O‘ZBEKISTON RESPUBLIKASI
OLIY VA O‘RTA MAXSUS TA’LIM VAZIRLIGI

SAMARQAND DAVLAT UNIVERSITETI

J.I.Abdullayev, K.D.Kuliyev, K.Ostanov

AKTUAR MATEMATIKA

Uslubiy qo‘llanma

Samarqand 2019

UDK 519.220+368
BBK 22.17

J.I.Abdullayev, K.D.Kuliyev, K.Ostanov. Aktuar matematika: Uslubiy qo‘llanma. Samarqand: SamDU, 2019.152 s.

Kurs dasturi, ma’ruzalar matni, barcha mavxular bo‘yicha masalar yechishning namunasi va yechimi, glossariy, adabiyotlar ro‘yxatini o‘z ichiga oladi.

Asosiy matematik modellar, hayot sug‘urtasi va nafaqa sxemalarining turli ko‘rinishlari uchun hayot davomiyligi xarakteristikalarini, bir martalik va davriy mukofotlar, sug‘urta ustamalarini hisoblash uchun foydalaniladigan usullar bayon etilgan.

Ushbu qo‘llanma “Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika” mutaxassisligi magistrantlari uchun mo‘ljallangan.

Samarqand davlat universiteti o‘quv-uslubiy boshqarmasi tomonidan nasrga tavsiya etilgan.

Taqrizchilar: **X.Qarshiboyev**, fiz.-mat.fan. nomzdi, SamISI dotsenti.

H.Qurbonov, fiz.-mat.f.nomzodi, “Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika” kafedrasi dotsenti.

Ma’sul muharrir **A.Xalxo‘jayev**, fiz.-mat.fan. doktori, SamDU “Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika” kafedrasi professori.

MUNDARIJA

KIRISH

Ushbu uslubiy qo‘llanma dolzarb mavzuga bag‘ishlanganligi shundan ko‘rinadiki, hayotni sug‘urta qilishga qiziqish sug‘urta bozorining rivoji – erkin bozor iqtisodi muhim qismi bilan birgalikda oshib bormoqda. Aktuar tahlil, xususan, sug‘urta kompaniyalar va banklar faoliyatining ajralmas qismiga aylanmoqda. Sug‘urta fuqarolar, tashkilotlar va davlatning mulk manfaatlarini himoya sistemasi sifatida hozirgi jamiyatning zarur elementi hisoblanadi. U ijtimoy faoliyat barcha turlarini uzluksizligini hamda ma’lum hodisalar-sug‘urta holatlari sodir bo‘lganda kishilar hayot darajasini, daromadlarini saqlashni ta’minlaydi. Shuni ta’kidlash kerakki, odatdagi sug‘urta hisoblari orqasida sug‘urta kompaniyalari va nafaqa jamg‘armalari moliyaviy turg‘unligini ta’minlashga imkon beruvchi yetarlicha murakkab matematik nazariya yotadi.

Shapkin A. S. [19], Mironkina Yu.N. [10], Kornilov I.A. [8], Nikulina, N.N. [12] , Ventsel E. S. [3], Golubin A.Yu. [6] , Shaxov V.V. [20], Voronina N.L. [4], Gerber X. [5], Kolomina E.V. [13], Falin G.I. [16], Nikitina V.N. [11], Kasimov Yu.F. [7], N.I. Dowers. H.U. Gerber, J.C. Hickman, D.A. Jones, C.J. Nesbit [23], R.E. Beard, T. Pentikainen, E. Pesonen [24] va h.k. olimlar tomonidan o‘rganilgan bu nazariya bo‘yicha ya’ni hayot davomiyligi va u bilan bog‘liq xarakteristika va funksiyalar jadvallariga asoslangan sug‘urta nazariyasi tadbiqlar nazariy va amaliy jihatdan ochib berilgan, lekin qisqa muddatli hayot sug‘urtasi modellari, va ularning tahlili, qisqa muddatli sug‘urtada shaxsiy zararlar tahlili, yig‘indi zararning xarakteristikalarini aniq hisoblash, sug‘urta mukofotlar vazifalarning prinsiplari, qayta sug‘urta, qayta sug‘urta shartnomalari mohiyati va turli ko‘rinishlari; uzoq muddatli hayot sug‘urtasi modellari o‘zbek tilida va sistemali yetarlicha bayon etilmagan.

Shu sababdan ushbu uslubiy qo‘llanmada hayot davrining tasodifiy miqdor sifatidagi xarakteristikalari: hayot davri - tasodifiy miqdor, hayotning qoldiq davri, yaxlitlangan hayot muddati, hayot davomiyligi jadvallari kasr yoshlar uchun yaqinlashishlar; hayot davomiyligi va u bilan bog‘liq xarakteristika va funksiyalar jadvallariga asoslangan sug‘urta nazariyasi: sof yashash muddati uchun sug‘urta, renta sug‘urtasi, hayot sug‘urtasi, yil davomida bir necha marta to‘lanadigan rentalar, tayinlangan badalli jamg‘arma sug‘urtasi, sug‘urta mukofotlari, qisqa muddatli hayot sug‘urtasi modellari, ularning tahlili, qisqa muddatli sug‘urtada shaxsiy zararlar tahlili, yig‘indi zararning xarakteristikalarini aniq hisoblash, sug‘urta mukofotlar vazifalarning prinsiplari, qayta sug‘urta, qayta sug‘urta shartnomalari mohiyati va turli ko‘rinishlari va nihoyat, uzoq muddatli hayot sug‘urtasi modellari kabi masalalar batafsil bayon qilingan.

1-BOB. HAYOT DAVRINING TASODIFIY MIQDOR SIFATIDAGI XARAKTERISTIKALARI

1.1. Hayot davri tasodifiy miqdor sifatida

Hayotni sug‘urta qilish asosida bir shaxsning sug‘urta holati ro‘y bergandagi zararlar qaralayotgan paytda bu holat ro‘y bermagan katta sondagi sug‘urta qatnashchilariga taqsimlash prinsipi yotadi. Hayotdan ko‘z yumish paytining noaniqligi hayotni sug‘urta qilishda asosiy omil hisoblanadi. Alohida olingan kishining hayotdan ko‘z yumishining vaqtga nisbatan biror aniq narsa aytish qiyin. Lekin agar sug‘urta qatnashchilari katta bir jinsli odamlar guruhini tashkil etsa, biz bu guruhdagi boshqa odamlar taqdiri bilan qiziqmaymiz, u holda turg‘unlik xossasiga ega bo‘lgan ommaviy tasodifiy hodisalar haqidagi fan sifatida ehtimollar nazariyasi usullari qo‘llaniladi. U holda hayot davomiyligini T tasodifiy miqdor sifatida qarash mumkin.

Yashab qolish funksiyasi. Ehtimollar nazariyasida T tasodifiy miqdorning taqsimoti $F(x)=P(T<x)$ taqsimot funksiyasi bilan beriladi.

Aktuar matematikada taqsimot funksiyasi bilan emas qo‘shimcha taqsimot funksiyasi $\overline{F}(x)=1-F(x)$bilan ishlash qabul qilingan. Hayot davomiyligiga nisbatan $1-F(x)$ – bu insonning x yoshgacha umr ko‘rish ehtimoli $s(x)=1-F(x)$ funksiya yashab qolish funksiyasi deb ataladi: $s(x)=P(T\geq x)$.

Yashab qolish funksiyasi quyidagi xossalarga ega:

1. $s(x)$ kamayuvchi ($x\geq 0$da);
2. $s(0)=1$;
3. $s(+\infty)=0$;
4. $s(x)$ uzluksiz.

Hayot sug‘urtasi bo‘yicha aktuar hisoblarni olib borish uchun manbalardan biri hayot davomiyligi jadvallari hisoblanadi. Bu jadvallar aholining vafot etishi va uning yosh tarkibi haqidagi ma’lumotlar bo‘yicha tuziladi. Hayot davomiyligi jadvallarida odatda biror limitik yosh ω (odatda $\omega=100-120$) deb hisoblanadi va mos ravishda $s(x)=0$, $x>\omega$. Hayotdan ko‘z yumishni analitik qonunlar bilan tavsiflashda odatda umr davomiyligi chegaralanmagan deb hisoblanadi, lekin qonunlar ko‘rinishini va parametrlar shunday tanlanadiki, biror yoshdan so‘ng (keyin) yashash ehtimoli juda kichik bo‘ladi.

Yashab qolish funksiyasi oddiy statistik ma’noga ega. Faraz qilaylik, l_0 nafar chaqaloqlar guruhi nazorati qilinmoqda (odatda $l_0=100000$) va ularning nobud bo‘lish vaqtlarini tayinlash imkoniyati mavjud bo‘lsin. Bu guruhning x yoshdagi tirik vakillarining sonini $L(x)$ bilan belgilaymiz. U holda

$$l_x = EL(x) = l_0 \cdot s(x).$$

Shunday qilib, $s(x)$ yashab qolish funksiyasi chaqaloqlarning tayinlangan gruhidan x yoshgacha yashaganlarning o‘rtacha ulushiga teng.

Aktuar matematikada ko‘pincha $s(x)$ yashab qolish funksiyasi bilan emas, balki l_x miqdor bilan ish ko‘radilar (guruhning boshlang‘ich soni l_0 tayinlanadi).

Hayotdan ko‘z yumish egri chizig‘i. Ehtimollar nazariyasida uzluksiz tasodifiy miqdorni $f(x)$ taqsimot zichligi bilan tavsiflash qulay. Aktuar matematikada $f(x)=-s'(x)$ hayot davomiyligi zichligi grafigi (yoki amalda, $l_0 f(x)$ funksiyaning grafigi) hayotdan ko‘z yumish egri chizig‘i deb ataladi.

$l_0 f(x)$ miqdor oddiy statistik ma’noga ega. x yoshda vafot etgan l_0 berilgan chaqaloqlar guruhi vakillari o‘rtacha sonini qaraymiz. Bu miqdor d_x deb belgilanadi va u $d_x = l_x - l_{x+1}$ ga teng. U holda $d_x \approx l_0 f(x)$.

$s(x)$ yashab qolish funksiyasi zichlik bo‘yicha tiklanishi mumkin:

$$\int_x^\infty f(u)du = s(x),$$

Shuning uchun hayotdan ko‘z yumish egri chizig‘i hayot davomiyligining birlamchi xarakteristikasi sifatida foydalanilishi mumkin.

Hayotdan ko‘z yumish intensivligi. Ushbu

$$\mu_x = \frac{f(x)}{s(x)}$$

miqdor hayotdan ko‘z yumish intensivligi deb ataladi. x yoshga etgan inson uchun kichik t larda $\mu_x t$ miqdor taqriban $(x, x+t)$ oraliqda hayotdan ko‘z yumish ehtimolini ifodalaydi.

$s(x)$ yashab qolish funksiyasi hayotdan ko‘z yumish intensivligi bo‘yicha tiklanganligi uchun:

$$s(x) = \exp\left(-\int_x^{\infty} \mu_u du\right),$$

hayotdan ko‘z yumish intensivligi hayot davomiyligining birlamchi xarakteristikasi sifatida foydalanilishi mumkin.

Hayot davomiyligining makro xarakteristikalari. Amaliyot nuqtai nazaridan quyidagi makro xarakteristikalar muhim:

1. Hayotning o‘rtacha vaqti

$$\mathring{e}_0 = ET = \int_0^{\infty} x f(x) dx = \int_0^{\infty} s(x) dx,$$

2. Hayot davomiyligi dispersiyasi

$$DT = ET^2 - (ET)^2,$$

bu yerda
$$ET^2 = \int_0^{\infty} x^2 f(x) dx = 2\int_0^{\infty} x s(x) dx,$$

3. Hayot davomiyligi medianasi $m(0)$

$$s(m) = 0{,}5$$

tenglamaning ildizi kabi aniqlanadi. Hayot davomiyligi medianasi–bu berilgan chaqaloqlar gruhi vakillarining roppa rosa yarmi etib boradigan yosh.

Hayotdan ko‘z yumish analitik qonunlari. Ko‘p hollarda hisoblashlarni soddalashtirish, nazariy tahlil va h.k.lar uchun yashab qolish empirik funksiyasi yoki hayotdan ko‘z yumish intensivligini analitik qonunlar yordamida tavsiflash qulay. Analitik qonularning afzalligi shundaki ular uchun hayot davomiyligi xarakteristikalarini unchalik ko‘p bo‘lmagan sondagi parametrlar bo‘yicha tezda hisoblash mumkin. Shuningdek, olingan ma’lumotlar unchalik ko‘p bo‘lmagan hollarda foydalanish mumkin.

Oddiy yaqinlashish 1729 yilda de Muavr tomonidan kiritilgan, u hayot davomiyligi $(0, \omega)$ oraliqda tekis taqsimlangan, bu yerda ω – limitik yosh. De Muavr modelida $0 < x < \omega$

$$f(x)=\frac{1}{\omega}, \qquad F(x)=\frac{x}{\omega}, \qquad s(x)=1-\frac{x}{\omega}, \ \mu_x=\frac{1}{(\omega-x)}.$$

Bu funksiyalar grafiklarini $s(x)$ yashab qolish, $f(x)$ hayotdan ko‘z yumish, μ_x hayotdan ko‘z yumish intensivligi grafiklari bilan taqqoslash shuni ko‘rsatadiki, de Muavr qonuni unchalik yaxshi yaqinlashishni bermaydi. Masalan, birinchi formula $f(x)$ hayotdan ko‘z yumish egri chizig‘i gorizontal chiziqdan iborat ekanligini, empirik ma’lumotlar esa 80 yosh atrofida eng yuqori nuqta ekanligini ko‘rsatadi.

1825-yilda Gomperts tavsiya etgan modelda, μ_x hayotdan ko‘z yumish intensivligi $\mu_x = Be^{\alpha x}$ ko‘rsatkichli funksiya bilan yaqinlashadi, bu yerda $\alpha > 0$ va $B > 0$ – ba’zi parametrlar. Mos yashab qolish funksiyasi

$$s(x)=\exp\left[-B\left(e^{\alpha x}-1\right)/\alpha\right],$$

ko‘rinishga, hayotdan ko‘z yumish egri chizig‘i $f(x)=B\exp\left[\alpha x-B\left(e^{\alpha x}-1\right)/\alpha\right]$ ko‘rinishda bo‘ladi.

Meykxam 1860 yilda yuqoridagi modelni umumlashtrib, μ_x hayotdan ko‘z yumish intensivligini $\mu_x = A + Be^{\alpha x}$ ko‘rinishdagi funksiya bilan yaqinlashtirdi. A o‘zgarmas had baxtsiz hodisalar bilan bog‘liq hayot uchun xavflarni hisobga olishga imkon beradi (ular yoshga kam bog‘liq), shu bilan bir vaqtda $Be^{\alpha x}$ qo‘shiluvchi yoshning hayotdan ko‘z yumishga ta’sirini hisobga oladi. Bu modelda

$$s(x)=\exp\left[-Ax-B\left(e^{\alpha x}-1\right)/\alpha\right],$$
$$f(x)=\left[A+Be^{\alpha x}\right]\exp\left[-Ax-B\left(e^{\alpha x}-1\right)/\alpha\right].$$

Meykxamning 1889 yilda kiritgan ikkinchi qonuni μ_x hayotdan ko‘z yumish intensivligini $\mu_x = A + Hx + Be^{\alpha x}$ ko‘rinishdagi funksiya bilan yaqinlashtiradi. Bu modelda

$$s(x)=\exp\left[-Ax-Hx^2/2-B\left(e^{\alpha x}-1\right)/\alpha\right],$$
$$f(x)=\left[A+Hx+Be^{\alpha x}\right]\exp\left[-Ax-Hx^2/2-B\left(e^{\alpha x}-1\right)/\alpha\right].$$

Veybull 1939 yilda μ_x hayotdan ko‘z yumish intensivligini oddiy $\mu_x = kx^n$ ko‘rinishdagi darajali funksiya bilan yaqinlashtirishni taklif etdi. Bu modelda

$$s(x)=\exp\left(-kx^{n+1}/(n+1)\right), \qquad f(x)=kx^n\exp\left(-kx^{n+1}/(n+1)\right).$$

Erlang modelida μ_x hayotdan ko‘z yumish intensivligi $\mu_x = \dfrac{x}{a(x+a)}$ ko‘rinishdagi funksiya bilan yaqinlashtiriladi Bu modelda

$$s(x) = \frac{x+a}{a}\exp\left(-\frac{x}{a}\right), \qquad f(x) = \frac{x}{a^2}\exp\left(-\frac{x}{a}\right).$$

1.2. Hayotning qoldiq davri

Sug‘urta kompaniyasi ma’lum yoshga etgan konkret kishilar bilan ish ko‘radi. Bunday odamlarning hayot davri xossalari chaqaloqlar hayot davri xossalaridan muhim farq qiladi. Agar x yoshdagi inson sug‘urta kompaniyasiga murojaat etsa (aktuar matematikada bunday inson (x) deb belgilanadi), u holda oldindan ma’lumki u x yoshga etgan va shuning uchun bu inson bilan bog‘liq barcha tasodifiy hodisalar $T > x$ shartda qaralishi lozim.

x yoshdagi inson uchun odatda T hayot davomiyligi emas, balki $T_x = T - x$ hayotning qoldiq davri qaraladi. T_x tasodifiy miqdorning taqsimoti – bu $T > x$ shartda $T - x$ miqdorning shartli taqsimoti:

$$F_x(t) = P(T_x < t) = P(T - x < t \mid T > x) = \frac{P(x < T < x+t)}{P(T > x)} =$$

$$= \frac{F(x+t) - F(x)}{1 - F(x)} = \frac{s(x) - s(x+t)}{s(x)} = \frac{l_x - l_{x+t}}{l_x}.$$

Mos $s_x(t) = 1 - F_x(t)$ yashab qolish funksiyasi

$$s_x(t) = \frac{s(x+t)}{s(x)},$$

formula bilan aniqlanadi, shuning uchun T_x tasodifiy miqdorning zichligi

$$f_x(t) = \frac{f(x+t)}{1 - F(x)}, \quad 0 \le t < \infty$$

formula bo‘yicha topilishi mumkin. T_x bilan bog‘liq olamdan o‘tish intensivligi

$$\mu_x(t) = \frac{f_x(t)}{\overline{F_x}(x)} = \frac{f(x+t)/s(x)}{s(x+t)/s(x)} = \frac{f(x+t)}{s(x+t)} = \mu_{x+t}$$

ga teng bo‘ladi. Bu munosabat olamdan o‘tish intensivligi t vaqtdan keyin hozirda x yoshdagi inson uchun $x+t$ yoshdagi chaqaloq uchun olamdan o‘tish intensivligiga tengligini bildiradi. Boshqacha aytganda, berilgan $x+t$ yoshda olamdan o‘tish intensivligi yashab o‘tilgan yillarga bog‘liq emas.

1. *Hayotning qoldiq davri bilan bog‘liq asosiy miqdorlar*.

$P(T_x < t)$ ehtimol (ya’ni yaqin t yil davomida x yoshdagi insonning olamdan o‘tish ehtimoli) aktuar matematikada ${}_t q_x$ bilan belgilanadi. U holda

$${}_t q_x = \frac{s(x) - s(x+t)}{s(x)} = \frac{l_x - l_{x+t}}{l_x}.$$

Qo‘shimcha ehtimol $P(T_x > t)$ (ya’ni x yoshdagi insonning yana hech bo‘lmaganda t yil yashash ehtimoli) aktuar matematikada ${}_t p_x$ deb belgilanadi:

$${}_t p_x = P(T_x > t) = \frac{s(x+t)}{s(x)} = \frac{l_{x+t}}{l_x}.$$

$t=1$ holi alohida amaliy ahamiyatga ega va ko‘p uchraydi. Uning uchun ${}_t q_x$ va ${}_t p_x$ o‘zgaruvchilarda oldingi indeksni tushirib qoldirish qabul qilingan. Shunday qilib, q_x belgi yaqin bir yil davomida x yoshdagi insonning olamdan o‘tish ehtimolini, p_x belgi esa x yoshdagi insonning yana hech bo‘lmaganda 1 yil yashash ehtimolini bildiradi. U holda

$$q_x = P(T_x < 1) = \frac{s(x) - s(x+1)}{s(x)} = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x}, \quad p_x = P(T_x > 1) = \frac{s(x+1)}{s(x)} = \frac{l_{x+1}}{l_x}.$$

p_x ehtimollar yordamida umumiyroq ${}_t p_x$ ehtimollarni ham hisoblash mumkin:

$${}_t p_x = p_x p_{x+1} \cdot \ldots \cdot p_{x+t-1}.$$

Endi x yoshdagi inson yana t yil yashaydi, lekin keyingi u yil davomida olamdan o‘tish hodisasini qaraymiz, ya’ni $t < T_x < t+u$. Uning ehtimoli ${}_{t|u} q_x$ kabi belgilanadi:

$${}_{t|u} q_x = P(t < T_x < t+u) = {}_{t+u} q_x - {}_t q_x = \frac{s(x+t) - s(x+t+u)}{s(x)}.$$

$u=1$ hol hayotni sug‘urta qilish tadbiqlari uchun muhimdir. Odatda mos indeks tushirib qoldiriladi. Shunday qilib, ${}_{t|} q_x$ – bu x yoshdagi inson yana t yil yashaydi, lekin keyingi yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli

$$ {}_{t|}q_x = \frac{s(x+t) - s(x+t+1)}{s(x)}. $$

2. Qoldiq hayot davrining makro xarakteristikalari.

x yoshdagi insonning qoldiq hayot davri ET_x ning o‘rta qiymati $\overset{\circ}{e}_x$ deb belgilanadi va to‘liq kutiladigan hayot davomiyligi deb ataladi

$$ \overset{\circ}{e}_x = ET_x = \int_0^\infty P(T_x > t)\,dt = \frac{1}{s(x)} \int_x^\infty s(u)\,du . $$

Ikkinchi moment:

$$ E(T_x)^2 = \frac{2}{s(x)} \int_0^\infty t s(x+t)\,dt . $$

formuladan topiladi. O‘rtacha qoldiq hayot davrini hayot davrining boshqa xarakteristikalari orqali ham ifodalash mumkin. Buning uchun l_0 chaqaloqlardan bir guruhini qaraymiz, x va undan yuqori yoshdagi bu guruh vakillari yashagan yillar yig‘indisini σ_x deb belgilaymiz. Shunday qilib, guruhning i- chi vakili $T^{(i)}$ hayot davri x dan kichik bo‘lsa, uning σ_x ga hissasi nolga teng. Agar $T^{(i)} > x$ bo‘lsa, yig‘indiga hissasi $T^{(i)} - x$ ga teng.

U holda

$$ E\sigma_x = l_x \overset{\circ}{e}_x . $$

$\min(T_x, n)$ miqdorning o‘rtacha qiymati bu yerda n – biror musbat o‘zgarmas son, qismiy o‘rtacha hayot davomiyligi deb ataladi va

$$ \overset{\circ}{e}_{x:\overline{n}|} = \frac{1}{s(x)} \int_x^{x+n} s(u)\,du $$

kabi belgilanadi.

1.3. Yaxlitlangan hayot muddati

Odatda kishilar yashagan yillar butun sonlar bilan, sug‘urta kompaniyalari esa odatda 1, 3, 5 va h.k. butun yoshdagi yillar uchun hayotni sug‘urta qilish shartnomalarini tuzadilar. Shuning uchun T_x odatdagi hayot davomiyligi bilan bir qatorda uning butun $K_x = [T_x]$ qismini qarash mumkin. Shunday qilib, agar masalan, $T_x = 18$ yosh 9 oylik = 18.75 yosh bo‘lsa, u holda $K_x = 18$ yosh. K_x miqdor yaxlitlangan (kesilgan) qoldiq hayot davomiyligi deb ataladi. YAxlitlash yaqin butun songacha emas, hammavaqt kami bilan olinadi(ya’ni berilgan kasr sondan kichik eng yaqin butun songacha). Shu ma’noda inglizcha atama curtate (“kesilgan”) “yaxlitlangan” atamasiga qaraganda aniqroq.

1.Yaxlitlangan hayot muddati taqsimoti.

K_x tasodifiy miqdor faqat butun qiymatlarni qabul qiladi, uning stoxastik tabiati (ehtimollar nazariyasida qabul qilinganidek) taqsimot funksiya bilan emas, taqsimot bilan, ya’ni $P(K_x = k)$, $k = 0,\ 1,\ 2,\ldots$ ehtimollar majmuasi bilan xarakterlanadi.

$\{K_x = k\}$ hodisalar $\{k \le T_x < k+1\}$, ga teng kuchli bo‘lgani uchun

$$P(K_x = k) = P(k \le T_x < k+1).$$

tenglik o‘rinli. $P(k \le T_x < k+1)$ ehtimol T_x tasodifiy miqdor uzluksizligiga ko‘ra $P(k < T_x \le k+1)$ ehtimolga teng, u ${}_{k|}q_x$ kabi belgilanadi. K_x tasodifiy miqdorning taqsimotini yashab qolish funksiyasi atamalarida:

$$P(K_x = k) = \frac{s(x+k) - s(x+k+1)}{s(x)} = \frac{l_{x+k} - l_{x+k+1}}{l_x} = \frac{d_{x+k}}{l_x}$$

va olamdan o‘tish atamalarida ifodalaymiz:

$$P(K_x = k)\exp\left(-\int_x^{x+k} \mu_u du\right) - \exp\left(-\int_x^{x+k+1} \mu_u du\right).$$

Yaxlitlangan hayot muddati K_x taqsimot funksiyasi T_x hayot aniq muddati funksiya taqsimoti bilan yetarlicha sodda bog‘langan. $t = n + \tau$ bo‘lsin, bu yerda, $0 \le \tau < 1$ (shuning uchun $n = [t]$).

U holda

$$P(K_x \le t) = P(K_x \le n) = P(T_x < n+1) = P(T_x < [t]+1).$$

Avval T_x qoldiq vaqt va sug‘urta nazariyasini boshlang‘ich tasodifiy miqdori T hayot davomiyligi qaralgan edi. Lekin $T = T_0$ bo‘lgani uchun u holda, xususan, $K_0 = [T]$ yaxlitlangan hayot muddati taqsimoti

$$P(K_0 = k) = s(k) - s(k+1) = \frac{l_k - l_{k+1}}{l_0} = \frac{d_k}{l_0}$$

yoki

$$P(K_0=k)=\exp(-\int_0^k \mu_u du)-\exp(-\int_0^{k+1} \mu_u du).$$

formula bo'yicha aniqlanishi mumkin. $P(K_0=k)$ ning k ga bog'lanishi taqriban $f(k)$ yordamida tavsiflanishi mumkin, bu yerda $f(x)$ $-T$ tasodifiy miqdor taqsimot zichligi. Shunday qilib, olamdan o'tish egri chizig'i yaxlitlangan hayot muddati taqsimoti haqida ham tasavvur beradi.

2.O'rtacha yaxlitlangan hayot muddati va uning dispersiyasi.

K_x tasodifiy miqdorning matematik kutilishi o'rtacha yaxlitlangan hayot muddati deb ataladi va e_x deb belgilanadi

$$e_x \equiv EK_x.$$

Tasodifiy miqdor uchun umumiy formulaga ko'ra

$$e_x=\sum_{k=1}^{\infty} kP(K_x=k).$$

U holda e_x yashab qolish atamalarida:

$$e_x=EK_x=\frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} s(x+k).$$

Shunga o'xshash DK_x ni hisoblash uchun zarur ikkinchi $E(K_x)^2$ moment uchun:

$$E[K_x]^2=\sum_{k=0}^{\infty} k^2P(K_x=k)=\frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty}(2k-1)s(x+k)=\frac{2}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} ks(x+k)-e_x.$$

Yanada qiziqroq rekurrent formula o'rinli

$$e_x=p_x\cdot(1+e_{x+1}).$$

Undan o'rtacha yaxlitlangan hayot muddatini va yaqin yil davomida olamdan o'tish ehtimolini bog'lovchi quyidagi munosabat kelib chiqadi:

$$q_x=\frac{1+e_{x+1}-e_x}{1+e_{x+1}}.$$

Bu munosabatni isbotlash uchun avvalo

$$e_x \equiv EK_x=\sum_{n=1}^{\infty} P(K_x \ge n)=\sum_{n=1}^{\infty} P(T_x \ge n)$$

ekanligini ta'kidlaymiz. Lekin

$$P(T_x \ge n) \equiv {}_n p_x = p_x \cdot {}_{n-1}p_{x+1}.$$

Shuning uchun

$$e_x = p_x \sum_{n=1}^{\infty} {}_{n-1}p_{x+1} = p_x \sum_{n=0}^{\infty} {}_{n}p_{x+1} = p_x \cdot (1 + \sum_{n=1}^{\infty} {}_{n}p_{x+1}).$$

$\sum_{n=1}^{\infty} {}_{n}p_{x+1}$ yig‘indi e_{x+1} ga teng. Demak,

$$e_x = p_x \cdot (1 + e_{x+1}).$$

Bundan

$$p_x = \frac{e_x}{1 + e_{x+1}}$$

ni olamiz. Bu esa isbotlanayotgan munosabatga teng kuchli.

