha - F_{k-1})(\varphi_k - \varphi_{k-1})}{P_k},$$

bu yerda α - berilgan ahamiyat darajasi, j – shunday tartib raqamki,

$$F_{j-1} < 0,5\alpha, F_j \geq 0,5\alpha$$

bo'ladi,

k – shunday sonki

$$F_{k-1} < 1 - 0,5\alpha, F_k \geq 1 - 0,5\alpha.$$

3.1.4. Baholash natijalarini statistik tahlil etish

Baholash natijalarining statistik tahlili o'z ichiga quyidagilarni qamrab oladi:

- Regression model parametrlarining ahamiyati to'g'risidagi gipotezani tekshirish;
- Parametrlar bahosining aniqligini hisoblash;

- Regressiya funksiyasining aniqligini tekshirish.

Regression modelning parametrini nolinch qiyamati α ahamiyat darajasida ω_α ishonch oralig'ida yotsa ahamiyatga ega emas deb olinadi:

$$(\Theta_{k-j} = 0) \in \omega_\varepsilon; \quad j = 1, 2, \dots, \nu; \nu \leq k,$$

bu yerda k – baholanuvchi parametrlarning umumiy soni,

ν - ahamiyatli parametrlar soni.

Parametrlar bahosining xatosi Monte-Karlo usuli bo'yicha hisoblanuvchi ω_α ishonch oralig'ining hajmi bilan quyidagi formulaga ko'ra aniqlanadi:

$$V_\omega = V \cdot \frac{n}{M},$$

bu yerda $V - \Omega_\Theta$ sohaning ma'lum hajmi bo'lib, unda kompyuter yordamida tekis tasodifiy sonlar generatsiyalanadi,

M – tasodifiy sonlarning umumiy soni,

$n - \omega_\alpha$ sohadagi tasodifiy sonlar miqdori.

Parametrlarni baholashdagi nisbiy xatolik quyidagi formula bo'yicha hisoblanadi:

$$\delta_1 = \left(\frac{V_\omega}{\prod_{j=1}^k \Theta_j} \right)^{\frac{1}{k}}.$$

Bu yerda Θ_j - j -parametrning bahosi,

k – baholanuvchi parametrlarning soni.

Regressiya funksiyasini baholashdagi nisbiy xatolik quyidagi formula bo'yicha aniqlanadi:

$$\delta_2 = \frac{\max_{\bar{X} \in \Omega_X} |y''_\alpha(\bar{X}) - y'_\alpha(\bar{X})|}{\max_{\bar{X} \in \Omega_X} |\varphi(\bar{a}, \bar{X})|},$$

bu yerda $(y'_\alpha(\bar{X}), y''_\alpha(\bar{X}))$ -kiruvchi kattaliklar Ω_X fazosining berilgan oralig'idagi $\bar{X}$ nuqtada $\varphi(\bar{a}, \bar{X})$ regressiya funksiyasining ishonch oralig'i.

3.2. Jarayonlarni statistik usullarda tahlil etish algoritmi

3.2.1. Raqobatlashuvchi modellarni diskriminatsiyalash algoritmi

Algoritmnining blok-sxemasida (3.2.1-rasm) quyidagi belgilashlar kiritilgan:

N – kuzatuvlar soni;

KM – raqobatlashuvchi modellarning soni;

TK – Studentning ikki tomonlama t -mezonining jadvaldagi qiymatlari;

$M_1 : M_5$ - birinchidan beshinchigacha bo'lgan raqobatlashuvchi modellarning parametrlar soni;

k – o'lchanadigan omillar soni;

SO – dispersiya yoki uning bahosi qiymati, agar dispersiyaning bahosi bo'lmasa $SO=0$;

GM – maqsad funksiyasining lokal ekstremumlarini ketma-ket qidirishlar soni;

$x - (k \times N)$ - kiruvchi omillarning pog'onalar massivi;

$y - (1 \times N)$ - murojaat qiymatlarining massivi;

$A1 \div A5 - (1 \times M_i)$ - i -model parametrlari baholarining qiymatlar massivi $i=1,2,...,5$;

$G, H - (1 \times k)$ - amal qilish sohasiga nisbatan qo'yilgan quyi va yuqori cheklanishlar massivi;

KT – o'rganiluvchi modelning raqami;

$f_{KT}(x, b)$ - KT ning har bir noxiziqli modeliga nisbatan tuziladigan qism dastur bo'yicha hisoblanuvchi murojaat funksiyasi;

$f(1 \times KM)$ - raqobatlashuvchi modellarning murojaatlar funksiyasi massivi;

$F - (1 \times M_i)$ - parametrlarning ma'lum baholariga nisbatan hisoblanuvchi hosilalar massivi;

$\frac{\partial f_{KT}}{\partial B}$ - murojaat funksiyasining noma'lum parametrlari bo'yicha olingan hosilasi bo'lib, u har bir noxiziqli modelga nisbatan tuzilgan qism dastur bo'yicha hisoblanadi;

C – chiziqlashtirilgan modelning axborotli matrisasi;

$S - (1 \times N)$ - tanlov nuqtalarida murojaat funksiyasi baholari dispersiyalarining qiymatlar massivi;

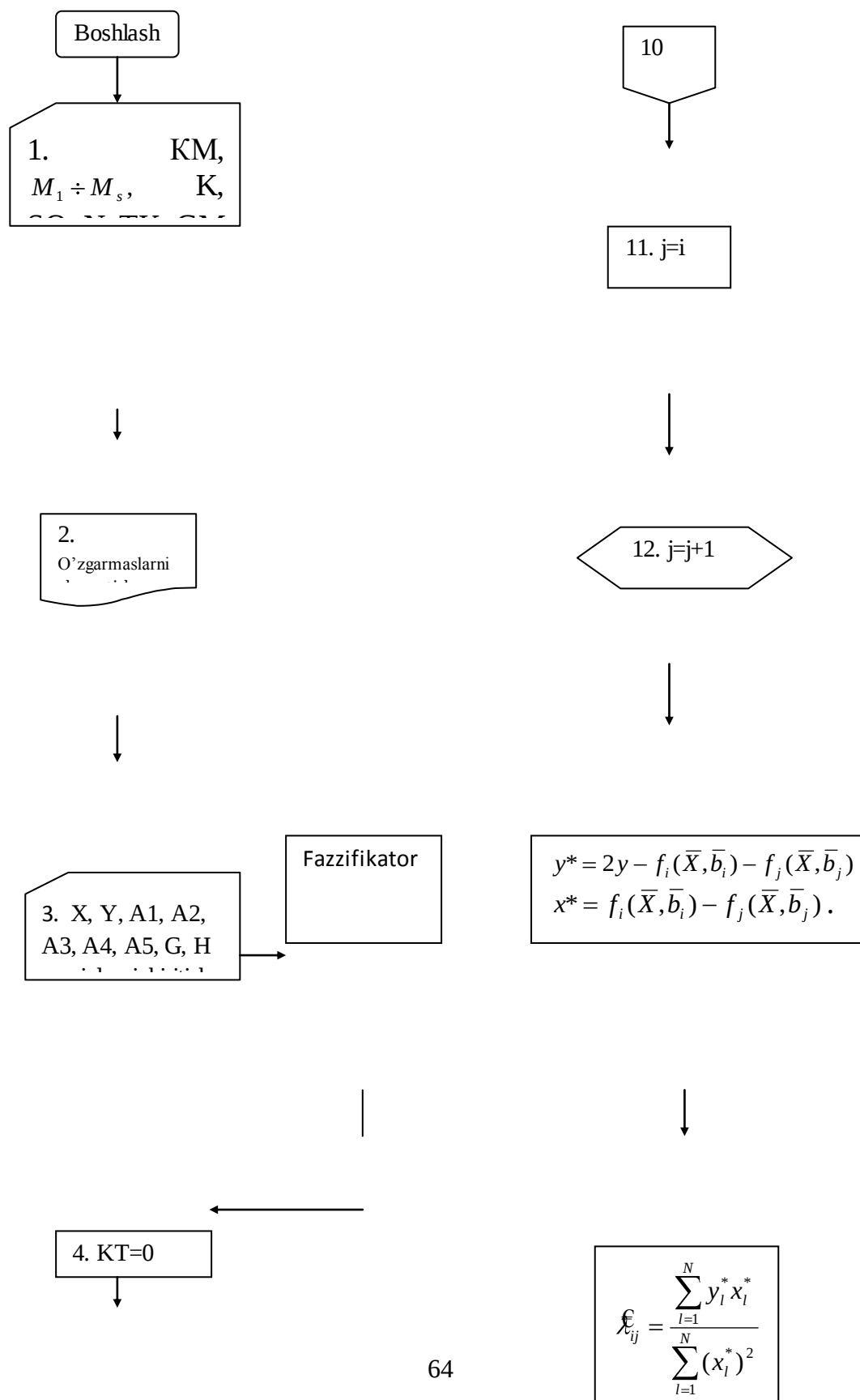
$x^* - (1 \times N)$ - almashtirilgan o'zgaruvchilar massivi;

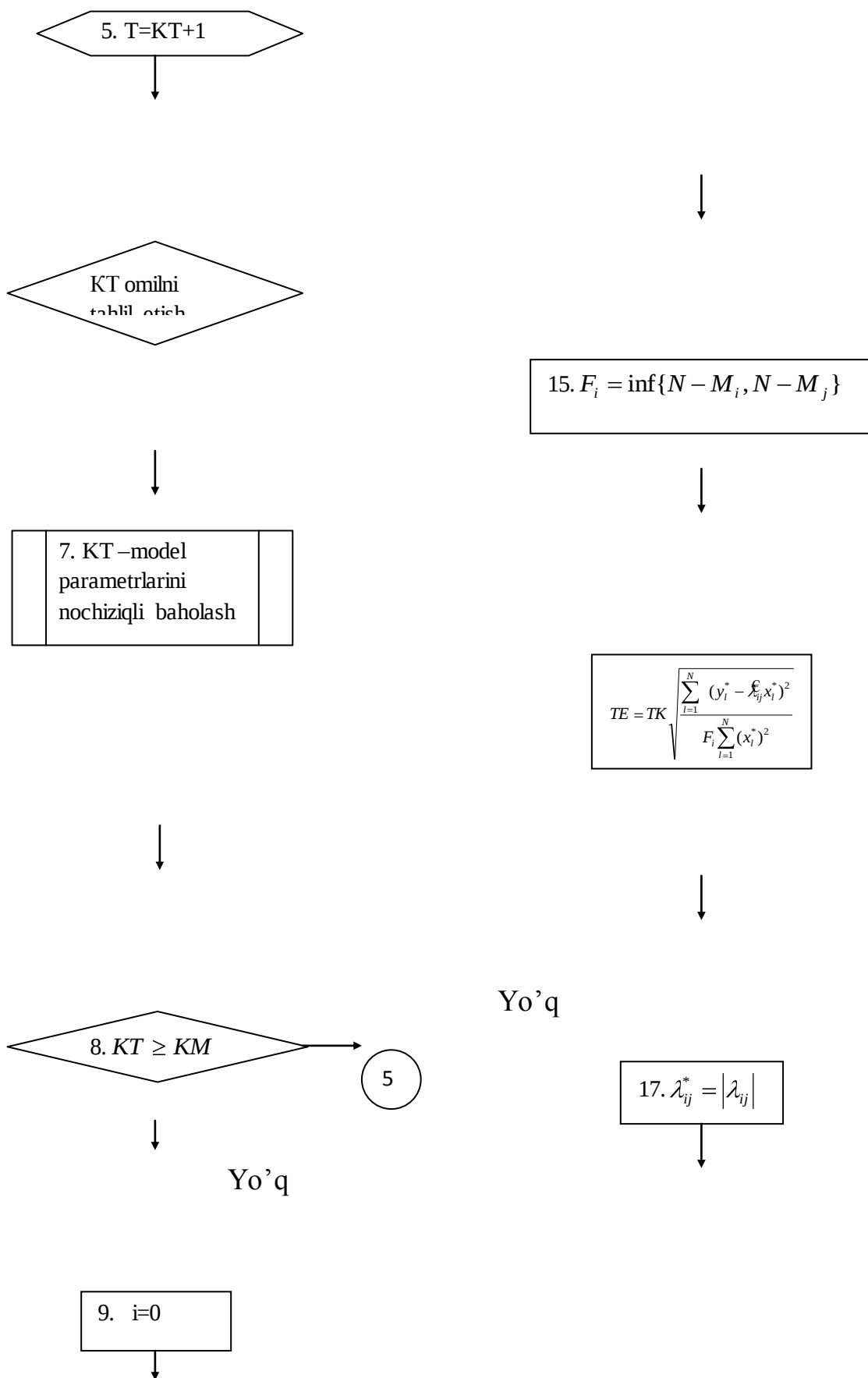
$y^* - (1 \times N)$ - almashtirilgan o'zgaruvchilar massivi;

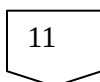
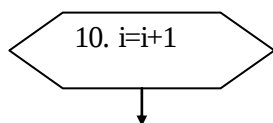
λ_{ij} - i va j modellarni solishtirish uchun mo'ljallangan mezonning qiymati;

F_i - mezonning erkinlik pog'onalari soni;

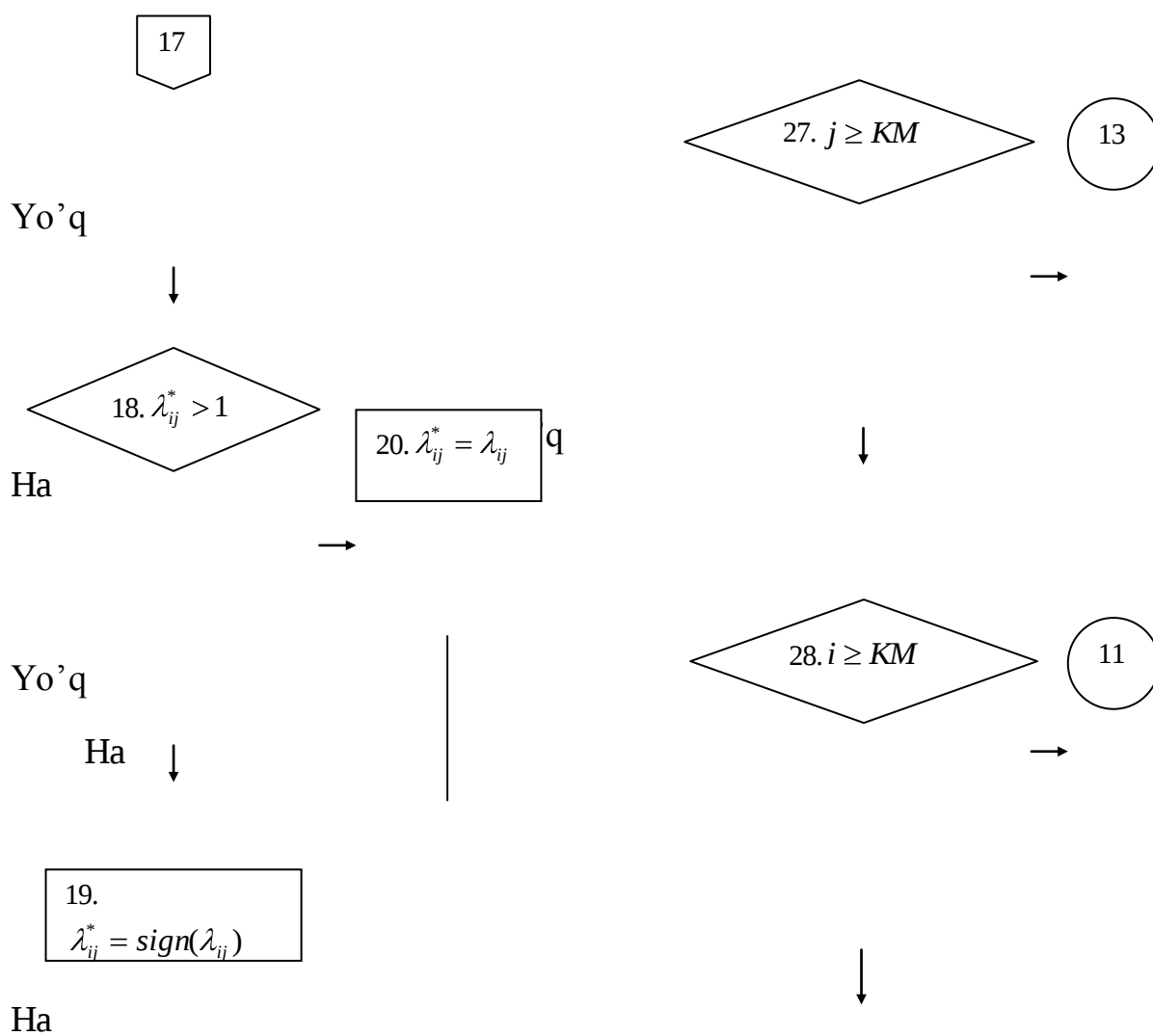
$2 \times TE$ - λ mezonga nisbatan ishonch oralig'ining kattaligi;

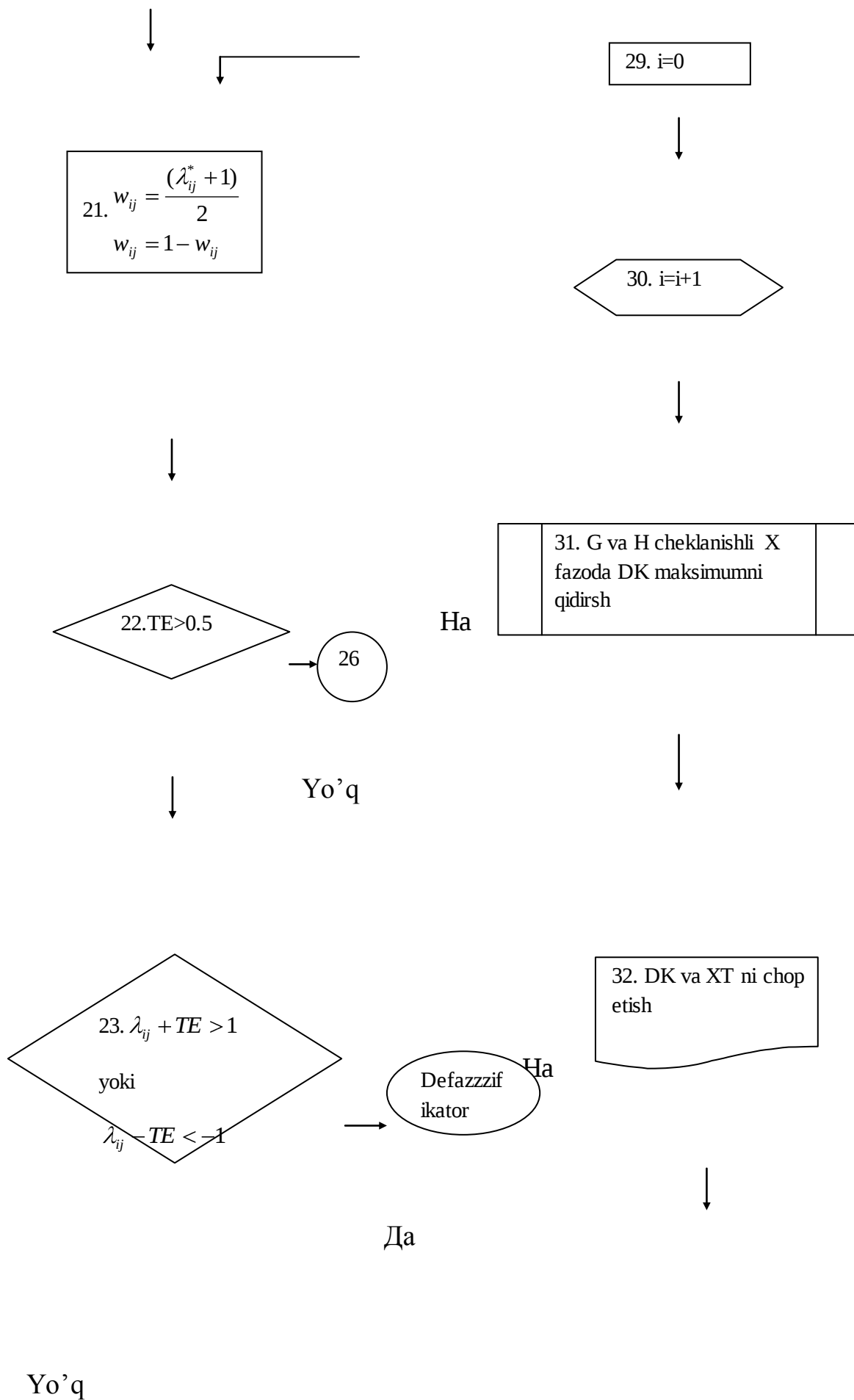


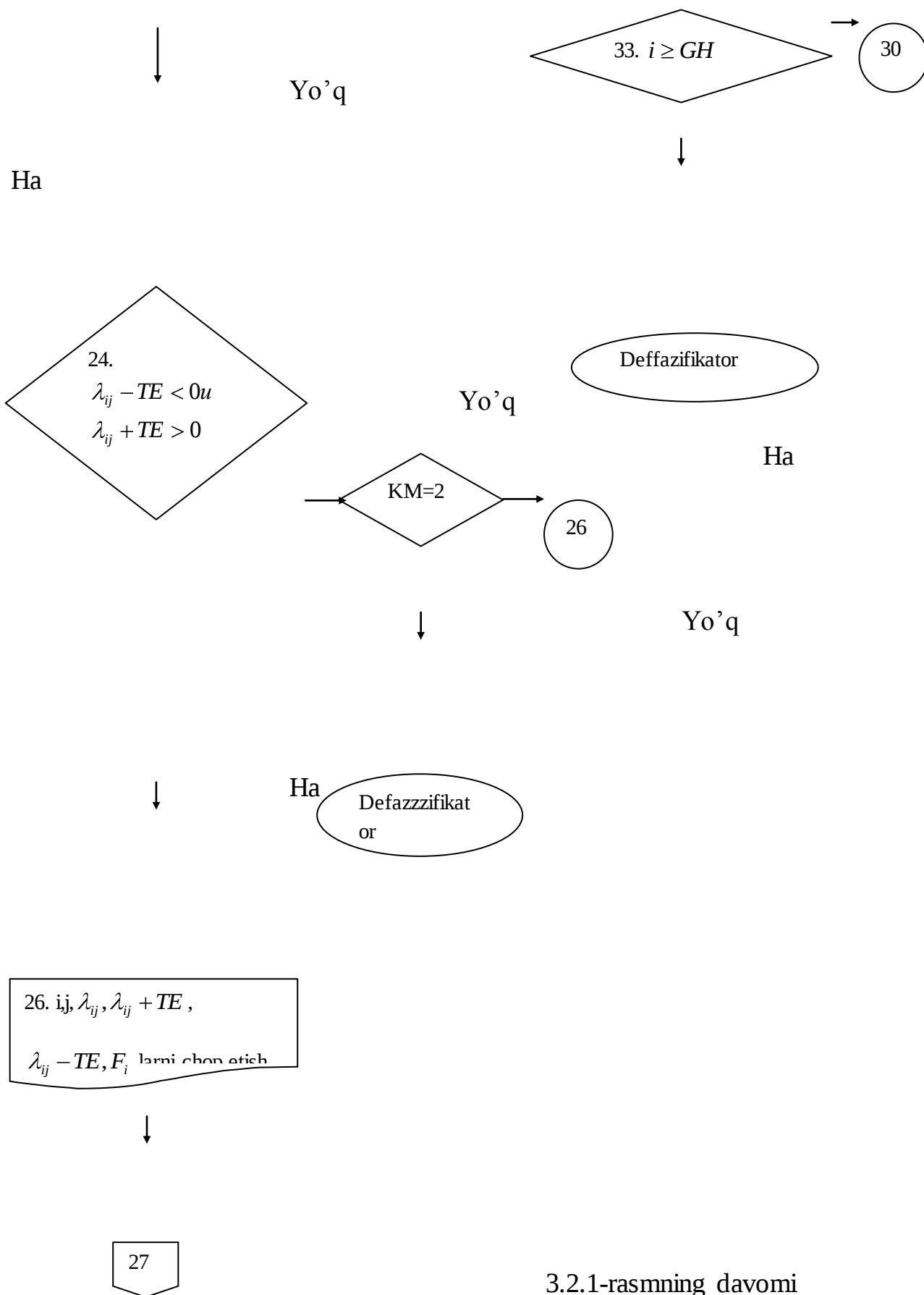




3.2.1-rasm. Algoritmning blok-sxemasi







3.2.1-rasmning davomi

$DK - XT$ nuqtaning X fazodagi diskriminativligini aks etuvchi kattalik;

XT – qo'shimcha tajribalar o'tkazilishi kerak bo'lgan nuqtaning koordinatalari.

Modellarni diskriminatsiyalash algoritmi o'z ichiga quyidagi operatorlarni qamrab oladi:

1 – o'zgarmlarni kiritish operatori;

2 – o'zgarmlarni chop etish;

3 – massivlarni kiritish operatori;

4 – modellarni ko'zdan kechirishni boshlash;

5 – raqobatlashuvchi modellarni ko'zdan kechirish;

6 – nochiziqli bartaraf etish blokining o'zgarmlarini moslash;

7 – nochiziqli baholash bloki (3.2.2-ga qarang);

8 – modellarni ko'zdan kechirishning tugallanganligi to'g'risida xabar beruvchi shartli operator;

9, 10, 11, 12 – raqobatlashuvchi modellarni juft-juftlab ko'zdan kechirishni tashkil etish operatorlari;

13 – almashgan o'zgaruvchilarni hisoblash operatori;

14 – λ -mezonni hisoblash operatori;

15, 16 – mezonning ishonch oraliqlari chegaralarini hisoblash operatorlari;

17-21 – og'irliklarni hisoblash operatorlari;

22-25 – ketma-ket kelgan proseduraning to'xtatilish shartining bajarilganligini tekshiruvchi operatorlar;

26 – ishonch oralig'ining parametrlarini chop etish;

27, 28 – raqobatlashuvchi modellarni juft-juftlab ko'rib chiqishning tugatilganligi to'g'risida xabar beruvchi shartli operatorlar;

29, 30 – lokal ekstremumni qidirish bo'yicha sikl tashkil etish;

31 – diskriminativlik funksiyasining lokal ekstremumini qidirish bloki (3.2.3 ga qarang) ;

32 – diskriminativlik funksiyasining lokal maksimumi koordinatalarini chop etish;

33 – ekstremumni qidirish sikllarining tugatilish operatori.

3.3. Nochiziqli regression modellarning parametrlarini baholash algoritmi

3.3.1. Modellarni diskriminatsiyalash algoritmi

Algoritmning blok-sxemasida quyidagi belgilashlardan foydalanilgan (3.3.1-rasm):

N – kuzatuvlarning maksimal soni;

n – kuzatilayotgan obyektning kiruvchi kattaliklari soni;

f – baholanuvchi parametrlar soni;

W – statistik tajribalar sikllarining soni;

α – ahamiyat darajasi;

$C[1: f]$ – integrallashtirish sohasining quyi chegaralari massivi;

$g[1: f]$ – integrallashtirish sohasining tomonlar o'lchami qiymatlarining massivi;

j – kuzatuvning raqami;

y – obyektidagi chiquvchi kattalikning kuzatilgan qiymati;

$x[1: n]$ – obyektidagi kiruvchi kattalikning kuzatilgan qiymati;

S – statistik tajribalar siklining raqami;

H – normallashtirilgan tasodifiy son;

$m_i (i = 1, \dots, 4)$ – chinlik funksiyasi munosabati logarifmining boshlang'ich momentlari;

$\mu_i (i = 2, \dots, 4)$ – chinlik funksiyasi munosabatlari logarifmining markaziy momentlari;

z – $F(z)$ ehtimolliklarning taqsimot funksiyasi argumenti;

a – oraliqning chap chegarasi;

d – kvantorlash qadami;

b – oraliqning o'ng chegarasi;

G_1 – diskriminatsiyalashning quyi ostonasi;

G_2 – diskriminatsiyalashning yuqori ostonasi.

Diskriminatsiya algoritmi o'z ichiga quyidagi operatorlarni qamrab oladi:

1 – joriy ma'lumotlarni kiritish operatori;

2 – kuzatuvlarni boshlash;

3 – kuzatuv natijalarini kiritish;

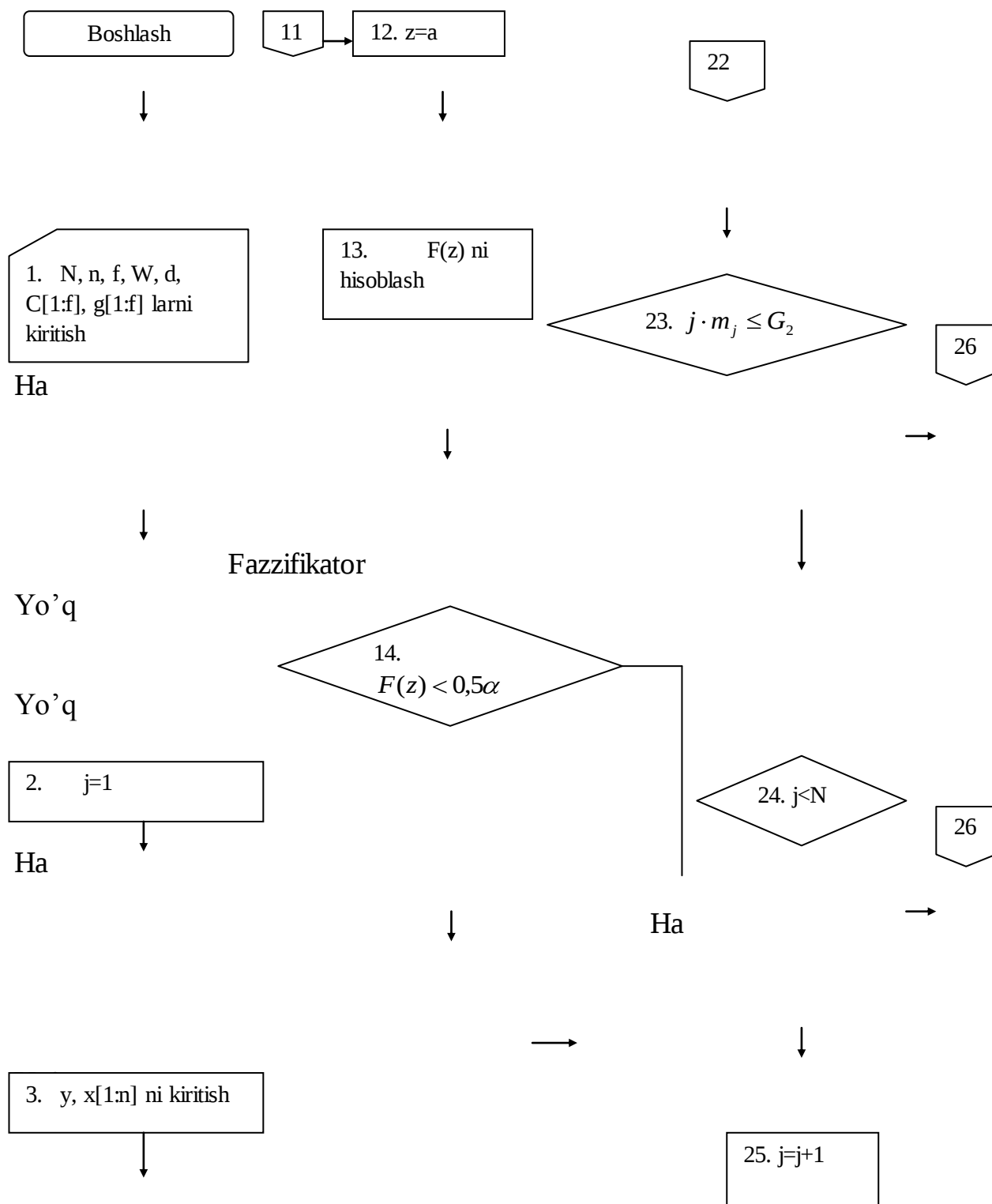
4 – statistik tajribalar sikllarining boshlanishi;

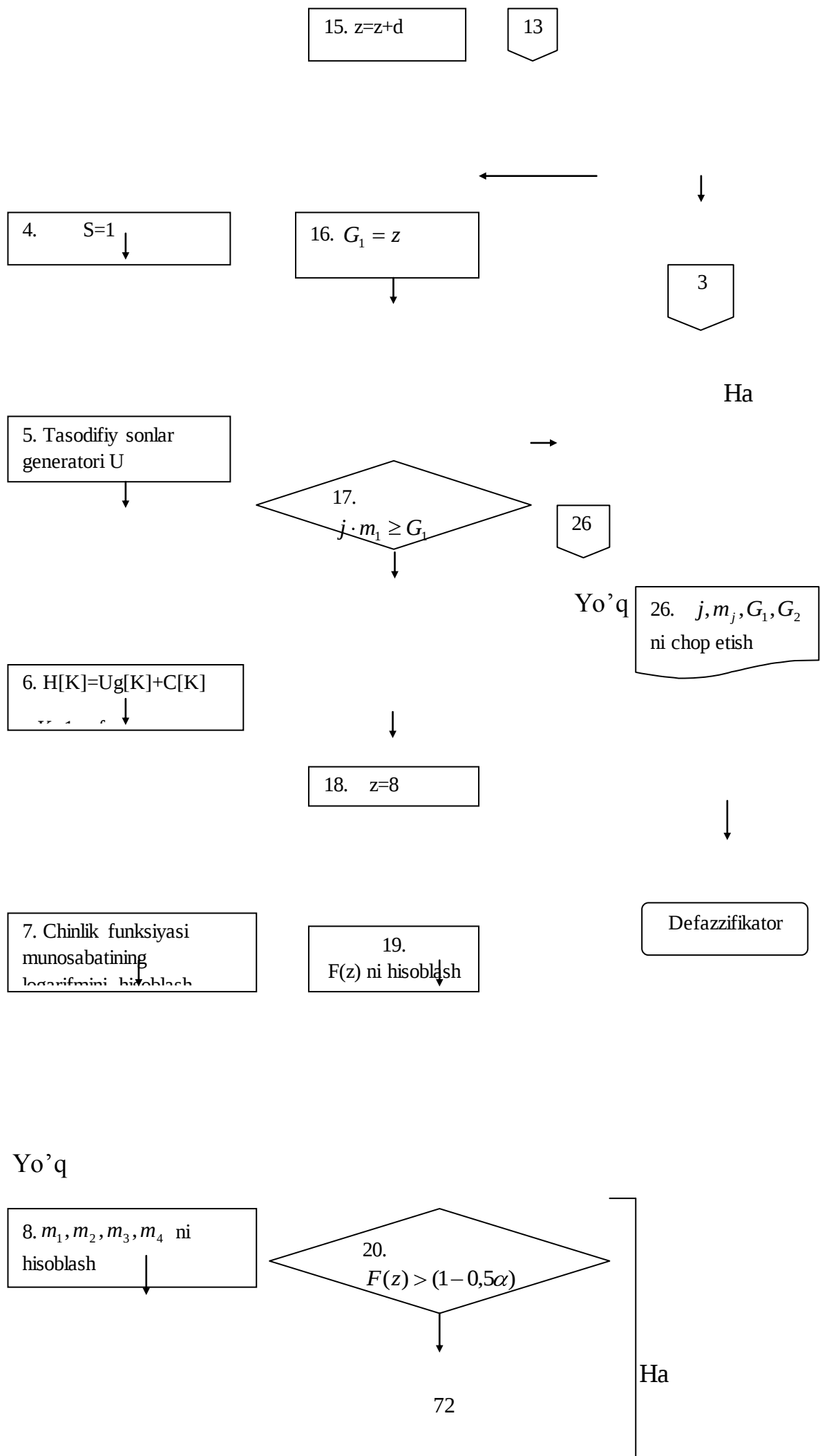
5 – tekis tasodifiy sonlar generatori;