1.4. Hayot davomiyligi jadvallari

Hayot davomiyligi haqidagi statistik ma’lumotlar hayot davomiyligi jadvallarida yig‘iladi, ular ba’zida olamdan o‘tish jadvallari deb ataladi. Jadvallarning eng oddiysi faqat yoshi ma’lum bo‘lgan tasodifan tanlangan kishining hayot muddati statistik xossalari haqidagi axborotni o‘z ichiga olgan jadvallar hisoblanadi. Bunday jadvallar umumiy yoki soddalashtirilgan jadvallar deb ataladi. Ular olamdan o‘tishning umumiy taqribiy ko‘rinishini beradi. Bunday jadvallarga misol qilib aholining olamdan o‘tishi haqidagi ma’lumotlarni o‘z ichiga olgan populyatsion jadvallarni keltirish mumkin. Ixtiyoriy masalani yechish uchun $s(x)$ yashab qolish funksiyasini bilish yetarli, lekin ko‘rgazmalilik uchun jadvallarga odatda oldin o‘rnatilgan miqdorlar kiritiladi:

1) $l_x = l_0 \cdot s(x)$ $- l_0 = 100000$ ta chaqaloqlar biror guruhining x yoshga etgan tirik vakillarining o‘rtacha soni.

2) $d_x = l_x - l_{x+1}$ – guruhing x dan $x+1$ yoshgacha bo‘lgan davrda vafot etgan vakillari soni.

3) $q_x = \frac{d_x}{l_x}$ –x yoshdagi kishining yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli.

4) $\overset{\circ}{e}_x$ –yashashning o‘rtacha qoldiq vaqti.

Jadvalning qadami sifatida odatda bir yil qabul qilinadi

1. Xavfni tanlash jadvallari.

Ravshanki, hayot davomiyligining statistik xossalari rivojlangan G‘arb mamlakati va kambag‘al Afrika davlati fuqarolarida turlicha. Shuning uchun umumiy jadval qiziqish uyg‘otmaydi.

Lekin bir mamlakat odamlari orasida ham hayot davomiyligi xarakteristikalari turlicha kishilar guruhlari mavjud. Avvalo erkaklar orasida olamdan o‘tish ayollarga qaraganda bir necha marta yuqori ekanligini ta’kidlash lozim. Ehtimol uy bekalari orasida konchilarga qaraganda olamdan o‘tish kamroq, sug‘urta shartnomasini tuzishdan oldin tibbiy ko‘rikdan o‘tgan odamlar orasida olamdan o‘tish mamalakat bo‘yicha o‘rtacha ko‘rsatkichdan kichik; kasallik bo‘yicha nafaqaga chiqqan odamlar orasida aksincha yuqori (albatta barcha hollarda biz bir xil x yoshdagi odamlarni taqqoslashimiz lozim). Lekin sug‘urta kompaniyasi abstrakt odamlar bilan emas, ma’lum ma’lumotlar (jinsi, kasbi, boshidan kechirgan kasalliklari va h.k.) mavjud konkret odamlar bilan ish ko‘radi. Shuning uchun kompaniya aholining turli guruhlari uchun hayot davomiyligi jadvallariga ega bo‘lishi lozim. Bunday jadvallar xavfni tanlash jadvallari deb ataladi. Odatda bir nechta bazaviy jadvallar tuziladi, ko‘p sondagi qo‘shimcha xavflar bazaviy tariflarga mos koeffitsiyentlarni (yoki additiv ustamalarni) beradigan anderrayting bo‘yicha qo‘llanmalar yordamida hisobga olinadi.

«Tanlash» atamasi odamlar biror tanlovdan so‘ng ular uchun tuzilgan jadvalga ko‘ra guruhlarga bo‘linishi bilan bog‘liq. Ba’zida bu tanlov kimlardir tomonidan maxsus o‘tkaziladi (masalan, sug‘urta shartnomasi tuzish oldidan tibbiy komissiya tomonidan) ba’zida bu tashqi sabablarga ko‘ra ro‘y beradi (masalan kasallik bo‘yicha nafaqani rasmiylashtirishda). Bunday guruhga kiritilgan odamdar orasida olamdan o‘tish nafaqat x yoshga bog‘liq, balki tanlov qachon bo‘lganiga ham bog‘liq. Masalan, tibbiy anderraytingni muvvafaqqiyatli o‘tkazgan va sug‘urta shartnomasini tuzgan odamlarni qaraylik. Ravshanki, bu guruhdagi kishining yaqin yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli o‘sha yoshdagi tasodifan tanlangan odamning yaqin bir yil davomida olamdan o‘tish ehtimolidan kichik. Yanada qiziqarlisi, hozirgina tanlovdan o‘tgan kishining yaqin bir yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli bir necha yil oldin tanlovdan o‘tgan o‘sha yoshdagi kishining yaqin bir yil ichilda olamdan o‘tish ehtimolidan kichik. Masalan, 52 yoshdagi erkakning olamdan o‘tish ehtimoli Buyuk Britaniyaning 1970-1972 yillardagi sug‘urta statistikasi ma’lumotlariga ko‘ra shartnomaning birinchi yili uchun 0,344% ni, shartnoma tuzilgandan so‘ng bir yil o‘tgandan so‘ng 0,429% ni va shartnoma 2 yoki undan ko‘p yil oldin tuzilgan bo‘lsa 0,603% ni tashkil etgan.

Tanlov jadvallariga kiritilgan miqdorlar ikkita argumentga ega birinchisi x tanlov vaqtini, ikkinchisi tanlovdan o‘tgan vaqt t ni ko‘rsatadi. Aktuar matematikada bu bog‘lanish $f_{[x]+t}$ deb belgilanadi. Tayinlangan $x+t$ yoshda va $[x]$ tanlash vaqtida $f_{[x]+t}$ miqdor f_{x+t} mitqdordan hech qanday farq qilmaydi. Shuning uchun tanlangan kishilar hayot davomiyligi xarakteristikalari uchun yuqorida keltirilgan barcha natijalar o‘rinli, ya’ni:

1) $q_{[x]+t}$ orqali t yil oldin (ya’ni x yoshda guruhga tanlab olingan) $x+t$ yoshdagi kishining bir yil davomida olamdan o‘tish shartli ehtimoli belgilanadi;

2) $p_{[x]+t}$ – orqali t yil oldin (ya’ni x yoshda guruhga tanlab olingan) $x+t$ yoshdagi kishining yana kamida bir yil yashash ehtimoli;

3) ${}_n q_{[x]+t}$ – orqali t yil oldin (ya’ni x yoshda guruhga tanlab olingan) $x+t$ yoshdagi kishining yaqin n yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli;

4) ${}_n p_{[x]+t}$ – orqali t yil oldin (ya’ni x yoshda guruhga tanlab olingan $x+t$ yoshdagi kishining yana kamida n yil yashash ehtimoli;

5) ${}_{n|m} q_{[x]+t}$ – orqali t yil oldin (ya’ni x yoshda guruhga tanlab olingan) $x+t$ yoshdagi kishining n yil yashashi, lekin keyingi m yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli;

6) ${}_{n|} q_{[x]+t}$ – orqali t yil oldin (ya’ni x yoshda guruhga tanlab olingan) $x+t$ yoshdagi kishining n yil yashashi, lekin keyingi yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli.

Bu barcha ehtimollar $q_{[x]+t}$ ehtimollar orqali ifodalanishi mumkin, masalan,

$$p_{[x]+t}=1-q_{[x]+t},\quad {}_n p_{[x]+t}=p_{[x]+t}\cdot p_{[x]+t+1}\cdot\ldots\cdot p_{[x]+t+n-1}.$$

2.Amal qilishi chegaralangan tanlov jadvalari.

Statistik tahlil shuni ko‘rsatadiki, tanlovning ta’siri uzoq chegaralanmagan davrga davom etadi. Lekin odatda, tanlov o‘tgan vaqtda olamdan o‘tish xarakteristikalarining bog‘lanishi kamayadi va biror vaqtdan keyin bu xarakteristikalar faqat erishilgan yoshga bog‘liq bo‘ladi. Tanlovning ta’siri shu ma’noda saqlanadiki, bu xarakteristikalar populyatsiya xarakteristikalaridan farq qiladi.

Undan keyin tanlov vaqti bog‘lanishini hisobga olinmaydigan r vaqt oralig‘i va hayot davomiyligi barcha xarakteristikalarini faqat erishilgan yosh funksiyalari sifatida qarash tanlovning amal qilish davri deb ataladi.

Mos jadval amal qilishi chegaralangan tanlov jadvali deb ataladi. q_x limitik qiymatlar ($t\geq r$ da $q_{[x-t]+t}$ ning o‘rnini bosuvchi) limitik jadvalni hosil qiladi. Tuzilishiga ko‘ra u oddiy tipdagi jadval hisoblanadi.

Ajratilgan guruh vakillari orasida olamdan o‘tish xarakeristikalarini hisoblash ancha soddalashadi, agar $q_{[x]+t}$ ehtimollar o‘rniga olamdan o‘tish umumiy jadvallaridagi l_{x+t} miqdorlarga o‘xshash $l_{[x]+t}$ maxsus miqdorlar kiritilsa.

r yil davomida amal qiluvchi biror tanlov jadvalini qaraymiz va $l_{[x]+t}$ miqdorlarni quyidagi:

$$l_{[x]+t}=\frac{l_{[x]+t+1}}{p_{[x]+t}}.$$

formula yordamida aniqlaymiz. Tanlov amal qilish muddati r ga teng bo‘lgani uchun agar $t\geq r$ bo‘lsa , $l_{[x]+t}=l_{x+t}$ deb faraz qilamiz. U holda

$$p_{[x]+t}=\frac{l_{[x]+t+1}}{l_{[x]+t}},\qquad q_{[x]+t}=\frac{l_{[x]+t}-l_{[x]+t+1}}{l_{[x]+t}},$$

$${}_n q_{[x]+t}=\frac{l_{[x]+t}-l_{[x]+t+n}}{l_{[x]+t}},\qquad {}_{n|m} q_{[x]+t}=\frac{l_{[x]+t+n}-l_{[x]+t+n+m}}{l_{[x]+t}}.$$

Shuning uchun ko‘pincha amal qilishi chegaralangan tanlovli jadvallarga faqat $l_{[x]+t}$ miqdorlar kiritiladi.

1.5. Kasr yoshlar uchun yaqinlashishlar

Yaxlitlangan yashash muddati K_x ni T_x aniq yashash vaqti orqali aniqladik va K_x miqdorning xarakteristikalarini T_x ning xarakteristikalari orqali ifodalovchi qator formulalarni oldik. Lekin real statistika faqat K_x yaxlitlangan yashash muddati uchun hamda faqat x ning butun qiymatlari uchun(yillarda) o‘rinli. Bu statistik ma’lumotlarni yig‘ish qulayligi bilan hamda ularni argumentlari faqat butun sonli qiymatlarni qabul qiluvchi hayot davomiyligi jadvallarida tasvirlashning an’anaviy usuli bilan bog‘liq.

Lekin sug‘urta ishini olib borish uchun zarur bo‘lgan mukofot, zahiralar va boshqa miqdorlarni hisoblash uchun x argumentning nafaqat butun sonli qiymatlari uchun, balki barcha haqiqiy qiymatlari uchun yashab qolish funksiyasini bilish zarur. Mos ravishda agar $K_x = [T_x]$ miqdorning xarakteristikalari (faqat x ning butun qiymatlari uchun) ma’lum bo‘lsa, T_x miqdorning xarakteristikalarini topish masalasi paydo bo‘ladi. t va x ning butun qiymatlari uchun T_x taqsimotni K_x taqsimot orqali absolyut aniq topish mumkin:

$$P(T_x \le t) = P(K_x \le t-1), t = 1,2,3,...$$

Shunday qilib, masala interpolyatsiya masalasi sifatida qaralishi mumkin. Bunda interpolyatsiya masalasini faqat $s(x)$ yashab qoldish funksiyasi uchun qarash yetarli (chunki murakkabroq miqdorlar $s(x)$ orqali ifodalanishi mumkin).

Aktuar matematikada bu masala odatda interpolyatsiya tugunlari orasida $s(x)$ ning u yoki bu ko‘rinishini faraz qilib echadilar, ya’ni izlanayotgan $s(x)$ funksiya butun sonli nuqtalarda oddiyroq funksiyalarni birlashtirib hosil qilinadi.

1. Olamdan o‘tishlarning tekis taqsimoti.

Eng soddasi chiziqli funksiyalar bilan interpolyatsiyalash hisoblanadi:

$$n \le x \le n+1. \text{da} \quad s(x) = a_n + b_n x$$

$s(n)$ va $s(n+1)$ qiymatlar ma’lum bo‘lgani uchun

$$a_n + b_n n = s(n),$$
$$a_n + b_n(n+1) = s(n+1)$$

tenglamalardan a_n va b_n larni aniqlash mumkin:

$$a_n = (n+1)s(n) - ns(n+1),$$
$$b_n = s(n+1) - s(n).$$

Shunday qilib, $n \le x \le n+1$ kesmada $s(x)$ funksiya

$$s(x) = (n+1-x)s(n) + (x-n)s(n+1), \qquad n \le x \le n+1.$$

chiziqli funksiya bilan yaqinlashtiriladi. x ni $x = n+t,$ ko‘rinishda yozib olib, bu yerda $0 \le t < 1$, bu formulaga

$$s(n+t) = (1-t)s(n) + ts(n+1), \qquad 0 \le t \le 1$$

ko‘rinishni berish mumkin. $f(x)$ zichlik uchun bu yaqinlashish:

$$f(x) = -s'(x) = s(n) - s(n+1), \qquad n < x < n+1$$

ni beradi. Mos ravishda μ_x olamdan o‘tish intensivligi uchun quyidagi yaqinlashishga ega bo‘lamiz:

$$\mu_x = \frac{s(n) - s(n+1)}{(n+1)s(n) - ns(n+1) - x[s(n) - s(n+1)]}, \qquad n < x < n+1.$$

$q_n = (s(n) - s(n+1))/s(n)$ miqdor yordamida (n yoshdagi kishining yaqin yil ichida olamdan o‘tish ehtimoli) bu formulani

$$\mu_x = \frac{q_n}{1-(x-n)q_n}, \quad n < x < n+1,$$

yoki,

$$\mu_{n+t} = \frac{q_n}{1-tq_n}, \quad 0 < t < 1$$

ko‘rinishgda yozish mumkin.

Yashab qolish funksiyasining chiziqli interpolyatsiyasi haqidagi farazning eng muhim natijalaridan biri quyidagidan iborat. ${}_t q_n$ (n – butun, $t \in (0,1)$) miqdorni qaraymiz. Uning uchun

$${}_t q_n \equiv P(T_n < t) = 1 - P(T_n > t) = 1 - s_n(t) = 1 - \frac{s(n+t)}{s(n)} =$$
$$= 1 - \frac{(1-t)s(n) + ts(n+1)}{s(n)} = t\frac{s(n) - s(n+1)}{s(n)} = tq_n.$$

ga ega bo‘lamiz. Yana butun n va $(t, t+u) \subset (0,1)$ uchun

$$_{t|u}q_n \equiv P(t < T_n < t+u) = P(T_n < t+u) - P(T_n < t) = (t+u)q_n - tq_n = uq_n.$$

Demak, yashab qolish funksiyasi chiziqli interpolyatsiyasi haqidagi farazda yilning (boshlang‘ich) qismi davomida bu qismning uzunligiga proporsional (ya’ni $_t q_n = tq_n$) da, kasr yoshlar uchun (ikkita butun qo‘shnilar orasida) yashab qolish funksiyasi chiziqli bo‘ladi. Haqiqatdan, hamma vaqt

$$_t q_n = 1 - \frac{s(n+t)}{s(n)},$$

$$q_n = 1 - \frac{s(n+1)}{s(n)}.$$

tengliklar o‘rinli. Shuning uchun $_t q_n = tq_n$ tenglikdan

$$s(n+t) = (1-t)s(n) + ts(n+1)$$

tenglik kelib chiqadi. Teskari tasdiq ham o‘rinli, ya’ni agar yilning (boshlang‘ich) qismida olamdan o‘tish ehtimoli bu qismning uzunligiga proporsioanl bo‘lsa (ya’ni $_t q_n = tq_n$) bo‘lsa, u holda kasr yoshlar uchun (ikkita butun qo‘shnilar orasida) yashab qolish funksiyasi chiziqli bo‘ladi .

Endi T_x: $\tau_x = \{T_x\}$ miqdorning kasr qismiga teng τ_x tasodifiy miqdorni kiritamiz. Shunday qilib, $T_x = K_x + \tau_x$, bu yerda gde K_x – kesilgan hayot muddati. τ_x miqdor yil ichida olamdan o‘tish vaqtini tavsiflaydi.

Qaralayotgan interpolyatsiya uchun

1) τ_x tasodifiy miqdor $(0,1)$ da tekis taqsimlangan;
2) K_x va τ_x tasodifiy miqdorlar – bog‘liqmas.

2. O‘zgarmas olamdan o‘tish intensivligi.

$s(x)$ yashab qolish funksiyasini $n \le x \le n+1$ kesmada $a_n e^{-b_n x}$ ko‘rsatkichli funksiya bilan yaqinlashtiramiz. $s(n)$ va $s(n+1)$ qiymatlar ma’lum bo‘lgani uchun

$$a_n e^{-b_n n} = s(n),$$

$$a_n e^{-b_n (n+1)} = s(n+1)$$

tenglamalardan a_n va b_n larni aniqlash mumkin:

$$a_n = s(n)\, p_n^{-n},$$
$$b_n = -\ln p_n.$$

Bu yerda $p_n = s(n+1)/s(n)$ miqdor $-n$ yoshdagi kishi hech bo‘lmaganda bir yil yashash ehtimoli.

Shunday qilib,

$$s(x) = s(n)\, p_n^{x-n},\ \ n \le x \le x+1.$$

x ni $x = n+t$, bu yerda $0 \le t < 1$, ko‘rinishda yozib olib, bu

$$s(n+t) = s(n)\, p_n^{t},\ \ 0 \le t \le 1$$

ko‘rinishga keltirish mumkin. $f(x)$ zichdlik uchun bu yaqinlashish

$$f(x) = -s(n)\, p_n^{x-n} \ln p_n,\ \ n < x < n+1$$

ni beradi. Bundan μ_x olamdan o‘tish intensivligi uchun quyidagi yaqinlashishga ega bo‘lamiz:

$$\mu_x = -\ln p_n,\ \ n < x < n+1,$$

ya’ni qaralayotgan interpolyatsiyaga ikkita tug‘ilgan kunlar orasida olamdan o‘tish intensivligi o‘zgarmasligi haqidagi xulosa mos keladi..

3. Balduchchi farazi.

Balduchchi farazi tashqaridan olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi farazga o‘xshash, lekin undan farqli ravishda chiziqli funksiyalar bilan $1/s(x)$ interpolyatsiyalanadi. Bu quyidagi formulalarga olib keladi:

$$\frac{1}{s(x)} = \frac{n+1-x}{s(n)} + \frac{x-n}{s(n+1)},\ \ n \le x \le n+1,$$
$$\frac{1}{s(n+t)} = \frac{1-t}{s(n)} + \frac{t}{s(n+1)},\ \ 0 \le t \le 1.$$

Bundan $n \le x \le n+1$ kesmada $s(x)$ uchun oshkor formulani olish mumkin :

$$s(n+t) = \frac{s(n)s(n+1)}{(1-t)s(n+1) + ts(n)} = \frac{s(n+1)}{p_n + tq_n},$$

bu yerda p_n va q_n ehtimollar oldindan aniqlangan bo‘lib, mos ravishda n yoshdagi kishi hech bo‘lmaganda bir yil yashash ehtimoli va n yoshdagi kishining yaqin yil ichida olamdan o‘tish ehtimolini ifodalaydi $f(x)$ zichlik uchun bu yaqinlashish

$$f(n+t)=\frac{s(n+1)q_n}{(p_n+tq_n)^2},\ \ 0<t<1$$

ni beradi. Mos ravishda μ_x olamdan o‘tish intensivligi uchun quyidagi yaqinlashishga ega bo‘lamiz:

$$\mu_{n+t}=\frac{q_n}{p_n+tq_n},\ \ 0<t<1.$$

Balduchchi farazining eng muhim natijalaridan biri quyidagidan iborat. ${}_{1-t}q_{n+t}$ (n – butun, $t\in(0,1)$) miqdorni qaraymiz. Uning uchun

$${}_{1-t}q_{n+t}\equiv P(T_{n+t}<1-t)=1-P(T_{n+t}>1-t)=1-\frac{s(n+t+1-t)}{s(n+t)}=1-\frac{s(n+1)}{s(n+t)}=$$

$$=(1-t)\frac{s(n)-s(n+1)}{s(n)}=(1-t)q_n$$

ga ega bo‘lamiz. Shunday qilib, Balduchchi farazida navbatdagi tug‘ilgan kungacha olamdan o‘tish ehtimoli bu tug‘ilgan kungacha bo‘lgan vaqtga proprorotsional. Teskari tasdiq ham o‘rinli, ya’ni agar navbatdagi tug‘ilgan kungacha olamdan o‘tish ehtimoli bu tug‘ilgan kungacha bo‘lgan vaqtga proporsional (ya’ni ${}_{1-t}q_{n+t}=(1-t)q_n$) bo‘lsa, u holda kasr yoshlar uchun (ikkita butun qo‘shnilar orasida) yashab qolish funksiyasi ko‘rinishi uchun Balduchchi farazi o‘rinli bo‘ladi.

1-bobga xulosa

Hayot sug‘urtasi asositda sug‘urta holati yuz bergan bir shaxsdan zararlarning qaralayotgan vaqt momentida bunday holat yuz bermagan ko‘p sondagi sug‘urta ishtirokchilari orasida tektis taqstimlanish prinsipi yotadi. Olamdan o‘tishning noma’lumligi hayotni sug‘urta qilishdagi asosiy xavfli omil hisoblanadi. Ayrim kishining olamdan o‘tish vaqtiga nisbatan hech qanday aniq narsa aytib bo‘lmaydi. Lekin agar sug‘urta ishtirokchilari katta bir jinsli odamlar guruhini tashkil etsa, u holda turg‘unlik xossasiga ega bo‘lgan ommaviy tasodifiy hodisalar haqidagi fan sifatida ehtimollar nazariyasi usullarini qo‘llash mumkin. Shuning uchun aktuar matematikada dastlabki tasodifiy miqdor sifatida hayot davomiyligi hamda u bilan bog‘liq asosiy funksiyalar va xarakteristikalar qaraladi.

Ko‘p hollarda hisoblashlarni va nazariy tahlilni soddalashtirish uchun empirik yashab qolish funksiyalari yoki olamdan o‘tish intensivligi yuqorida qaralgan analitik qonunlar yordamida tavsiflanadi.

Sug‘urta kompaniyasi ma’lum yoshga yetgan ma’lum odamlar bilan ish ko‘rgani uchun odatda hayot davomiyligi emas, balki hayotning qoldiq vaqti hamda bu miqdor bilan bog‘liq asosiy funksiyalar va xarakteristikalar qaraladi.

Hayot davomiyligi haqidagi statistik ma’lumotlar hayot davomiyligi jadvallarida yig‘iladi. Hayot davomiyligi jadvallarining quyidagi turlari qaralgan: faqat yoshi ma’lum bo‘lgan tasodifan tanlangan kishining hayot muddatlarining statistik xossalari haqidagi ma’lumotlarni o‘z ichiga olgan jadvallar; xavfni tanlash jadvallari - aholining turli guruhlari uchun hayot davomiyligi jadvallari; amal qilishi chegaralangan tanlovga ega jadvallar, chunki olamdan o‘tish xarakteristikalarining tanlov vaqtidan o‘tgan muddatga bog‘lanishi tez kamayib boradi.

Sug‘urta ishini olib borish uchun zarur bo‘lgan mukuofotlar, zahiralar va boshqa miqdorlarni hisoblash uchun yashab qolish funksiyasini argumentning barcha haqiqiy qiymatlari uchun bilish zarur bo‘ladi, Lekin real statistika faqat K_x yaxlitlangan hayot muddati uchun hamda x ning(yillardagi) butun qiymatlari uchun amal qiladi. Bu statistik ma’lumotlarni yig‘ish qulayligi bilan hamda ularning argumentlari faqat butun sonli qiymatlarni qabul qiluvchi hayot davomiyligi jadvallarida tasvirlashning an’anaviy usuli bilan bog‘liq. Mos ravishda agar yaxlitlangan hayot muddati xarakteristikalari ma’lum bo‘lsa, hayot qoldiq vaqti kattaligi xarakteristikalarini aniqlash masalasi paydo bo‘ladi. Bu masalani yechish uchun kasr yoshlar interpolyatsiyasining uchta ko‘rinishi qaralgan.

2-BOB. HAYOT DAVOMIYLIGI VA U BILAN BOG‘LIQ XARAKTERISTIKA VA FUNKSIYALAR JADVALLARIGA ASOSLANGAN SUG‘URTA NAZARIYASI

2.1. Sof yashash muddati uchun sug‘urta

Hayot sug‘urtasi odatda ikki shaklda amalga oshiriladi: mablag‘ (kapital) sug‘urtasi va rentalar (annuitetlar) sug‘urtasi. Birinchi holda sug‘urta hodisasi (olamdan o‘tish yoki yashab qolish) ro‘y berganda bir vaqtning o‘zida ma’lum pul mablag‘i to‘lanadi, ikkinchi holda – sug‘urtachi ma’lum davr mobaynida yoki umrbod muntazam to‘lovlar to‘lab boradi. Klassik sug‘urtalashda faqat ikkita sug‘urta hodisasi o‘rinli: ma’lum vaqtgacha yashash va shartnoma amal qilish davrida olamdan o‘tish.

Kutilayotgan joriy to‘lovlar qiymati. Eng oddiy varianti sof yashash muddati sug‘urtasi bo‘lib, ma’lum muddatga ma’lum mablag‘ni sug‘urta qilishdan iborat. Shartnoma amali qilish davrida olamdan o‘tish holati uchun sug‘urta mablag‘i to‘lanmaydi va badallar qaytarilmaydi.

Sug‘urta shartnomasi tuzilgan paytga kelib sug‘urta to‘lovlari joriy qiymatini aniqlaymiz. Buning uchun x yoshdagi l_x sondagi sug‘urtachilar guruhi sug‘urtachi bilan n yilgacha yashab qolish uchun shartnoma tuzgan bo‘lsin. Sug‘urta muddati oxirigacha yashaganlar S sug‘urta mablag‘ini oladilar. Ravshanki shartnoma oxirigacha sug‘urtachi to‘laydigan to‘lov $x+n$ yoshgacha etganlar sonini sug‘urta mablag‘iga ko‘paytmasiga: $v^n l_{x+n} S$ teng bo‘ladi, bu yerda $v = \frac{1}{1+i}$ – diskontirlash koeffitsiyenti, i – yillik foyiz stavkasi yoki foyda ko‘rish yillik me’yori. Shartnoma tuzgan har bir sug‘urtachi uchun bu

$$P = \frac{v^n l_{x+n} S}{l_x}. \tag{2.1}$$

miqdorni tashkil etadi. Shunday qilib, shartnoma tuzishda har bir sug‘urtachi bir vaqtning o‘zida to‘laydigan badalini oladi.

Bu natijani boshqacha ham olish mumkin, ya’ni shartnoma tuzish paytida sug‘urtachilar to‘plagan badallardan jamg‘arma qiymatini hisoblab ham topish mumkin. Agar x yoshdagi har bir sug‘urtachi P

badal kiritgan bo‘lsa, u holda jamg‘armaning dastlabki qiymati Pl_x ga teng. n yil davomida ortish ko‘paytuvchisi $(1+i)^n$ ga teng. Shartnoma tuzish paytiga jamg‘arilgan qiymat $Pl_x(1+i)^n$ ga teng bo‘ladi. Bu miqdorni Sl_{x+n} sug‘urta to‘lovlari yig‘indisiga tenglashtirib, (2.1) formulani olamiz.

Agar (2.1) formulani

$$S = P(1+i)^n \tag{2.2}$$

formula bilan (foyizlarning uzluksiz kapitallashtirishda boshlang‘ich mablag‘ning orttirmasi), u holda ko‘rinadiki, ${}_n p_x$ ko‘paytmaning borligi bilan farq qiladi, u x yoshda sug‘urta qilingan shaxsning $x+n$ yoshgacha yashab qolish ehtimoli. Bu miqdor birdan kichik, shuning uchun har bir sug‘urta qilinganning netto-badali birlik sug‘urta mablag‘ qiymatidan kichik bo‘ladi. Buning sababi, badallarni to‘laganlarning bir qismi sug‘urta muddatigacha yashamaydi va ularning badallari qolgan tirik qolganlar orasida taqsimlanadi. Buni hisobga olib, ularning har birining badali mos miqdorga kamayadi. (2.1) formulaning o‘ng tarafidagi miqdor S sug‘urta mablag‘ining aktuar joriy qiymati yoki kutilayotgan joriy qiymati deb ataladi.

Olamdan o‘tishdan foyda. Vafot etganlar badallarning yashab qolganlar orasida qayta taqsimlanishi olamdan o‘tishdan qo‘shimcha foydani beradi. Olamdan o‘tishdan qo‘shimcha foyda hisobga olingan daromad yillik normasini aniqlaymiz. Agar yil boshida sug‘ruta jamg‘armasi F_x ni, sug‘urta qilinganlar soni $-\ l_x$ ni, individual sug‘urta jamg‘armasi (bitta sug‘urtachi hisobidan) – $f_x = \dfrac{F_x}{l_x}$ ni tashkil etsa, u holda yil oxirida sug‘urta jamg‘armasi miqdori foyizning $F_x(1+i)$ qiymatgacha o‘sishi hisobiga oshadi, sug‘urta qilinganlar soni d_x ga kamayadi, individual sug‘urta jamg‘armasi $f_{x+1} = \dfrac{F_x(1+i)}{l_x - d_x} = \dfrac{f_x(1+i)}{1-q_x}$ ga teng bo‘ladi. x yosh uchun yillik daromad normasi

$$i_x = \frac{f_{x+1} - f_x}{f_x} = \frac{i+q_x}{1-q_x} \approx i + q_x. \tag{2.3}$$

ga teng bo‘ladji. Bu daromad normasi aktuar yillik daromad normasi deb ataladi. (2.3) formuladan ko‘rinadiki i foyiz stavkasida aktuar yillik daromad normasi undan ancha yuqori bo‘lishi mumkin. Iqtisodi rivojlangan mamlakatlarda hayotni sug‘urta qilishda foyiz stavkasi 4-5% ni tashkil etadi, u holda yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli olamdan o‘tish jadvaliga muvofiq erkaklar uchun 50 yoshda 2,2% ni, 60 yoshda – 4,3% ni tashkil etadi. Daromadning aktuar normasi uchun yana aktuar yillik ko‘payish ko‘paytuvchisini va aktuar yillik diskont ko‘paytuvchini kiritish mumkin:

$$s_x = 1 + i_x = \frac{1+i}{1-q_x} = s\frac{l_x}{l_{x+1}}; \qquad v_x = \frac{1}{s_x} = v\frac{l_{x+1}}{l_x}. \tag{2.4}$$

(2.1) formulani aktuar ko‘paytuvchi balan diskontirlashni bajarib hosil qilish mumkin (bu o‘zgaruvchi foyizli stavkani diskontirlashga teng kuchli):

$$P = v_x v_{x+1} \times \ldots \times v_{x+n-1} S = v^n \frac{l_{x+1} l_{x+2} \times \ldots \times l_{x+n-1} l_{x+n}}{l_x l_{x+1} \times \ldots \times l_{x+n-2} l_{x+n-1}} S = v^n \frac{l_{x+n}}{l_x} S. \tag{2.5}$$

Hayotni sug‘urtalash bo‘yicha hisoblarda foydalaniladigan yillik foyiz stavka texnik foyiz stavkasi yoki *texnik foyiz deb ataladi*. Texnik foyiz sug‘urtachi tomonidan shunday hajmda tanlanadtiki eng noqulay holatlarda tanlangan investitsiyalarning daromadliligi ta’minlansin. Odatda texnik foyiz miqdori sug‘urtachi oladigan haqiqiy daromad normasidan past bo‘ladi.

Kapital orttirmasi dinamikasi va demografik jarayonlar sug‘urta jamg‘armasiga bog‘liq emasligidan aktuar matematikada barcha hisoblashlarni bir birlik sug‘urta jag‘armasi uchun olib borish qabul qilingan. Bir birlik sug‘urta jamg‘armasidan sug‘urta badali miqdori tarif stavkasi yoki tarif deb ataladi. Ixtiyoriy konkret sug‘urta jamg‘armasi uchun sug‘urta badali miqdorini bu jamg‘armani tarif stavkasiga ko‘paytirib oson hosil qilish mumkin.

Hayotni sug‘urta qilishning aktuar masalalarini yechishga yagona yondashuvchni ta’minlash uchun 1898 yilda Londonda aktuarlarning Xalqaro kongressida yagona aktuar belgilashlar qabul qilingan. Turli xil bir vaqtli to‘lovlarni belgilash uchun A bosh harfi, regulyar davriy to‘lovlar uchun - a kichik harfi ishlatiladi. Sof yashashga sug‘urta qilishda birlik sug‘urta jamg‘armasiga ega bitta sug‘urtachi hisobidan sug‘urta to‘lovlarining kutilayotgan joriy qiymati quyidagi tarzda belgilanadi :

$$A_{x:\frac{1}{n|}} = v^n \frac{l_{x+n}}{l_x} = v^n {}_n p_x . \qquad (2.6)$$

(2.6) formula birlik jamg‘armaning kutilayotgan joriy qiymatini, ya’ni (2.5) formulaga asosan n yosh uchun aktuar diskont ko‘paytuvchi hisoblanadi.Bu miqdor

$$A_{x:\frac{1}{n+m|}} = A_{x:\frac{1}{n|}} \cdot A_{x+n:\frac{1}{m|}}$$

xossaga ega $-x+n+m$ yoshdan x yoshgacha $n+m$ yil muddatga aktuar diskontlash $x+n+m$ yoshdan $x+n$ yoshgacha m yilga, so‘ngra esa yana x yoshgacha n yil aktuar diskontlashga teng kuchli.

Kommutatsion funksiyalar. Aktuar hisoblashlarni soddalashtirish uchun jadvallari tuzilgan kommutatsion funksiyalar deb ataluvchi funksiyalardan foydalaniladi. Masalan, yashab qolish sug‘urtasida foydalaniladigan funksiya

$$D_x = v^x l_x . \qquad (2.7)$$

bunga misol bo‘la olajdi. Uning ma’nosi – agar l_0 sondagi bolalar guruhi tug‘ilganda ularni x yoshga etish bo‘yicha birlik sug‘urta jamg‘armasini to‘lash sharti bilan yashab qolishga sug‘urta qilinganda, u holda (2.7) formula sug‘urta to‘lovlari jamg‘armasining kutilayotgan joriy qiymatini, ya’ni jamlangan sug‘urta mukofotini beradi. Kommutatsion funksiya yordamida (2.6) formulani

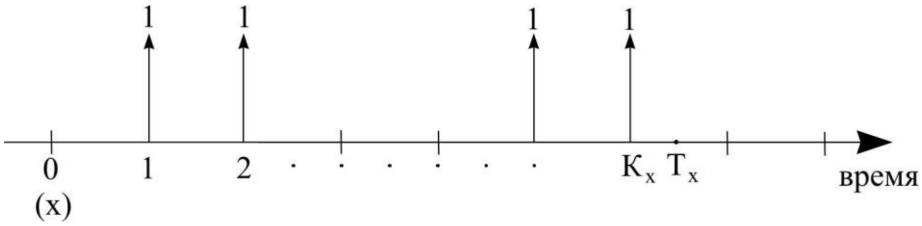
$$A_{x:\frac{1}{n|}} = \frac{D_{x+n}}{D_x} . \qquad (2.8)$$

ko‘rinishda ifodalash mumkin

2.2. Renta sug‘urtasi

Ko‘p hollarda sug‘urtachilar uchun bir vaqtda to‘lanadigan to‘lovni olish emas, balki ma’lum davr mobaynida yoki umrbod muntazam daromad olish afzal hisoblanadi. Teng vaqt oraliqlarida muntazam to‘lovlar sug‘urta rentasi yoki annuitet deb ataladi. Ko‘pincha «annuitet» atamasini faqat muddati chegaralangan to‘lovlar ketma-ketligiga taalluqli deb e’tirof etishadi. Sug‘urta rentasi odatdagi moliya rentasidan to‘lov uni oluvchisi tirik bo‘lgan shartda to‘lanishi bilan farq qiladi, ya’ni shartli renta hisoblanadi.

Oddiy umrbod renta. Sug‘urta rentasining keng tarqalgan turi oddiy umrbod renta bo‘lib, sug‘urtachining butun hayoti davomida har bir yashab o‘tilgan yil uchun to‘lanadi. To‘lovlar har bir vaqt davri oxirida amalga oshirilgani uchun uni yana *postnumerando* rentasi deb ham atashadi. Biror $t_0 = 0$ momentdan boshlab kishi yilda bir marta yil oxirida ma’lum mablag‘ni olishni boshlaydi (u odatda shartli pul birligi sifatida qabul qilinadi). To‘lovlar faqat insonning hayotlik davrida to‘lanadi.



Shartnoma boshlanishida hamda shartnoma amal qilish muddati davomida har bir yil boshidagi kutilayotgan joriy qiymatni aniqlaymiz.

x yoshdagi l_x nafar shaxs umrbod har bir yil oxirida bir birlik miqdorda muntazam to‘lovlari ko‘zda tutilgan sug‘urta shartnomasini tuzsin. U holda birinchi yil oxirida sug‘urtachi l_{x+1} mablag‘ni, ikkinchi yil oxirida – l_{x+2} mablag‘ni va h.k. mablag‘ni hech bo‘lmaganda bitta sug‘urtalanuvchi hayot bo‘lguncha to‘lab boradi. Oxirgi to‘lov ω yoshdagi shaxslarga to‘lanadi. Shartnoma tuzilgan paytdagi sug‘urta to‘lovlar joriy qiymati mos ravishda $vl_{x+1}, v^2 l_{x+2}, \ldots, v^{\omega-x} l_\omega$ lardan iborat bo‘ladi.

Rentaning barcha to‘lovlarining jamg‘arma joriy qiymati

$$vl_{x+1} + v^2 l_{x+2} + \ldots + v^{\omega-x} l_\omega = \sum_{k=1}^{\omega-x} v^k l_{x+k} \qquad (2.9)$$

dan iborat bo‘ladi. Shartnoma tuzgan x yoshdagi har bir sug‘urtalanuvchi hisobiga bu

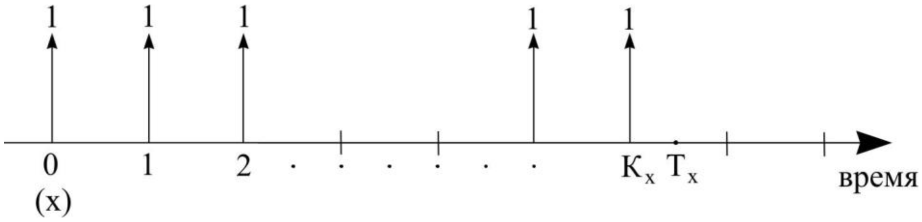
$$a_x = \sum_{k=1}^{\omega-x} v^k \frac{l_{x+k}}{l_x} = \sum_{k=1}^{\omega-x} v^k \, {}_k p_x \qquad (2.10)$$

ni tashkil etadji. (2.10) formula x yoshdagi sug‘urtalanuvchi uchun bir birlikka teng har bir yil oxiridagi to‘lovlar bilan umrbod rentaning kutilayotgan joriy qiymatini aniqlaydi. Ravshanki, shartnoma tuzishda har bir sug‘urtalanuvchi to‘lashi lozim bo‘lgan bir vaqtning o‘zidagi badal miqdori a_x ga teng. Sug‘urta rentasi bo‘yicha badallar hammadan teriladi, to‘lovlar esa uni to‘lash muddatigacha yashaganlarga beriladi, buni ${}_k p_x$ ko‘paytuvchi ko‘rsatadi. Olamdan o‘tganlar badallari hayot bo‘lib turganlar foydasiga qayta taqsimlangani uchun to‘lovlarning teng miqdlorida sug‘urta rentasi hammavaqt moliya rentasidan past bo‘ladi..

(2.10) formulani rentani sug‘urtalash bo‘yicha shartnomani 1, 2, 3, va h.k. yil muddatga birlik sug‘urta mablag‘li yashab qolishga tuzilgan shartnomalar jamlanmasi kabi ifodalab ham olish mumkin. U holda rentalarni to‘lovlari kutilayotgan joriy qiymati mos yashab qolish shartnomalari bo‘yicha to‘lovlar kutilayotgan joriy qiymatlari yig‘indisiga teng.

$$a_x = \sum_{k=1}^{\omega-x} A_{x:\frac{1}{k|}} = \sum_{k=1}^{\omega-x} v^k \frac{l_{x+k}}{l_x}. \qquad (2.11)$$

Keltirilgan umrbod renta. Oddiy renta bilan birga ko‘pincha keltirilgan renta *prenumerandodan foydalaniladi, bunda* to‘lovlar har bir vaqt davri boshida amalga oshiriladi. Biror $t_0 = 0$ momentdan boshlab kishi bir yilda bir marta ma’lum mablag‘ni olishni boshlaydi (uni shartli pul birligi sifatida qabul qilinadi). To‘lovlar faqat kishining hayotlik davrida to‘lanadi.



Prenumerando rentasining kutilayotgan joriy qiymati postnumerando rentasi kutilayotgan joriy qiymati kabi hisoblanadi:

$$\ddot{a}_x = \sum_{k=0}^{\omega-x} A_{x:\frac{1}{k|}} = \sum_{k=0}^{\omega-x} v^k \frac{l_{x+k}}{l_x} = \sum_{k=0}^{\omega-x} v^k {}_k p_x . \qquad (2.12)$$

Keltirilgan rentalar muddati uzaytirilgan sug‘urta badallarini hisoblashda keng qo‘llaniladi. (2.11) va (2.12) formulalarni taqqoslab

$$\ddot{a}_x = a_x + 1 \qquad (2.13)$$

ga ega bo‘lamiz.

Kommutatsion funksiyalar. Rentani sug‘urtalash bo‘yicha aktuar hisoblarni soddalashtirish uchun quyidagi kommutatsion funksiyadan foydalaniladi

$$N_x = \sum_{k=0}^{\omega-x} D_{x+k} = \sum_{t=x}^{\omega} D_t \,. \qquad (2.14)$$

Bu funksiyaning ma’nosi quyidagicha l_0 sondagi bolalar guruhining tug‘ilishida x yoshdan boshlab har bir yil boshida bir birlik rentani umrbod to‘lash sharti bilan sug‘urta shartnomasi tuzilsa, u holda (6) formula sug‘urta to‘lovlar joriy qiymatini yoki bir vaqtning o‘zida to‘lanadigan sug‘urta badali yig‘indi miqdorini beradi. Kommutatsion funksiya yordamida (3) va (4) formulalar:

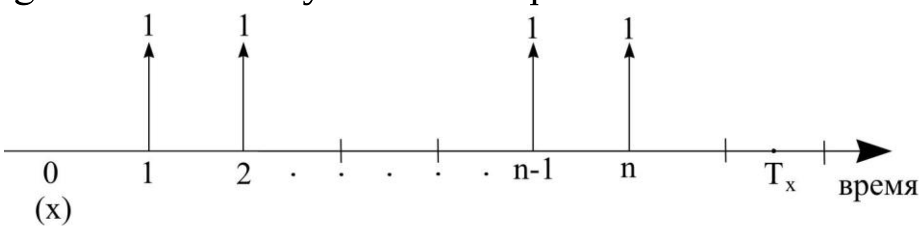
$$\ddot{a}_x = \frac{N_x}{D_x},$$

$$a_x = \frac{N_{x+1}}{D_x}.$$

ko‘rinishni oladi.

Tezkor rentalar. Agar renta to‘lovi ma’lum muddat bilan, masalan, n yil bilan chegaralangan bo‘lsa, u holda renta tezkor deb ataladi.

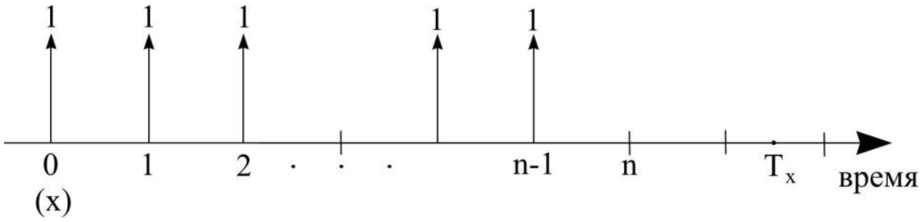
$t_0 = 0$ – hozirgi payt, renta to‘lanadigan kishi – x yoshda bo‘lsin. Oddiy tezkor renta $t = 1$ momentdan boshlab, lekin n dan ko‘p bo‘lmagan yillarga umrbod yilning oxirida bir marta to‘lanadigan birlik mablag‘ to‘lovlari seriyasi kabi aniqlanadi.

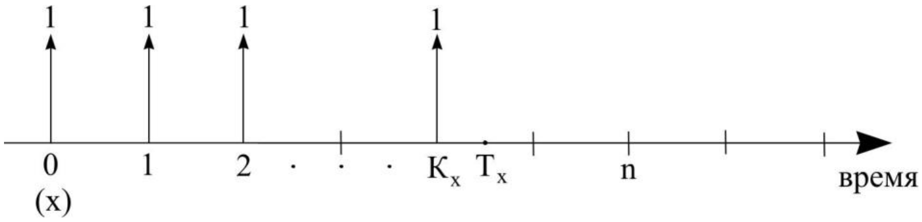


Oddiy tezkor renta qiymati

$$a_{x:\overline{n|}} = \sum_{k=1}^{n} v^k \frac{l_{x+k}}{l_x} = a_x - A_{x:\overset{1}{\overline{n|}}} \cdot a_{x+n} = \frac{N_{x+1} - N_{x+1+n}}{D_x}.$$

$t_0 = 0$ hozirgi payt, renta to‘lanadigan kishi – x yoshda bo‘lsin. Keltirilgan tezkor renta $t_0 = 0$, momentdan boshlab, lekin n yildan ko‘p bo‘lmagan yillarga umrbod yilning oxirida bir marta to‘lanadigan birlik mablag‘ to‘lovlari seriyasi kabi aniqlanadi. Shunday qilib, agar kishi yana n yil yashasa (ya’ni agar $T_x > n$ bo‘lsa), u holda har yil boshida n ta to‘lov amalga oshiriladi; agar $T_x < n$ bo‘lsa, $K_x + 1$ ta to‘lov bajariladi.



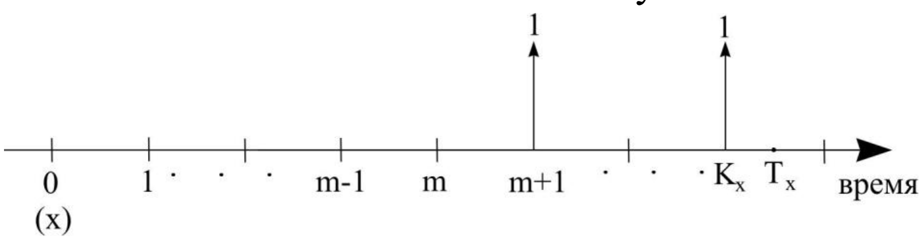


Keltirilgan renta qiymati

$$\ddot{a}_{x:\overline{n}|} = \sum_{k=0}^{n-1} v^k \frac{l_{x+k}}{l_x} = \ddot{a}_x - A_{x:\overset{1}{\overline{n}|}} \cdot \ddot{a}_{x+n} = \frac{N_x - N_{x+n}}{D_x}.$$

Qoldirilgan rentalar. Yuqorida qaralgan rentalar darhol bajariladigan rentalar deb ataladi, chunki ularning amal qilish muddati shartnoma tuzilgandan boshlab darhol boshlanadi. Qoldirilgan (muddati uzaytirilgan) rentalar amal qilish muddati bu momentga nisbatan uzaytirish davrida kechikadi.

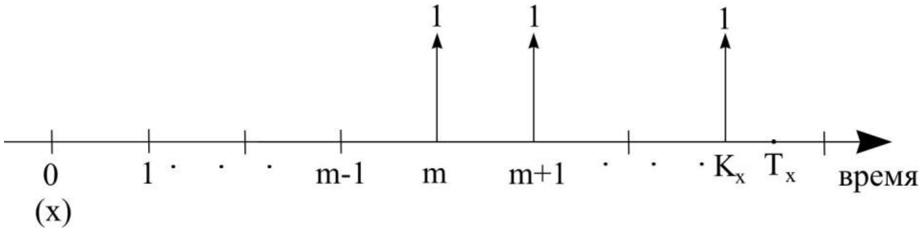
$t_0 = 0$ – hozirgi payt, renta to‘lanadigan kishi – x yoshda bo‘lsin. m yilga qoldirigan oddiy umrbod renta $t = m + 1$ momentdan boshlab kishi hayot bo‘lguncha har yili bir marta birlik mablag‘lari to‘lovlari seriyasi kabi aniqlanadi. Lekin agar kishi $m + 1$ momentgacha olamdan o‘tsa, u holda birorta ham to‘lov to‘lanmaydi.



m yilga qoldirilgan umrbod postnumerando rentasining qiymati

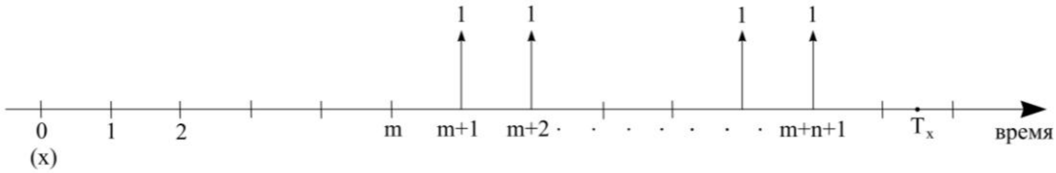
$$_{m|}a_x = \sum_{k=m+1}^{\omega-x} v^k \frac{l_{x+k}}{l_x} = v^m \frac{l_{x+m}}{l_x} \cdot a_{x+m} = A_{x:\overset{1}{\overline{m}|}} \cdot a_{x+m} = \frac{N_{x+m+1}}{D_x}.$$

$t_0 = 0$ – hozirgi payt, renta to‘lanadigan kishi – x yoshda bo‘lsin. m yilga qoldirigan keltirilgan umrbod renta $t = m$ momentdan boshlab kishi hayot bo‘lguncha har yili bir marta birlik mablag‘lar to‘lovlari seriyasi kabi aniqlanadi. Lekin agar kishi m momentgacha olamdan o‘tsa, u holda birorta ham to‘lov to‘lanmaydi.



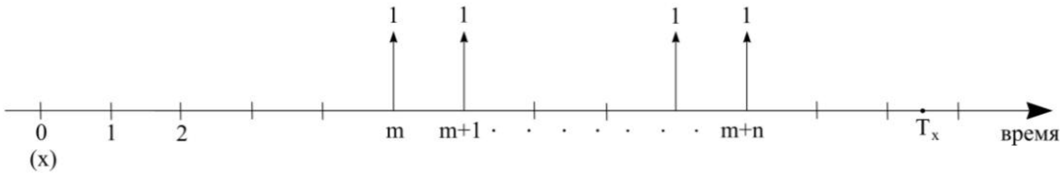
Qoldirilgan umrbod prenumerando rentasi qiymati

$$_{m|}\ddot{a}_x = \sum_{k=m}^{\omega-x} v^k \frac{l_{x+k}}{l_x} = v^m \frac{l_{x+m}}{l_x} \cdot \ddot{a}_{x+m} = A_{x:\,\overset{1}{\overline{m|}}} \cdot \ddot{a}_{x+m} = \frac{N_{x+m}}{D_x}.$$



Qoldirilgan tezkor postnumerando rentasi

$$_{m|}a_{x:\,\overline{n|}} = \sum_{k=m+1}^{m+n} v^k \frac{l_{x+k}}{l_x} = v^m \frac{l_{x+m}}{l_x} a_{x+m:\,\overline{n|}} = A_{x:\,\overset{1}{\overline{m|}}} a_{x+m:\,\overline{n|}} = \frac{N_{x+m+1} - N_{x+m+n+1}}{D_x}.$$



Qoldirilgan tezkor prenumerando rentasi

$$_{m|}\ddot{a}_{x:\,\overline{n|}} = \sum_{k=m}^{m+n-1} v^k \frac{l_{x+k}}{l_x} = v^m \frac{l_{x+m}}{l_x} \ddot{a}_{x+m:\,\overline{n|}} = A_{x:\,\overset{1}{\overline{m|}}} \ddot{a}_{x+m:\,\overline{n|}} = \frac{N_{x+m} - N_{x+m+n}}{D_x}.$$

2.3. Hayot sug‘urtasi

Yashaguncha sug‘urta bilan birga juda ommabop (va ancha arzon bo‘lgan) hayot sug‘urtasi ham qo‘llaniladi, bunda sug‘urta to‘lovi sug‘urtalanuvchi olamdan o‘tganda amalga oshiriladi. Hayot sug‘urtasi ikkita shaklda bo‘ladi: a) umrbod sug‘urta; b) muddatli sug‘urta, bunda sug‘urta jamg‘armasi sug‘urtalanuvchi shartnoma muddatiga yetmasdan olamdan o‘tgan taqdirda to‘lanadi.

Umrbod sug‘urta. x yoshdagi l_x nafar shaxs umrbod sug‘urtaga shartnoma tuzgan bo‘lsin. Shartnoma tuzilgandan bir yil o‘tgandan so‘ng faqat l_{x+1} shaxs hayot bo‘lib qoladi, $d_x = l_x - l_{x+1}$ nafari esa yil davomida olamdan o‘tadilar. Soddalik uchun sug‘urta to‘lovlari sug‘urtalanuvchi olamdan o‘tgan yilning oxirida to‘lansin deb hisoblaylik. U holda sug‘urta birinchi yili to‘lovlari joriy qiymati $v\,d_x$ ga, ikkinchi yilniki $v^2 d_{x+1}$ ga, uchinchi yilniki $v^3 d_{x+2}$ ga va h.k.larga teng bo‘ladi (hisoblar shuningdek birlik jamg‘arma uchun amalga oshiriladi).

Barcha shartnomalar bo‘yicha sug‘urta to‘lovlar joriy qiymati

$$A_x\, l_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1}\, d_{x+k} \tag{2.15}$$

ni tashkil etadi. Bitta sug‘urta shartnomasi hisobidan

$$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1} \frac{d_{x+k}}{l_x} \tag{2.16}$$

ni olamiz. (2.16) formula olamdan o‘tgan yil oxirida umrbod sug‘urta joriy qiymatini aniqlaydi. (2.16) formulani, $\frac{d_{x+k}}{l_x} = \frac{d_{x+k}}{l_{x+k}} \cdot \frac{l_{x+k}}{l_x} = q_{x+k} \cdot {}_k p_x$ ni hisobga olib qayta yozamiz, u holda

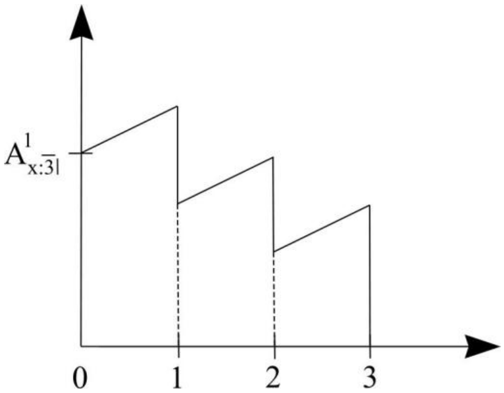
$$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1} q_{x+k} \cdot {}_k p_x \,. \tag{2.17}$$

(2.17) formuladan ko‘rinadiki $k+1$ ta sug‘urta yili uchun to‘lovlarning hayot sug‘urtasi bo‘yicha polis qiymatiga ulushi to‘lovlar joriy qiymatini $(k+1)$-chi yil davomida olamdan o‘tish ehtimoliga ko‘paytmasiga teng, u esa o‘z navbatida bu yil boshigacha yashash ehtimolini yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli ko‘paytmasiga teng.

Hayotning muddatli sug‘urtasi. Hayotni muddatga sug‘urta qilishda (n yilga) to‘lovlarning kutilayotgan joriy qiymati

$$A^1_{x:\overline{n|}} = \sum_{k=0}^{n-1} v^{k+1} \frac{d_{x+k}}{l_x} = A_x - A_{x+n} \frac{D_{x+n}}{D_x} \,. \tag{2.18}$$

3 yil muddatga hayotni sug‘urtasi sxemasini grafik ravishda tasvirlaymiz.



$t=0$ vaqt momentida sug‘urtachi bitta sug‘urtalangan kishi hisobidan $A^1_{x:\overline{3}|}$ badalni oladi, keyin 0 dan 1 yilgacha bu mablag‘ning orttirish ro‘y beradi (foyizlarni hisoblash hisobiga), so‘ngra $t=1$ momentda birinchi to‘lov amalga oshiriladi (birinchi yilda ro‘y bergan olamdan o‘tganlar bo‘yicha), keyin 1- chi yildan 2-chi yilgacha qolgan mablag‘ni orttirishi ro‘y beradi, keyin $t=2$ momentda ikkinchi to‘lov amalga oshadi, keyin qoldiq $t=3$ vaqt momentigacha orttiriladi va qolgan mablag‘larni to‘liq qamrab oluvchi oxirgi to‘lov to‘lanadi.

Kommutatsion funksiyalar. Hayot sug‘urtasi bo‘yicha hisoblashlarni soddalashtirish uchun quyidagi kommutatsion funksiyalar kiritiladi:

$$C_x = v^{x+1} d_x, \tag{2.19}$$

$$M_x = \sum_{k=0}^{\infty} C_{x+k} \,. \tag{2.20}$$

U holda (2.16) va (2.18) formulalarni quyidagi ko‘rinishda yozish mumkin:

$$A_x = \frac{M_x}{D_x}; \qquad A^1_{x:\overline{n}|} = \frac{M_x - M_{x+n}}{D_x}. \tag{2.21}$$

Olamdan o‘tish paytida to‘lash sug‘urtasi. Shu vaqtgacha sug‘urta to‘lovlari sug‘urtalanuvchi olamdan o‘tgan yil oxirida amalga oshiriladigan sug‘urtalar qaralgan edi. Amalda odatda sug‘urta shartnomasi sug‘urta jamg‘armasini oldamdan o‘tish holati yuz bergandan so‘ng birdaniga to‘lashni ko‘zda tutadi. Shuning uchun sug‘urta to‘lov joriy qiymatini hisoblashda yil oxiridan emas olamdan o‘tish momentidan diskontirlashni amalga oshirish lozim, bu almashtirish : $v^{k+1} \to v^{k+t}$ bilan amalga oshiriladi, bu yerda t $-(k+1)$ -chi sug‘urta yili boshidan olamdan o‘tish momentigacha bo‘lgan vaqt oralig‘i (yilning ulushlarida).