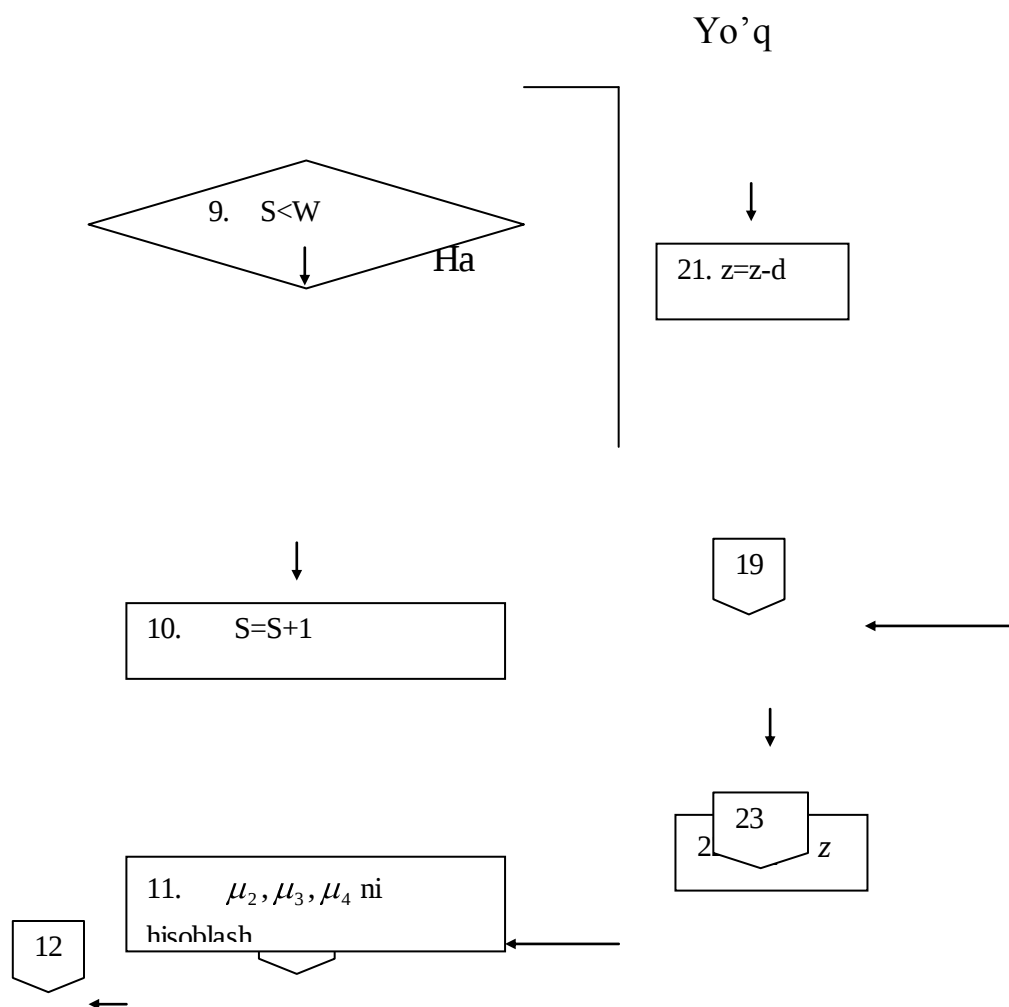
6 – tasodifiy sonni masshtablashtirish operatori;

7 – chinlik funksiyasi munosabatining logarifmini hisoblash operatori;

8 – chinlik funksiyasi munosabati logarifmlarining boshlang'ich momentlarini hisoblash operatori;







3.3.1-rasm. Modellarni diskriminatsiyalash algoritmining blok-sxemasi

9 – statistik tadqiqotlar siklining tugashini tekshirish operatori;

10 – statistik tadqiqotlar sikllari sonining hisoblagichi;

11 – chinlik funksiya munosabati logarifmining markaziy momentlarini hisoblash operatori;

12 – qiymat berish operatori;

13 – ehtimolliklar taqsimotining funksiyasi qiymatini hisoblash operatori;

14 – shartli operator;

- 15 – argument qiymatini bitta qadamga oshirish operatori;
- 16 – diskriminatsiyaning quyi ostonasini aniqlash operatori;
- 17 – diskriminatsiyaning tugallanganlik shartini tekshirish operatori;
- 18 – qiymat berish operatori;
- 19 – ehtimolliklar taqsimlanish funksiyasining qiymatini hisoblash operatori;
- 20 – shartli operator;
- 21 – argumentning qiymatini bitta qadamga kamaytirish operatori;
- 22 – diskriminatsiyaning yuqori ostonasini aniqlash operatori;
- 23 – diskriminatsiyaning tugallanganlik shartini tekshirish operatori;
- 24 – kuzatuvlar sonini tekshirish operatori;
- 25 – kuzatuvlar sonini hisoblash;
- 26 – natijalarni chop etish.

3.3.2. Nuqtaviy empirik bayesli baholarni hisoblash algoritmi

Algoritmda quyidagi belgilashlardan foydalaniladi (3.3.2-rasm):

- N – joriy tanlovdagi kuzatishlar soni;
- f – regression modelning parametrlar soni;
- T – oldingi tanlovlar soni;
- S_2 – masshtabning konstantasi;
- b_9 – Q masshtabli parametрни aniqlash uchun o'tkazilgan statistik tadqiqotlarning joriy sikllar soni;
- W – Monte-Karlo usulida o'tkazilgan statistik tadqiqotlardagi sikllar soni;
- C – aprior oraliqlardagi chap chegaralar massivi;
- g – aprior oraliqlarning uzunliklar massivi;
- x – kiruvchi kattalikning joriy tanlovdagi qiymatlar massivi;
- y – chiquvchi kattalikning joriy tanlovdagi qiymatlar massivi;
- N_j – j -tanlovning kuzatuvlar soni;
- x_j – j -tanlovdagi kiruvchi kattalikning qiymatlar massivi;
- y_j – j -tanlovdagi chiquvchi kattalikning qiymatlar massivi;
- i, j, S, k – sikllarning parametrlari;
- u – generatsiyalanadigan tekis tasodifiy son;
- d_1 – chiquvchi kattalikning bashorat qilingan qiymati;
- R – ikkilangan tanlovning chinlik funksiyasi;

$r - j$ -tanlovning chinlik funksiyasi;

Boshlanish

11

1. $N, f, T, S_2, b_9,$
 W, C, g, x, y larni
.....

12.

$$y1 = H[1]/(1 + \exp(H[2] \times (x[i] - H[3]))) + H[4]$$

$$R = R + (y[i] - y1)^2; i = 1 \div N + N_j;$$

$$r = r + (y[i] - y1)^2; i = (N + 1) \div (N + N_j).$$

2. Fazzifikator

3. $1 \rightarrow j$

13.

$$L = -R/(2 \times H[f]^2) - (N + 1) \times \lg H[f] + Q;$$

$$L1 = -r3/(2 \times H[f]^2) - (N + 1) \times \lg H[f] + 0,5Q$$

4. N_j, x_j, y_j ni
.....

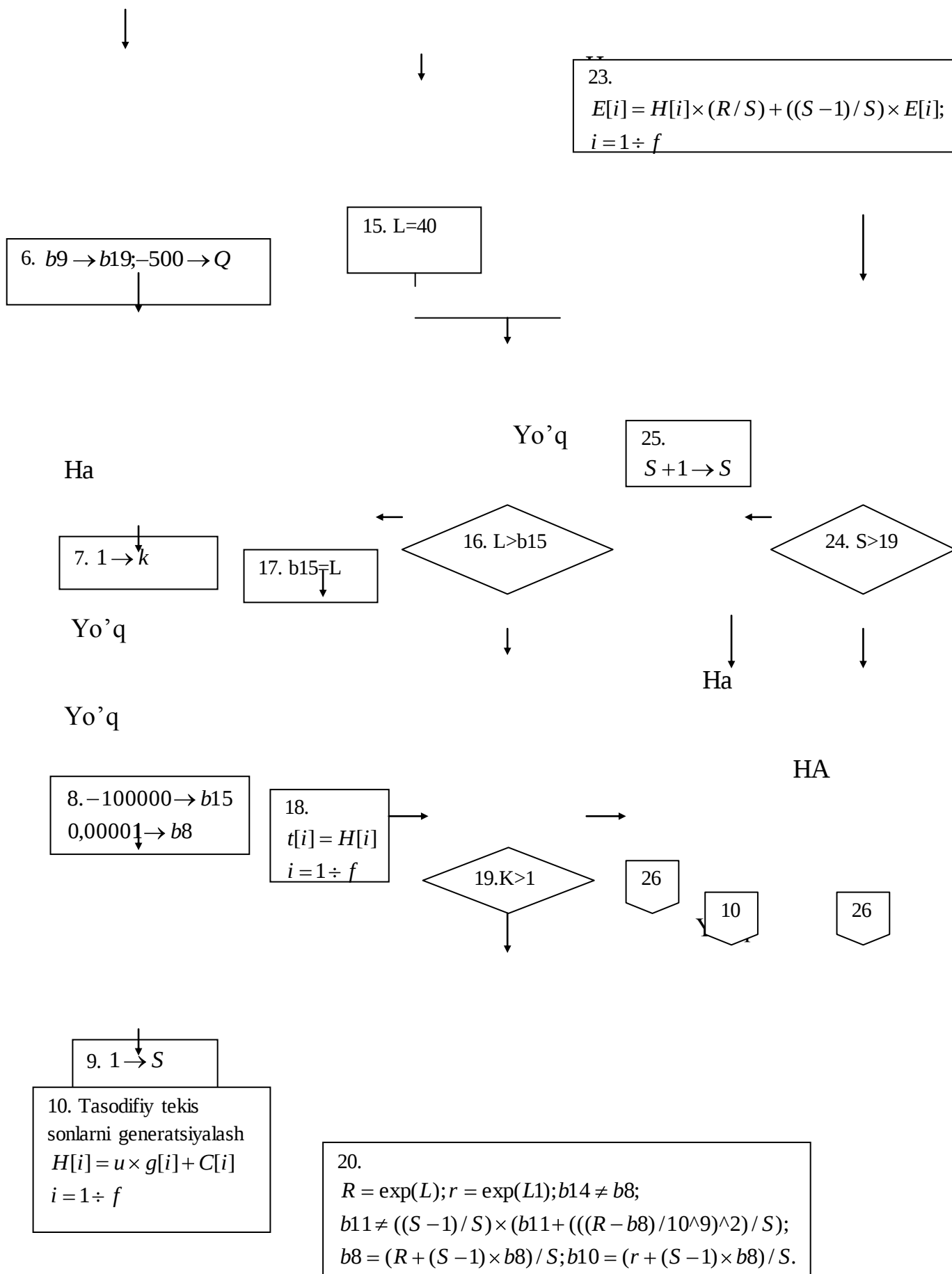
5. $y_{ji} \rightarrow y_{N+i}, x_{ji} \rightarrow x_{N+i}$
 $i = 1 \div N_j$