Murakkabroq masala– yil davomida kutilayotgan olamdan o‘tishlar sonini hisoblashdir.Gap shundaki, olamdan o‘tish jadvallari yil davomidagi olamdan o‘tishlar umumiy soni haqida ularning yil oylari yoki haftalar bo‘yicha tafsilotga berilmasdan ma’lumot beradi. Shuning uchun yil ichida ma’lum vaqt oralig‘idagi olamdan o‘tishlar sonini hisoblash uchun bu taqsimot xarakteri haqida qandaydir bir farazni qabul qilish zarur. Eng oddiy va tabiiysi yil ichida olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi faraz hisoblanadi. Agar $(k+1)$-chi sug‘urta yilini $\frac{1}{m}$ uzunlikdagi m ta teng vaqt oraliqlariga ajratsak, u holda ixtiyoriy vaqt oralig‘i uchun olamdan o‘tishlar soni $\frac{d_{x+k}}{m}$ dan iborat bo‘ladi. Tegishli vaqt oralig‘ida ro‘y bergan sug‘urta holatlar bo‘yicha barcha to‘lovlar bu oraliq oxirida

amalga oshiriladi deb hisoblaymiz, ya’ni sug‘urta to‘lovlar jamlanmasi m- muddatli tezkor postnumerando rentasidan iborat. U holda bu yil uchun sug‘urta to‘lovlar kutilayotgan joriy qiymati

$$v^k \frac{d_{x+k}}{m} \sum_{p=0}^{m-1} v^{(p+1)/m} = v^k \frac{d_{x+k}}{m} \cdot \frac{1-v}{s^{1/m}-1}. \tag{2.22}$$

ni tashkil etadi ((2.22) formulani keltirib chiqarishda geometrik progressiya yig‘indisi uchun formuladan foydalanildi).

Yanada kichik vaqt oraliqlariga o‘tib ($m \to \infty$)

$$s^{1/m} \equiv \exp\left(\frac{\ln s}{m}\right) \underset{m\to\infty}{\to} 1 + \frac{\ln s}{m}; \qquad m\left(s^{1/m}-1\right) \underset{m\to\infty}{\to} \ln s$$

ni olamiz. Natijada yil uchun sug‘urta to‘lovlar joriy qiymati

$$v^{k+1} d_{x+k} \frac{i}{\ln(1+i)}$$

ga teng. Umrbod sug‘urtasi uchun sug‘urta to‘lovlarning kutilayotgan joriy qiymati ($\overline{A_x}$) :

$$\overline{A}_x = \frac{i}{\ln(1+i)} \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1} \frac{d_{x+k}}{l_x} = \frac{i}{\ln(1+i)} A_x \qquad (2.23)$$

ga teng. Aktuar matematikadagi yuqorisida chiziqli belgilashlar uzluksiz to‘lovlarga taalluqli. Mazkur holda sug‘urta to‘lovlari yetarlicha ko‘p ro‘y beradi, ya’ni har bir sug‘urta yili davomida amalda uzluksiz amalga oshadi. (2.23) formula olamdan o‘tish yil oxirida to‘lanadigan sug‘urta uchun mos (2.16) formuladan qo‘shimcha ko‘paytuvchi bilan farq qiladi. Bu ko‘paytuvchi miqdori yillik foyiz stavkasi katta bo‘lmagan qiymatlarida

$$\frac{i}{\ln(1+i)} \approx \frac{i}{i - i^2/2} \approx 1 + i/2\,.$$

taqribiy formula bilan aniqlanadi. Shunga o‘xshash n yil muddatga hayot sug‘urtasi bo‘yicha tezkor shartnoma qiymati uchun (2.18) formula o‘rniga

$$\overline{A}^{1}_{x:\overline{n|}} = \frac{i}{\ln s} \sum_{k=0}^{n-1} v^{k+1} \frac{d_{x+k}}{l_x} = \frac{i}{\ln s} A^{1}_{x:\overline{n|}} \qquad (2.24)$$

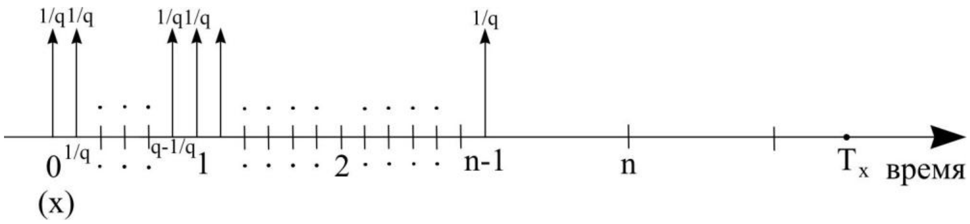
ni olamiz. Sug‘urtalanuvchi olamdan o‘tishi o‘rnatilgandan so‘ng bevosita sug‘urta to‘lovlari 3 yillik muddatga tuzilgan hayot sug‘urtasi uchun kutilayotgan joriy qiymatning vaqtga bog‘lanishi grafik tasvirlaymiz.

$t = 0$ vaqt momentida bitta sug‘urtalanuvchi hisobidan $\overline{A}^{1}_{x:\overline{3|}}$ miqdorida badalni oladi, keyin butun sug‘urta muddati davomida bu jamg‘arma biror orttirma oladi (foyizlarning hisoblanish hisobidan), bir tomondan, sug‘urta to‘lovlari natijasida uning uzluksiz kamayishi ro‘y beradi, ikkinchi tomondan, bunda oxirgi jarayon tezroq kechadi. Sug‘urta muddati tugashiga olingan barcha mablag‘lar sarflanadi.

2.4. Yil davomida bir necha marta to‘lanadigan rentalar

Yillik rentalar yilda bir necha marta to‘lanadigan rentalarga qaraganda kamroq uchraydi. Masalan, nafaqalar har oyda to‘lanadi. Sug‘urta mukofotlar ko‘proq har oyda yoki kvartalda beriladi. Bu rentalar joriy qiymatini hisoblash prinsiplari yillik rentalar kabi, lekin yakuniy formulalarni keltirib chiqarish murakkab, chunki uzunligi bir yildan kam vaqt oraliqlari uchun diskont ko‘paytuvchilar va yashayotganlar sonini hisoblashni bilishi zarur. Diskont ko‘paytuvchilar uchun biz foyizlarning oshishi uzluksiz davom etadi yashayotganlar sonining oraliq qiymatlari uchun $d_x(u) = u \cdot d_x$; ${}_nq_x = u \cdot q_x$ chiziqli interpolyatsiyadan foydalaniladi.

Yiliga q marta to‘lanadigan avanslangan tezkor rentani qaraymiz. Har bir to‘lov miqdori $1/q$ ga teng, shunday ekan yil uchun jamg‘arma to‘lov yillik renta kabi birga teng:



Bu rentaning joriy qiymati yillik renta kabi belgilanadi, lekin q yuqori indeks bilan yoziladi:

$$\ddot{a}^{(q)}_{x:\overline{n|}} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n-1}\sum_{p=0}^{q-1} v^{k+p/q}\frac{l_{x+k+p/q}}{l_x} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n-1}\sum_{p=0}^{q-1}\frac{D_{x+k+p/q}}{D_x}. \qquad (2.25)$$

q**-karrali rentalar uchun oddiy formulalar.**Agar yillik foyiz stavkasi qiymati yetarlicha kichik bo‘lsa, u holda chiziqli interpolyatsiya nafaqat yashayotganlar soni uchun, balki diskont ko‘paytuvchi uchun o‘rinli (ya’ni yil chegaralarida foyizlarning qo‘shilishi oddiy foyizlar qonuni bo‘yicha ro‘y beradi). U holda D komutatsion funksiya uchun ham yil chegaralarida:

$$D_{x+k+p/q} \cong D_{x+k} + \frac{p}{q}(D_{x+k+1} - D_{x+k}). \qquad (2.26)$$

chiziqli interpolyatsiya o‘rinli bo‘ladi.

(2.26) formulani (2.25) formulaga qo‘yamiz va k bo‘yicha yig‘indini hisoblaymiz:

$$\sum_{k=0}^{n-1}\frac{D_{x+k}}{D_x} = \ddot{a}_{x:\overline{n|}};$$

$$\sum_{k=0}^{n-1}\frac{D_{x+k+1} - D_{x+k}}{D_x} = \frac{-D_x + D_{x+n}}{D_x} = -1 + \frac{D_{x+n}}{D_x}.$$

Keyin arifmetik progressiya yig‘indisi uchun formuladan foydalanib p bo‘yicha yig‘indini topamiz :

$$\ddot{a}^{(q)}_{x:\overline{n|}} = \ddot{a}_{x:\overline{n|}} - \left(1 - \frac{D_{x+n}}{D_x}\right)\sum_{p=0}^{q-1}\frac{p}{q^2} = \ddot{a}_{x:\overline{n|}} - \frac{q-1}{2q}\left(1 - \frac{D_{x+n}}{D_x}\right). \qquad (2.27)$$

Shunga o‘xshash oddiy renta uchun ham formulani olish mumkin

$$a^{(q)}_{x:\overline{n|}} = a_{x:\overline{n|}} + \frac{q-1}{2q}\left(1 - \frac{D_{x+n}}{D_x}\right). \qquad (2.28)$$

Agar foyiz stavka yetarlicha katta bo‘lsa, u holda D uchun (2.26) chiziqli interpolyatsiyani qo‘llab bo‘lmaydi va batafsil tahlil talab etiladi.

Ixtiyoriy foyiz stavkasi uchun formula. Agar foyiz stavka yetarlicha katta bo‘lsa, u holda D uchun (2.26) chiziqli interpolyatsiyani qo‘llab bo‘lmaydi. Shuning uchun hisoblashlarda chiziqli interpolyatsiyani faqat yashayotgaglar uchun foydalanamiz, $\left({}_u p_x = \frac{l_{x+u}}{l_x} = 1 - u + u \cdot p_x\right)$, diskont ko‘paytuvuchilar uchun esa aniq ifodalardan foydalanamiz. Natijada

$$\ddot{a}^{(q)}_{x:\overline{n|}} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n-1}\sum_{p=0}^{q-1}\frac{D_{x+k+p/q}}{D_x} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n|}} - \beta(q)\left(1 - \frac{D_{x+n}}{D_x}\right);$$

$$a^{(q)}_{x:\overline{n|}} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n|}} - \left(\beta + \frac{1}{q}\right)\left(1 - \frac{D_{x+n}}{D_x}\right),$$

ni olamiz, bu yerda $\alpha(q) = \frac{id}{i^{(q)}d^{(q)}}$; $\beta(q) = \frac{i - i^{(q)}}{i^{(q)}d^{(q)}}$;

$i^{(q)}, d^{(q)}$ – $i^{(q)} = q(1 + i_e)^{1/q} - q$; $i_e = (1 + i/q)^q - 1$ (samarali foyiz stavkasi); $d^{(q)} = q - q(1 - d_e)^{1/q}$; $d_e = 1 - v$ (samarali yillik hisob stavkasi) formulalar bilan aniqlanuvchi yilning $\frac{1}{q}$ qismi davri uchun haqiqiy va hisob stavkalari.

Uzluksiz rentalar. Agar renta to‘lovi yetarlicha tez ro‘y bersa, u holda rentalar to‘lash jarayoni uzluksiz (ayniqsa haftalik to‘lovlar uchun) uzluksiz deb hisoblash mumkin. Uzluksiz rentaning joriy qiymatini $q \to \infty$ da (2.27) yoki (2.28) formulalardan oson olish mumkin:

$$\bar{a}_{x:\overline{n|}} = a_{x:\overline{n|}} + \frac{D_x - D_{x+n}}{2D_x} = \ddot{a}_{x:\overline{n|}} - \frac{D_x - D_{x+n}}{2D_x} = \frac{a_{x:\overline{n|}} + \ddot{a}_{x:\overline{n|}}}{2}.$$

2.5. Tayinlangan badalli jamg‘arma sug‘urtasi

Sug‘urta amaliyotida ko‘pincha sug‘urta to‘lovlari miqdorlari emas , balki to‘lanadigan badallar tayinlanadigan sug‘urta jamg‘arma sxemalaridan foydalaniladi. Aktuar hisoblar yordamida aniqlanadigan izlanuvchi miqdor – hissalarning jamg‘arilgan miqdori hisoblanadi. Bunday sxemalarning ommalashishiga sabab sug‘urtachilar psixologik jihatdan darlomadlilikni oson baholashga imkon beruvchi hissaning ortishi bank sxemasini osonroq qabul qiladilar. Bundan tashqari, foyiz stavkaning doimiy o‘zgarib borishi natijasida bank omonatlarining bugungi daromadliligi bilan raqobat qilishga qodir daromad normasiga ega klassiq sxema bo‘yicha bir yildan ortiq muddatga sug‘urtani kafolatli rejalashtirish imkoniyati mavjud emas.Tayinlangan badallar ega sxemani qo‘llash har bir vaqt momentida yetarlicha yuqori raqobatbardosh saviyada tanlash mumkin bo‘lgan suzuvchi foyiz stavkasi bilan ishlashga timkon beradi.

Agar x yoshdagi l_x sonli guruhning har bir a’zosi jamg‘armaga 1 o‘lchamda to‘lov to‘lasa, u holda n yildan keyin jamg‘arilgan mablag‘ $l_x s^n$ ga teng bo‘ladi. $x+n$ yoshgacha yetgan har bir kishi uchun bu

$$s_{x:\overline{n|}} = \frac{l_x s^n}{l_{x+n}} \equiv \frac{1}{A^1_{x:\overline{n|}}} \qquad (2.29)$$

ni beradi.

(2.29) formuladan ko‘rinadiki, jamg‘armaning ko‘payishi olamdan o‘tganlar omonatlarini yashayotganlar o‘rtasida qayta taqsimlash hisobiga o‘sha foyiz stavkali bank omonatiga qaraganda yuqori sur’atlar bilan ro‘y beradi.

Agar guruhning har bir a’zosi har yilning boshida jamg‘armaga 1 o‘lchamli mablag‘ni (prenumerando rentasi) qo‘shsa, u holda n yildan so‘ng jamg‘arilgan mablag‘ bir yashayotgan hisobiga

$$\ddot{s}_{x:\overline{n}|}=\sum_{k=0}^{n-1}\frac{l_{x+k}s^{n-k}}{l_{x+n}}=\sum_{k=0}^{n-1}\frac{1}{A_{x+k:\,\overline{n-k}|}^{\;\;1}}=\sum_{k=0}^{n-1}\frac{D_{x+k}}{D_{x+n}}=\frac{N_x-N_{x+n}}{D_{x+n}} \qquad (2.30)$$

ga teng bo‘ladi.

Agar badallar har yil oxirida to‘lansa (postnumerando rentasi), u holda shunga o‘xshash

$$s_{x:\overline{n}|}=\sum_{k=1}^{n}\frac{D_{x+k}}{D_{x+n}}=\frac{N_{x+1}-N_{x+n+1}}{D_{x+n}} \qquad (2.31)$$

ni olamiz.

(2.30), (2.31) formulalarni $\ddot{a}_x=\dfrac{N_x}{D_x}$ va $a_x=\dfrac{N_{x+1}}{D_x}$ formulalar bilan taqqoslab, ko‘ramizki, ular

$$\frac{a_{x:\overline{n}|}}{s_{x:\overline{n}|}}=\frac{\ddot{a}_{x:\overline{n}|}}{\ddot{s}_{x:\overline{n}|}}=A_{x:\,\overline{n}|}^{\;\;1} \qquad (2.32)$$

universal munosabat bilan bog‘langan.

2.6. Sug‘urta mukofotlari

Asosiy ta’riflar. Avval hayotni sug‘urtasi turli ko‘rinishlari uchun sug‘urta to‘lovlar nazariyasi qaralgan edi va shartnoma tuzish momentiga sug‘urta to‘lovlar bir vaqtli qiymati aniqlangan edi. Lekin hayot sug‘urtasi bo‘yicha uzoq muddatli shartnomalar kam hollarda bir vaqtli badal bilan to‘lanadi-ularning qiymati juda ham ulkan. Odatda, sug‘urta mukofoti muddatli – yiliga, kvartalli, oylik to‘lanadi. Agar bir vaqtli to‘lovda sug‘urtachi shartnoma tuzish momentiga o‘z majburiyatlarini to‘liq bajarsa, u holda badallar davriy to‘lovida ular muddatli bajariladi. Ravshanki, sug‘urtachining sug‘urta mukofotini to‘lash usulidan sug‘urtalanuvchi majburiyatlari qiymatidan bog‘liq emas.

Davriy to‘lanadigan badallarni hisoblashda ularni investitsiyadan foyiz daromadni ham, demografik omillarni ham hisobga olish lozim. Oxirgi omil badallar miqdoriga muhim ta’sir ko‘rsatadi, chunki hamma sug‘urtalanuvchilar olamdan o‘tish ro‘y bergunga qadar shartnomada ko‘zda tutilgan barcha badallarni to‘lashga ulgurmaydilar. Agar davriy to‘lanadigan badallar miqdori o‘zgarmas bo‘lsa, bu badallar jamlanmasi to‘lovlar o‘zgarmas rentasini tashkil etadi. Sug‘urta shartnomasi birinchi badal olingandan kuchga kirgani uchun sug‘urta to‘lovlar rentasi keltirilgan (postnumerando rentasi) hisoblanadi.

Cug‘urta badallari miqdoirini hisoblash uchun asos – sug‘urtachi va sug‘urtalanuvchilarning majburiyatlari shartnoma tuzish muddatida teng bo‘lish sharti hisoblanadi: to‘lanadigan sug‘urta to‘lovlari joriy qiymati to‘lanuvchi joriy badallarning kutilayotgan joriy qiymatiga teng. Agar sug‘urta shartnomasi x yoshda tuzilgan bo‘lsa, sug‘urta to‘lovlari kutilayotgan joriy qiymati A ga teng, yillik sug‘urta badallari noma’lum miqdori P ga teng bo‘lsa, u holda

$$A = P\ddot{a}_{x:\overline{n}|}, \tag{2.33}$$

ko‘rinishga ega, bu yerda $\ddot{a}_{x:\overline{n}|}$ –birlik miqdordagi yillik to‘lovlarga ega rentaning kutilayotgan joriy qiymati .

Bundan yillik badal

$$P = \frac{A}{\ddot{a}_{x:\overline{n}|}}. \tag{2.34}$$

(2.34) formula yillik badal miqdori bir vaqtning o‘zida to‘lanadigan badal miqdoridan necha marta kichik ekanligini ko‘rsatadi, shuning uchun $\ddot{a}_{x:\overline{n}|}$ miqdorni uzaytirish koeffitsiyenti deb ataladi. Agar sug‘urtalanuvchilar sonining kamayishi va badallardan foyiz daromadi nolga teng $(l = const,\ \ i = 0)$, bo‘lsa, u holda uzaytirish koeffitsiyenti to‘lovlar muddati uzunligi n ga teng bo‘ladi.

Ko‘pincha sug‘urta mukofotini to‘lash davri sug‘urta shartnomasi amal qilish muddatining qismini tashkil etadi. Sug‘urta mukofoti to‘lash davrida sug‘urtalanuvchi to‘la to‘lanuvchi badallarni albatta to‘lashga majbur, ya’ni o‘z majburiyatlarini to‘la bajarishi lozim. Mukofotlarni to‘lash muddati m harfi bilan belgilanadi. Birinchi mukofot birinchi sug‘urta yili boshida, oxirgisi m-chi yil boshida to‘lanadi. Yillik badal miqdori

$$P = \frac{A}{\ddot{a}_{x:\overline{m}|}}. \qquad (2.35)$$

formula bilan aniqlanadi. Oxirgi badalni to‘lash sanasidan birinchisigacha (yoki yagona) sug‘urta to‘lovi kutiluvchi deb ataladi. Yashaguncha kapitalni sug‘urtalashda kutiladigan davr sug‘urta shartnomasi muddati tugaguncha davom etadi. Rentani sug‘urtalashda kutiladigan davr rentasi to‘lash davri boshi bilan tugaydi.

Sug‘urtaning elementar turlari uchun netto-mukofotlar. Sof yashash sug‘urtasi. Dastlab eng oddiy holatni qaraymiz, unda kutiluvchi davr yo‘q va sug‘urta mukofoti butun sug‘urta shartnomasi amal qilish davrida to‘lanadi. Sug‘urtalanuvch x yoshda, sug‘urta muddati n yil mukofot to‘lash davriga teng. $P = \frac{A}{\ddot{a}_{x:\overline{n}|}}$ formulaga asosan birlik sug‘urta mablag‘i sug‘urta badali miqdori bir vaqtda to‘lanadigan sug‘urta qiymatining mos uzaytirish to‘lovi koeffitsiyentiga bo‘linganiga teng:

$$P_{x:\frac{1}{\overline{n}|}} = \frac{A_{x:\frac{1}{\overline{n}|}}}{\ddot{a}_{x:\overline{n}|}}. \qquad (2.36)$$

Badallar to‘lash davri yo shartnoma amal qilish davri bilan ustma-ust tushishi yoki undan kichik bo‘lishi mumkin. Oxirgi holda polisda sug‘urtalanuvchining polis to‘la to‘lanadigan yoshi ko‘rsatiladi.

Agar sug‘urta mukofoti to‘lash davri davomiyligi m yilga teng bo‘lsa, u holda $P = \frac{A}{\ddot{a}_{x:\overline{m}|}}$ ga ko‘ra yillik badal miqdori

$$P_{x:\frac{1}{\overline{n}|}} = \frac{A_{x:\frac{1}{\overline{n}|}}}{\ddot{a}_{x:\overline{m}|}}. \qquad (2.37)$$

ga teng.

Rentalar sug‘urtasi. Rentalar sug‘urtasi yashaguncha shartnoma tugashi muddatigacha bir vaqtli to‘lov o‘rniga biror vaqt davomida yoki umrbod qator muntazam sug‘urta to‘lovlari ko‘zda tutilgan (to‘lov muddatlarigacha yashash shartida) yashaguncha sug‘urtaning bir ko‘rinishi hisoblanadi. Shuning uchun yashaguncha sug‘urtada ko‘zda tutilgan sug‘urta mukofoti to‘lash davri va kutiladigan davrga qo‘shimcha bu yerda sug‘urtachi sug‘urtalanuvchiga nisbatan o‘zining moliyaviy munosabatalari bajaradigan sug‘urta to‘lovlari davri ham ajratib ko‘rsatiladi.

Dastlab yanada oddiyroq holni kutiladigan davr bo‘lmagan holni qaraymiz. Kishi ma’lum p yoshga yetganda umrbod renta (nafaqa) to‘lash davri boshlanadi, sug‘urta shartnomasi esa $m = p - x$ yil davlomida badallar to‘lash davri ko‘zda tutilgan bo‘lsin. U holda bu m yilga uzaytirilgan rentaning kutiladigan joriy qiymati sug‘urta shartnomasi tuzilgan muddatda

$$_{m|}\ddot{a}_x = \frac{N_{x+m}}{D_x} = \frac{N_p}{D_x}. \tag{2.38}$$

ga teng.

Berilgan sug‘urta mukofotini to‘lash davriga mos uzaytirish koeffitsiyenti

$$\ddot{a}_{x:\overline{m|}} = \frac{N_x - N_{x+m}}{D_x} = \frac{N_x - N_p}{D_x} \tag{2.39}$$

ga teng, (2.38) ni (2.39) ga bo‘lib

$$_{m|}P_x = \frac{_{m|}\ddot{a}_x}{\ddot{a}_{x:\overline{m|}}} = \frac{N_{x+m}}{N_x - N_{x+m}} \tag{2.40}$$

ni olamiz. Agar badallar to‘lash davri uzaytirish muddatidan kichik bo‘lsa, u holda yillik badal miqdori

$$_{p-x|}P_x = \frac{_{p-x|}\ddot{a}_x}{\ddot{a}_{x:\overline{m|}}} = \frac{N_p}{N_x - N_{x+m}} \tag{2.41}$$

formula bilan aniqlanadi. n yil uzunlikdagi tezkor renta uchun

$$_{p-x|}P_{x:\overline{n|}} = \frac{_{p-x|}\ddot{a}_{x:\overline{n|}}}{\ddot{a}_{x:\overline{m|}}} = \frac{N_p - N_{p+n}}{N_x - N_{x+m}}. \tag{2.42}$$

ni olamiz.

Olamdan o‘tish holati uchun hayot sug‘urtasi. Yashaguncha sug‘urtadan farqli olamdan o‘tish holati uchun sug‘urtada kutiladigan davr yo‘q, ya’ni sug‘urta mukofti to‘la to‘langan, sug‘urtachining sug‘urta to‘lovlarini amalga oshirish hali boshlanmadi. Bu to‘lovni bajarishni majbur qiluvchi sug‘urta holati sug‘urtalanuvchining olamdan o‘tishi hisoblanadi, u shartnoma tuzilgandan har qanday vaqtda ro‘y berishi mumkin.

Dastlab sug‘urtalanuvchi hayot bo‘lib, badallar to‘lanadigan sug‘urta muddati bilan ustma-ust tushadi, sug‘urta to‘lov esa olamdan o‘tishdan so‘ng bevosita amalga oshiriladigan (ya’ni badaldlar to‘lash davri umrbod) sug‘urtaning oddiy holini qaraymiz. Birlik sug‘urta mablag‘idan sug‘urta polisi bir vaqtda to‘lanadigan polis qiymatining mos uzaytirish koeffitsiyentiga bo‘linganiga teng

$$\overline{P}_x = \frac{\overline{A}_x}{\ddot{a}_x} = \frac{i}{\ln(1+i)} \cdot \frac{M_x}{N_x}. \qquad (2.43)$$

Agar olamdan o‘tish holi uchun umrbod sug‘urtada badallar to‘lash davri chegaralangan bo‘lsa (p yoshgacha), u holda uzaytirish koeffitsiyenti

$$\ddot{a}_{x:\overline{p-x}|} = \frac{N_x - N_p}{D_x} \qquad (2.44)$$

ga teng bo‘ladi. Birlik sug‘urta jamg‘armasidan yillik badal miqdori

$$\overline{P}_x = \frac{\overline{A}_x}{\ddot{a}_{x:\overline{p-x}|}} = \frac{i}{\ln(1+i)} \cdot \frac{M_x}{N_x - N_p}. \qquad (2.45)$$

formula bilan aniqlanadi. n yil muddatga hayot sug‘urtasi uchun

$$\overline{P}_{x:\overline{n}|} = \frac{\overline{A}^{1}_{x:\overline{n}|}}{\ddot{a}_{x:\overline{p-x}|}} = \frac{i}{\ln(1+i)} \cdot \frac{M_x - M_{x+n}}{N_x - N_p}. \qquad (2.46)$$

ga ega bo‘lamiz.

Aralash (kombinatsiyalashgani) hayot sug‘urtasi. Bu sug‘urta turi tezkor hayot sug‘urtasi va o‘sha muddatga yashaguncha sug‘urta kombinatsiyasidan iborat. Uni oddiy qilib yashaguncha sug‘urta deyiladi. Sug‘urta jamg‘armasi sug‘urtalanuvchiga muddati oxiriga yashaganga to‘lanadi yoki foydaoluvchiga, agar sug‘urtalanuvchi oldinroq olamdan o‘tsa. Bunday sug‘urtaning birvaqtning o‘zidagi mukofoti olamdan o‘tish va yashaguncha sug‘urtalar bir vaqtli mukofotlari yig‘indisiga teng:

$$A_{x:\overline{n}|} = A^{1}_{x:\overline{n}|} + A_{x:\overset{1}{\overline{n}|}}. \qquad (2.47)$$

Uzaytirilgan sug‘urta mukofotini to‘lovida davriy badallar miqdori

$$P_{x:\overline{n|}} = \frac{A_{x:\overline{n|}}}{\ddot{a}_{x:\overline{n|}}}. \qquad (2.48)$$

ga teng.

Ba’zida hayotni teng bo‘lmagan sug‘urta mablag‘lari bilan aralash sug‘urta qilish- olamdan o‘tish bo‘yicha sug‘urta mablag‘i yashagunga qaraganda ko‘proq tanlanadi. Bu holda ta’riflarni hisoblashda asos qilib yashaguncha sug‘urta jamg‘armasi olinadi, birlik sug‘urta jamg‘armasidan sug‘urtaning birvaqtli qiymati

$$A_{x:\overline{n|}} = \gamma A^{1}_{x:\overline{n|}} + A_{x:\,\overset{1}{\overline{n|}}}, \qquad \gamma = \frac{S_d}{S_s}, \qquad (2.49)$$

ga teng, bu yerda γ – olamdan o‘tish va yashaguncha sug‘urta jamg‘armalari nisbati.

Nafaqa rejalar uchun netto-mukofotlar. Nafaqa rejalarning ikkita tipi farqlanadi: tayinlangan to‘lovli nafaqa rejasi va tayinlangan badalli rejasi.