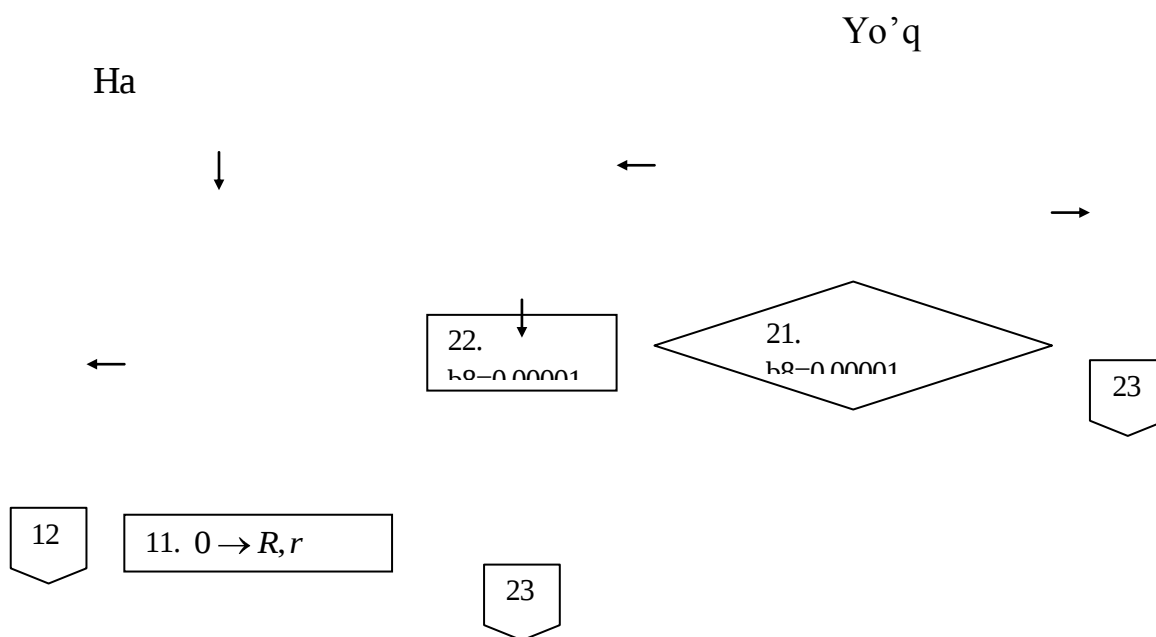
14. $L > 40$

75

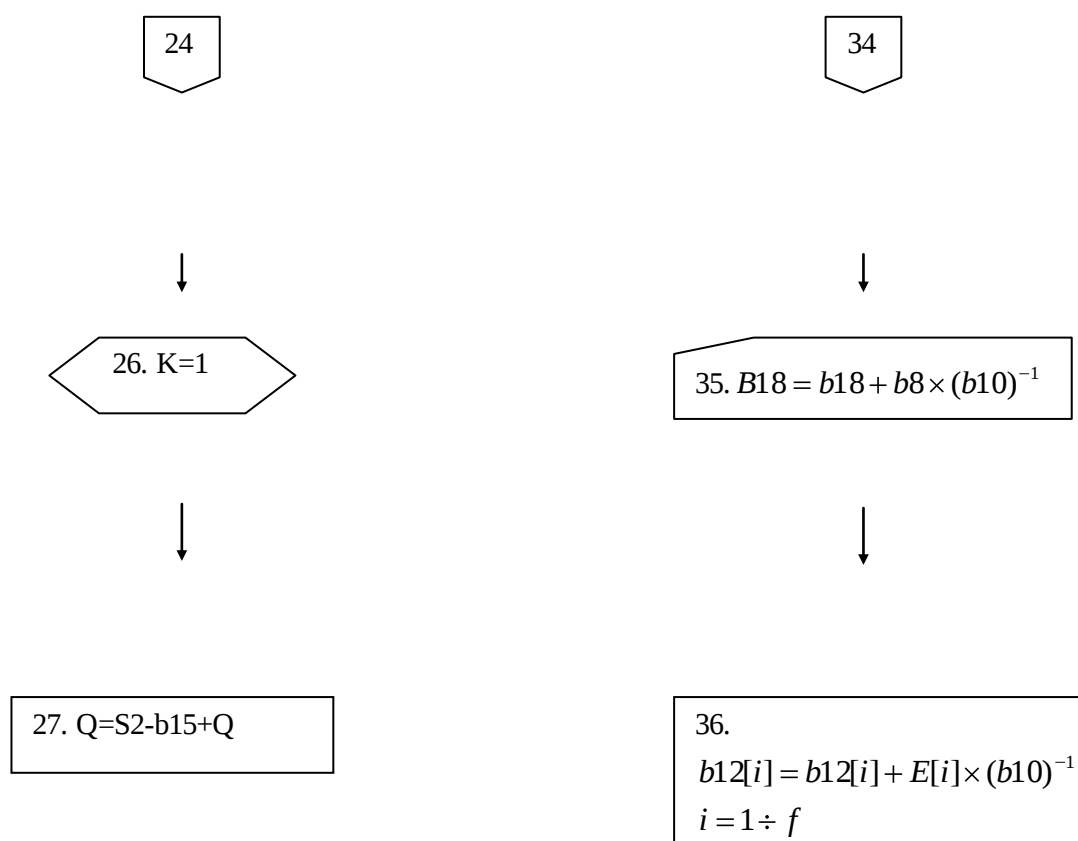
22

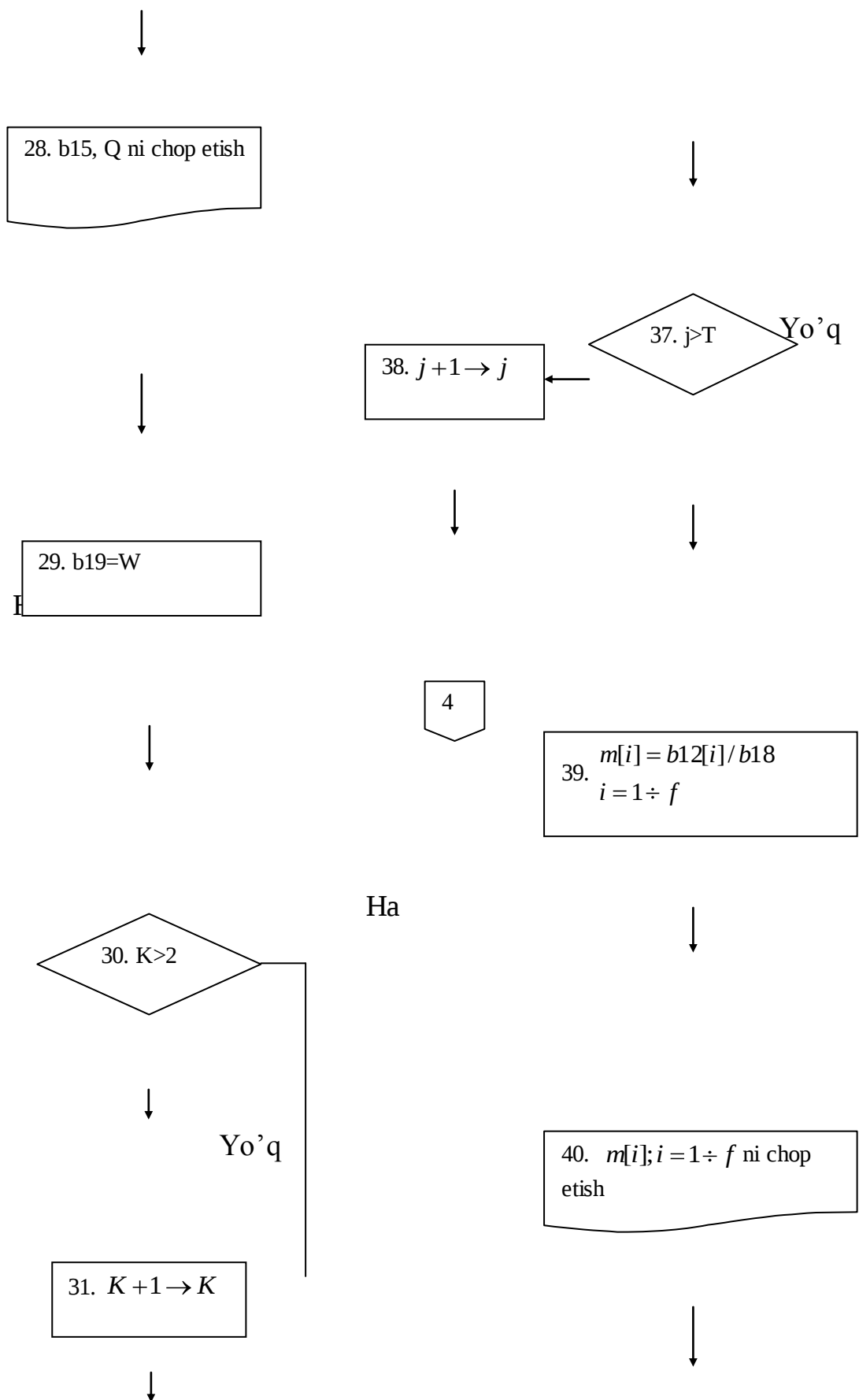
Yo'q

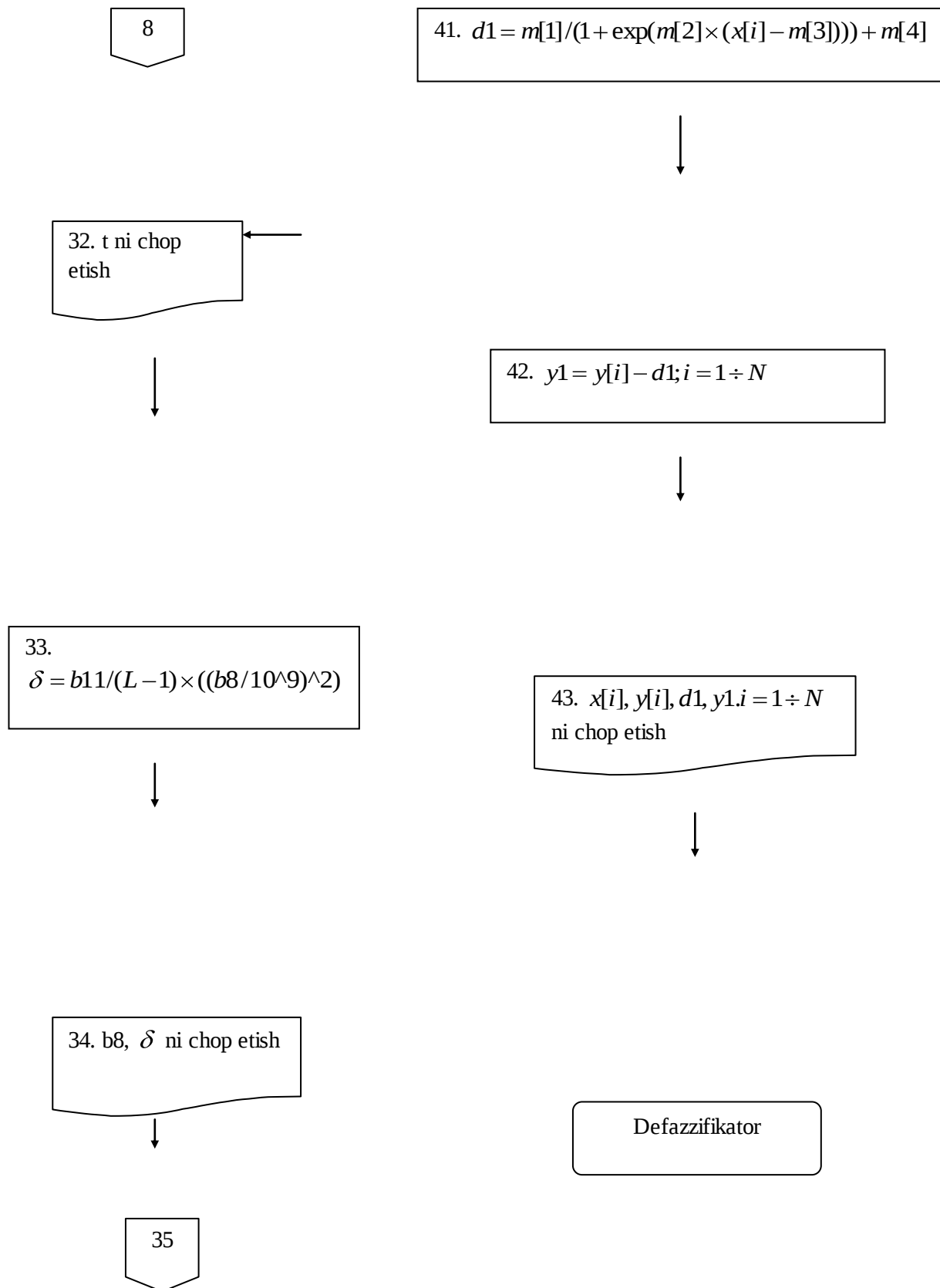




3.3.2-rasm. Nuqtaviy empirik bayesli baholarni hisoblash algoritmnining blok-sxemasi







3.3.2-rasmning davomi

L – ikkilangan tanlovli chinlik funksiyasining logarifmi;
 $L1-j$ -tanlov chinlik funksiyasining logarifmi;
 $b8$ – ikkilangan tanlov chinlik funksiyasining o'rta qiymati;
 $b10$ – j -tanlov chinlik funksiyasining o'rta qiymati;

b_{11} – chinlik funksiyasining dispersiyasi;
 b_{15} – chinlik funksiyasi logarifmining maksimal qiymati;
 Q – masshtab parametri;

y_1 -bashorat qilingan qiymatning chiquvchi kattalikning o'lchangan qiymatidan chetlashishi;

b_{12}, b_{14}, b_{18} - yordamchi ishchi yorliqlar;

$E-H$ - tasodifiy sonlarning o'lchangan o'rta qiymatlari;

t – chinlik funksiyasi logarifmi maksimumining bahosi;

M – model parametrlarining empirik bayesli baholari;

δ -integrallashtirishning nisbiy aniqligi.

Algoritmnining blok-sxemasi quyidagi operatorlarni qamrab oladi:

Boshlash.

1 – joriy ma'lumotlarni kiritish operatori;

2 – ishchi yacheykalarni bo'shatish operatori;

3 – j - tanlovlar bo'yicha siklni boshlash operatori;

4 – j -tanlovning joriy ma'lumotlarini kiritish operatori;

5 – joriy ma'lumotlarni ishchi maydonga qayta yozish;

6 – qiymat berish operatori;

7 – siklni boshlash operatori;

8 – boshlang'ich qiymatlarni berish operatori;

9 – statistik tajribalar siklini boshlovchi operator;

10 – tekis taqsimlangan tasodifiy sonlarni generatsiyalash;

11 – ishchi yacheykalarni bo'shatish operatori;

12, 13 – chinlik funksiyasining logarifmini hisoblash operatori;

14 – solishtirish operatori;

15 – chegaraviy qiymatni berish operatori;

16 – solishtirish operatori;

17 – chinlik funksiyasi logarifmining maksimal qiymatini xotirada saqlab qolish operatori;

18 – chinlik funksiyasi logarifmi maksimumining baholarini xotirada saqlab qolish operatori;

19 – solishtirish operatori;

20 – chinlik funksiyasi, dispersiya va chinlik funksiyasining o'rta qiymatini hisoblash operatori;

21 – solishtirish operatori;

22 – qiymat berish operatori;

23 – o'lchangan tasodifiy sonlarni hisoblash operatori;

24 – siklning tugaganligini tekshiruvchi operator;

25 – sikllar sonining hisoblagichi;

26 – solishtirish operatori;

27 – masshtab koeffitsiyentini aniqlashtirish operatori;

28 – chop etish operatori;

29 – qiymat berish operatori;

- 30 – siklning tugaganligini tekshiruvchi operator;
- 31 – sikllarning hisoblagichi;
- 32 – chop etish operatori;
- 33 – integrallashtirishning nisbiy aniqligini hisoblash;
- 34 – chop etish operatori;
- 35, 36 – yig'indilarni hisoblash operatori;
- 37 – siklning tugaganligini tekshiruvchi operator;
- 38 – sikllar sonining hisoblagichi;
- 39 – model parametrlarining bahosini hisoblash operatori;
- 40 – chop etish operatori;
- 41 – chiquvchi kattalikning bashorat qilingan qiymatlarini hisoblash operatori;
- 42 – bashorat qilingan qiymatning chiquvchi kattalikning o'lchangan qiymatidan chetlashishini hisoblash operatori;
- 43 – chop etish operatori.

5.3.3. Nuqtaviy subyektiv bayesli baholarni hisoblash algoritmi

Algoritmda quyidagi belgilashlardan foydalaniladi (5.3.3-rasm):

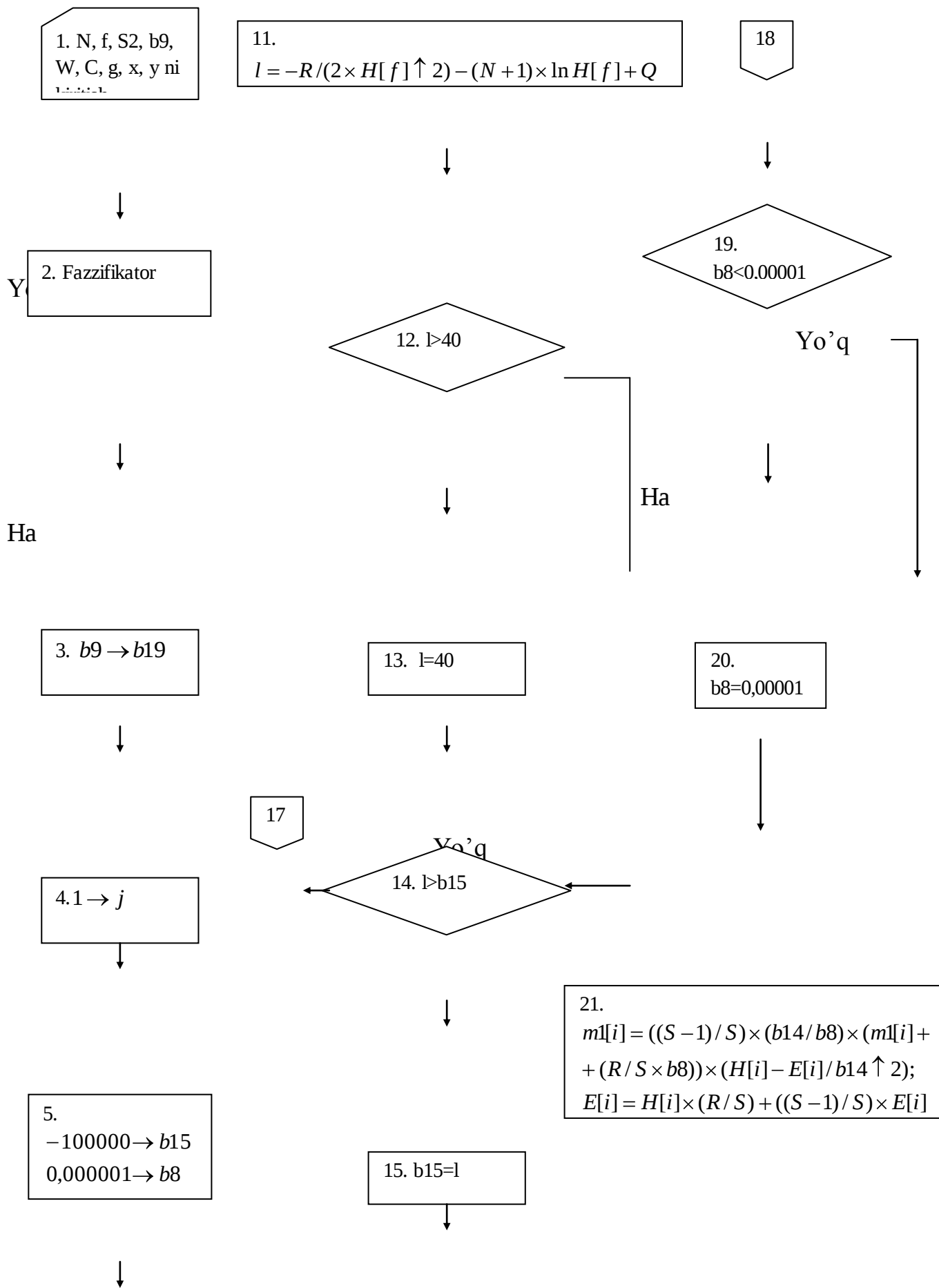
- N – joriy tanlovdagi kuzatishlar soni;
- f – regression model parametrlarining soni;
- S_2 – chinlik funksiyasini hisoblash uchun mashtab konstantasi;
- b_9 – masshtabli parametрни aniqlash uchun kerak bo'ladigan tasodifiy sonlar miqdori;
- W – statistik tajribalardagi sikllar soni;
- i, j, S – sikllardagi o'zgaruvchilar;
- b_{19} – sikllar soni;
- $U \in [0; 1]$ kesmada generatsiyalanadigan tekis tasodifiy son;
- d_1 – y chiquvchi kattalikning bashorat etilgan qiymati;
- R – ikkilamchi tanlovning chinlik funksiyasi;
- L – chinlik funksiyasining logarifmi;
- b_8 – chinlik funksiyasining o'rta qiymati;
- b_{11} – chinlik funksiyasining dispersiyasi;
- b_{14} – ishchi yacheyka;
- b_{15} – chinlik funksiyasi logarifmining maksimal qiymati;
- Q – masshtabli parametr;
- y_1 – bashorat qilingan qiymatning chiquvchi kattalikning o'lchangan qiymatidan chetlashishi;
- x – kiruvchi mustaqil kattalikning qiymatlar massivi;