Tayinlangan to‘lov rejasi nafaqa yoshiga kirishi bo‘yicha shartnoma bilan o‘rnatilgan hajmdagi nafaqani to‘lash uchun mablag‘larni jamg‘arishni ko‘zda tutadi. Nafaqa ta’minoti darajasi xodimning shartnoma tuzilgan vaqtdagi ish haqiga bog‘liq o‘rnatiladi. Tayinlangan to‘lov sistemasinirng afzalligi ularning nafaqa ta’minotini kelajakda sug‘urtalangan qattiq kafolatini beradi. Kamchiligi xodimda kelajak badallarini to‘lashda moliyaviy muammolar paydo bo‘lishi mumkini, agar uning xavfi maoshi yoshi bilan birga kamaya borsa. Sug‘urta kompaniyasi o‘zida investitsiyalarning past daromadligi xavfini boshidan kechiradi.

Tayinlangan badalli reja –shunday rejaki, badal o‘lchami xodim ish haqiga bog‘lik ravishda o‘rnatiladi va uning o‘zgarishi bilan o‘zgarib boradi. Keyin badallar investitsiyalanadi va nafaqa miqdori to‘plangan jamg‘armaga asosan nafaqa yoshiga etganda aniqlanadi. Bunday sistema sug‘urta muddati davomida foyiz stavkasining o‘zgarishiga mos ravishda javob berib boradi. Kamchiligi nafaqa mablag‘i miqdorining yetarlicha yuqori darajada aniqmasligidir.

Aralash rejalar tayinlangan badalli va tayinlangan to‘lovli sistemalar aralashmasini o‘z ichiga oladi. Masalan, nafaqa reja shartlari bilan xodimning tayinlangan badalli sistemadan tayinlangan to‘lovli sistemaga o‘tishi mumkin bo‘lgan yoshi ko‘zda tutilishi mumkin.

Badallar qaytarilmaydigan reja . Bunday nafaqa rejasi sug‘urtalanuvchining p nafaqa yoshiga etish muddatidan boshlab to‘lanadigan klassik umrbod rentadan iborat. Agar sug‘urtalanuvachining shartnoma tuzilgan paytdagi yoshi x ga teng bo‘lsa, u holda biz $d = p - x$ yilga qoldirilgan umrbod prenumerando rentasi bilan ish ko‘ramiz. Uning shartnoma tuzilgan paytga joriy qiymati

$$ {}_{d|}\ddot{a}_x = \frac{N_{x+d}}{D_x} = \frac{N_p}{D_x}. \tag{2.50} $$

ga teng. Yillik sug‘urta netto-badallar qiymati renta qiymatini m yil davomida to‘lanadigan badallar renta kutilayotgan joriy qiymatiga bo‘lish bilan aniqlanadi

$$ P_x = \frac{{}_{p-x|}\ddot{a}_x}{\ddot{a}_{x:\overline{m}|}} = \frac{N_p}{N_x - N_{x+m}}, \tag{2.51} $$

bu yerda $\ddot{a}_{x:\overline{m}|} = \dfrac{N_x - N_{x+m}}{D_x}$ – uzaytirishning yillik koeffitsiyenti (prenumerando).

Agar kutiladigan davr ($d = m$) bo‘lmasa, u holda (2.51) formulaning maxrajida $x + m$ ni p ga almashtirish lozim.

Agar nafaqa to‘lovlar yiliga umrbod q marta p yoshdan boshlab $1/q$ miqdorda amalga oshirilsa, u holda shartnoma tuzish paytida bunday rentaning joriy qiymati

$$ {}_{p-x|}\ddot{a}_x^{(q)} = \frac{D_p}{D_x}\ddot{a}_p^{(q)} = \frac{D_p}{D_x}\left[\alpha(q)\ddot{a}_p - \beta(q)\right], \tag{2.52} $$

ga teng, bu yerda $\alpha(q) = \dfrac{id}{i^{(q)}d^{(q)}}; \quad \beta(q) = \dfrac{i - i^{(q)}}{i^{(q)}d^{(q)}}.$

O‘z navbatida sug‘urta badallari bir yilda bir martaga qaraganda ko‘proq to‘lanishi mumkin. Agar sug‘urta r marta to‘lansa u holda yillik badallar yig‘indsi

$$P_x^{(r)} = \frac{{}_{p-x|}\ddot{a}_x^{(q)}}{\ddot{a}_{x:\overline{m}|}^{(r)}} = \frac{D_p\left[\alpha(q)\ddot{a}_p - \beta(q)\right]}{D_x\left[\alpha(r)\ddot{a}_{x:\overline{m}|} - \beta(r)\left(1 - D_{x+m} / D_x\right)\right]}. \qquad (2.53)$$

Ushlanishlarga yuklatilgan mukofot. Brutto-mukofoti. Shu vaqtgacha sug‘urta mukofoti miqdori barcha hisoblari sug‘urta to‘lovlar kutilayotgan joriy qiymat va sug‘urta netto-muukofot tengligiga asoslangan edi. Netto-mukofot faqat kutilayotgan sug‘urta to‘lovlarni *qoplashga ta’minlaydi.* Sug‘urta shartnoma bo‘yicha amalda qoplanishi uchun netto muklofotdan tashqari yana yuklanish olinadigan ma’lum ushlanishlar (sug‘urta ushlashlar) ni talab etadi. Netto-mukofot va yuklanish yig‘indisi *brutto-mukofot deb ataladi.*

Agar yuklanish ulushi φ foyizdan iborat bo‘lsa, u holda brutto-mukofot BM

$$BM = \frac{NM}{100 - \varphi} \cdot 100\,,$$

formula bo‘yicha topilishi mumkin, bu yerda NM – netto-mukofoti premiya.

Ushlanishlarning uchta turi mavjud.

Olish ushlanishlari (akvizitsion xarajatlar*)* ko‘pincha boshlang‘ich ushlanishlar deb ataladi. Ular polisni sotib olish bilan bog‘liq va sug‘urta agenti yig‘malaridan, polisni rasmiylashtirish va ro‘yxat olish xarajatlari, maslahatlar, tibbiy ko‘rik, reklama va h.k.larning qiymatlaridan tashkil topadi.

Soddalik uchun sotib olish ushlanishlarga faqat sug‘urta agenti komissionlari kiradi, qolganlari ushlanishlar doimo amal qiluvchi kompaniyada muntazam xarakterga ega bo‘lib, ma’muriy chegirmalar deyiladi. Bunday bo‘linish qulay, chunki sotib olish chegirmalarni to‘lash birinchi badal tushgandan so‘ng ro‘y beradi, boshqa chegirmalarni qandaydir boshqa konkret momentga bog‘lash qiyin. Yana bitta bu bo‘linishning afzalligi sotib olish chegirmalari konkret amal qilish muddatli va sug‘urta jamg‘armasi bo‘lgan konkret shartnoma bo‘yicha konkret agent (broker) hisobiga ajratiladi, qolgan chegirmalar umum muassasa xarakteriga ega va amalda shartnoma xarakteristikalariga bog‘liq emas.

Yig‘malar chegirmalari (tiklanuvchi chegirmalari) mukofotlarni to‘lash haqida xabarlarni jo‘natish hamda polisni sotgan agentga regulyar komissionlarni to‘lash bilan bog‘liq. Chegirmalar regulyar badallarni to‘lash kunlarida olinadi.

Ma’muriy chegirmalar sug‘urta kompaniyasi faoliyatini ta’minlash uchun xarajatlar (maosh, arenda, kommunal xizmatlar, qiymat, ma’lumotlarni qayta ishlash, qiymat, soliqlar, litsenziya uchun to‘lov va h.k.lar) ni hamda oldingi bandlarga kirmagan boshqa xarajatlarni o‘z ichiga oladi.

Hisoblash usuli bo‘yicha chegirmalarning uchta turi mavjud:

1. Sug‘urta jamg‘armasiga to‘g‘ri proporsional.
2. Mukofotga to‘g‘ri proporsional (masalan, sug‘urta to‘lovlar inkassatsiya bo‘yicha xarajatlar).
3. Mukofot yoki sug‘urta jamg‘armasiga bog‘liq bo‘lmagan (masalan, polislarni yasash, tibbiy ko‘rik qiymati va h.k.).

Chegirmalar yana sanab o‘tilgan tiplarning ixtiyoriy kombnatsiyasidan iborat bo‘lishi mumkin.

Soddalik uchun birlik sug‘urta jamg‘arma chegirmasi miqdoridan foydalanmiz, mos sotib olish chegirmalarini α deb, sug‘urta to‘lovlarini yig‘ish bo‘yicha xarajatlarni – β deb, yillik ma’muriy xarajatlarni – γ deb belgilaymiz.

Sotib olish chegirmalari faqat birinchi badal to‘liq olingandan so‘ng to‘lanadi, ma’muriy xarajatlar shartnoma butun amal qilish davomida (n yil) tekis to‘lanadi, to‘lovlarni yig‘ish bo‘yicha xarajatlar - badallarni to‘lash davri (m yil) davomida to‘lanadi Yillik brutto-mukofot miqdorini aniqlash uchun tenglama balans ko‘rinishida bo‘ladi, sug‘urta brutto-mukofot kutiladigan joriy qiymati shartnoma boshlanish momentiga sug‘urta to‘lovlari va chegirmalar kutiladigan joriy qiymatlari yig‘indisiga teng:

$$\Pi\ddot{a}_{x:\overline{m|}} = A + a + \beta\Pi\ddot{a}_{x:\overline{m|}} + \gamma\ddot{a}_{x:\overline{n|}}. \tag{2.54}$$

Bu yerda m va n –badallarni to‘lash davri uzunligi va shartnoma amal qilish muddati, M – yillik brutto-mukofot, A – kutilayotgan sug‘urta to‘lovlari joriy qiymati.

Yillik brutto-mukofot

$$\Pi = \frac{1}{(1-\beta)}(P + P^{\alpha} + P^{\gamma}); \quad P^{\alpha} = \frac{\alpha}{\ddot{a}_{x:\overline{m}|}}; \quad P^{\gamma} = \frac{\ddot{a}_{x:\overline{n}|}}{\ddot{a}_{x:\overline{m}|}}. \qquad (2.55)$$

Qavslardagi uchta qo‘shiluvchi mos ravishda netto-mukofotni, yillik sotib olish chegirmalari to‘lovining qismi va yillik ma’muriy chegirmalar to‘lovining bir qismini bildiradi. Bundan ko‘rinadiki, sug‘urtachi sotib olish chegirmalarini badallar to‘lash davrida uzaytirilgan holda to‘laydi, vaholonki polisni sotish komission shartnoma tuzilganda agentga to‘lanadi. Bu aytib o‘tilgan xarajatlarni sug‘urtalanuvchi uzoq muddatli ssuda bergani kabi to‘laydi, u esa badallarni to‘lash davrida qarzini uzadi. Agar sug‘urta shartnomasi badallar to‘lovi davri tugashigacha tugasa, sug‘urtachi undirilmagan qarzdorlikni ushlab qoladi.

2-bob xulosasi

Hayot sug‘urtasi odatda ikki shaklda: jamg‘arma sug‘urtasi (kapital) va rentalar (annuitetlar) sug‘urtasi. Birinchi holda sug‘urta holati (olamdan o‘tish yoki yashab qolish) ro‘y berganda bir vaqtning o‘zida ma’lum mablag‘lar yig‘indisi to‘lanadi, ikkinchi holda sug‘urtachi ma’lum davrda yoki umrbod regulyar to‘lovlarni to‘laydi .

Klassik hayot sug‘urtasida ikkita sug‘urta holati ma’lum vaqtgacha yashash va shartnoma amal qilish davrida olamdan o‘tish mavjud. Sof yashash sug‘urtasi ma’lum muddatga ma’lum pul mablag‘lari yig‘indisi sug‘urtasidan iborat. Olamdan o‘tish holatida shartnoma amal qilish davrida sug‘urta jamg‘armasi to‘lanmaydi va badallar qaytarilmaydi. Hayot sug‘urtasi ma’lum jamg‘armaga hayotni sug‘urta qilishdan iborat, bunda sug‘urta to‘lovi sug‘urtalanuvchi olamdan o‘tganda amalga oshiriladi. Hayot sug‘urtasi ikkita shaklga ega: a) umrbod sug‘urta; b) muddatli sug‘urta, bunda sug‘urta jamg‘armasi faqat sug‘urtalanuvchi shartnoma muddati tugamasdan olamdan o‘tganda to‘lanadi.

Ko‘p hollarda sug‘urtalanuvchilar uchun bir vaqtning o‘zida to‘lovni olish emas, ma’lum davr yoki umrbod regulyar daromad olish afzaldir. Teng vaqt oraliqlari regulyar to‘lovlar sug‘urta rentasi deb ataladi. Sug‘urta rentasi odatdagi moliyaviy rentadan shu bilan farqlanadiki, uni oluvchi hayot bo‘lgan shartda to‘lanadi, ya’ni shartli renta hisoblanadi. Rentalarning quyidagi turlari mavjud: umrbod rentalar, tezkor rentalar, qoldirilgan rentalar va yiliga bir necha marta to‘lanadigan rentalar.

Hayot sug‘urtasi bo‘yicha uzoq muddatli shartnomalar bir vaqtli badal bilan kam hollarda to‘lanadi –ularning qiymati juda katta. Odatda sug‘urta mukofoti uzaytirilgan holda to‘lanadi yillik, kvartalli, oylik.

Davriy to‘lanadigan badallar miqdorini hisoblashda investitsiyadan foyiz daromad hamda demografik omillar (olamdan o‘tish) ni hisobga olish lozim. Oxirgi omil badallar miqdoriga muhim ta’sir ko‘rsatadi, chunki hamma sug‘urtalanuvchilar olamdan o‘tish paytigacha barcha ko‘zda tutilgan badallarni to‘lashga ulgurolmaydilar.

Sug‘urta badallari miqdorini hisoblash uchun asos sug‘urtachi va sug‘urtalanuvchilarning shartnoma tuzish paytidagi majburiyatlar tengligi sharti hisoblanadi to‘lanuvchi sug‘urta to‘lovlari kutilayotgan joriy qiymati to‘lanuvchi joriy badallar kutilayotgan joriy qiymatiga teng bo‘lishi lozim.

Sug‘urta shartnomasi bo‘yicha amallar qoplanishi uchun netto-mukofotdan tashqari yana yuklanish olinadigan ma’lum chegirmalar (sug‘urta chegirmalar) ni talab etadi. Netto-mukofot va yuklanish yig‘indisi brutto-mukofot deb ataladi.

3-BOB. QISQA VA UZOQ MUDDATLI HAYOT SUG‘URTASI MODELLARI

3.1.Qisqa muddatli hayot sug‘urtasi modellari tahlili

Aktuar matematikada hayot sug‘urtasi to‘plangan mukofotlar investitsiyasidan daromad hisobga olinishi yoki olinmasligiga qarab ikkita katta guruhga ajratiladi. Agar hisobga olinmasa, u holda qisqa muddatli sug‘urta haqida gapiramiz, odatda bunday qisqa oraliq sifatida 1 yilik oraliqni qaraymiz. Agar daromad hisobga olinsa, u holda uzoq muddatli sug‘urta haqida gapiramiz. Albatta bu bo‘linish shartli va bundan tashqari uzoq muddatli sug‘urta boshqa qator holatlar bilan bog‘liq.

Qisqa muddatli sug‘urtada shaxsiy zararlar tahlili. Hayot sug‘urtasining eng soddasi quyidagidan iborat. Sug‘urtalanuvchi p so‘m to‘laydi (bu mablag‘ sug‘urta mukofoti deb ataladi), kompaniya esa shartnoma imzolagan shaxsga shartnomada ko‘rsatilgan sabablarga ko‘ra sug‘urtalanuvchining yil davomida olamdan o‘tgan holda b so‘m sug‘urta mablag‘ni to‘lashga majbur (agar u yil davomida olamdan o‘tmasa yoki shartnomada ko‘rsatilmagan sabab bo‘yicha olamdan o‘tsa hech narsa to‘lamaydi) .Sug‘urtachi bo‘lib sug‘urtalanuvchi yoki boshqa shaxs bo‘lishi mumkin(masalan, uning ish boshqaruvchisi) .

Sug‘urta to‘lovi miqdori i albatta sug‘urta mukofotidan ancha ko‘p bo‘lishi lozim $b >> p$ va ular orasida “to‘g‘ri” munosabatni topish– aktuar matematikaning muhim masalalaridan biridir.

p so‘mga sug‘urta polisni sotib olib, sug‘urtachi foydalanuvchini sug‘urtalanuvchi olamdan o‘tish vaqti aniqmasligi bilan bog‘liq moliyaviy yo‘qotishlar xavfidan qutqaradi. Bu xavfni sug‘urta kompaniyasi o‘z zimmasiga oladi. Sug‘urta kompaniyasi uchun xavf qaralayotgan shartnoma bo‘yicha zararning tasodifiyligidan iborat; agar sug‘urtalanuvchi yil davomida olamdan o‘tmasa, zarar nolga teng, agar olamdan o‘tsa, zarar b so‘mga teng. Bu individual zarar kompaniyaning moliyaviy xavfining elementar tashkil etuvchisi hisoblanadi va shuning uchung kompaniyaning moliyaviy faoliyatini o‘rganish individual zararlarni o‘rganishdan boshlanadi.

Avvalo individual zarar ξ tasodifiy miqdor ekanligini ta’kidlaymiz. Shuning uchun uni tahlil qilishning muhim elementi – bu tasodifiy miqdorning taqsimotini topishdir. Biz qarayotgan sug‘urtaning oddiy sxemasida ξ miqdorning taqsimoti:

$$\pi_i = P(\xi = i) = \begin{cases} p_x, & agar \quad i = 0 \\ q_x, & agar \quad i = b \end{cases},$$

ko‘rinishga ega, bu yerda x -sug‘urtalanuvchi yoshi, q_x - x yoshdagi odamning shartnomada ko‘zda tutilgan sabab bilan yaqin bir yil ichida olamdan o‘tish ehtimoli, $p_x = 1 - q_x$.

Zararning o‘rtacha miqdori

$$E\xi = 0 \cdot \pi_0 + b \cdot \pi_b = b \cdot q_x,$$

ga, dispersiyasi esa

$$\xi = E\xi^2 - (E\xi)^2 = 0^2 \cdot \pi_0 + b^2 \cdot \pi_b - (b \cdot q_x)^2 = b^2 q_x - b^2 \cdot q_x^2 = b^2 \cdot p_x \cdot q_x$$

ga teng.

Individual zararni tavsiflovchi ξ miqdor bilan bir qatorda kompaniyaning tuzilgan sug‘urta shartnomasidan ko‘radigan yo‘qotishlarini ifodalovchi yangi $L = \xi - p$ tasodifiy miqdorni kirtamiz. U ikkita: $-p$ va $b - p > 0$ qiymatlarni mos ravishda p_x va q_x ehtimollar bilan qabul qiladi. Shunday qilib, p_x ehtimol bilan kompaniya p so‘m daromadga ega bo‘ladi, $q_x$etimol bilan $b - p$ so‘m ga teng yo‘qotishga ega bo‘ladi.

Kompaniyaning o‘rtacha yo‘qotishlari $EL = E\xi - p = bq_x - p$ ga teng. Bu formula sug‘urta mukofoti miqdori haqida oddiy xulosalar chiqarishga imkon beradi. Ravshanki, kompaniyaning o‘rtacha yo‘qotishlari nomanfiy bo‘lishi, ya’ni $p \geq bq_x$bo‘lishi lozim. $p$ning minimal mumkin bo‘lgan qiymati $p_0 = bq_x$ ga teng. U kompaniyaning nol o‘rtacha yo‘qotishiga teng va *netto-mukofot deb ataladi.* Haqiqatda sug‘urta uchun real to‘lov (brutto-mukofot yoki ofis mukofot) netto-mukofotidan katta.Ular orasidagi farq (yuklama) sug‘urta kompaniyaga ma’muriy xarajavtlarni qoplashga, daromadni ta’minlashga va eng asosiysi kompaniyaning kasodga uchrashining kichik ehtimolini kafolatlaydi. Buni keyinroq muhokama etamiz, lekin hozir kompaniyaning kasodga uchramasligi mijozlar olddida o‘z majburiyatlarini bajarishini bildiradi va shu ma’noda mijozlarning manfaatlari uchun sug‘urta to‘lovini oqilona oshirishni bildiradi.

Sug‘urta mablag‘i ko‘pincha 1 yoki ili 1000 ga teng deb olinadi. Bu mukofot mos ravishda sug‘urta mablag‘idan yoki 1000 sug‘urta mablag‘idan ulush sifatida ifodalanishini bildiradi.

3.2. Yig‘indi zararning xarakteristikalarini aniq hisoblash

Sug‘urta kompaniyasi uchun konkret sug‘urta holi va u bilan bog‘liq sug‘urta jamag‘armasini to‘lash emas balki barcha shartnomalar bo‘yicha to‘lovlar umumiy miqdori qiziqtiradi. Agar bu yig‘indi S kompaniya aktivlari u dan kichik yoki teng bo‘lsa, u holda kompaniya o‘z majburiyatlarini muvaffaqiyatli bajaradi. Agar $S > u$ bo‘lsa, u holda, kompaniya barcha sug‘urta mablag‘larini to‘lay olmaydi, bu holda kompaniyaning kasodga uchraganligini e’tirof etamiz. Shunday qilib, kompaniyaning kasodga uchrash ehtimoli bu $P(S > u)$, ya’ni yig‘indi zararning taqsimot funksiyasi. Mos ravishda yig‘indi zararning taqsimot funksiyasi bu $P(S \le u)$ – bu kasodga uchramaslik ehtimoli. Bu ehtimollarni hisoblash kompaniya uchun fundamental qiziqishni tashkil etadi va muhim qarorlar qabul qilish uchun asos bo‘lib xizmat qildai.

Ularni hisoblash uchun avvado qisqa muddatli hayot sug‘urtasi hollari uchun

$$S = \xi_1 + ... + \xi_N,$$

ekanligini ta’kidlaymiz va shuning uchun kompaniyaning kasodga uchrash ehtimoli

$$R = P(\xi_1 + ... + \xi_N > u),$$

ga teng. Bu yerda N – sug‘urtalanuvchilar umumiy soni, ξ_i -i-chi shartnoma bo‘yicha individual zarar miqdori. Faraz qilaylik, N soni – tasodifiy emas, $\xi_1,...,\xi_N$ tasodifiy miqdorlar – bog‘liqmas (shunday qilib, biz kompaniyada sug‘urta qilingan bir nechta kishining birdaniga olamdan o‘tishiga olib keluvchi favqulodda baxtsiz hodisalarni hisobga olmaymiz). Yig‘indi zarar bog‘liq bo‘lmagan tasodifiy miqdorlar yig‘indisidan iborat bo‘lgani uchun uning taqsimoti klassik teoremalar ehtimollar nazariyasi usullari bilan hisoblanishi mumkin.

3.3. Kasodga uchrash ehtimolini taqribiy hisoblash

Odatda sug‘urta kolmpaniyasida sug‘urta qilinganlar soni juda katta. Shuning uchun kasodga uchrash ehtimolini hisoblash ko‘p sondagi qo‘shiluvchilar yig‘indisi taqsimot funksiyasini hisoblashni talab etajdi. Bunday holda EHMni qo‘llash ehtimollar kichikligi bilan bog‘liq muammolarga olib kelishi mumkin. Lekin aniq hisoblashni qiyinlashtiruvchi holat tez va taqribiy hisoblash imkoniyatini ochib beradi. Bu N o‘sganda $P(\xi_1+\ldots+\xi_N \le x)$ ehtimol ma’lum limitga ega N bilan birgalikda o‘zgarsin), uni izlanayotgan ehtimol taqribiy qiymati sifatida qo‘llash mumkin. Bunday yaqinlashishlarning aniqligi odatda juda katta va amaliy ehtiyojlarni qanoatlantiradi. Asosiysi normal (yoki gauss) yaqinlashishi hisoblanadi

Gauss yaqinlashishi ehtimollar nazariyasining markaziy limit teoremasiga asoslangan. Oddiy bayonda bu nazariya quyidagicha ko‘rinishda bo‘ladi

Agar $\xi_1,\ldots,\xi_N$ tasodifiy miqdorlar bog‘liqmas va a o‘rtacha σ^2 dispersiya bilan bir xil taqsimlangan bo‘lsa, u holda $N\to\infty$ da markazlashgan va normallashgan

$$\frac{\xi_1+\ldots+\xi_N-N_a}{\sigma\sqrt{N}}=\frac{S-ES}{\sqrt{DS}}$$

yig‘indining taqsimot funksiyasi

$$\Phi(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{x}e^{-\frac{t^2}{2}}dt$$

ga teng limitga ega. Shuning uchun agar qo‘shiluvchilar soni ko‘p bo‘lsa, u holda:

$$P\left(\frac{S-ES}{\sqrt{DS}}\le x\right)\approx\Phi(x),$$

taqribiy tenglikni yozish mumkin yoki

$$P(S \le u) \approx \Phi\left(\frac{u - ES}{\sqrt{DS}}\right).$$

Markaziy teoremaning ξ_i qo‘shiluvchilar turli taqsimotlarga ega bo‘lgan, bog‘liq bo‘lgan va h.k.hollar uchun umumlashmalari mavjud.Bu masalaning batafsil muhokamasi o‘rganilayotgan masaladan chetga olib ketar edi. Shuning uchun biz agar qo‘shiluvchilar soni juda ko‘p bo‘lsa(odatda $.N$ bir necha o‘nliklar tartibida bo‘lishi yetarli. Qo‘shiluvchilar unchalik kichik bo‘lmasa, u holda $P\left(\frac{S - E\ S}{\sqrt{DS}} < x\right)$ ehtimolni topish uchun gauss yaqinlashishi qo‘llanilishi mumkin.

Albatta bu tasdiq juda aniqmas, lekin klassik markaziy limit teotrema xatolikning aniq baholarisiz qo‘llanish sohasiga oydin ko‘rsatma bera olmaydi.

$\Phi(x)$ funksiya x $-\infty$ dan do $+\infty$ gacha o‘zgarganda 0 dan 1 gacha o‘sadi va uzluksiz. Shuning uchun u tasodifiy η mitqdor taqsimot funksiyasi kabi qaralishi mumkin. Bu taqsimot gauss yoki normal taqsimot deyiladi. U qandaydir parametrlarga bog‘liq emas va ehtimollar nazariyasida batafsil o‘rganilgan. $\Phi(x)$ taqsimot funksiya uchun ham zichdik uchun ham batafsil jadvallar mavjud:

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

$1 - \Phi(x)$ ning eng katta qiziqarli $1 < x < 4$ oraliqda quyidagi jadvalda keltirilgan:

x	$1-\Phi(x)$	x	$1-\Phi(x)$	x	$1-\Phi(x)$
1.0	15.87%	2.0	2.28%	3.0	0.135%
1.1	13.57%	2.1	1.79%	3.1	0.097%
1.2	11.51%	2.2	1.39%	3.2	0.069%
1.3	9.68%	2.3	1.07%	3.3	0.048%
1.4	8.08%	2.4	0.82%	3.4	0.034%
1.5	6.68%	2.5	0.62%	3.5	0.023%
1.6	5.48%	2.6	0.47%	3.6	0.020%

1.7	4.46%	2.7	0.35%	3.7	0.011%
1.8	3.59%	2.8	0.26%	3.8	0.007%
1.9	2.87%	2.9	0.19%	3.9	0.005%

Kasodga uchrashning yetarlicha $1-\alpha$ kichik ehtimoliga javob beruvchi x_α kvantillari jadvaliga ega bo‘lish ham foydali:

$1-\alpha$	1%	2%	3%	4%	5%
x_α	2.33	2.05	1.88	1.75	1.645

3.4. Sug‘urta mukofotlar vazifalarning prinsiplari

Sug‘urta kompaniya u yoki bu xavfni o‘ziga olishi uchun qanday to‘lovni belgilashi masalasi juda murakaab. Uni hal etishda ko‘p sondagi turli jinsli omillar hisobga olinadi: sug‘urta holati ro‘y berish ehtimoli, uning kutilayotgan kattaligi va mumkin bo‘lgan fluktatsiyalar, kompaniya tomonidan qabul qilingan boshqa xavflar bilan bog‘lanish, ishni boshqarishga kompaniyaning tashkiliy xarajatlari, sug‘urta xizmatlari bozorida berilgan xavf turi bo‘yicha talab va taklif orasidagi munosabat va h.k.lar. Lekin asosiy bo‘lib sug‘urta kompaniyasi va sug‘urtalanuvchi moliyaviy majburiyatlari teng kuchlilik prinsipi hisoblanadi. Qaralayotgan sug‘urta oddiy turlarida sug‘urta uchun to‘lov shartnoma tuzilgan vaqtida to‘la kiritiladi, sug‘urtalanuvchi majburiyati p mukofotni to‘lash bilan ifodalanadi. Kompaniya majburiyati. ξ zararni to‘lashdan iborat. Lekin biz majburiyatlar teng kuchliligi prinsipini $p=\xi$ tenglik bilan ifodalay olmaymiz, chunki p mukofot – determinirlangan miqdor, ξ zarar – tasodifiy miqdor.

Bu muammoni yechish uchun ξ tasodifiy miqdorni uning o‘rtacha $E\xi$ qiymati bilan almashtirishga urinamiz, ya’ni sug‘urta uchun to‘lov sifatida kutiladigan zarar miqdorini olamiz.

Endi kompaniyaning o‘z majburiyatlarini bajarish imkoniyati uchun bu yechimning natijasini baholaymiz, ya’ni kasodga uchrash ehtimolini (qaralayotgan model doirasida) hisoblaymiz.