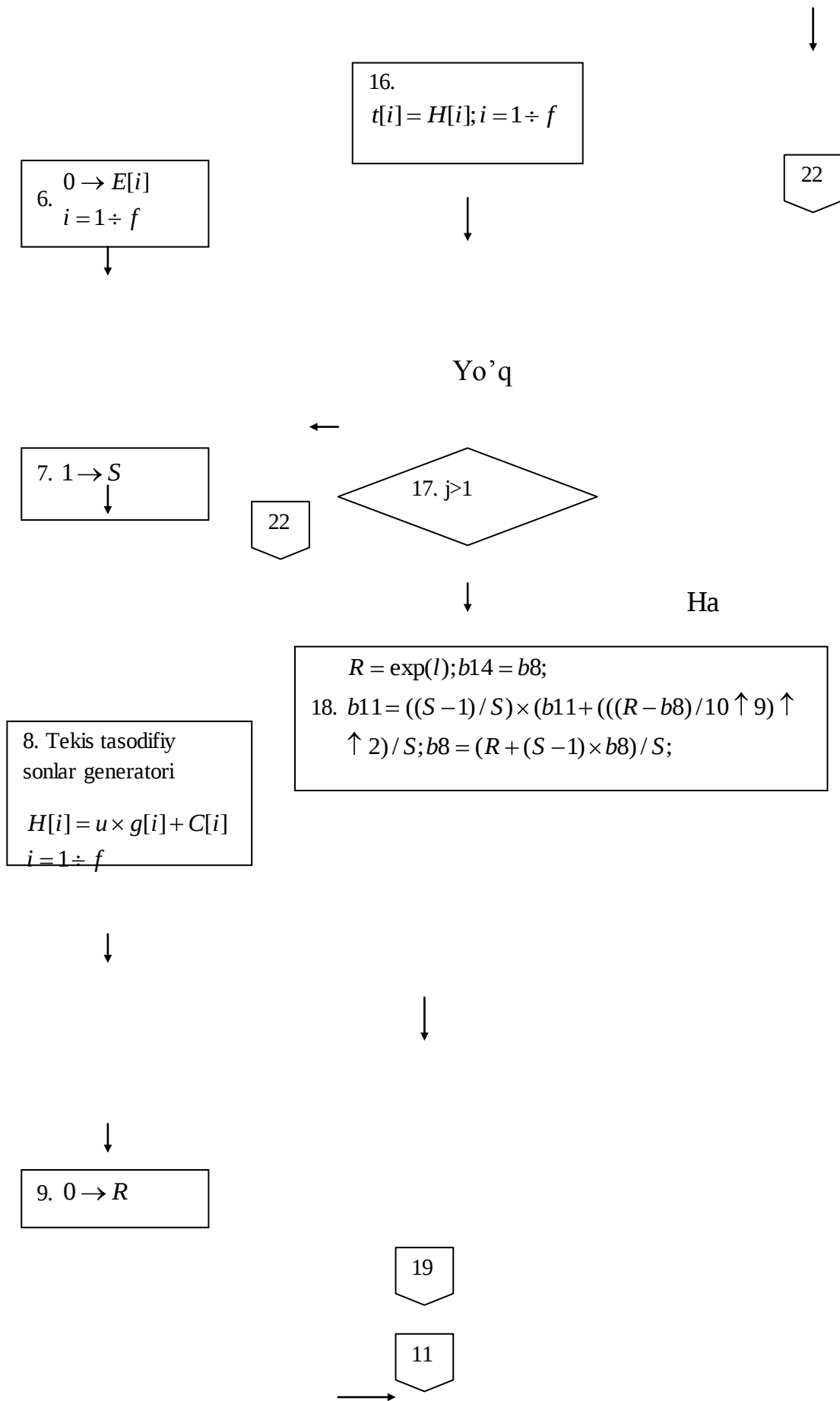
Boshlanish



10





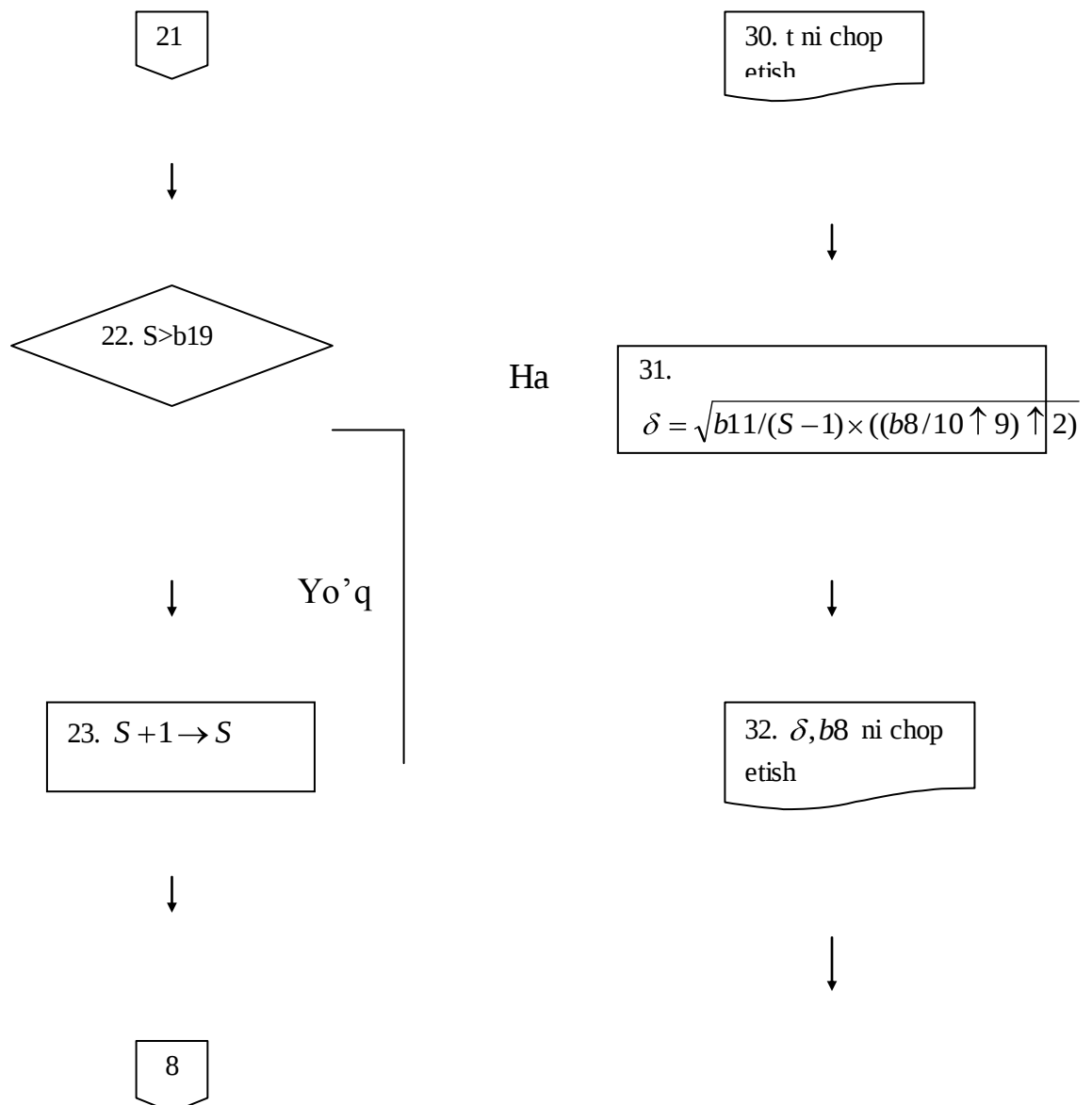


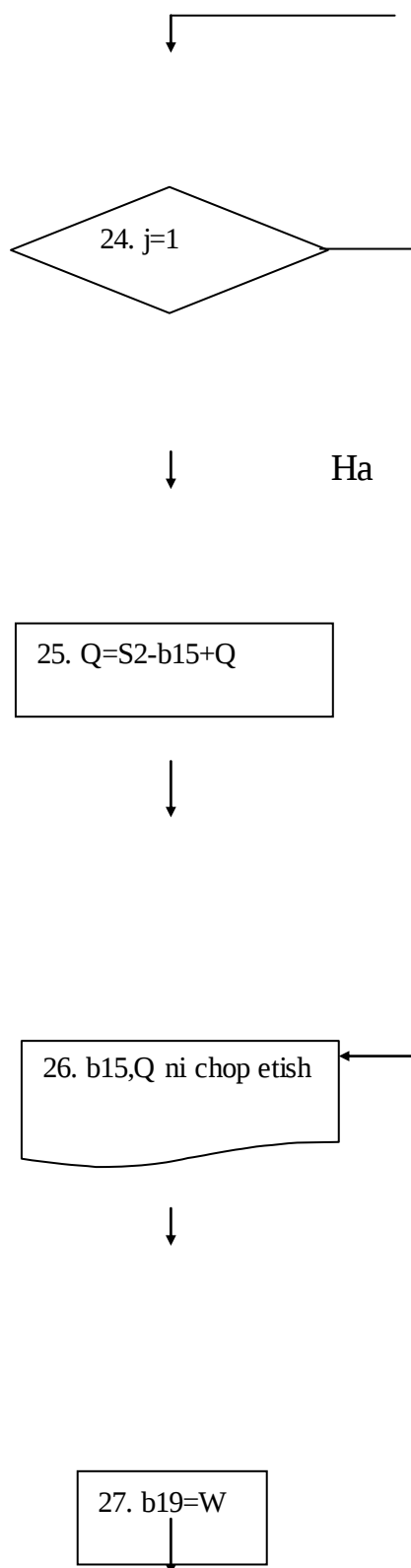
10.

$$y1 = H[1] / (1 + \exp(H[2] \times (x[i] - H[3]))) + H[4]$$

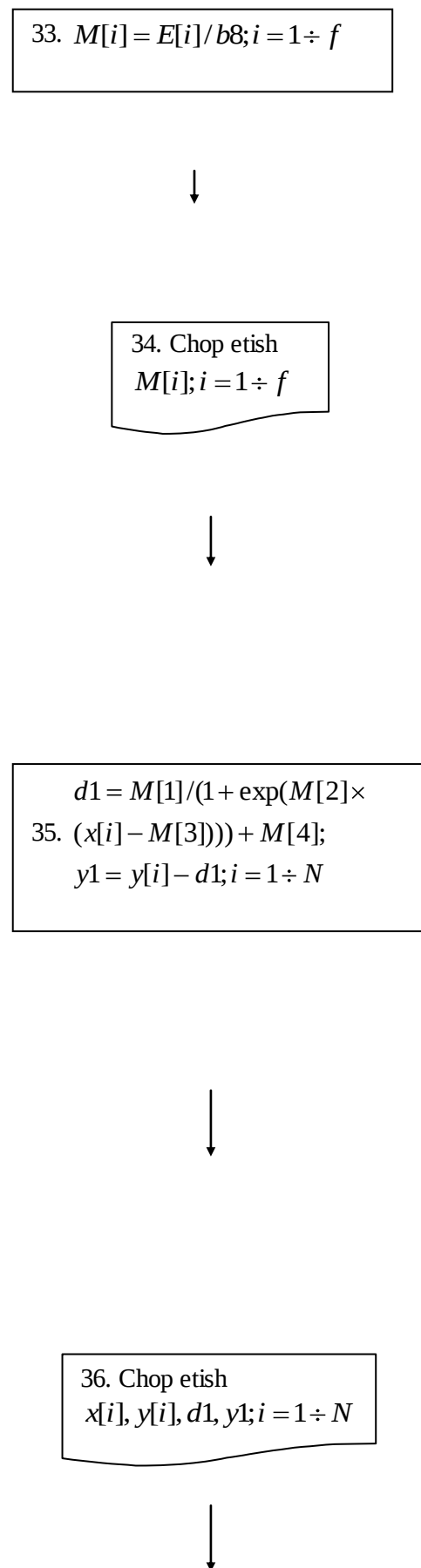
$$R = R + (y[i] - y1)^2; i = 1 \div N$$

5.3.3-rasm. Nuqtaviy subyektiv bayesli baholarni hisoblash algoritmining blok-sxemasi

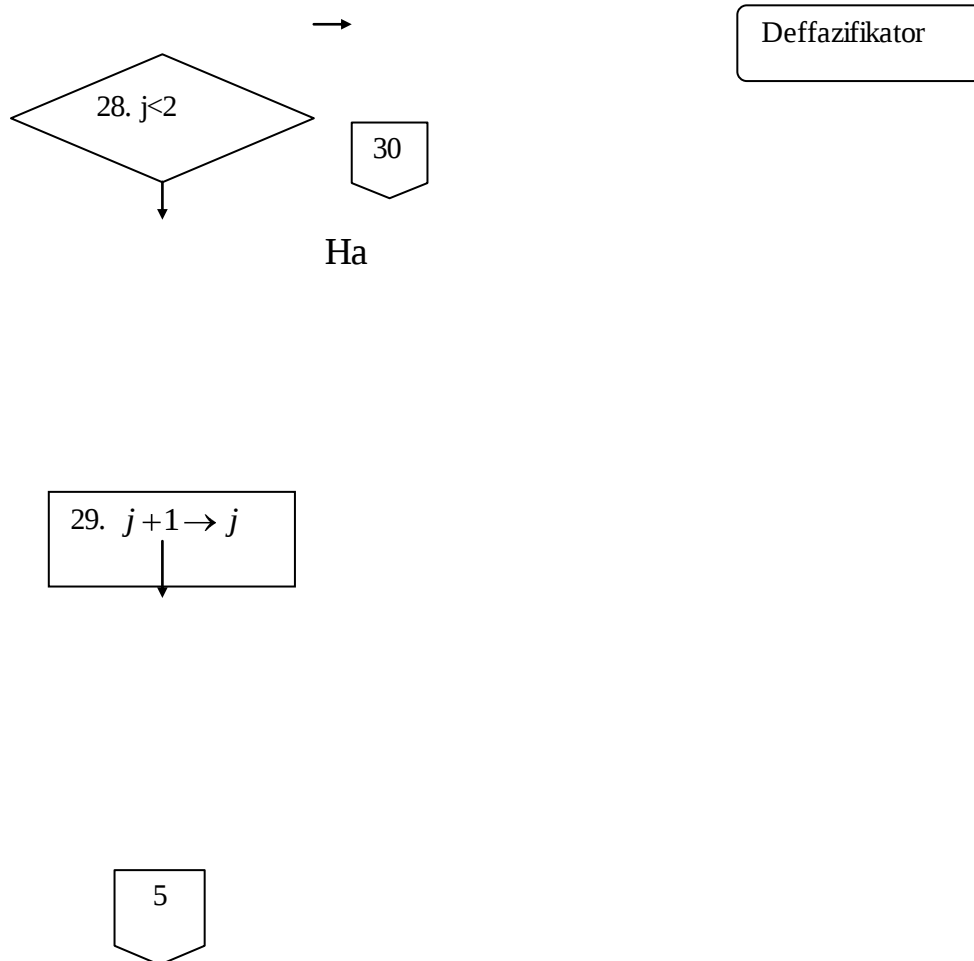




Yo'q



Yo'q



5.3.3-rasmning davomi

y – chiquvchi erksiz kattalik qiymatlarining massivi;
 t – chinlik funksiyasi logarifmi maksimumining baholar massivi;
 C – aprior oraliqlar chap chegaralarining massivi;
 g – aprior oraliqlar uzunliklarining massivi;
 $E - H$ tasodifiy sonlarning o'rtacha qiymatlari;
 M – regression model parametrlarining baholari;
 m_1 - regression model parametrlari baholarining dispersiyasi;
 δ - ko'p o'lchovli integralni hisoblashdagi nisbiy aniqlik.
 Algoritmning blok-sxemasi quyidagi operatorlardan tarkib topgandir:
 1 – joriy ma'lumotlarni kiritish operatori;
 2,3,4,5,6 – qiymat berish operatorlari;
 7 – statistik tadqiqotlar siklini boshlash operatori;
 8 – u tekis tasodifiy sonlarni generatsiyalash va ularni masshtablash;

- 9 –bo'shatish operatori;
- 10,11 – chinlik funksiyasi logarifmini hisoblash operatori;
- 12 – shartli operator;
- 13 – qiymat berish operatori;
- 14 – shartli operator;
- 15,16 – qiymat berish operatorlari ;
- 17 – shartli operator;
- 18 – chinlik funksiyasi, dispersiya va chinlik funksiyasining o'rta qiymatini hisoblash operatori;
- 19 – solishtirish operatori;
- 20 – qiymat berish operatori;
- 21- parametrlarning bahosini va ularning dispersiyasini hisoblash operatori;
- 22- statistik tadqiqotlar siklining tugaganligini tekshiruvchi operator;
- 23 – statistik tadqiqotlar sonining hisoblagichi;
- 24- solishtirish operatori;
- 25 – masshtabli parametрни aniqlashtirish operatori;
- 26 – chop etish operatori;;
- 27 – qiymat berish operatori;
- 28 – statistik tadqiqotlar siklining tugaganligini tekshirish operatori;
- 29 –siklning hisoblagichi;
- 30 – chop etish;
- 31 – integrallashtirishning nisbiy aniqligini hisoblash operatori;
- 32 – chop etish operatori;
- 33 – parametrlarning bahosini hisoblash operatori;
- 34 – chop etish operatori;
- 35 – bashorat qilingan qiymatning chiquvchi kattalikning o'lchangan qiymatidan chetlashishini hisoblash operatori;
- 36 – chop etish operatori.

3.3.4. Regression modelning parametrlarini bayesli oraliq baholash algoritmi

Algoritmda o'zgaruvchilarning quyidagi belgilashlaridan foydalaniladi (3.3.4-rasm):

- N – kuzatuvlar soni;
- n – kuzatilayotgan obyektning kiruvchi kattaliklari soni;
- f – regression model parametrlarining soni;
- i, j, k, S – sikllardagi parametrlar;
- S_2 – masshtab o'zgarmasi;
- B_9 – Q masshtabli parametрни aniqlash uchun ketgan tasodifiy sonlar miqdori;
- W – statistik tajribalar sikllarining soni;
- U – model parametrlari ishonch sohasining ahamiyatlilik darajasi;
- C – integrallashtirishdagi to'g'ri burchakli sohaning quyi chegaralari massivi;

g – integrallashtirishdagi to'g'ri burchakli soha tomonlarining o'lchamlari massivi;

d – baholanuvchi parametrlar qiymatlarining quyi chegaralar massivi;

y – obyektning chiquvchi kattaligi;

$X[1:n]$ – obyektning kiruvchi kattaliklari;

$A[1:20]$ – chinlik funksiyasi logarifmi diskret tenglamalaridagi qiymatlarining massivi;

B_{10} – bloklarni almashtiruvchi o'zgarmas;

Q – masshtab o'zgarmasi;

B_{15} – chinlik funksiyasining maksimal qiymati;

L – chinlik funksiyasining logarifmi;

R – chinlik funksiyasi;

z – L kattalikning diskret tenglamalar oralig'idagi qiymatlar massivi;

P – L kattalikni berilgan diskret tenglamalar oralig'ida topishning ehtimolliklari qiymatlari massivi;

B_8 – chinlik funksiyasining o'rta qiymati;

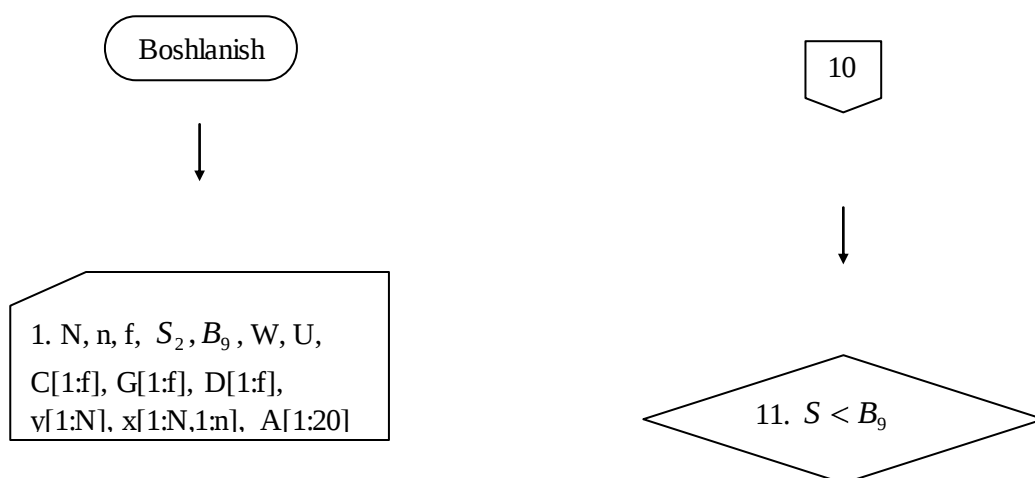
t – chinlik funksiyasi logarifmining maksimumini baholash;

δ – integralni hisoblashning nisbiy aniqligi;

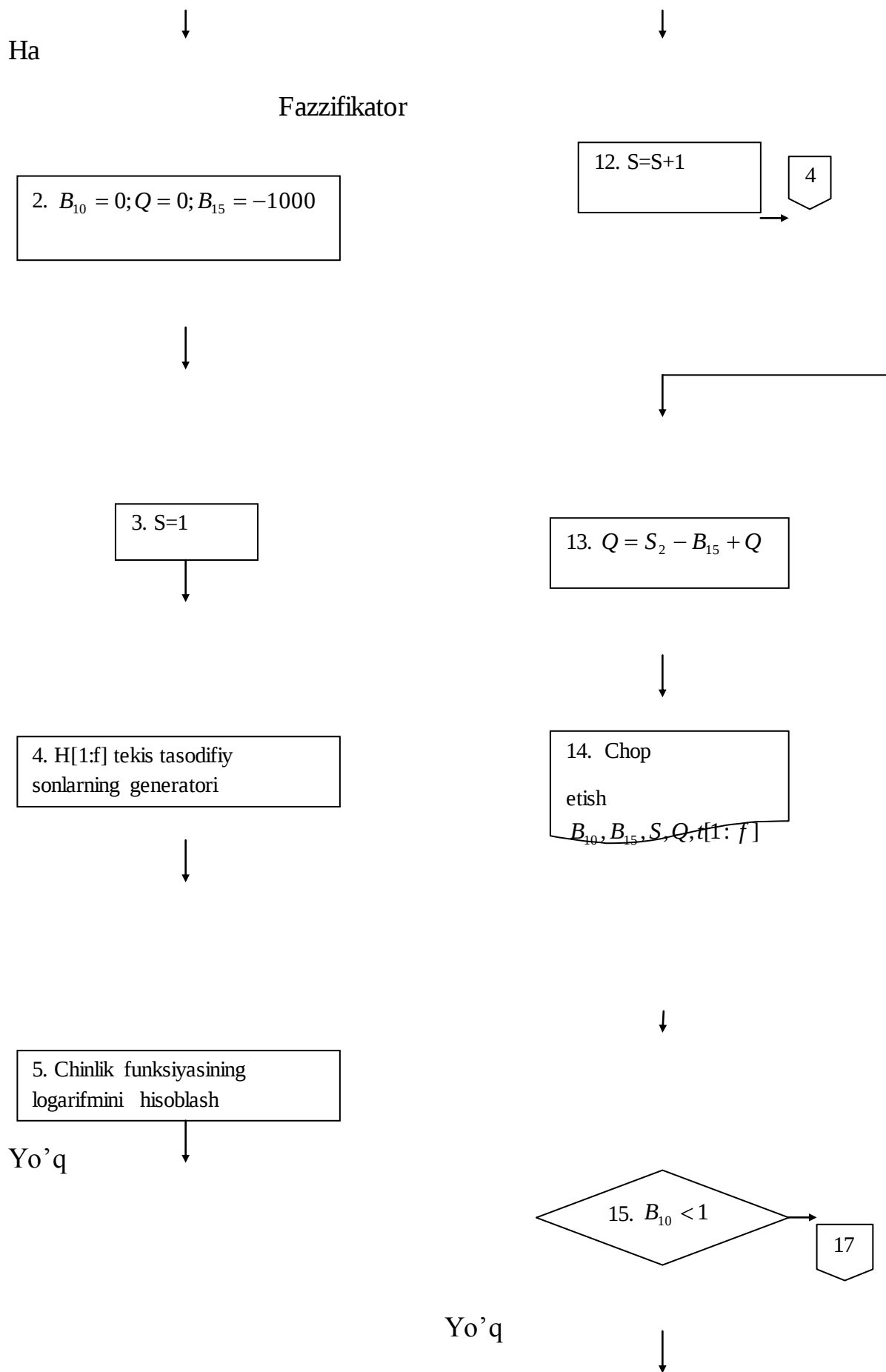
b_7 – ishonch oralig'ini $P = 1 - \alpha$ ehtimollik bilan tavsiflovchi parametrlar;

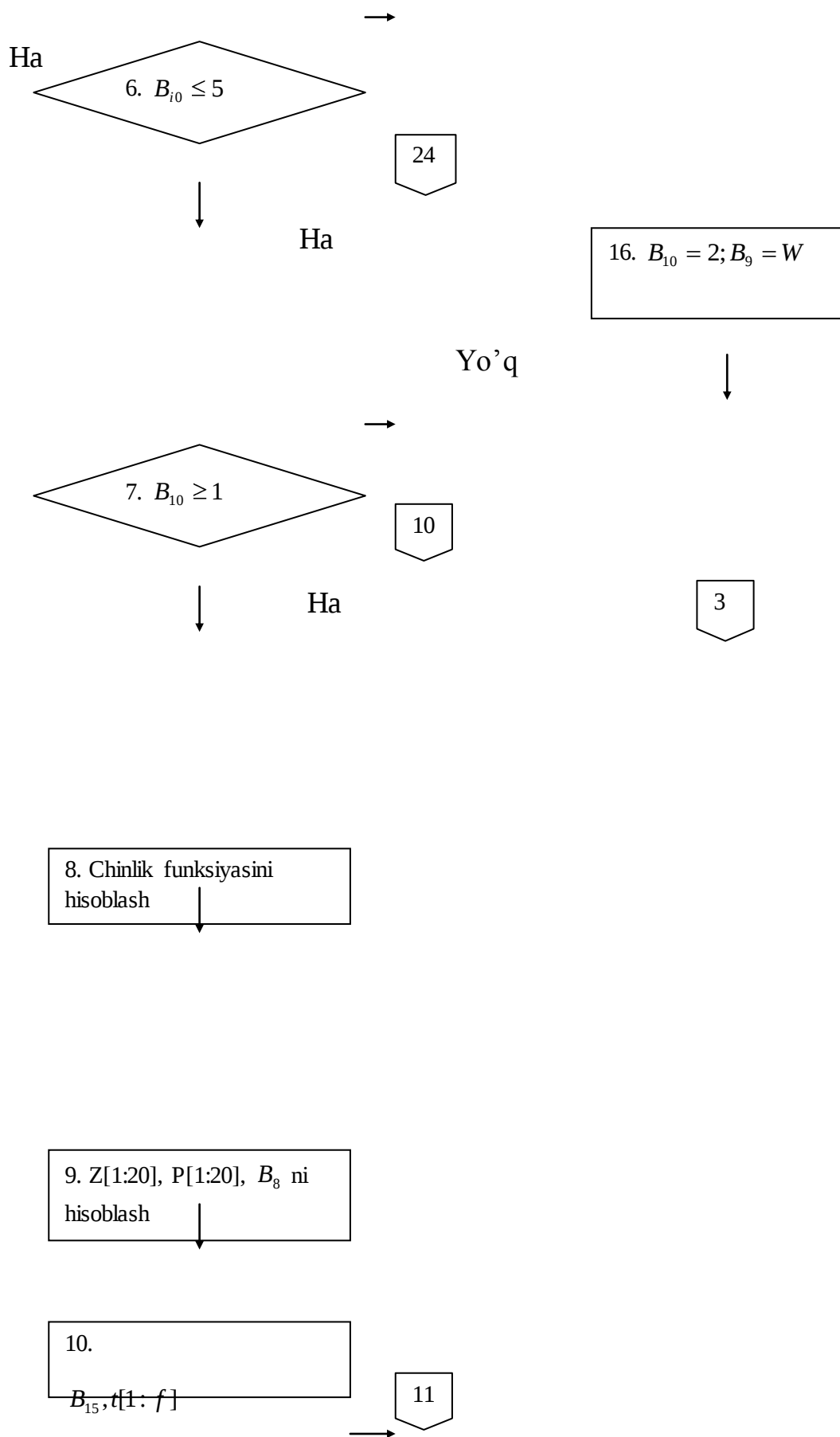
H – ishonch sohasi chegaraviy nuqtalarining massivi;

$M[1:f]$ – integrallashtirishning to'g'ri burchakli sohasini skanerlash uchun kerak bo'ladigan qadamlarning qiymatlar massivi;

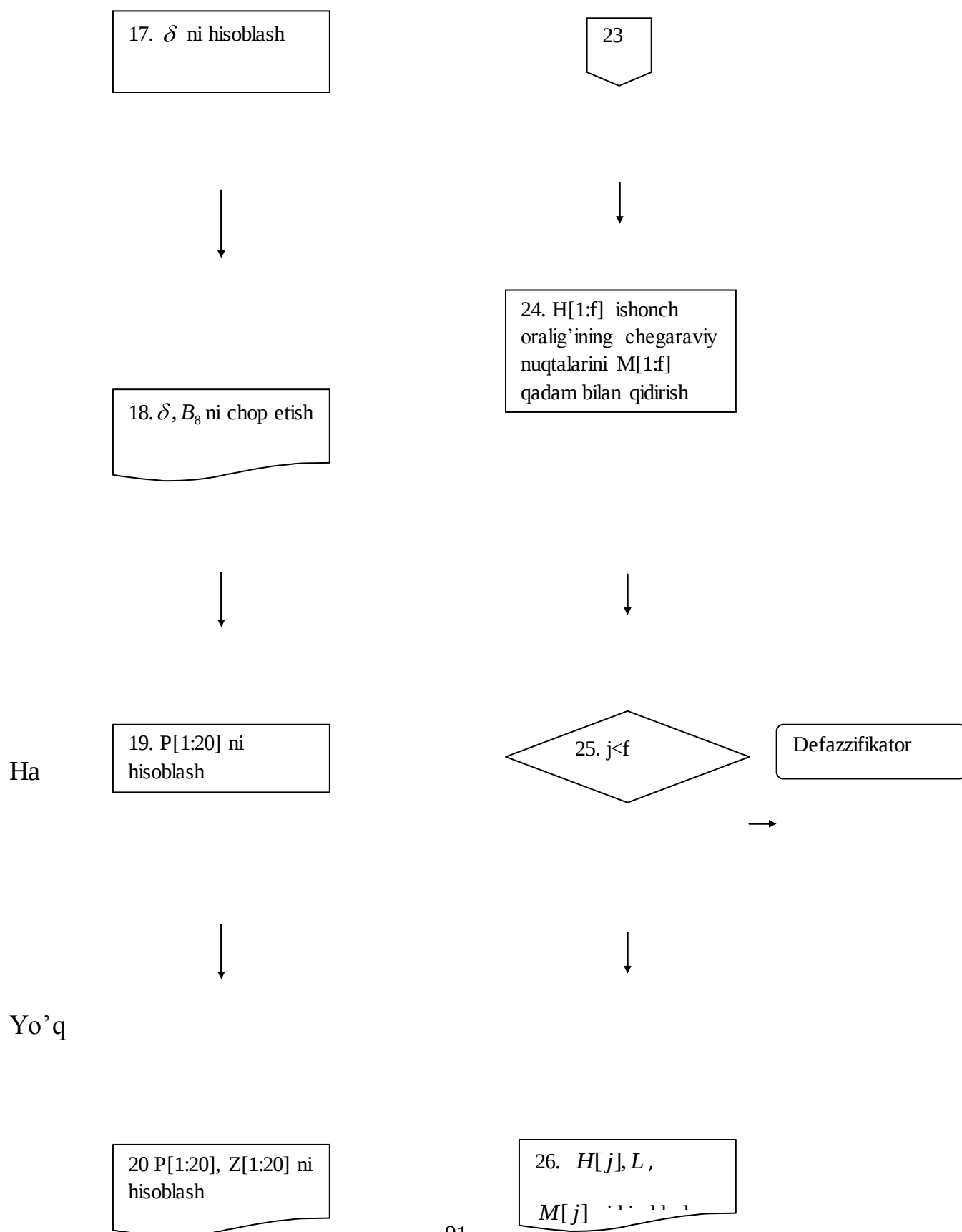


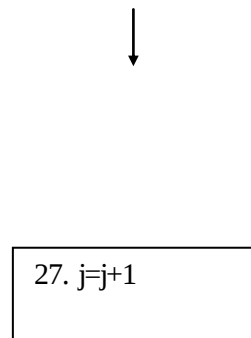
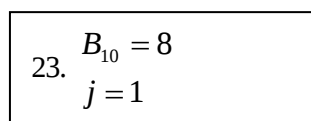
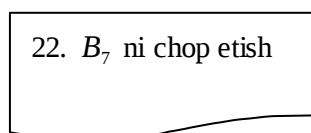
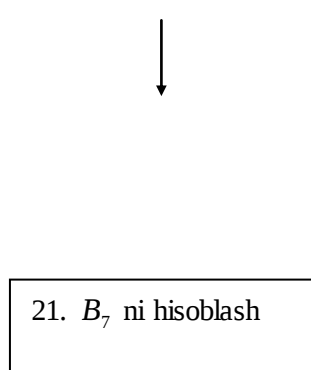
Yo'q





3.3.4-rasm. Regression modelning parametrlarini bayesli oraliq baholash algoritmining blok- sxemasi





3.3.4-rasmning davomi

Algoritm quyidagi operatorlardan tarkib topgandir:

- 1 – joriy ma'lumotlarni kiritish operatori;
- 2 – bloklarni almashtirgichning boshlang'ich qiymatlarini berish operatori;
- 3 – statistik tadqiqotlar siklini boshlash operatori;
- 4 – tekis tasodifiy sonlar generatori;
- 5 – chinlik funksiyasining logarifmini hisoblash operatori;
- 6, 7 – bloklarni almashtirish shartlarini tekshirish operatorlari;
- 8 – chinlik funksiyasini hisoblash operatori;
- 9 – chinlik funksiyasi qiymatlari ehtimolliklarining taqsimlanish funksiyasi qiymatlarini hisoblash operatori;
- 10 – chinlik funksiyasi logarifmining maksimumini va maksimal chinlik baholarini hisoblash operatori;
- 11, 12 – statistik tajribalar siklining tugaganligini tekshirish operatorlari;
- 13 – masshtab koefitsiyentini aniqlashtirish;
- 14 – chop etish operatori;
- 15 – bloklarni almashtirish shartini tekshirish operatori;
- 16 – qiymat berish operatori;
- 17 – integrallashning nisbiy aniqligini hisoblash operatori;
- 18 – chop etish operatori;
- 19 – chinlik funksiyasi qiymatlarining diskret nuqtalardagi taqsimlanish funksiyasini hisoblash operatori;
- 20 – chop etish operatori;
- 21 – α ahamiyat darajali parametrlarning ishonch sohasini aniqlovchi b_7 parametрни hisoblash operatori;
- 22 – chop etish operatori;
- 23 – qiymat berish operatori;
- 24 – ishonch sohasining chegaraviy nuqtalarini qidirish;
- 25 – siklning tugaganligini tekshirish;
- 26 – chop etish operatori;
- 27 – siklning hisoblagichi.