Biz oldin aniqlaganimizdek N –kompaniya portfelidagi shartnomalar soni, $\xi_1,...,\xi_N$ tasodifiy miqdorlar bu shartnomalar bo‘yicha zararlarni ifodalaydi, $S=\xi_1+...+\xi_N$ – yig‘indi zararning miqdori bo‘lsin. i-chi shartnoma uchun p_i to‘lov sifatida $E\xi_i$ ni olishga qaror qildik, kompaniyaning zahira jamg‘armasi

$$u=\sum_{i=1}^{N}E\xi_i=E\left(\sum_{i=1}^{N}\xi_i\right)=ES$$

ga teng. Shuning uchun kasodga uchrash ehtimoli

$$R=P(S>ES).$$

Gauss yaqinlashishini qo‘llab:

$$R=P(S-ES>0)=P\left(\frac{S-ES}{\sqrt{DS}}>0\right)\approx 1-\Phi(0)=\frac{1}{2}.$$

ni olamiz.

Albatta bu kasodga uchrash ehtimolining mumkin bo‘lmagan miqdori. Bu ajablanarli emas, chunki $p=E\xi$ tenglik haqiqatda kompaniya va sug‘urtalanuvchi majburiyatlari teng kuchliligini ifodalamaydi. Vaholonki o‘rtacha kompaniya ham, sug‘urtalanuvchi ham bir xil mablag‘ni to‘laydi, kompaniya tasodifiy holatlar tufayli xavfga ega va $E\xi$ dan ko‘proq mablag‘ni to‘lashiga to‘g‘ri kelishi mumkin. Sug‘urtalanuvchi bunday xavfga ega emas. Shuning uchun sug‘urta uchun to‘lov kompaniyaga ta’sir etuvchi tasodifiylik ekvivalenti bo‘lib xizmat qiluvchi biror l ustamani ham o‘z ichiga olishi adolatli bo‘lar edi. Shunday qilib i-chi sug‘urta uchun to‘lov sifatida $p_i=E\xi_i+l_i$ mablag‘ni tayilaymiz, bu yerda l_i - biror qo‘shimcha mablag‘. Endi kompaniya zahirasi

$$u=\sum_{i=1}^{N}(E\xi_i+l_i)=ES+l,$$

dan iborat, bu yerda $l=\sum_{i=1}^{N}l_i.$

Mos kompaniyaning kasodga uchrash ehtimoli

$$R=P(S>u)=P(S>ES+l).$$

ga teng. Gauss yaqinlashishini qo‘llab:

$$R=P\left(\frac{S-ES}{\sqrt{DS}}>\frac{l}{\sqrt{DS}}\right)\approx 1-\Phi\left(\frac{l}{\sqrt{DS}}\right).$$

ni olamiz. Agar biz kompaniyaning kasodga uchramaslik ehtimoli α bo‘lishini hohlasak (α – 1 ga yaqin biror son), u holda $l/\sqrt{DS}$ x_α kvantilga teng bo‘lishi lozim , ya’ni.

$$l = x_\alpha \cdot \sqrt{DS}$$

DS yig‘indi zararning uning o‘rtacha qiymati atrofidagi tasodifiy fluktatsiyalarni ifodalagani uchun , qo‘shimcha mablag‘ haqiqatdan biror ma’noda sug‘urta kompaniyasiga u zararlarning bashoratlanmaganligi bilan bog‘liq xavflarni o‘ziga olgani uchun kompensatsiya hisoblanadi.

$l = x_\alpha \cdot \sqrt{DS}$ tenglama umumiy l qo‘shimcha mablag‘ miqdorini beradi. Endi biz adolatli ravishda uni barcha shartnomalar o‘rtasida bo‘lish masalasini yechishimiz lozim.

Odatda l mablag‘ $E\xi_i$ kutilayotgan zararga proporsional bo‘linadi, ya’ni

$$l_i = k \cdot E\xi_i$$

deb faraz qilinadi. $\sum l_i = l$ va $\sum E\xi_i = ES$, lar ma’lum bo‘lgani uchun k proporsionallik koeffitsiyenti

$$k = x_\alpha \frac{\sqrt{DS}}{ES}.$$

formula bilan beriladi. Mos ravishda mukofot uchun

$$p_i = (1+k) \cdot E\xi_i = E\xi_i \cdot \left(1 + x_\alpha \frac{\sqrt{DS}}{ES}\right)$$

ga ega bo‘lamiz. p_i miqdorga asosiy hissani $p_0 = E\xi_i$ beradi, biz uni avval netto-mukofot deb atagan edik. $l_i = k \cdot E\xi_i$ qo‘shimcha mablag‘ sug‘urta (yoki himoyaviy) ustama, $\theta_i = l_i / EX_i$ – nisbiy sug‘urta ustamasi deb ataladi. Qaralayotgan holda nisbiy sug‘urta ustama barcha shartnomalar uchun bir xil. Lekin berilgan qoida bo‘yicha individual mukofotlar belgilash mumkin bo‘lgan zararning kichik fluktatsiyalariga ega, ya’ni kichik $D\xi_i$ (agar netto-mukofot $D\xi_i$ katta bo‘lsa) shartnomalarga nisbatan unchalik adolatli emas. Bu shartnomalar boshqa shartnomalar bilan bog‘liq tasodifiyliklarni to‘laydi. Yig‘indi ustama l

yig'indi dispersiya $DS = \sum_{i=1}^{N} D\xi_i$ bilan bog'langanini hisobga olib, l ni $D\xi_i$ dispersiyalarga yoki $\sqrt{D\xi_i}$ o'rtacha kvadratik chetlanishlarga proporsional l_i qismlarga bo'lish, ya'ni

$$l_i = k \cdot D\xi_i$$

yoki

$$l_i = k \cdot \sqrt{D\xi_i}$$

ni talab qilish adolatli bo'lar edi. Uni $i = 1,..., N$ lar bo'yicha yig'ib birinchi holda biz

$$k = \frac{x_\alpha}{\sqrt{DS}}$$

ni va ikkinchisida

$$k = x_\alpha \frac{\sqrt{DS}}{\sum_{j=1}^{N} \sqrt{D\xi_j}}$$

ni olamiz. Mos ravishda individual mukofotlar uchun birinchi holda

$$p_i = E\xi_i + \frac{x_\alpha}{\sqrt{DS}} \cdot E\xi_i$$

va ikkinchi holda

$$p_i = E\xi_i + x_\alpha \frac{\sqrt{DS}}{\sum_{j=1}^{N} \sqrt{D\xi_j}} \cdot \sqrt{D\xi_i}$$

tenglikni olamiz.

Bu hollarda shartnomalarga bog'liq va nisbiy sug'urta ustamalari mos ravishda

$$\theta_i = \frac{x_\alpha}{\sqrt{DS}} \cdot \frac{D\xi_i}{E\xi_i}$$

va

$$\theta_i = x_\alpha \frac{\sqrt{DS}}{\sum_{j=1}^{N} \sqrt{D\xi_j}} \cdot \frac{\sqrt{D\xi_i}}{E\xi_i}$$

larga teng.

3.5. Qayta sug‘urta. Qayta sug‘urta shartnomalari mohiyati va turli ko‘rinishlari

Fizik va yuridik shaxslar sug‘urta kompaniyalari bilan sug‘urta shartnomasini u yoki bu tasodifiy hodisalarning ro‘y berishining aniqmasligi bilan bog‘liq moliyaviy yo‘qotishlardan xalos bo‘lish uchun tuzadilar. Sug‘urta shartnomasi tuzilguncha mijoz X tasodifiy yo‘qotishlarga olib kelishi mumkin (olib kelmasliga ham mumkin) bo‘lgan biror xavfga ega edi. Shartnoma tuzilgandan so‘ng mijoz bu xavfdan qutiladi (tasodifiy bo‘lmagan $p=(1+\theta)\cdot EX$ to‘lov uchun). Boshqacha aytganda mijoz kichik ehtimolli bo‘lsada, lekin uning uchun favqulodda katta bo‘lishi mumkin bo‘lgan tasodifiy yo‘qotishlarlardan xalos bo‘lish uchun unchalik katta bo‘lmagan determinirlangan xarajatlarga boradi. Lekin xavfning o‘zi yo‘qolmadi – uni sug‘urta kompaniyasi o‘ziga oldi. Boshqa muammo shartnomalar katta portfeliga ega bo‘lib sug‘urta kompaniya kasodga uchrashning juda kichik ehtimolini ta’minlaydi. Shunga qaramay kompaniya kasodga uchrashiga olib keladigan juda katta so‘rovlar bo‘lishi mumkin. Bu nuqtai nazardan sug‘urta kompaniya uning mijozlari boshida (shartnoma tuzilgancha) qanday holatda bo‘lsa o‘sha holatga tushadi – juda katta so‘rovlar taqdim etilishining aniqmasligi bilan bog‘liq moliyaviy yo‘qotishlar xavfliligi mavjud.

Bu muammoni yechish uchun sug‘urta kompaniyalar –boshqa kompaniyada o‘z xavfini sug‘urtalash vositasini qo‘llaydi. Bunday sug‘urta turi qayta sug‘urtalash deb ataladi.

Bevosita sug‘urta sharnomalari tuzuvchi va o‘z xavfini qayta sug‘urtalashni hohlovchi kompaniya uzatuvchi kompaniya, dastlabki sug‘urta kompaniyasini *sug‘urtaluvchi* kompaniya qayta sug‘utalovchi deb ataladi.

Qayta sug‘urtalashda juda katta individual so‘rovlar ham, ma’lum davr uchun yig‘indi bir yil uchun so‘rov qayta sug‘urtalanishi mumkin.

Qayta sug‘urta shartnomalarini turli tiplarga bo‘lish uzatuvchi va qayta sug‘urtalanuvchi kompaniya orasidagi ma’suliyatni bo‘lish turi bilan bog‘liq.

Agar uzatuvchi kompaniya har bir so‘rovdan mustaqil biror α, $0 \le \alpha \le 1$ ulushni qanoatlantirsa qayta sug‘urtalash kompaniyasi esa - qolgan $1-\alpha$ ululshni qanoatlantirsa, u holda bunday qayta sug‘urtalash turi proporsional deb ataladi. α parametr ushlab qolish chegarasi deyiladi.

Endi faraz qilaylik uzatuvchi kompaniya mustaqil barcha so‘rovlarni biror r so‘mgacha chegaragacha so‘rovlarni, r dan oshuvchi so‘rovlar uchun, r mablahni mustaqil to‘laydi va qolgan mablahga qayta sug‘urtalanuvchi kompaniyaga so‘rov beradi. Agar bu qoida har bir individual so‘rovga *tashlansa* bunday qayta sug‘urtalash turi yo‘qotishlardan oshirish qayta sug‘urtalash deyiladi. r parametr ushlab qolish chegarasi deb ataladi. Agar bu qoida biror davr uchun umumiy so‘rovga qo‘llansa bunday qayta sug‘urtalash yo‘qotishni to‘xtatuvchi qayta sug‘urtalash deb ataladi. r paramer bu holda franshiza deb ataladi

Qayta sug‘urtalash kompaniyasi uzatuvchi kompaniyadan ma’lum to‘lov uchun xavfni o‘ziga qabul qiladi. Mohiyatan qayta sug‘urtalash kompaniyasi uchun bu amal odatdagi sug‘urta bo‘lib ko‘rinadi. Shuning uchun qayta sug‘urtalash uchun to‘lov oddiy sug‘*urtalash uchun kabi mukofotlardagi* prinsiplar bilan o‘rnatiladi, ya’ni xavfni qayta sug‘urtalash uchun to‘lov $(1+\theta_1)\cdot Eh(X)$ ga teng, bu yerda $Eh(X)$ – qayta sug‘urtalash kompaniyasiga kutilayotgan so‘rov θ_1 – qayta sug‘urtalash kompaniyasi o‘rnatgan nisbiy sug‘urta ustama.

Biz qayta sug‘urtalash sharnomalasini faqat uzatuvchi kompaniya nuqtai nazaridan qaraymiz. Shuning uchun qayta sug‘urtalovchi komnaniya o‘rnatgan nisbiy sug‘urta ustamasi tayinlangan deb hisoblaymiz. Asosiy muammo qayta sug‘urta sharnomasini tanlashdan iborat va avvalo shartnomaning asosiy sonli parametrini tanlash - uzatuvchi kompaniya nuqtai nazaridan optimal ushlab qolish chegarasini tanlash hisoblanadi.

Individual xavf modelida qayta sug‘urtalash. Individual xavf modeli bu kasodga uchrash ehtimolini hisoblash uchun mo‘ljallangan sug‘urta kompaniyasinining ishlash modeli. U quyidagi soddalashtiruvchi farazlarga asoslangan

Tayinlangan nisbatan qisqa vaqt oralig‘i (inflyatsiyani va investirlashdan daromadni hisobga olinmaydi) odatda bir yil tahlil qilinadi;

- sug‘urta shartnoimalari soni N tayinlangan va tasodifiy emas;
- sug‘urta uchun to‘lov tahlil qilinuvchi davr boshida to‘liq to‘lanadi, bu davr mobaynida hech qanday tushumlar bo‘lmaydi;
- biz har bir alohida sug‘urta sharnomasini kuzatamiz va u bilan bog‘liq X so‘rov statik xossalarini bilamiz (chunki hamma shartnoma ham so‘rovga olib kelmaydi, ba’zi $X_1,...,X_N$ tasodifiy miqdorlardan ba’zilari, bu yerda $X_i - i$ -chi shartnomadan so‘rov nolga teng).

Bu model doirasida kasodga uchrash sug‘urta kompaniyasiga $S = X_1 + ... + X_N$ yig‘indi so‘rov bilan aniqlanadi. Agar bu yig‘indi so‘rov kompaniyasining u zahiralaridan kichik bo‘lsa, u holda o‘z majburiyatlarini bajara olmaydi va kasodga uchraydi. Shuning uchun kompaniyaning kasodga uchrash ehtimoli

$$P(X_1 + ... + X_N > u)$$

ga teng.

Boshqacha aytganda kasodga uchrash ehtimoli –qaralayotgan vaqt oraligi uchun kompaniyaga yig‘indi sg‘rov miqdori qo‘shimcha taqsimot funksiyasi

Proporsional qayta sug‘urtalash. Qayta sug‘urtalashdan so‘ng uzatuvchi kompaniyaga yig‘indi so‘rov $S = X_1 + ... + X_N$, kamayadi $\alpha S = \alpha X_1 + ... + \alpha X_N$ .ga teng bo‘aladi. Lekin birvaqtnig o‘zida uzatuvchi kompaniya kapitali kamayadi. Shartnoma tuzilguncha u $u + (1+\theta)\cdot ES$ ga teng edi, bu yerda u – boshlang‘ich jamg‘arma, θ – nisbiy sug‘urta ustama. Qaya sug‘urta shartnomasini tuzish qayta sug‘urtalash kompaniyasiga $(1+\theta_1)\cdot(1-\alpha)ES$ mablag‘ni to‘lashiga olib keladi bu yerda , gde $(1-\alpha)\cdot ES$ – qayta sug‘urtalash kompaniyasiga kutilayotgan ytig‘indi so‘rovi, θ_1 – qayta sug‘urtalash kompaniyasiga o‘rnatgan nisbatan sug‘urta ustama. Shuning uchun qayta sug‘urtalash shartnomasi tuzilgandan so‘ng kompaniya zahira jamg‘armasi

$$u + (1+\theta)\cdot ES - (1+\theta_1)\cdot(1-\alpha)ES = u + (\theta - \theta_1 + (1+\theta_1)\alpha)ES\,.$$

ga teng bo‘ladi. Mos ravishda kasodga uchrash ehtimoli

$$P(\alpha S > u + (\theta - \theta_1 + (1+\theta_1)\alpha)ES) = P(S > (1+\theta_1 + (\frac{u}{ES} + \theta - \theta_1)/\alpha)ES).$$

ga teng bo‘ladi. Agar $\theta_1 < \theta + \frac{u}{ES}$ bo‘lsa, u holda α ushab qolish chegarasi 1 dan (qayta sug‘urtalash bo‘lmaganda) 0 gacha (to‘liq qayta sug‘uratalash) kamayganda kasodga uchrash ehtimoli boshlang‘ich kutilayotgan daromadi qiymatidan $P(S > (1+\theta + \frac{u}{ES})ES)$ kamayadi. Lekin birvaqtning o‘zida uzatuvchi kompaniyaning kutilayotgan daromadi kamayadi

$$I = (1+\theta)ES - (1+\theta_1)(1-\alpha)ES - \alpha ES = (\theta - \theta_1 + \alpha\theta_1)ES.$$

bunda $\theta_1 > \theta$ da to‘liq qayta sug‘urtalashda kompaniya haqiqatda $(\theta_1 - \theta)ES$ miqdorga ega zararga ega bo‘ladi. Bu holda α parametr $\frac{(\theta_1 - \theta)}{\theta_1}$ dan kichik bo‘lishi mumkin emas (α ning bu qiymatida kutilayotgan daromad 0 ga teng).

Demak, agar $\theta_1 < \theta + \frac{u}{ES}$ bo‘lsa, u holda qayta sug‘urtalash hisobiga kasodga uchrash ehtimolini kamaytirish mumkin (birvaqtning o‘zida kutilayotgan daromadning miqdori kamayadi) .

Agar $\theta_1 > \theta + \frac{u}{ES}$ bo‘lsa u holda ushlab qolish chegarasi kamayganda kasodga uchrash ehtimoli o‘sadi va shuning uchun qayta sug‘urtalashdan voz kechish lozim.

Agar $\theta_1 = \theta + \frac{u}{ES}$ bo‘lsa, u holda kasodga uchrash ehtimoli umuman ushlab qolish chegarasiga bog‘liq emas. Lekin kutilayotgan daromad ushlab qolish chegarasi bilan birgalikda kamaygani uchun bu holda ham qaytasug‘urtalashdan ham voz kechish lozim.

Yo‘qotish oshishni qayta sug‘urtalash. Yo‘qotish oshishi qayta sug‘urtalash shartnomasi tuzilgan holda X so‘rov uzatuvchi kompaniyaga $X^{(r)} = \min(X, r)$ so‘rovga va qaytasug‘urtalash kompaniyasiga $\max(X - r, 0) = X - X^{(r)}$ so‘rovga aylanadi .

Faraz qilaylik, yon beruvchi N ta bir xil tipdagi shartnomalar qayta sug‘urtalansin, ya’ni ular bo‘yicha $X_1, .X_N.$ so‘rovlar bog‘liqmas va bir xil taqsimlangan tasodifiy miqdorlar hisoblanadi.

U holda uzatuvchi kompaniyaga yig‘indi so‘rovi $S = X_1 + ... + X_N$, kamayadi va $S^{(r)} = X_1{}^{(r)} + ... + X_N{}^{(r)}$.ga teng bo‘ladi. Uzatuvchi kompaniya kapitali kamayadi. Lekin bir vaqtda qayta sug‘urtalash shartnomasi tuzilguncha u (oddiylik uchun faqat sug‘urta uchun to‘lovni hisobga olamiz)

$$Np = N(1+\theta)p_0,$$

ga teng, bu yerda $p_0 = EX$ – netto-mukofot, θ – nisbiy sug‘urta ustama. Qayta sug‘urtalash shartnomasini tuzish qayta sug‘urtalash kompaniyasiga $N(1+\theta_1)\cdot(EX - EX^{(r)})$ mablag‘ni to‘lashga olib kedladi, bu yerda $EX - EX^{(r)}$ – qayta sug‘urtalash kompaniyasiga individual kutilayotgan so‘rov, θ_1 – qaytasug‘urtalash kompaniyasi o‘rnatgan nisbiy sug‘urta ustmasi. Shuning uchun qayta sug‘urtalash shartnomasi tuzilgandan so‘ng uzatuvchi kompaniya kapitali

$$N(1+\theta)EX - N(1+\theta_1)\cdot(EX - EX^{(r)}) = N(\theta - \theta_1)EX + N(1+\theta_1)EX^{(r)}.$$

ga teng bo‘ladi. Mos ravishda kasodga uchrash ehtimoli

$$P(S^{(r)} > N(\theta - \theta_1)EX + N(1+\theta_1)EX^{(r)}).$$

ga teng bo‘ladi. Gauss yaqinlashishidan foydalanib qayta sug‘urtalashdan so‘ng kasodga uchrash ehtimolini yozishimiz mumkin

$$P\left(\frac{S^{(r)} - N\cdot EX^{(r)}}{\sqrt{N\cdot DX^{(r)}}} > \frac{N(\theta-\theta_1)EX + N\theta_1 EX^{(r)}}{\sqrt{N\cdot DX^{(r)}}}\right) \approx$$

$$\approx 1 - \Phi\left(\sqrt{N}\,\frac{(\theta-\theta_1)EX + \theta_1 EX^{(r)}}{\sqrt{DX^{(r)}}}\right).$$

Ravshanki kasodga uchrash ehtimolini minimallashtirsh Φ funksiyada argumentni makisimallashtirishni bildiradi Shunday qilib, qaytasug‘urtalash maqsadga muvofiqligi masalasini yechish uchun ijobiy javob holida r optimal ushlab qolish chegarasini tanlashimiz, r ga bog‘liq quyidagi funksiyan holatini o‘rganishimiz lozim:

$$\varphi(r) = \frac{[(\theta-\theta_1)EX + \theta_1\cdot E\min(X,r)]^2}{D(\min(X,r))}$$

va uning $0 \le r \le \infty$ dagi global maksimumini topish lozim. Agar bu maksimum $r = +\infty$ da erishilsa, u holda qayta sug‘urtalash maqsadga muvofiq emas, agar maksimum $r = 0$ da erishilsa, barcha narsani qayta sug‘urtalash lozim.

3.6. Uzoq muddatli hayot sug‘urtasi modellari

Uzoq muddatli sug‘urta hisoblashlarda vaqt o‘tishi bilan pullarning qimmati o‘zgarishi e’tiborga olinishi bilan xarakterlanadi. Shuning uchun uzoq muddatli sug‘urta nazariyasi murakab foyizlar nazariyasiga tayanadi. Biz chto foyizlar intensivligi δ vaqt o‘tishi bilan o‘zgarmaydi deb faraz qilamiz ne menyaetsya s techeniem vremeni, $i = e^{\delta} - 1$, samarali yillik foyiz stavkani bildiradi, budet oboznachat effektivnuyu godovuyu protsentnuyu stavku, $v = \dfrac{1}{1+i}$ –diskontirlash koeffitsiyenti diskontirovaniya.

Sug‘urta to‘lovi sug‘urtalanuvchi olamdan o‘tgan momentda yakka mablag‘ ko‘rinishida to‘lanadi- bunday sug‘urta turlari ko‘pincha uzluksiz deb ataladi.. Lekin to‘lovlar boshqa vaqt momentlarida ham to‘lanadi. To‘lov olamdan o‘tish paytida amalga oshirilgandagi hol eng muhim, uning orqasidan sug‘urtalanuvchi tug‘ilgan kunida amalga oshiriladi –bunda sug‘urta turlari diskret deb ataladi. Agar sug‘urtalanuvchi yoshi shartnoma tuzilgan paytda –butun son bo‘lsa, u holda diskret shartnomalar sug‘urta to‘lovini olamdan o‘tgandan keyin navbatdagi shartnoma tuzilgan kunida to‘lash shartnomasi sifatida tavsiflash mumkin. Umumiy holda sug‘urta jamg‘armasini to‘lash vaqti sug‘urtalanuvchi qoldiq hayot vaqtining biror $\tau(T_x)$ funksiyasi hisoblanadi.

Sug‘urta to‘lovi miqdori odatda tayinlangan va biz uni pul mablag‘larini o‘lchovining birligi sifatida qabul qilamiz. Lekin qator hollarda to‘lov to‘lash momentiga bog‘liq ravishda ortishi yoki kamayishi mumkin. Shu maqsadda biz t momentda olamdan o‘tgan holda sug‘urta to‘lovi miqdorini anqlovchi b_t funksiyani kiritamiz..

Ikkita $\tau(t)$ va b_t funksiyalar hayot sug‘urtasining umumiy modelni aniqlaydi. Uning yordamida yagona tarzda sug‘urtaning konkret turlarini tavsiflash mumkin.

Umrbod sug‘urta. Uzoq muddatli sug‘urtaning oddiy turi umrbod sug‘urta hisoblanadi. Bu sug‘urta turida tayinlangan sug‘urta jamg‘armasi $b=1$ olamdan o‘tish paytida to‘lanadi va shuning uchun

$$\tau(t)=t,\ b_t=1.$$

n**-yillik sof jamg‘arma sug‘urta.** Bu sug‘urta turida tayinlangan miqdordagi $b=1$ sug‘urta jamg‘armasini to‘lash n momentda amalga oshiriladi, agar sug‘urtalanuvchi shu momentgacha yashagan bo‘lsa. n momentgacha olamdan o‘tish holida kompaniya hech narsa to‘lamaydi. Sug‘urta turi quyidagi $\tau(t)$ va b_t funksiyalar bilan ifodalanadi

$$\tau(t)=n,\quad b_t=\begin{cases}1, t>n\\ 0, t\le n.\end{cases}$$

n**-yillik vaqtli hayot sug‘urtasi.** Bu sug‘urta turida tayinlangan miqdordagi $b=1$ sug‘urta jamg‘armasini to‘lash olamdan o‘tish paytida amalga oshiriladi, agar sug‘urtalanuvchi shartnoma amal qilish davrida olamdan o‘tsa, ya’ni shartnoma tuzilgandan keyin n yil davomida. Agar sug‘urtalanuvchi bu n yilni yashasa kompaniya hech narsa to‘lamaydi. Bu sug‘urta turini

$$\tau(t)=t,\quad b_t=\begin{cases}1, t\le n\\ 0, t<n.\end{cases}$$

funksiyalar bilan ifodalash mumkin.

n**- yillik aralash sug‘urta.** Bu sug‘urta turida tayinlangan miqdordagi $b=1$ sug‘urta jamg‘armasini to‘lash quyidagi shartlarda ro‘y beradi. Agar sug‘urtalanuvchi shartnoma amal qilish muddatigacha tugaguncha olamdan o‘tsa u holda sug‘urta jamg‘armasi shartnoma tugashi n momentida to‘lanadi. Bu sug‘urta turi ham sug‘urta ham mablag‘larni jamg‘arish vazifasini bajaradi.. Bu sug‘urta turi quyidagi i $\tau(t)$ va b_t funksiyalar bilan ifodalanadi:

$$\tau(t)=\min(t,n),\ b_t=1.$$

m **yilga qoldirilgan umrbod sug‘urta**

Bu sug‘urta turida tayinlangan miqdordagi $b=1$ sug‘urta jamg‘armasini to‘lash sug‘urtalanuvchi olamdan o‘tish momentida amalga oshiriladi, lekin agar u shartnoma tuzilgandan so‘ng m-yil tugashida ro‘y bersa Agar sug‘urtalanuvchi shartnoma tuzilgandan so‘ng m yil o‘tgandan oldin olamdan o‘tsa sug‘urta jamg‘armasi umuman to‘lanmaydi. Bu sug‘urta turi quyidagi $\tau(T_x)$ va b_t funksiyalar bildan ifodalanadi.:

$$\tau(t)=t\,,\quad b_t=\begin{cases}0, t\le m\\ 1, t>m.\end{cases}$$

O‘zgaruvchi sug‘urta to‘lovli sug‘urta. Yuqorida qaralgan barcha misollarda sug‘urta to‘lovi tayinlangan edi va to‘lash momentiga bog‘liq emas edi. Sug‘urta to‘lovi o‘zgarishi mumkin bo‘lgan sug‘urt turlari mavjud. Misol sifatida oddiy holni qaraymiz – uzluksiz sug‘urta to‘lov orttib boruvchi umrbod sug‘urta. Bu sug‘urta turida sug‘urta kompaniyasi olamdan o‘tgan holda T_x.ga teng mablag‘ni to‘laydi. Bu hol

$$\tau(t)=t\,,\quad b_t=t$$

dagi umumiy model bilan ifodalanadi. .

Keltirilgan qimmatlilik dispersiyasi haqida teorema. $\tau(t)$ va b_t funksiyalar yordamida ifodalanuvchi bir sug‘urta shartnomasini qaraymiz .

$$Z=b_{T_X}\cdot v^{\tau(T_X)}\equiv b_{T_X}\cdot e^{-\delta\tau(T_X)}$$

x yoshdagi inson bilan shartnoma tuzilgan paytdagi sug‘urta nafaqasining keltirilgan narxi bo‘lsin. Z tasodifiy miqdorning foyiz stavkaga bog‘lanishini ta’kidlash uchun $Z_{@\delta}$ deb yozamiz.

$$A_{@\delta}=EZ=Eb_{T_X}\cdot v^{\tau(T_X)}\equiv Eb_{T_X}\cdot e^{-\delta\tau(T_X)}$$

lar orqali agar foyizlar intensivligi δ ga teng bo‘lsa, kelgusi sug‘urta to‘lovining aktuar keltirilgan narxini belgilaymiz.