3.3.5. Regressiya funksiyasining bayesli ishonch oralig'ini qurish algoritmi

Algoritmda quyidagi belgilashlardan foydalaniladi (3.3.5-rasm):

N – kuzatuvlar soni;

n – bashorat nuqtalarining soni;

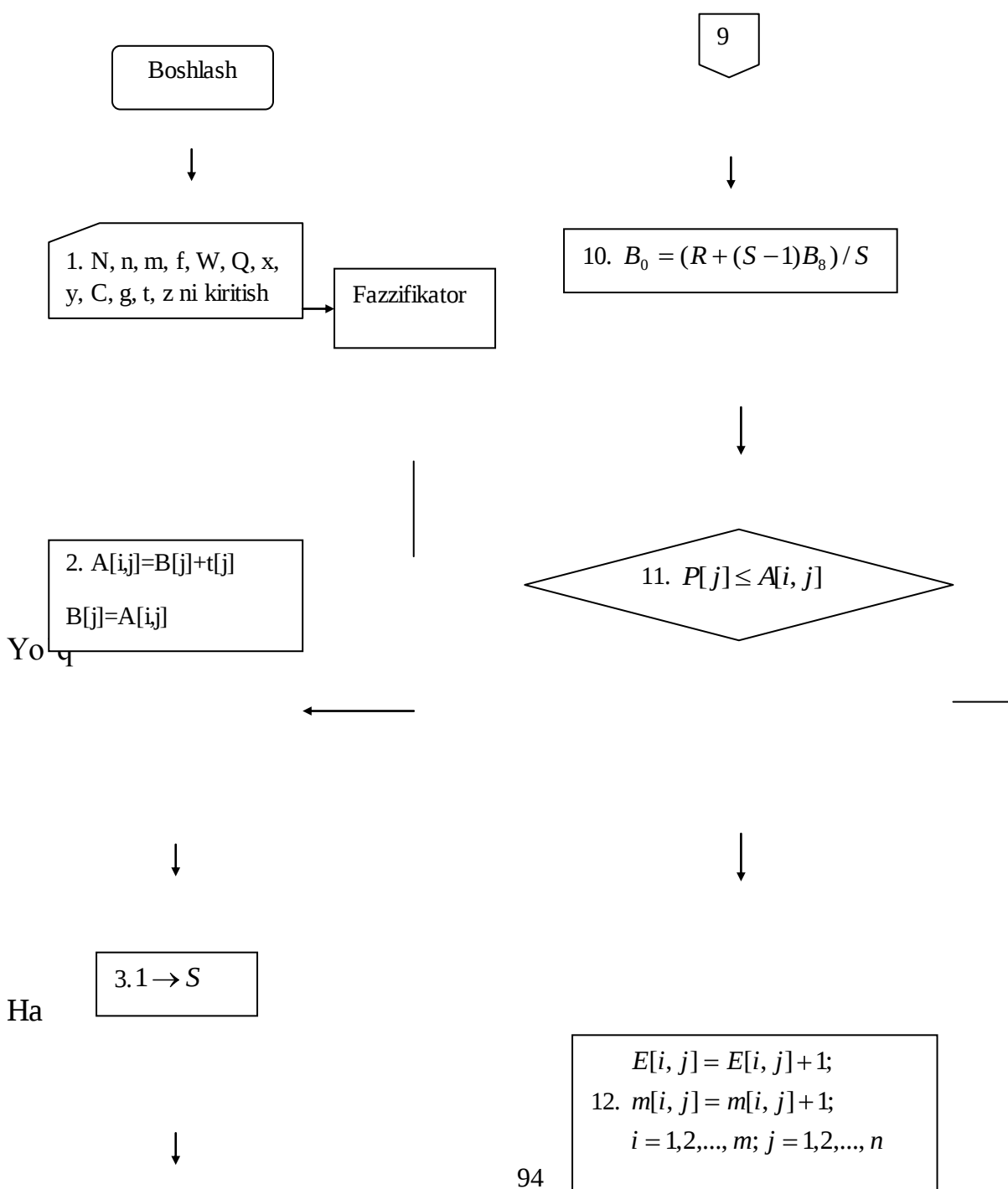
m – oraliqlar soni;

f – regression model parametrlarining soni;

i, j, k, S – sikllarning parametrlari;

W – statistik tajribalarning sikllari soni;

x – kiruvchi kattalik qiymatlarining massivi;



4. Tekis tasodifiy
sonlar generatori U



5. $H[k] = Ug[k] + C[k]$
 $k = 1, \dots, f$

Ha



6.
$$y1 = H[4] + \frac{H[1]}{1 + \exp(H[2] \times (z[j] - H[3]))};$$

 $P[j] = y1; j = 1, 2, \dots, n$

YO q

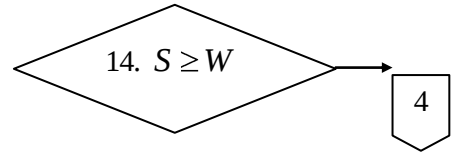


7.
$$y1 = H[4] + \frac{H[1]}{1 + \exp(H[2] \times (x[j] - H[3]))};$$

 $R = R(y[j] - y1) \uparrow 2; j = 1, 2, \dots, n$



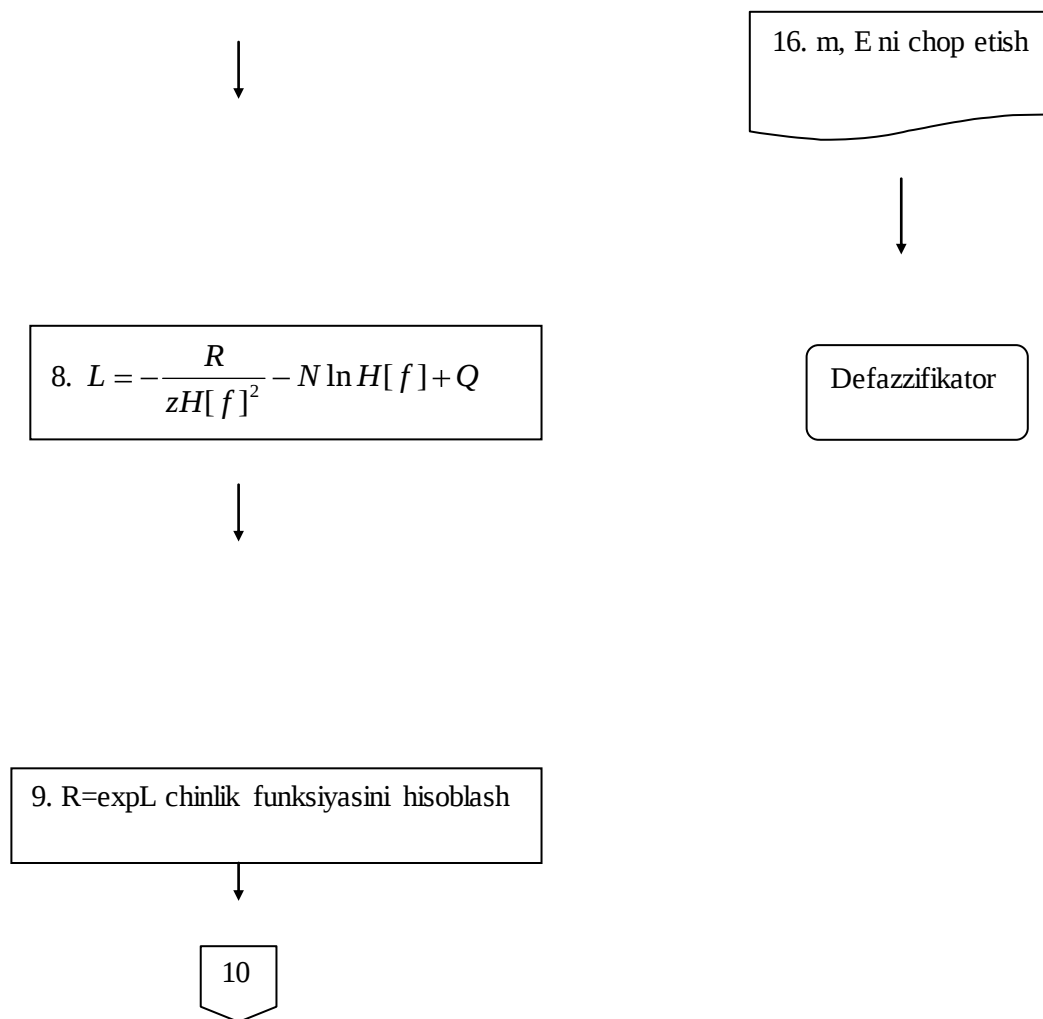
13. $S + 1 \rightarrow S$



15.
$$m[i, j] = \frac{m[i, j]}{B_8(S - 1)};$$

 $i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n$





3.3.5-rasm. Bayesli ishonch oralig'ini qurish algoritmining blok-sxemasi

y – chiquvchi kattalik qiymatlarining massivi;
 C – integrallashdagi to'g'ri burchakli sohaning quyi chegaralari massivi;
 g – integrallashning to'g'ri burchakli sohadagi tomonlarning o'lchamlar massivi;
 t – regressiya funksiyasi argumentining oraliqlar massivi;
 z – kiruvchi kattalikning nazorat nuqtalari;
 A – regressiya funksiyasini kvantorlashning tugunlar massivi;
 B – oraliqlarning chap chegaralari massivi;
 H – normallangan tasodifiy son;
 U – generatsiyalangan tasodifiy son;
 y_1 – chiquvchi kattalikning bashorat qilingan qiymati;
 P – chiquvchi kattalikning z nuqtalarda bashorat qilingan qiymatlar massivi;
 R – chiquvchi kattalikning chetlatish kvadratlarining yig'indisi;

L – chinlik funksiyasining logarifmi;
 B_0 -chinlik funksiyasining o'rtta qiymati;
 E – regressiya funksiyasidagi j -nuqtaning i -oralig'idagi nuqtalar soni;
 $m[i,j]$ – regressiya funksiyasi i -oralig'i argumentining j -nazorat nuqtasidagi ehtimoli.

Algoritm quyidagi operatorlardan tarkib topgan:

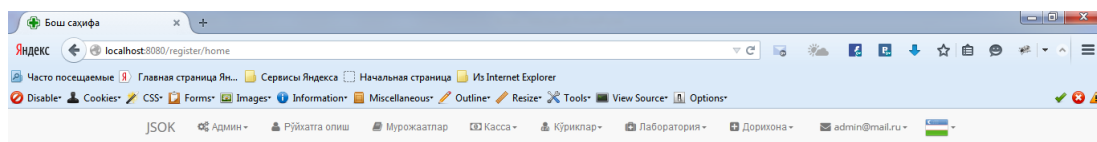
- 1 – joriy ma'lumotlarni kiritish operatori;
- 2 – y chiquvchi kattalikni x kiruvchi kattalikning nazorat nuqtalaridagi kvantorlash tugunlarini hisoblash operatori;
- 3 – statistik tadqiqotlar siklining operatori;
- 4 – tasodifiy tekis taqsimlangan sonlarni generatsiyalash;
- 5 – tasodifiy sonlarni masshtablash operatori;
- 6, 7 – chiquvchi kattalikni kiruvchi kattalikning nazorat nuqtalarida hisoblash operatori;
- 8 – chinlik funksiyasining logarifmini hisoblash operatori;
- 9 – chinlik funksiyasini hisoblash operatori;
- 10 – chinlik funksiyasining o'rtta qiymatini hisoblash operatori;
- 11, 12 – tasodifiy nuqtalarni hisoblash va j -nazorat nuqtaga nisbatan chinlik funksiyasi yig'indisini hisoblash operatorlari;
- 13 – siklning hisoblagichi;
- 14 – siklning tugaganligini tekshirish operatori;
- 15 – regressiya funksiyasi i -oralig'ining j -nazorat nuqtadagi ehtimolini hisoblash operatori;
- 16 – natijalarni chop etish operatori.

3.3.6. Regressiya model parametrlari ishonch sohasining ikki o'lchovli kesishmalarini qurish algoritmi

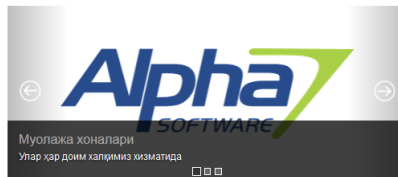
Algoritmda o'zgaruvchilarning quyidagi belgilashlaridan foydalaniladi (3.3.6-rasm):

- N – kuzatuvlar soni;
 - n – bashorat nuqtalarining soni;
 - f – baholanuvchi parametrlarning soni;
 - U, E – koordinatalarga asosanib ishonch oralig'ining kesishmasi quriladigan parametrlarning raqamlari;
 - $B - \alpha$ ahamiyat darajasiga nisbatan baholanuvchi parametrlarning ishonch oralig'ini aniqlovchi C_α parametrlarning qiymatlar massivi;
 - S – parametrlar aprior sohasining quyi chegaralari massivi;
 - M – parametrlar aprior sohasining yuqori chegaralari massivi;
 - T – parametrlarni diskretlashtirish qadamining qiymatlari massivi;
 - X – obyektning kiruvchi kattaliklar qiymatlarining massivi;
 - y – obyektning chiquvchi kattaliklar qiymatlarining massivi;
 - j – α ning uchta ishonch darajasiga nisbatan kesishmalar sonini hisoblagichi;
 - P – parametrlar fazosida harakatlanish omili;
 - C, D – ishonch sohasining koordinatalari;
 - L – chinlik funksiyasining logarifmi;
 - AK – ishonch oralig'i nuqtalarining massivi.
- Algoritm quyidagi operatorlardan tarkib topgandir:
- 1 – masalaning o'zgarishlarini kiritish operatori;
 - 2 – joriy ma'lumotlar massivini skanerlashtirilgan sirt bo'ylab kiritish operatori;
 - 3 – qiymat berish operatori;
 - 4 – chinlik funksiyasining logarifmini hisoblash operatori;
 - 5 – ishonch sohasi chegarasining o'tish shartini tekshirish operatori;
 - 6 – C koordinata o'qi bo'ylab harakatlanish operatori;
 - 7, 8 – parametrlar aprior sohasining yuqori chegarasiga erishish shartini tekshirish operatori;
 - 9 – kesishmalar sonini hisoblash operatori;
 - 10 – joriy nuqtaga qaytish operatori;
 - 11, 12, 13 – C o'q bo'ylab, boshlang'ich qadam bilan skanerlash siklini boshlash operatori;
 - 14 – D bo'yicha quyi chegaraga erishilganlik shartini tekshirish operatori;
 - 15 – koordinata o'qlarining raqamlarini chop etish operatori;
 - 16-20 – sohaning keyingi kesimiga o'tish operatorlari;
 - 21 – sohaning chegarasida harakatlanish qadamining kattaligini nazorat qilish operatori;

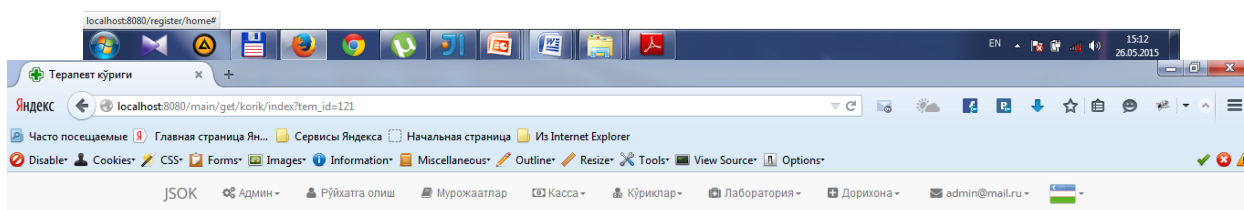
22 – kichik qadam bilan harakatlanish operatori;
23 – chegaraviy nuqtaning koordinatalarini chop etish operatori;
24 – harakatlanish belgisini tekshirish operatori;
25, 26 – sohaning kesim nuqtalarini xotiraga yozish operatori;
27 – kesim nuqtalarining sonini hisoblash operatori;
28 –harakatlanishning joriy nuqtasiga qaytish operatori;
29, 30 – kesim raqamini tekshirish operatori;
31, 32 – qiymat berish operatori;
33 –natijalarni navbatdagi kesimni qurish maqsadida grafik ko'rinishda chiqarish.



ТОШКЕНТ АХБОРОТ ТЕХНОЛОГИЯЛАРИ УНИВЕРСИТЕТИ
Манзил: Тошкент ш. А.Темур кўчаси 108. Телефонлар: +99894-187-00-22



Тиббий хизмат кўрсатиш бўйича автоматлаштирилган иш жойи
Z-арифметика орқали касаллик турини автоматик аниқлаш



Кўриш + Терапевт кўриги Устунлар Усқуналар

Показать 10 записей Поиск:

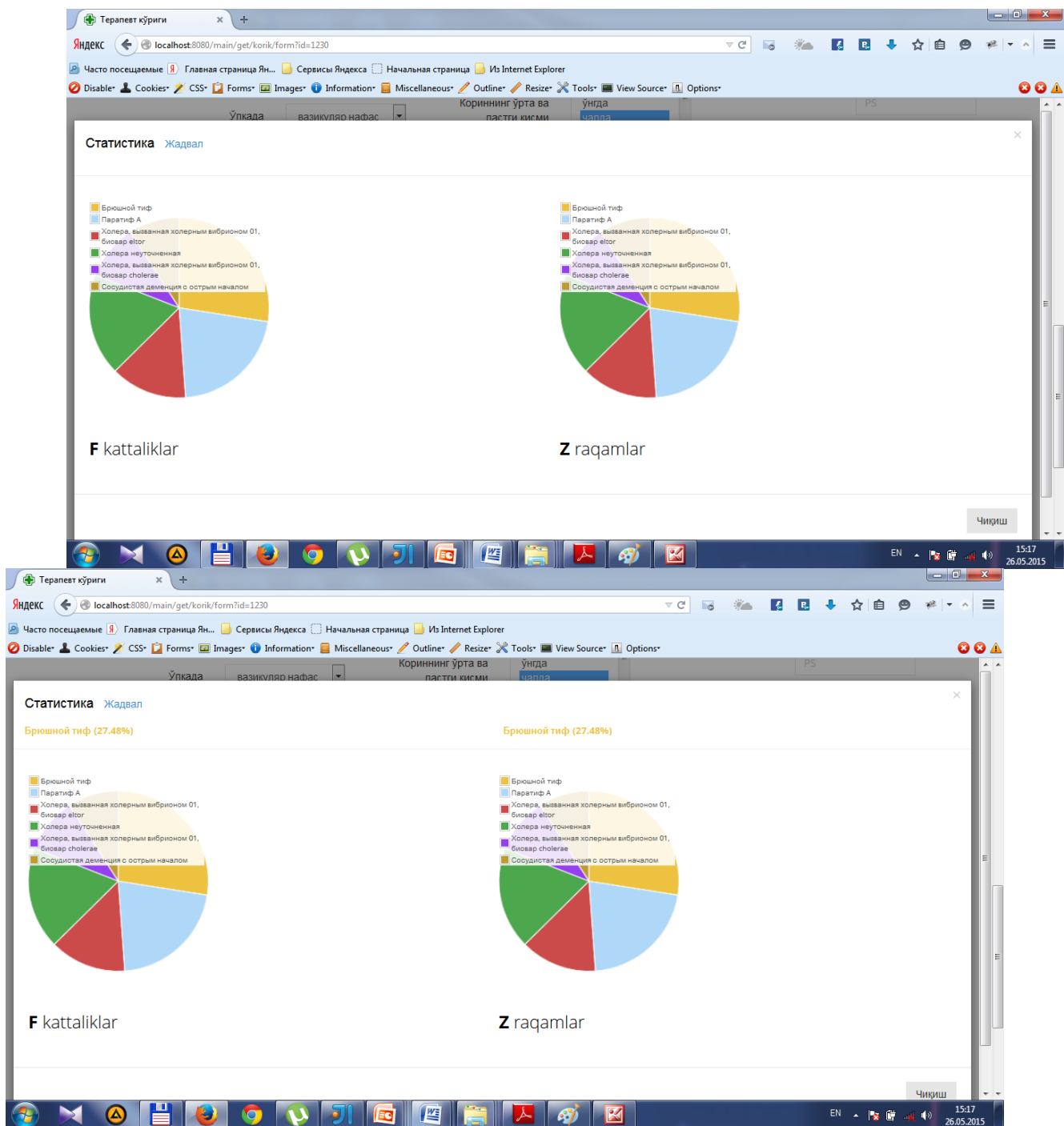
№	Ф.И.Ш.	Туғилган вақти	Киритилди	Доктор	Тахрирлаш
1230	Mamayev Elyor Sherqulovich	26.05.2015	26-05-2015 13:23	Шамшод Содиқов	 
1229	ГАФФОРОВ АБДУЗОХИД АБДУВАХИДОВИЧ	09.10.2014	26-05-2015 13:17	Шамшод Содиқов	 
1228	Ходжаев Озод Шерқуллович	23.05.2015	26-05-2015 13:16	Шамшод Содиқов	 
1227	Ходжаев Озод Шерқуллович	23.05.2015	26-05-2015 13:14	Шамшод Содиқов	 
1226	ГАФФОРОВ АБДУЗОХИД АБДУВАХИДОВИЧ	09.10.2014	26-05-2015 13:14	Шамшод Содиқов	 
1207	Ходжаев Озод Шерқуллович	23.05.2015	25-05-2015 23:10	Шамшод Содиқов	 
1206	Ходжаев Озод Шерқуллович	23.05.2015	25-05-2015 23:07	Шамшод Содиқов	 
1186	АБДУКОДИРОВ АБДУМАЛИК	09.10.2014	23-05-2015 09:23	Шамшод Содиқов	 
1171	АБДУКОДИРОВ АБДУМАЛИК	09.10.2014	27-04-2015 21:39	Остонов Муҳриддин	 
1170	БЕРДИЕРОВ ДИЛШОД АБДУХАЛИКОВИЧ	07.11.2014	27-04-2015 21:37	Остонов Муҳриддин	 

Записи с 1 до 10 из 14 записей

< 1 2 >



101



Терапевт кўриги

Яндекс localhost:8080/main/get/konik/form?id=1230

Часто посещаемые Главная страница Ян... Сервисы Яндекса Начальная страница Из Internet Explorer

Disable Cookies CSS Forms Images Information Miscellaneous Outline Resize Tools View Source Options

Ўлкада вазикўляю нафас Кориннинг ўрта ва пастти кismi унда PS

Статистика [Диаграмма](#)

Параметр	Қиймати	Сони	МКБ
Бодомсимон безлар	доимлидай	3/5	Паратиф А
Ўлкада хириллашлар	нам	1/3	-----
Юрак товуши	I товуш акценти аортада	1/2	-----
Систолик шовкин	ўнг II ковурга орасида	2/5	Холера неуточненная
Кориннинг ўрта ва пастти кismi	чапда	3/8	Холера неуточненная
Сийиши	огрикли	3/7	Холера неуточненная
PS	коникарли тўлган	1/2	-----
Тип	нам	5/10	Холера неуточненная
Тери колпамаси	доимлидай	4/7	Паратиф А
Бўтимлар	ўзгарган	4/8	Паратиф А

Чирши

Терапевт кўриги

Яндекс localhost:8080/main/get/konik/form?id=1230

Часто посещаемые Главная страница Ян... Сервисы Яндекса Начальная страница Из Internet Explorer

Disable Cookies CSS Forms Images Information Miscellaneous Outline Resize Tools View Source Options

Ўлкада вазикўляю нафас Кориннинг ўрта ва пастти кismi унда PS

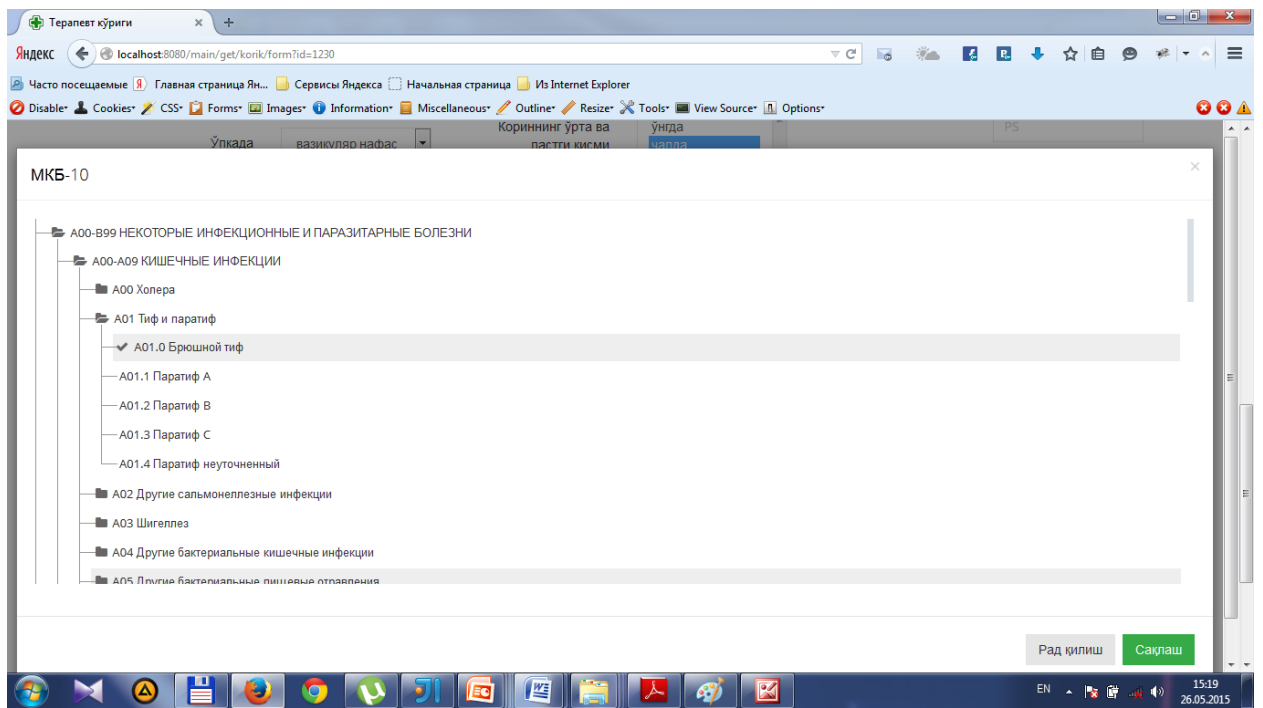
МКБ-10

- A00-B99 НЕКОТОРЫЕ ИНФЕКЦИОННЫЕ И ПАЗИТАРНЫЕ БОЛЕЗНИ
 - A00-A09 КИШЕЧНЫЕ ИНФЕКЦИИ
 - A00 Холера
 - ☒ A00.0 Холера, вызванная холерным вибрионом 01, биовар cholerae
 - A00.1 Холера, вызванная холерным вибрионом 01, биовар eltor
 - A00.9 Холера неуточненная
 - A01 Тиф и паратиф
 - A02 Другие сальмонеллезные инфекции
 - A03 Шигеллез
 - A04 Другие бактериальные кишечные инфекции
 - A05 Другие бактериальные пищевые отравления
 - A06 Амебиаз
 - A07 Другие протозойные кишечные болезни

Рад қилиш Сақлаш

15:18 26.05.2015

15:19 26.05.2015



XULOSA

Har xil tabiatli noaniqliklarni hisobga olish va to'g'ri matematik shakllantirish zarurati yechilayotgan masalaning murakkabligi ortib borishi bilan o'sib boradi. Murakkab tizimlarni funksionallashtirish jarayonining ta'rifini sinchkovlik bilan o'rganishni chuqurlashtirish orqali noaniqlik darajasini pasaytirish imkoniyatlari amaliyotda juda cheklangan. Gap shundaki, L.Zadening mos kelmaslik tamoyiliga muvofiq, modelni sinchkovlashtirib borish bilan, noaniq omillar soni ortib boraveradi, bu esa natijalarning noaniqligini oshiradi. Natijada, modelni murakkablashtirishning ma'lum bir bosqichida model deyarli ma'noga ega bo'lmay qoladi. Aslida L.Zadening noaniqlik tamoyili ilgari chegarasiz ko'ringan matematik modellashtirish usullarining imkoniyatlariga chegaralar qo'yadi.

Noaniqliklarni tahlil qilish va shakllantirish masalalarining ahamiyati kitobning tuzilmasini aniqlab berdi. Kitobda noravshan to'plamlarga tegishlilik funksiyalari, shuningdek oraliq va noravshan-oraliq argumentlarga bog'liq tegishlilik funksiyalari yordamida xususiy mezonlarni shakllantirish usullari hamda statistik modellashtirishning masalalari ko'rib chiqilgan. Muqobillashtirish masalalarida qo'llashga mo'ljallangan to'g'ri determinatsiyalangan matematik modellarni qurishning uslubiy tamoyillari bayon etilgan. Oxirgi boblarda g'o'za yetishtirish masalalarini mukammallashtirish maqsadida yuqorida bayon etilgan uslubiyatlardan foydalanishning aniq misollari ko'rib chiqilgan. Tizimlarni imitasion modellashtirishda oraliq tahlil va noravshan-oraliqli matematikani qo'llashning uslubiy muammolari va natijalari ta'riflangan. Noravshan-oraliqli imitasion model asosida noravshan-oraliqli modelga misol keltirilgan.

Aniq misollardan foydalangan holda noaniqlik sharoitlarida statistik modellarning parametrlarini baholash uslublari ta'riflangan.

Foydalanilgan manbalar ro'yxati

1. Алиев Р.А., Либерзон М.И. Методы и алгоритмы координации в промышленных системах управления. М: Радио и связь, 1987. -208с.
2. Алиев Р.А., Абдикеев Н.М., Шахназаров М.М. Производственные системы с искусственным интеллектом. - М: Радио и связь. 1990. - 264 с
3. Алиев Р.А., Церковный А.Е., Мамедова Г.А. Управление производством при нечеткой исходной информации. –М:Энергеатомиздат, 1991. –240с.
4. Алиев Р.А. Интеллектуальные роботы с нечеткими базами знаний, Радио и связь, 1995, -176с.
5. **Алиев Р.А., Алиев Р.Р. Теория интеллектуальных систем и ее применение. - Баку, Изд-во Чашыюглы, 2001. – 720 С.**
6. Абрамович Ф.П., Вагенкнехт М.А., Хургин Я.И. Решение нечетких систем линейных алгебраических уравнений LR-типа.-В сб.: Методы и системы принятия решений.Рига:РПИ,1987,с.35-47.
7. Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика. Исследование зависимостей. М.: Финансы и статистика, 1985.
8. Алтунин А.Е.,Востров Н.Н. Методы определения функций принадлежности в теории размытых множеств. Труды ЗапсибНИГНИ, Тюмень, вып. 154, 1980, с.62-72.
9. Алтунин А.Е., Востров Н.Н. Оптимизация многоуровневых иерархических систем на основе теории размытых множеств и методов самоорганизации. В сб.: "Проблемы нефти и газа Тюмени", Тюмень, вып. 42, 1979, с.68-72.
10. Алтунин А.Е., Семухин М.В. Модели и алгоритмы принятия решений в нечетких условиях. Тюмень: Изд-во Тюменского государственного университета, 2000. - 352 с.
11. Алексеев А.В. Проблемы разработки математического обеспечения выполнения нечетких алгоритмов. - В сб.: Модели выбора альтернатив в нечеткой среде.-Рига, 1984, с. 79-82.
12. Алексеев А.В. Применение нечеткой математики в задачах принятия решений. - В сб.: Методы и системы принятия решений. - Рига: РПИ, 1983, с. 38-42.
13. Аленфельд Г., Херцбергер Ю. Введение в интервальные вычисления М: Мир, 1987, 360с.
14. Архангельский В.И., Богаенко И.Н., Грабовский Г.Г., Рюмшин Н.А. Системы фуцци-управления. – К.: Тэхника, 1997. – 208 с.
15. Артикова С., Мухамедиева Д.Т. Информатизация регулирования развития экономики Республики // Известия ВУЗов. –Т., 2000. №3.

16. Артикова С., Мухамедиева Д.Т. Реализация моделей принятия решений с учетом информационных ситуаций //Узбекский журнал энергетики и информатики.-Т. ,2000. №3.

17. Ахмедов Т.М. Мухамедиева Д.Т. Шодмонова У.А. Рациональное управление распределением и использованием ресурсов в условиях рыночной экономики. Доклады международной конференции «Устойчивое экономическое развитие и эффективное управление ресурсами в Центральной Азии». ТГЭУ и Ноттенгемский Трент Университет (Великобритания). Ташкент-Ноттенгем. 2001. –С.14-17.

18. Беллман Р., Заде Л. Принятие решений в расплывчатых условиях - В сб.: Вопросы анализа и процедуры принятия решений. М: Мир, 1976, с.172-215.

19. Бертсекас Д. Условная оптимизация и методы множителей Лагранжа. М.: Радио и связь, 1987.

20. Берштейн Л.С., Боженюк А.В. Нечеткие модели принятия решений: дедукция, индукция, аналогия. Таганрог: Изд-во ТРТУ, 2001. - 110 с.

21. Борисов А.Н., Алексеев А.В., Меркурьева Г.В. и др. Обработка нечеткой информации в системах принятия решений.- М: Радио и связь. 1989. - 304 с.

22. Борисов А.Н., Крумберг О.А., Федоров И.П. Принятие решений на основе нечетких моделей. Примеры использования.- Рига:Зинатне, 1990.- 184 с.

23. Борисов А.Н. и др. Модели принятия решений на основе лингвистической переменной. - Рига: Зинатне, 1982. - 256с.

24. Бокша В.В., Силов В.Б. Нечеткое целевое управление системами с заданным конечным состоянием. Автоматика, N 3, 1985, с.3-8.

25. Бочарников В.П. Fuzzy-Технология: математические основы практика моделирования в экономике. Санкт-Петербург, 2001, 328 с.

26 Введение в нелинейное программирование. М.: Наука 1985.

27. Вошинин А.П., Сотиров Г.Р. Оптимизация в условиях неопределенности. - Изд-во МЭИ (СССР) и Техника (НРБ), 1989. – 224с.

28.Гермейер Ю.Б. Введение в теорию исследования операций. М.: Наука, 1971.

29. Гудмен И. Нечеткие множества как классы эквивалентности случайных множеств. В сб.: Нечеткие множества и теория возможностей. М: Радио и связь, 1986, с.241-264.

30. Гусев Л.А., Смирнова И.М. Размытые множества. Теория и приложения (обзор). Автоматика и телемеханика, N 5, 1973, с.66-85.

31.Демиденко Е.З. Линейная и нелинейная регрессии. М.: Финансы и статистика, 1981.

32. Дюбуа Д., Прад А. Теория возможностей. Приложения к представлению знаний в информатике. - М: Радио и связь. 1990. - 288 с..
33. Дюбуа Д., Прад А. К анализу и синтезу нечетких отображений. В сб.: Нечеткие множества и теория возможностей. - М: Радио и связь, 1986, с.229-240.
34. Дубенко Т.И. Идентификация и оценивание параметров в стохастических системах, описываемых уравнениями с частными производными. Автоматика и телемеханика, N 12, 1983, с.5-19.
- 35. Заде Л.А. Понятие лингвистической переменной и его применение к принятию приближенных решений. М.: Мир, 1976, 165 с.**
36. Заде Л.А. Основы нового подхода к анализу сложных систем и процессов принятия решений. - В кн.: Математика сегодня. - М.: Знание, 1974, с. 5-49.
37. Заде Л.А. Размытые множества и их применение в распознавании образов и кластер-анализе. - В сб.: Классификация и кластер. М: Мир, 1980, с.208-247.
38. Захаров А.В., Шокин Ю.И. Алгебраическое интервальное решение систем линейных интервальных уравнений $Ax = v$ и $Ax + d = v$. Препринт ВЦ СО АН СССР, N 5, Красноярск, 1987, 17с.