Faraz qilaylik bizning sug‘urta umumiy modelida b_t funksiya faqat 0 va 1 qiymatlarni qabul qiladi, ya’ni agar shartnoma shartlariga ko‘ra biror t vaqt momentida sug‘urta to‘lovi to‘lansa, u holda uning miqdori to‘lash momentiga bog‘liq emas. Yuqorida tavsif etilgan bacha sug‘urta turlari bu shartni qanoatlantiradi. U holda $b_t{}^j=b_t$ va shuning uchun

$$Z^j{}_{@\delta}=b_{T_X}\cdot e^{-(j\delta)\tau(T_X)},$$

ya'nit. δ protsentlar intensiligi uchun hisoblangan kelgusi sug'urta to'lovi hozirgi vaqtdagi miqdorining j- chi darajasi $j\delta$ foiyzlar i ntensivligi uchun hisoblangan kelgusi sug'urta to'lovining hozirgi miqdori bilan ustma –ust tushadi. Bu o'rta qiymatlar uchun ham o'rinli, ya'ni

$$EZ_{@\delta}{}^{j} = A_{@\,j\delta}.$$

Xususan,

$$DZ_{@\delta} = EZ_{@\delta}{}^{2} - (EZ_{@\delta})^{2} = A_{@2\delta} - (A_{@\delta})^{2}.$$

Asosiy uzluksiz sug'urta turlari uchun bir martalik netto-mukofotlar. Yuqoridagilardan ko'rinadiki b_t va $\tau(t)$ funksiyalar bilan ifodalanuvchi ixtiyori sug'urta shartnomasi uchun bir martalik netto-mukofot

$$A = EZ\,,$$

dan iborat, bu yerda $Z = b_{T_x} \cdot v^{\tau(T_x)} = b_{T_x} \cdot e^{-\delta\tau(T_x)}$ shartnoma tuzilgan momentda keltirilgan sug'urta to'lovi miqdori , x – bu momentdagi sug'urtalanuvchining yoshi.

Sug'urtaning konkret turlari uchun umumiy formula soddlashtirilishi va konkretlashishi mumkin. Gap sug'urtaning konkret turlari haqida borayotganini ta'kidlash uchun A va Z o'zgaruvchilar turli indekslar bilan yoziladi. Indekslarni tartibga soluvchi asosiy qoidalar quyidagilar:

1. O'ngdan quyida barcha hollarda shartnoma tuzilgan paytga sug'urtalanuvchi yoshi qo'yiladi: A_x.
2. Agar sug'urta sharnomasi uzluksiz bo'lsa, ya'ni sug'urta nafaqasi olamdan o'tish paytida to'lansa, u holda yuqoridan chiziq qo'yiladi: $\bar{A}_x$.
3. Agar sharnoma chegaralangan n vaqtda amal qilsa, u holda x yoshdan so'ng ikki nuqtadan so'ng tik chiziq bilan qo'shimcha indeks qo'yiladi: $A_{x:\overline{n}|}$.
4. Agar shartnoma m yilga qoldirilgan bo'lsa, u holda pastdan chapda $m|$ indeks qo'yiladi : ${}_{m|}A_x$.

5. Agar sug‘urta jamg‘armasi miqdori muntazam oshsa, u holda I harfi qo‘shiladi: IA.

Endi konkret sug‘urta shartnomalarini qaraymiz.

Umrbod sug‘urta. x yoshdagi kishi bilan shartnoma tuzilgan paytda sug‘urta to‘lovi hozirgi narxi $\bar{Z}_x$ bilan belgilanadi, shartnoma tuzilgan paytda aktuar hozirgi sug‘urta to‘lovi $\bar{A}_x$ bilan belgilanadi

$\bar{A}_x$ ni quyidagicha hayot muddati xarakteristikalari orqali ifodalash mumkin:

$$\bar{A}_x = \int_0^{\infty} v^t f_x(t)dt = \frac{1}{v^x s(x)} \int_x^{\infty} v^t f(t)dt .$$

n**-yillik sof jamg‘arma sug‘urtasi.** Sug‘urta to‘lovining aktuar keltirilgan narxi $\bar{A}_{x:\overline{n}|}^{\ 1}$ kabi belgilanadi va :

$$\bar{A}_{x:\overline{n}|}^{\ 1} = v^n \frac{s(x+n)}{s(x)} = v^{x+n} \frac{l_{x+n}}{v^x l_x} .$$

formula bilan beriladi.

n**-yillik aralash sug‘urta.** x yoshdagi kishi bilan shartnoma tuzilgan paytdagi sug‘urta to‘lovning aktuar hozirgi narxi:

$$\bar{A}_{x:\overline{n}|} = \int_0^{n} v^t f_x(t)dt + v^n \cdot P(T_x > n) .$$

formula bo‘yicha hisoblanadi.

m **yilga uzaytirilgan umrbod sug‘urta.** Bu sug‘urta turi uchun aktuar hozirgi narx

$${}_{m|}\bar{A}_x = \bar{A}_x - \bar{A}^1{}_{x:\overline{m}|} .$$

formula bo‘yicha hisoblanadi.

O‘zgaruvchi sug‘urta to‘lovli sug‘urta. Sug‘urta to‘lovning aktuar hozirgi qiymati $(I\bar{A})_x$ deb belgilanadi va

$$(I\bar{A})_x = \int_0^{\infty} t v^t f_x(t)dt .$$

formula bilan hisoblanadi.

3-bobga xulosa.

Ixtiyoriy sohada sonli usullarni qo‘llash uchun qandaydir matematik model talab etiladi. Modelni yaratishda real hodisa albatta soddalashadi, sxemalashtiriladi va bu sxema tegishli matematik apparat yordamida tavsiflanadi.

Sug‘urta mablag‘i b va p sug‘urta mukofoti orasidagi optimal munosabatni topish masalasi aktuar matematikaning muhim masalalaridan biridir. p mukofotni tayinlashni hisoblashda turli xil omillarni hisobga olish zarur (sug‘urta mablag‘i miqdori, ma’muriy xarajatlar, ishni yurgizsh usun xarajatlar, xodimlar ish haqi va h.k.), ulardan asosiysi kompaniyaning kasodga uchrash ehtimoli bo‘lib hisoblanadi. Uni minimallashtrrish zarur. Sug‘urta kompaniyaning kasodga uchrash ehtimolini kamaytirishga himoya ustamaini kiritish hisobiga erishish mumkin, uni hisoblash ham aktuar matematikaning muhim masalalari qatoriga kiradi.

Uzoq muddatli sug‘urta hisoblashlarda pullarning qiymati vaqt o‘tishi bilan o‘zgarishini hisobga olinishi bilan xarakterlanadi.
Shuning uchun uzoq muddatli sug‘urta murakkab foyizlar nazariyasiga tayanadi. δ foyizlar intensivligi vaqt o‘tishi bilan o‘zgarmaydi , $i = e^{\delta} - 1$ – samarali yillik foyiz stavka, $v = \frac{1}{1+i}$ –diskontirlash koeffitsiyenti.

Sug‘urta to‘lovi odatda sug‘urtalanuvchi olamdan o‘tish momentida bittalik jamg‘arma ko‘rinishida to‘lanadi –bunda sug‘urta turlari uzluksiz deyiladi. Lekin boshqa vaqt momentlarida ham to‘lovlar qilinadi. To‘lov olamdan o‘tish paytida amalga oshirilmagan h ol muhim hol -bunday sug‘urta turlari diskret deb ataladi. Agar shartnoma tuzilgan paytda sug‘urtalanuvi yoshi –butun son bo‘lsa, u holda diskret shartnomalar olamdan o‘tish paytidan keyigi shartnoma tuzilgan kunida sug‘urta to‘lovini to‘lash sharnomalari kabi tavsiflash mumkin Umumiy holda sug‘urta to‘lovini to‘lash payti $\tau(T_x)$ sug‘urtalanuvchi qoldiq yashash vaqtining biror funksiyasi bo‘ladi.

Sug‘urta to‘lov miqdori odatda tayinlangan va biz uni pul malag‘larini o‘lchovining birligi sifatida qabul qilamiz. Lekin qator hollarda to‘lov to‘lash vaqtiga bog‘liq ravishda ortishi yoki kamayishi mumkin. Bu maqsadda t momentda olamdan o‘tish holida sug‘urta to‘lovi miqdorini aniqdovchi b_t funksiyani kiritamiz..

Ikkita $\tau(t)$ va b_t ,funksiyalar hayot sug‘urtasining umumiy modelini aniqlaydi. Uning yordamida yagona tarzda turli konkret sug‘urta turlarini tavsiflash mumkin.

XULOSA

1.**Tadqiqot natijalari bo‘yicha quyidagi xulosalar va ularning asoslanishi**.

Hayot davrining tasodifiy miqdor sifatidagi xarakteristikalari: hayot davri - tasodifiy miqdor, hayotning qoldiq davri, yaxlitlangan hayot muddati, hayot davomiyligi jadvallari kasr yoshlar uchun yaqinlashishlar; hayot davomiyligi va u bilan bog‘liq xarakteristika va funksiyalar jadvallariga asoslangan sug‘urta nazariyasi: cof yashash muddati uchun sug‘urta, renta sug‘urtasi hayot sug‘urtasi, yil davomida bir necha marta to‘lanadigan rentalar, tayinlangan badalli jamg‘arma sug‘urtasi, sug‘urta mukofotlari, qisqa muddatli hayot sug‘urtasi modellari, va ularning tahlili, qisqa muddatli sug‘urtasida shaxsiy zararlar tahlili, yig‘indi zararning xarakteristikalarini aniq hisoblash, sug‘urta mukofotlar vazifalarning prinsiplari, qayta sug‘urta, qayta sug‘urta shartnomalari mohiyati va turli ko‘rinishlari va nihoyat, uzoq muddatli hayot sug‘urtasi modellari kabi masalalar batafsil bayon qilingan.

2.Erishilgan asosiy natijalar:

1. Hayot davrining tasodifiy miqdor sifatidagi xarakteristikalari: hayot davri- tasodifiy miqdor, hayotning qoldiq davri, yaxlitlangan hayot muddati, hayot davomiyligi jadvallari kasr yoshlar uchun yaqinlashishlar.
2. Hayot davomiyligi va u bilan bog‘liq xarakteristika va funksiyalar jadvallariga asoslangan sug‘urta nazariyasi: cof yashash muddati uchun sug‘urta, renta sug‘urtasi hayot sug‘urtasi, yil davomida bir necha marta to‘lanadigan rentalar, tayinlangan badalli jamg‘arma sug‘urtasi, sug‘urta mukofotlar.
3. Qisqa muddatli hayot sug‘urtasi modellari, va ularning tahlili, qisqa muddatli sug‘urtasida shaxsiy zararlar tahlili, yig‘indi zararning xarakteristikalarini aniq hisoblash, sug‘urta mukofotlar vazifalarning prinsiplari, qayta sug‘urta, qayta sug‘urta shartnomalari mohiyati va turli ko‘rinishlari.
4. Uzoq muddatli hayot sug‘urtasi modellari ishlab chiqildi.

ILOVALAR

1-ilova

Aktuar matematika bo’yicha testlar

№1

20 yoshli erkakning 50 yoshga etish ehtimolini toping.
0,947971
0,957972
0,967961
0,927853

№2

1000 ta 20 yoshli odamlar orasidan o‘rtacha nechtasi 50 yoshgagacha etmaydi?
948
947
945
950

№3

P.2 jadvaldan foydalanib chaqaloqning 5 yoshgacha yashash ehtimolini toping.
0,97175
0,95175
0,96175
0,94175

№4

P.2 jadvaldan foydalanib: chaqaloqning 1 va 3 yoshlar orasida olamdan o‘tish ehtimolini toping.
0,000249
0,000248
0,000247
0,000246

№5

l_x funksiya orqali 18 yoshli kishining 65 yoshgacha yashash ehtimolini ifodalang
$\frac{l_{65}}{l_{18}}$
$\frac{l_{18}}{l_{65}}$
$\frac{l_{47}}{l_{18}}$
$\frac{l_{65}-l_{18}}{l_{18}}$

№6

l_x funksiya orqali 30 yoshli odamning 40 va 45 yoshlar orasida vafot etish ehtimolin ifodalang.
$\frac{l_{40}-l_{45}}{l_{30}}$
$\frac{l_{40}}{l_{30}}$
$\frac{l_{45}-l_{40}}{l_{30}}$
$\frac{l_{45}}{l_{30}}$

№7

l_x funksiya orqali 30 yoshli kishining 40 va 45 yoshlar orasida vafot etmaslik ehtimolini ifodalang.
$\frac{l_{45}}{l_{30}}$
$\frac{l_{40}}{l_{30}}$
$\frac{l_{45}}{l_{40}}$
$\frac{l_{30}}{l_{45}}$

№8

l_x funksiya orqali 40 yoshli odamning 60 yoshga etmasda vafot etish ehtimolini ifodalang.
$\frac{l_{40}-l_{60}}{l_{40}}$
$\frac{l_{60}-l_{40}}{l_{40}}$
$\frac{l_{40}-l_{60}}{l_{60}}$
$\frac{l_{60}-l_{40}}{l_{60}}$

№9

Ikki kishining biri 40 yoshda, ikkinchisi 50 yoshda. Ikkalasi ham 10 yildan kam yashamaslik ehtimolini toping.
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \frac{l_{60}}{l_{50}}$
$\frac{l_{40}}{l_{50}} \cdot \frac{l_{60}}{l_{50}}$
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \frac{l_{30}}{l_{50}}$
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \frac{l_{60}}{l_{30}}$

№10

Ikki kishining biri 40 yoshda, ikkinchisi 50 yoshda. Birinchi shaxs 50 yoshga etishi, ikkinchisi 55 yoshgacha vafot etish ehtimolini toping
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \left(1-\frac{l_{55}}{l_{50}}\right)$
$\frac{l_{40}}{l_{50}} \cdot \left(1-\frac{l_{55}}{l_{50}}\right)$
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \left(1-\frac{l_{50}}{l_{55}}\right)$
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \left(\frac{l_{55}}{l_{50}}-1\right)$

№11

500 kishidan iborat guruh qaraladi, ulardan 200 tasi 20 yoshda, qolgan 300 tasi 40 yoshda. 5 yildan so‘ng guruhning kutilayotgan soni qanday bo‘ladi?
≈ 495
≈491
≈493
≈492

№12

Katta kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Har yili kompaniya ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Nafaqa yoshini 60 yoshga teng deb olib: kompaniya shtatlar sonini toping.
19115
19015
19110
19005

№13

Katta kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Har yili kompaniya ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Nafaqa yoshini 60 yoshga teng deb olib: yiliga nafaqaga chiquvchilar sonini toping.
410
409
405
404

№14

Katta kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Har yili kompaniya ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Nafaqa yoshini 60 yoshga teng deb olib: Nafaqaxo‘rlar sonini toping.
≈6172
≈6171
≈6170
≈6169

№15

Kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Yiliga ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Ulardan 20 protsenti kompaniyani 10 yildan so‘ng, 10 protsenti 20 yildan so‘ng ishdan ketadi va nihoyat barcha qolganlari nafaqaga 65 yoshida chiqadi. l_x funksiya orqali kompaniyadan har yili 40 yoshida ketadigan xodimlar sonini ifodalang.
$40 \cdot \frac{l_{40}}{l_{20}}$
$30 \cdot \frac{l_{40}}{l_{20}}$
$40 \cdot \frac{l_{20}}{l_{40}}$
$30 \cdot \frac{l_{20}}{l_{40}}$

№16

Kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Yiliga ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Ulardan 20 protsenti kompaniyani 10 yildan so‘ng, 10 protsenti 20 yildan so‘ng ishdan ketadi va nihoyat barcha qolganlari nafaqaga 65 yoshida chiqadi. l_x funksiya orqali kompaniya shtatlar sonini ifodalang.

$T_{20}-0{,}2\cdot T_{30}-0{,}08\cdot T_{40}-0{,}72\cdot T_{65}$
$T_{50}-0{,}2\cdot T_{30}-0{,}08\cdot T_{40}-0{,}72\cdot T_{65}$
$T_{20}-0{,}2\cdot T_{30}-0{,}08\cdot T_{40}-0{,}72\cdot T_{60}$
$T_{20}-0{,}2\cdot T_{35}-0{,}08\cdot T_{40}-0{,}72\cdot T_{65}$

№17

Kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Yiliga ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Ulardan 20 protsenti kompaniyani 10 yildan so‘ng, 10 protsenti 20 yildan so‘ng ishdan ketadi va nihoyat barcha qolganlari nafaqaga 65 yoshida chiqadi. l_x funksiya orqali nafaqaxo‘rlar sonini ifodalang.
$360\cdot\frac{T_{65}}{l_{20}}$
$360\cdot\frac{T_{65}}{l_{40}}$
$360\cdot\frac{T_{55}}{l_{20}}$
$360\cdot\frac{T_{65}}{l_{30}}$

№18

Kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Yiliga ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Ulardan 20 protsenti kompaniyani 10 yildan so‘ng, 10 protsenti 20 yildan so‘ng ishdan ketadi va nihoyat barcha qolganlari nafaqaga 65 yoshida chiqadi. l_x funksiya orqali har yili olamdan o‘tadigan kompaniya xodimlari sonini ifodalang.
$\frac{500}{l_{20}}\cdot\left(l_{20}-0{,}2\cdot l_{30}-0{,}08\cdot l_{40}-0{,}72\cdot l_{65}\right)$
$\frac{500}{l_{30}}\cdot\left(l_{20}-0{,}2\cdot l_{30}-0{,}08\cdot l_{40}-0{,}72\cdot l_{65}\right)$
$\frac{500}{l_{40}}\cdot\left(l_{20}-0{,}2\cdot l_{30}-0{,}08\cdot l_{40}-0{,}72\cdot l_{65}\right)$

$\frac{500}{l_{50}} \cdot \left(l_{20} - 0{,}2 \cdot l_{30} - 0{,}08 \cdot l_{40} - 0{,}72 \cdot l_{65}\right)$

№19

100 chegara yosh uchun De Muavr qonuniga asoslanib ${}_5q_{30}$ ehtimolni toping.
0,07143
0,07142
0,07141
0,07140

№20

N ta shaxsdan har biri o‘z hayotini 5 yilga $1000 miqdorida sug‘urta qilgan bo‘lsin. Bu mablag’ 35 yoshgacha olamdan o’tgan shaxs merosxurlariga to’lanadi. Yashaganlarga hech narsa to’lanmaydi va mukofat qaytarilmaydi. Bu shartnomalarning har biri bo’yicha nazariy (sof) bir vaqtda to’lanadigan mukofot qancha?
4,77
4,76
4,75
4,74

№21

N ta 30 yoshli shaxslardan iborat guruh yashab qolishga 5 yil muddatga shartnomalar tuzdilar. Shartnoma shartiga ko‘ra 35 yoshgacha yetganlarning har biri $1000 miqdorida mablag‘ oladi. 35 yoshga yetmasdan vafot etganda hech narsa to‘lanmaydi va mukofot qaytarilmaydi. Bu shartnoma turi bo‘yicha bir vaqtning o‘zidagi sof mukofot qanchaga teng bo‘ladi?
995,23
995,20

995,13
994,23

№22

N ta 30 yoshli shaxslardan iborat guruh yashab qolishga 5 yil muddatga shartnomalar tuzdilar. Shartnoma shartiga ko‘ra 35 yoshgacha yetganlarning har biri $1000 miqdorida mablag‘ oladi. 35 yoshga etmasdan vafot etganda hech narsa to‘lanmaydi va mukofot qaytarilmaydi. Lekin mukofot shartnoma muddatining har yili boshida to‘lanadi. Yillik mukofot o‘zgarmas bo‘lgan shartda uning miqdori qanday bo‘ladi?
199,41
199,40
199,39
199,35

№23

18 yoshli erkak uchun 20 yil muddatga va $10000 mablag‘ga yashab qolish shartnomasining bir vaqtdagi sof mukofotini toping.
3993,1
3992,1
3991,1
3990,1

№24

18 yoshli ayol uchun 20 yil muddatga va $10000 mablag‘ga yashab qolish shartnomasining bir vaqtdagi sof mukofotini toping.
4039,36
4039,35
4039,33
4039,32

№25

18 yoshli erkak uchun 60 yoshgacha va $10000 mablag‘ga yashab qolish shartnomasining bir vaqtdagi sug‘urta mukofotini toping.
1300,13
1300,23
1300,03
1300,43

№26

50 yoshli kishi uchun $10000 miqdordagi yillik to‘lovlarga ega umrbod renta qiymatini toping.
138959,33
138959,43
138959,53
138959,23

№27

$200000 ga o‘z hayotini sug‘urta qilgan shaxs olamdan o‘tyapti. Uning 60 yoshli bevasi sug‘urtadan olingan mablag‘larni o‘zini keltirilgan rentasini ta’minlashga sarflamoqchi. Bu renta bo‘yicha yillik to‘lovlar miqdori qancha bo‘ladi?
14757
14758
14755
14759

№28

Baxtsiz hodislardan sug‘urta qilishda undan talafot ko‘rganlar uni to‘ldirish sifatida sug‘urta miqdorini oladilar. Hohishiga ko‘ra uning bir qismi va butunlay rentaga aylantirilishi mukin. Agar u 28 yoshli quruvchi uchun baxtsiz hodisadan $696000

miqdorida sug‘urtaning ⅔ qismini tashkil etsa, umrbod keltirilgan rentadagi yillik daromadi qanchani tashkil etadi?
23916,94
23916,95
23916,96
23916,93

№29

40 yoshli erkak 65 yoshdan boshlanadigan umrbod rentani sotib olgan bo‘lsin. Agar uning nafaqasi yiliga $15000 ni tashkil etsa, u holda uning renta qiymati nimaga teng?
40064,63
40062,61
40064,60
40064,65

№30

O‘n besh yoshli qiz $30000 lik merosga ega bo‘ldi. U yigirma bir yoshida universitetga kirmoqchi va shu yoshdan boshlab o‘qishini va ishga joylashini ta’minlash uchun to‘lovli rentani sotib oladi. Yillik to‘lovlar miqdori R nimaga teng ?
1895,49
1895,50
1895,48
1895,45

№31

O‘n sakkiz yoshli shaxs uchun $10000 lik yillik to‘lovlarga ega. 5 yillik sug‘urta rentasining qiymati qanchaga teng?
43663,86
33663,85
41663,80
40663,82

№32

O‘n sakiz yoshli shaxs uchun $10000 lik yillik to‘lovlarga ega. 5 yillik keltrilgan sug‘urta rentaning qiymati qanchaga teng?
45714,04($)
15714,07($)
25714,04($)
35714,05($)

№33

O‘n sakkiz yoshli shaxs uchun $10000 lik yillik to‘lovlarga ega. 5 yillik sug‘urta rentasining qiymati qanchaga teng, agar u birinchi to‘lovni 28 yoshga yetganda olishni xohlasa?
28911,09
18911,59
38911,89
28912,59

№34

Ellik yoshli shaxs uchun $20000 lik 10 yillik sug‘urta rentasining qiymati qanchaga teng, agar birinchi to‘lov unga 50 yoshga yetganda to‘lansa?
161332,07
261332,12
171332,17
131332,13

№35

Ellik yoshli shaxs uchun $20000 lik 10 yillik sug‘urta rentasining qiymati qanchaga teng, agar birinchi to‘lov unga 51 yoshga yetganda to‘lansa?
153350,78
163350,77

143350,68
183350,58

№36

Ellik yoshli shaxs uchun $20000 lik 10 yillik sug'urta rentasining qiymati qanchaga teng, agar birinchi to'lov unga 62 yoshga yetganda to'lansa?
84205,29
81205,20
85205,26
80205,12

№37

30 yoshli sug'uratalanuvchi tezkor umrbod renta polisining qiymatining qaysi qismini to'lashi lozim, agar u to'lovlarini 50 yoshgacha qoldirishni hohlasa?
≈*0,4*
≈0,5
≈0,41
≈0,2

№38

20 yoshli erkakning 50 yoshga etmasdan olamdan o'tish ehtimolini toping.
0,052029
0,051029
0,054029
0,050029

№39

40 yoshli erkakning 65 yoshgacha muddatli $50000 lik aralash sug'urta bo'yicha yillik mukofotini toping.
1261,83
1061,81
1362,16
1451,23

№40

$1000 lik 10 yillik aralash sug'urtaning 5-yili oxiridagi zahira miqdorini toping, agar shartnoma qilingan paytda sug'urtalanuvchi 20 yoshda bo'lgan bo'lsa.
442,816
412,116
451,317
437,528

№41

60 yoshdan boshlab har oyning boshida to'lanadigan $300 oylik nafaqa qiymatini toping. Baholash bu yoshga yetgandan boshlab amalga oshiriladi. P.4 jadvaldan foydalaning.
41217,66
43217,34
40217,57
37217,89

№42

30 yoshli ayol uchun $10000 lik 5 yillik hayot sug'urtasi polisining bir martalik va yillik mukofotini toping.
63,21 va 13,83
64,21 va 12,81
61,21 va 15,80
65,21 va 14,18

№43

$10000 mablag' uchun yillik mukofotlarni toping, agar uning yoshi 18 da, shartnomani to'lash davri 20 yil bo'lsa.
88,4
87,5
86,3
89,7

№44

18 yoshli sug'urtalanuvchi uchun $10000 lik 65 yoshgacha to'lash shartidagi shartnomadagi yillik mukofotni toping.
60,72
61,73
59,27
65,12

№45

30 yoshli erkak va 20 yillik muddatli $10000 lik aralash sug'urtaning bir martalik mukofotini toping.
4257,78
4157,17
4357,28
4557,32

№46

40 yoshli erkak va 65 yoshgacha muddatli $50000 lik aralash sug'urta bo'yicha yillik mukofotini toping.
1261,83
1061,81
1362,16
1451,23

№47

$1000 lik 10 yillik aralash sug'urtaning 5-yili oxiridagi zahira miqdorini toping, agar shartnoma qilingan paytda sug'urtalanuvchi 20 yoshda bo'lgan bo'lsa.
442,816
412,116
451,317

437,528

№48

60 yoshdan boshlab har oyning boshida to‘lanadigan \$300 oylik nafaqa qiymatini oling. Baholash bu yoshga yetgandan boshlab amalga oshiriladi. P.4 jadvaldan foydalaning.
41217,66
43217,34
40217,57
37217,89

№49

Talabaga 20 yoshga yetgandan boshlab 5 yil davomida to‘lanadigan \$100 lik stipendiya qiymatini toping. To‘lovlar har oyning oxirida amalga oshiriladi. P.4 jadvaldan foydalaning.
5351,81
5415,13
5223,36
5743,64

№50

Agar sug‘urta mablag‘i \$10000 ga teng bo‘lsa, 30 yoshli shaxs uchun umrbod sug‘urta uchun oylik mukofotlar miqdorini toping.
94,78
95,87
90,18
97,45

№51

Yashab qolish funksiyasi $s(x)$ $s(x)=\frac{1}{10}\sqrt{100-x}$, $0\le x\le 100$ ko‘rinishda bo’lsa, ${}_{28}p_{36}$ehtimolni toping.
0,75
0,65

0,85
0,55

№52

Yashab qolish funksiyasini toping
$s(x)=1-F(x)$
$s(x)=1+F(x)$
$s(x)=F(x)-1$
$s(x)=1/F(x)$

№53

Yashab qolish funksiyasining oddiy statistik ma’nosi.
$s(x)$ yashab qolish funksiyasi chaqaloqlarning tayinlangan guruhidan x yoshgacha yashaganlar o‘rtacha ulushiga teng
$s(x)$ yashab qolish funksiyasi chaqaloqlarning tayinlangan guruhidan x yoshgacha yashaganlar ulushiga teng
$s(x)$ yashab qolish funksiyasi chaqaloqlarning tayinlangan guruhidan x yoshgacha yashaganlar o‘rtacha soniga teng
$s(x)$ yashab qolish funksiyasi chaqaloqlardan x yoshgacha yashaganlar o‘rtacha ulushiga teng

№54

Hayotdan ko‘z yumish egri chizig‘i.
$l_0 f(x)$ funksiyaning grafigi
$l_0 - f(x)$funksiyaning grafigi
$l_0 / f(x)$ funksiyaning grafigi
$l_0 f(x)$ funksiyaning grafigi

№55

Hayotdan ko‘z yumish intensivligi.
$\mu_x = \dfrac{f(x)}{s(x)}$
$\mu_x = \dfrac{f(x)}{s(x)} - 1$

$\mu_x = \dfrac{1-f(x)}{s(x)}$
$\mu_x = \dfrac{s(x)}{f(x)}$

№56

Hayotning o‘rtacha vaqti
$\overset{\circ}{e}_0 = ET = \int_0^{\infty} xf(x)dx = \int_0^{\infty} s(x)dx$
$\overset{\circ}{e}_0 = ET = \int_0^{\infty} x^2 f(x)dx = \int_0^{\infty} s(x)dx$
$\overset{\circ}{e}_0 = ET = \int_0^{\infty} (x-f(x))dx = \int_0^{\infty} s(x)dx$
$\overset{\circ}{e}_0 = ET = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = \int_{-\infty}^{\infty} s(x)dx$

№57

De Muavr modelida $0 < x < \omega$
$f(x)= 1/\omega,\ F(x)= x/\omega,\ s(x)=1- x/\omega,\ \mu_x = 1/(\omega - x)$
$f(x)= 1/\omega,\ F(x)= \omega/x,\ s(x)=1+ x/\omega,\ \mu_x = 1/(\omega - x)$
$f(x)= 1/\omega,\ F(x)= x/\omega,\ s(x)=1- x/\omega,\ \mu_x = 1/x-\omega$
$f(x)= 1/\omega,\ F(x)= x/\omega,\ s(x)= x/\omega -1,\ \mu_x = 1/(\omega - x)$

№58

Gomperts tavsiya etgan modelda
$\mu_x = Be^{\alpha x}\ \alpha > 0,\ B > 0,\ s(x)=\exp[-B(e^{\alpha x}-1)/\alpha],\ f(x)=B\exp[\alpha x - B(e^{\alpha x}-1)/\alpha]$
$\mu_x = Be^{\alpha x}\ \alpha > 0,\ B > 0,\ s(x)=\exp[-B(e^{\alpha x}+1)/\alpha],\ f(x)=B\exp[\alpha x - B(e^{\alpha x}-1)/\alpha]$
$\mu_x = Be^{\alpha x}\ \alpha > 0,\ B > 0,\ s(x)=\exp[B(e^{\alpha x}-1)/\alpha],\ f(x)=B\exp[\alpha x - B(e^{\alpha x}-1)/\alpha]$
$\mu_x = 1-Be^{\alpha x}\ \alpha > 0,\ B > 0,\ s(x)=\exp[-B(e^{\alpha x}-1)/\alpha],\ f(x)=B\exp[\alpha x - B(e^{\alpha x}-1)/\alpha]$

№59

Meykxam tavsiya etgan modelda,
$\mu_x = A + Be^{\alpha x},\ s(x)=\exp[-Ax - B(e^{\alpha x}-1)/\alpha],\ f(x)=[A+Be^{\alpha x}]\exp[-Ax - B(e^{\alpha x}-1)/\alpha]$

$\mu_x = A - Be^{\alpha x}, s(x) = \exp\left[Ax - B\left(e^{\alpha x} - 1\right)/\alpha\right],\ f(x) = \left[A + Be^{\alpha x}\right]\exp\left[-Ax - B\left(e^{\alpha x} - 1\right)/\alpha\right]$
$\mu_x = A + Be^{\alpha x}, s(x) = \exp\left[-Ax - B\left(e^{\alpha x} - 1\right)/\alpha\right],\ f(x) = \left[A - Be^{\alpha x}\right]\exp\left[-Ax - B\left(e^{\alpha x} - 1\right)/\alpha\right]$
$\mu_x = ABe^{\alpha x}, s(x) = \exp\left[-Ax - B\left(e^{\alpha x} - 1\right)/\alpha\right],\ f(x) = \left[A + Be^{\alpha x}\right]\exp\left[-Ax - B\left(e^{\alpha x} - 1\right)/\alpha\right]$

№60

Veybull tavsiya etgan modelda
$\mu_x = kx^n, s(x) = \exp\left(-kx^{n+1}/(n+1)\right),\ f(x) = kx^n \exp\left(-kx^{n+1}/(n+1)\right)$
$\mu_x = k/x^n, s(x) = \exp\left(-kx^{n+1}/(n+1)\right),\ f(x) = kx^n \exp\left(-kx^{n+1}/(n+1)\right)$
$\mu_x = kx^n, s(x) = \exp\left(kx^{n+1}/(n+1)\right),\ f(x) = kx^n \exp\left(-kx^{n+1}/(n+1)\right)$
$\mu_x = kx^{n+1}, s(x) = \exp\left(-kx^{n+1}/(n+1)\right),\ f(x) = kx^n \exp\left(-kx^{n+1}/n\right)$

№61

Erlang tavsiya etgan modelda
$\mu_x = \frac{x}{a(x+a)}, s(x) = \frac{x+a}{a}\exp\left(-\frac{x}{a}\right),\quad f(x) = \frac{x}{a^2}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$
$\mu_x = \frac{x}{a(x+a)},\ s(x) = \frac{x-a}{a}\exp\left(-\frac{x}{a}\right), f(x) = \frac{x}{a^2}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$
$\mu_x = \frac{x}{a(x+a)},\ s(x) = \frac{x+a}{a}\exp\left(-\frac{x}{a}\right), f(x) = \frac{x}{2a^2}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$
$\mu_x = \frac{x}{x+a},\ s(x) = \frac{x+a}{a}\exp\left(-\frac{x}{a}\right), f(x) = \frac{x}{a^2}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$

№62

Hayotning qoldiq davri yashab qolish funksiyasi
$s_x(t) = \frac{s(x+t)}{s(x)}$
$s_x(t) = \frac{s(x-t)}{s(x)}$
$s_x(t) = \frac{s(x))}{s(x+t)}$
$s_x(t) = \frac{s(x+t)}{1-s(x)}$

№63

$P(T_x < t)$ ehtimol (ya’ni yaqin t yil davomida x yoshdagi insonning olamdan o‘tish ehtimoli) ${}_t q_x$ nimaga teng?

$\frac{l_x - l_{x+t}}{l_x}$.
$\frac{l_x + l_{x+t}}{l_x}$.
$\frac{l_x - l_{x+t}}{l_{x+t}}$.
$\frac{l_{x+t} - l_x}{l_x}$.

№64

Qo‘shimcha ehtimol $P(T_x > t)$ (ya’ni x yoshdagi insonning yana hech bo‘lmaganda t yil yashash ehtimoli) aktuar matematikada ${}_t p_x$ nimaga teng?
$\frac{l_{x+t}}{l_x}$.
$\frac{l_x}{l_{x+t}}$.
$\frac{l_{x+t}}{l_{x-t}}$.
$\frac{l_{x-t}}{l_{x+t}}$.

№65

q_x belgi yaqin bir yil davomida x yoshdagi insonning olamdan o‘tish ehtimoli,
$q_x = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x}$,
$q_x = \frac{l_{x-1} - l_{x+1}}{l_x}$,
$q_x = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_{x+1}}$,
$q_x = \frac{l_x - l_{x-1}}{l_x}$,

№66

p_x belgi x yoshdagi insonning yana hech bo‘lmaganda 1 yil yashash ehtimoli
$p_x = \frac{l_{x+1}}{l_x}$.

$p_x = \frac{l_x}{l_{x+1}}.$
$p_x = \frac{l_{x-1}}{l_{x+1}}.$
$p_x = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x}.$

№67

x yoshdagi inson yana t yil yashaydi, lekin keyingi u yil davomida olamdan o‘tish hodisasi, ya’ni $t < T_x < t + u$ ning ehtimoli ${}_{t\|u}q_x$
${}_{t\|u}q_x = \frac{s(x+t) - s(x+t+u)}{s(x)}$
${}_{t\|u}q_x = \frac{s(x-t) - s(x+t+u)}{s(x+t)}$
${}_{t\|u}q_x = \frac{s(x+t) - s(x+t+u)}{s(x-t)}$
${}_{t\|u}q_x = \frac{s(x) - s(x+t+u)}{s(x)}$

№68

${}_{t\|}q_x$ – bu x yoshdagi inson yana t yil yashaydi, lekin keyingi bir yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli
${}_{t\|}q_x = \frac{s(x+t) - s(x+t+1)}{s(x)}$
${}_{t\|}q_x = \frac{s(x-t) - s(x+t+1)}{s(x)}$
${}_{t\|}q_x = \frac{s(x+t) - s(x+t+1)}{s(x+t)}$
${}_{t\|}q_x = \frac{s(x+t) - s(x-t-1)}{s(x)}$

№69

x yoshdagi insonning qoldiq hayot davri ET_x o‘rtacha qiymati $\overset{\circ}{e}_x$ deb belgilanadi va to‘liq kutiladigan hayot davomiyligi deb ataladi, uning formulasini toping

$\overset{\circ}{e}_x = ET_x = \int\limits_0^{\infty} P(T_x > t)dt = \frac{1}{s(x)}\int\limits_x^{\infty} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_x = ET_x = \int\limits_0^{\infty} P(T_x < t)dt = \frac{1}{s(x)}\int\limits_t^{\infty} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_x = ET_x = \int\limits_{-\infty}^{\infty} P(T_x > t)dt = \frac{1}{s(t)}\int\limits_x^{\infty} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_x = ET_x = \int\limits_0^{\infty} P(T_x > t)dt = \frac{1}{s(x)}\int\limits_x^{\infty} s(u)du$

№70

Qismiy o‘rtacha hayot davomiyligi
$\overset{\circ}{e}_{x:\overline{n}\rvert} = \frac{1}{s(x)}\int\limits_x^{x+n} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_{x:\overline{n}\rvert} = \frac{1}{s(x)}\int\limits_{x-n}^{x+n} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_{x:\overline{n}\rvert} = \frac{1}{s(x)}\int\limits_0^{x+n} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_{x:\overline{n}\rvert} = \frac{1}{s(x)}\int\limits_{x-n}^{x} s(u)du$

№71

Yaxlitlangan hayot muddati
T_x odatdagi hayot davomiyligi bo‘lsa, $K_x = [T_x]$
T_x odatdagi hayot davomiyligi bo‘lsa, $K_x = 1 - [T_x]$
T_x odatdagi hayot davomiyligi bo‘lsa, $K_x = 1/[T_x]$
T_x odatdagi hayot davomiyligi bo‘lsa, $K_x = \{T_x\}$

№72

Yaxlitlangan hayot muddati taqsimoti
$P(K_x = k) = P(k \le T_x < k+1).$
$P(K_x = k) = P(k < T_x < k+1).$

$P(K_x = k) = P(k < T_x \le k+1).$
$P(K_x = k) = P(T_x < k+1).$

№73

K_x tasodifiy miqdorning matematik kutilishi o‘rtacha yaxlitangan hayot muddati deb ataladi va e_x bilan belgilanadi
$e_x = EK_x = \frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} s(x+k)$
$e_x = EK_x = \frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} s(x-k)$
$e_x = EK_x = \frac{1}{s(x+k)}\sum_{k=1}^{\infty} s(x+k)$
$e_x = EK_x = \frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} s(kx)$

№74

K_x tasodifiy miqdorning dispersiyasi
$E[K_x]^2 = \frac{2}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} ks(x+k) - e_x.$
$E[K_x]^2 = \frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} ks(x+k) - e_x.$
$E[K_x]^2 = \frac{2}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} ks(x-k) - e_x.$
$E[K_x]^2 = \frac{2}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} ks(x+k) + e_x.$

№75

O‘rtacha yaxlitlangan hayot muddatini va yaqin bir yil davomida olamdan o‘tish ehtimolini bog‘lovchi munosabat
$q_x = \frac{1+e_{x+1}-e_x}{1+e_{x+1}}$

$q_x = \dfrac{1+e_x - e_{x+1}}{1+e_{x+1}}$
$q_x = \dfrac{1+e_{x+1} - e_x}{1-e_{x+1}}$
$q_x = \dfrac{1-e_{x+1} + e_x}{1+e_x}$

№76

Hayot davomiyligi jadvallari
Hayot davomiyligi haqidagi statistik ma’lumotlar jamlangan jadvallar
Hayot davomiyligi statistik xossalari jamlangan jadvallar
Hayot davomiyligiga bog‘liq ma’lumotlar jamlangan jadvallar
Hayot davomiyligi funksiyalari haqidagi ma’lumotlar jamlangan jadvallar

№77

Hayot davomiyligi jadvallariga kirmaydigan miqdor qaysi?
$d_x = l_{x+1} - l_{x-1}$
$l_x = l_0 \cdot s(x) - l_0 = 100000$
$q_x = d_x / l_x$
$\overset{\circ}{e}_x$

№78

Xavfni tanlash jadvallari
aholining turli guruhlari uchun tuzilgan hayot davomiyligi jadvallari
aholining ba’zi guruhlari uchun tuzilgan hayot davomiyligi jadvallari
aholining barcha guruhlari uchun tuzilgan hayot davomiyligi jadvallari
aholining turli qatlamlari uchun tuzilgan hayot davomiyligi jadvallari

№79

Amal qilishi chegaralangan tanlov jadvalari
tanlov vaqti bog‘lanishini hisobga olinmaydigan r vaqt oralig‘i va hayot davomiyligi barcha xarakteristikalarini faqat erishilgan yosh

funksiyalari sifatida qaraydigan tanlovning amal qilish davriga mos jadvallar
hayot davomiyligi barcha xarakteristikalarini faqat erishilgan yosh funksiyalari sifatida qaraydigan tanlovning amal qilish davriga mos jadvallar
tanlov vaqti bog‘lanishini hisobga olinmaydigagan r vaqt oralig‘i va tanlovning amal qilish davriga mos jadvallar
tanlov vaqti bog‘lanishini hisobga olinadigan r vaqt oralig‘i va hayot davomiyligi barcha xarakteristikalarini faqat erishilgan yosh funksiyalari sifatida qaraydigan tanlov davriga mos jadvallar

№80

Yashab qolish funksiyasi chiziqli interpolyasiyasi haqidagi farazda yilning (boshlang‘ich) qismi davomida bu qismning uzunligiga proporsional (ya’ni. ${}_tq_n = tq_n$) da, kasr yoshlar uchun (ikkita butun qo‘shnilar orasida) yashab qolish funksiyasi ....bo‘ladi
chiziqli
kvadratik
kasr-ratsional
butun

№81

Olamdan o‘tishlarning tekis taqsimoti zichligi
$f(x) = -s'(x) = s(n) - s(n+1),$
$f(x) = -s'(x) = s(n+1) - s(n-1),$
$f(x) = -s'(x) = s(n+1) - s(n),$
$f(x) = -s'(x) = s(n-1) - s(n),$

№82

Balduchchi farazi
tashqaridan olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi farazga o‘xshash, lekin undan farqli ravishda chiziqli funksiyalar $1/s(x)$ bilan interpolyasiyalanadi
tashqaridan olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi farazga o‘xshash, lekin unda farqli ravishda chiziqli funksiyalar $1-s(x)$ bilan interpolyasiyalanadi

tashqaridan olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi farazga o‘xshash, lekin unda farqli ravishda chiziqli funksiyalar bilan $s(x)-1$ interpolyasiyalanadi
tashqaridan olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi farazga o‘xshash, lekin unda farqli ravishda chiziqli funksiyalar $1-s(x)/s(x)$ bilaninterpolyasiyalanadi

№83

Sof yashash muddati uchun sug‘urta
ma’lum muddatga ma’lum mablag‘ni sug‘urta qilish
ma’lum muddatga mablag‘ni sug‘urta qilish
ma’lum mablag‘ni sug‘urta qilish
ma’lum muddatga sug‘urta qilish

№84

Shartnoma tuzish paytiga jamg‘arilgan qiymat
$Pl_x(1+i)^n$
$Pl_x(1-i)^n$
$Pl_x(i-1)^n$
$Pl_x(1/i)^n$

№85

Olamdan o‘tishdan foyda
Vafot etganlar badallarning yashab qolganlar orasida qayta taqsimlanishi
badallarning yashab qolganlar orasida qayta taqsimlanishi
Vafot etganlar badallarning yashab qolganlarga berilishi
badallarning yashab qolganlarga berilishi

№86

Hayotni sug‘urtalash bo‘yicha hisoblarda foydalaniladigan yillik foyiz stavka texnik foyiz stavkasi

Hayotni sug‘urtalash bo‘yicha hisoblarda foydalaniladigan yillik foyiz stavka
Hayotni sug‘urtalashda foydalaniladigan yillik foyiz stavka
Hayotni sug‘urtalash bo‘yicha hisoblarda foydalaniladigan foyiz stavka
hisoblarda foydalaniladigan yillik foyiz stavka

№87

Kommutatsion funksiyalar
Aktuar hisoblashlarni soddalashtirish uchun jadvallari tuzilgan funksiyalar
Aktuar hisoblashlarni soddalashtirish uchun tuzilgan funksiyalar
Hisoblashlarni soddalashtirish uchun jadvallari tuzilgan funksiyalar
Aktuar hisoblashlar uchun jadvallari tuzilgan funksiyalar

№88

sug‘urta rentasi
Teng vaqt oraliqlarida muntazam to‘lovlar
Teng vaqt oraliqlaridagi to‘lovlar
Vaqt oraliqlaridagi muntazam to‘lovlar
Teng vaqt oraliqlarida sug‘urta to‘lovlar

№89

Oddiy umrbod renta
sug‘urtachining butun hayoti davomida har bir yashab o‘tilgan yil uchun to‘lanadi
sug‘urtachining har bir yashab o‘tilgan yili uchun to‘lanadi
sug‘urtachining butun hayoti davomida to‘lanadi
sug‘urtachining hayoti davomida har bir yil uchun to‘lanadi

№90

Rostnumerando rentasi
sug‘urtachining butun hayoti davomida har bir yashab o‘tilgan yil

uchun to‘lanadi
sug‘urtachining har bir yashab o‘tilgan yili uchun to‘lanadi
sug‘urtachining butun hayoti davomida to‘lanadi
sug‘urtachining butun hayoti davomida har bir yashab o‘tilgan yil uchun to‘lanadi

№91

Keltirilgan umrbod renta
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri boshida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri oxirida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri o‘rtasida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri tugagandan so‘ng amalga oshiriladi

№92

Rrenumerando rentasi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri boshida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri oxirida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri o‘rtasida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri tugagandan so‘ng amalga oshiriladi

№93

Renta sug‘urtalash bo‘yicha kommutatsion funksiya
$N_x = \sum_{k=0}^{\omega-x} D_{x+k} = \sum_{t=x}^{\omega} D_t$
$N_x = \sum_{k=0}^{\omega-x} D_{x-k} = \sum_{t=x}^{\omega} D_t$
$N_x = \sum_{k=0}^{\omega-x} D_x = \sum_{t=x}^{\omega} D_t$
$N_x = \sum_{k=0}^{\omega+x} D_{x+k} = \sum_{t=x+1}^{\omega} D_t$

№94

Tezkor rentalar
Agar renta to‘lovi ma’lum muddat bilan, masalan, n yil bilan chegaralangan bo‘lsa
Agar renta to‘lovi ma’lum muddat bilan, masalan, n yil bilan chegaralanmagan bo‘lsa
Agar renta to‘lovi muddat bilanchegaralangan bo‘lsa
Agar renta n yil bilan chegaralangan bo‘lsa

№95

Qoldirilgan rentalar
amal qilish muddati bu momentga nisbatan uzaytirish davrida kechikadi
amal qilish muddati bu momentga nisbatan kechikadi
amal qilish muddati uzaytirish davrida kechikadi
muddati bu momentga nisbatan uzaytirish davrida kechikadi

№96

Qoldirilgan tezkor postnumerando rentasi qiymati
${}_{m\|}a_x = \frac{N_{x+m+1}}{D_x}$
${}_{m\|}a_x = \frac{N_{x+m-1}}{D_x}$
${}_{m\|}a_x = \frac{N_{x-m-1}}{D_x}$
${}_{m\|}a_x = \frac{N_{x+m+1}}{D_{x+m}}$

№97

Qoldirilgan tezkor prenumerando rentasi
${}_{m\|}\ddot{a}_{x:\overline{n\|}} = \frac{N_{x+m} - N_{x+m+n}}{D_x}$
${}_{m\|}\ddot{a}_{x:\overline{n\|}} = \frac{N_{x-m} - N_{x-m+n}}{D_x}$
${}_{m\|}\ddot{a}_{x:\overline{n\|}} = \frac{N_x - N_{x+m}}{D_x}$

${}_{m\vert}\ddot{a}_{x:\overline{n\vert}} = \dfrac{N_{x+m} - N_{x+m+n}}{D_{x+m+n}}$

№98

olamdan o‘tgan yil oxirida umrbod sug‘urta joriy qiymati
$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1} \dfrac{d_{x+k}}{l_x}$
$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k} \dfrac{d_{x+k}}{l_x}$
$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1} \dfrac{d_{x+k}}{l_{x-k}}$
$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k} \dfrac{d_{x-k}}{l_x}$

№99

Hayotning muddatli sug‘urtasi
$A^1_{x:\overline{n\vert}} = A_x - A_{x+n} \dfrac{D_{x+n}}{D_x}$
$A^1_{x:\overline{n\vert}} = A_{x-n} - A_{x+n} \dfrac{D_{x+n}}{D_x}$
$A^1_{x:\overline{n\vert}} = A_x + A_{x+n} \dfrac{D_{x+n}}{D_{x-n}}$
$A^1_{x:\overline{n\vert}} = A_{x+n} - A_x \dfrac{D_{x+n}}{D_x}$

№100

Hayot sug‘urtasi bo‘yicha kommutatsion funksiyalar
$C_x = v^{x+1} d_x ,\ M_x = \sum_{k=0}^{\infty} C_{x+k}$

$C_x = v^{x+1}d_x$, $M_x = \sum_{k=0}^{\infty} C_{x-k}$
$C_x = v^x d_x$, $M_x = \sum_{k=0}^{\infty} C_{x+k}$
$C_x = v^{x+1}d_{x-1}$, $M_x = \sum_{k=0}^{\infty} C_{k-x}$

№101

Agar $(k+1)$-chi sug‘urta yilini $1/m$ uzunlikdagi m ta teng vaqt oraliqlariga ajratsak, u holda ixtiyoriy vaqt oralig‘i uchun olamdan o‘tishlar soni
d_{x+k}/m
d_{x-k}/m
d_x/m
$d_{x+k}/m+k$

№102

Yil davomida bir necha marta to‘lanadigan rentalar
joriy qiymati yillik renta kabi belgilanadi, lekin q yuqori indeks bilan yoziladi: $\ddot{a}_{x:\overline{n}\rceil}^{(q)} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n-1}\sum_{p=0}^{q-1}\frac{D_{x+k+p/q}}{D_x}$
joriy qiymati yillik renta kabi belgilanadi, lekin q pastki indeks bilan yoziladi: $\ddot{a}_{x:\overline{n}\rceil}^{(q)} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n-1}\sum_{p=0}^{q-1}\frac{D_{x+k+p/q}}{D_x}$
joriy qiymati yillik renta kabi belgilanadi, lekin q yuqori indeks bilan yoziladi: $\ddot{a}_{x:\overline{n}\rceil}^{(q)} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n+1}\sum_{p=0}^{q+1}\frac{D_{x-k+p/q}}{D_x}$
joriy qiymati yillik renta kabi belgilanadi, lekin q indeks bilan yoziladi: $\ddot{a}_{x:\overline{n}\rceil}^{(q)} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n-1}\sum_{p=0}^{q-1}\frac{D_{x+k-p/q}}{D_{x+p}}$

№103

q-karrali rentalar uchun oddiy formula
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = a_{x:\overline{n}\vert} + \frac{q-1}{2q}\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = a_{x:\overline{n}\vert} + \frac{q-1}{2q}\left(1-\frac{D_{x-n}}{D_x}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = a_{x:\overline{n}\vert} + \frac{q+1}{2q}\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = a_{x:\overline{n}\vert} + \frac{q-1}{2q}\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_{x-n}}\right)$

№104

Ixtiyoriy foyiz stavkasi uchun formula
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n}\vert} - \left(\beta+\frac{1}{q}\right)\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n}\vert} - \left(\beta+\frac{1}{q}\right)\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_{x-n}}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n}\vert} - \left(\beta-\frac{1}{q}\right)\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n}\vert} - \left(\beta+\frac{1}{q}\right)\left(1+\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$

№105

Tayinlangan badalli jamg‘arma sug‘urtasi(postnumerando))
$\ddot{s}_{x:\overline{n}\vert} = \frac{N_x - N_{x+n}}{D_{x+n}}$
$\ddot{s}_{x:\overline{n}\vert} = \frac{N_{x-n} - N_{x+n}}{D_{x+n}}$
$\ddot{s}_{x:\overline{n}\vert} = \frac{N_{x-n} - N_x}{D_{x+n}}$
$\ddot{s}_{x:\overline{n}\vert} = \frac{N_x - N_{x-n}}{D_{x+n}}$

№106

Sug‘urta mukofoti uchun yillik badal miqdori
$P=\dfrac{A}{\ddot{a}_{x:\overline{m}\rvert}}$
$P=\dfrac{A-1}{\ddot{a}_{x:\overline{m}\rvert}}$
$P=\dfrac{1-A}{\ddot{a}_{x:\overline{m}\rvert}}$
$P=\dfrac{A}{\ddot{a}_{m:\overline{x}\rvert}}$

№107

Qaysi formula yashab qolish funksiyasi?
$s(x)=1-F(x)$
$s(x)=1+F(x)$
$s(x)=F(x)-1$
$s(x)=1/F(x)$

№108

Qaysi mulohaza yashab qolish funksiyasining oddiy statistik ma’nosini ifodalaydi?
$s(x)$ yashab qolish funksiyasi chaqaloqlarning tayinlangan guruhidan x yoshgacha yashaganlar o‘rtacha ulushiga teng
$s(x)$ yashab qolish funksiyasi chaqaloqlarning tayinlangan guruhidan x yoshgacha yashaganlar ulushiga teng
$s(x)$ yashab qolish funksiyasi chaqaloqlarning tayinlangan guruhidan x

yoshgacha yashaganlar o‘rtacha soniga teng
$s(x)$ yashab qolish funksiyasi chaqaloqlardan x yoshgacha yashaganlar o‘rtacha ulushiga teng

№109

Hayotdan ko‘z yumish egri chizig‘i.
$l_0 f(x)$funksiyaning grafigi
$l_0 - f(x)$funksiyaning grafigi
$l_0 / f(x)$funksiyaning grafigi
$l_0 f(x)$funksiyaning grafigi

№110

Qaysi formula nayotdan ko‘z yumish intensivligini ifodalaydi?
$\mu_x = \frac{f(x)}{s(x)}$
$\mu_x = \frac{f(x)}{s(x)} - 1$
$\mu_x = \frac{1 - f(x)}{s(x)}$
$\mu_x = \frac{s(x)}{f(x)}$

№110

Hayotning o‘rtacha vaqti formulasini toping
$\overset{\circ}{e}_0 = ET = \int_0^\infty xf(x)dx = \int_0^\infty s(x)dx$
$\overset{\circ}{e}_0 = ET = \int_0^\infty x^2 f(x)dx = \int_0^\infty s(x)dx$
$\overset{\circ}{e}_0 = ET = \int_0^\infty (x - f(x))dx = \int_0^\infty s(x)dx$

$\overset{\circ}{e}_0 = ET = \int\limits_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = \int\limits_{-\infty}^{\infty} s(x)dx$

№111

Qaysi formula hayot davomiyligi dispersiyasini ifodalaydi?
$DT = ET^2 - (ET)^2$
$DT = ET - (ET)^2$
$DT = 2ET^2 - (ET)^2$
$DT = ET^2 + (ET)^2$

№112

Hayot davomiyligi medianasi qaysi tenglama ilidizi bo‘ladi?
$s(m) = 0{,}5$ tenglamaning ildizi
$s(m) = 1{,}5$ tenglamaning ildizi
$s(m) = -0{,}5$ tenglamaning ildizi
$s(m) = 2{,}5$ tenglamaning ildizi

№ 113

De Muavr modelining asosiy funksiyalarini toping
$f(x) = 1/\omega,\ F(x) = x/\omega,\ s(x) = 1 - x/\omega,\ \mu_x = 1/(\omega - x)$
$f(x) = 1/\omega,\ F(x) = \omega/x,\ s(x) = 1 + x/\omega,\ \mu_x = 1/(\omega - x)$
$f(x) = 1/\omega,\ F(x) = x/\omega,\ s(x) = 1 - x/\omega,\ \mu_x = 1/x - \omega$
$f(x) = 1/\omega,\ F(x) = x/\omega,\ s(x) = x/\omega - 1,\ \mu_x = 1/(\omega - x)$

№114

Gomperts tavsiya etgan modelda asosiy xarakteristikalarini ko‘rsating
$\mu_x = Be^{\alpha x}\ \alpha > 0,\ B > 0,\ s(x) = \exp[-B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha],\ f(x) = B\exp[\alpha x - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$
$\mu_x = Be^{\alpha x}\ \alpha > 0,\ B > 0,\ s(x) = \exp[-B(e^{\alpha x} + 1)/\alpha],\ f(x) = B\exp[\alpha x - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$
$\mu_x = Be^{\alpha x}\ \alpha > 0,\ B > 0,\ s(x) = \exp[B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha],\ f(x) = B\exp[\alpha x - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$
$\mu_x = 1 - Be^{\alpha x}\ \alpha > 0,\ B > 0,\ s(x) = \exp[-B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha],\ f(x) = B\exp[\alpha x - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$

№115

Meykxam modelini parametrlarinni toping
$\mu_x = A + Be^{\alpha x}$, $s(x) = \exp[-Ax - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$, $f(x) = [A + Be^{\alpha x}]\exp[-Ax - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$
$\mu_x = A - Be^{\alpha x}$, $s(x) = \exp[Ax - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$, $f(x) = [A + Be^{\alpha x}]\exp[-Ax - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$
$\mu_x = A + Be^{\alpha x}$, $s(x) = \exp[-Ax - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$, $f(x) = [A - Be^{\alpha x}]\exp[-Ax - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$
$\mu_x = ABe^{\alpha x}$, $s(x) = \exp[-Ax - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$, $f(x) = [A + Be^{\alpha x}]\exp[-Ax - B(e^{\alpha x} - 1)/\alpha]$

№116

Veybull modeli formulalarini toping
$\mu_x = kx^n$, $s(x) = \exp(-kx^{n+1}/(n+1))$, $f(x) = kx^n \exp(-kx^{n+1}/(n+1))$
$\mu_x = k/x^n$, $s(x) = \exp(-kx^{n+1}/(n+1))$, $f(x) = kx^n \exp(-kx^{n+1}/(n+1))$
$\mu_x = kx^n$, $s(x) = \exp(kx^{n+1}/(n+1))$, $f(x) = kx^n \exp(-kx^{n+1}/(n+1))$
$\mu_x = kx^{n+1}$, $s(x) = \exp(-kx^{n+1}/(n+1))$, $f(x) = kx^n \exp(-kx^{n+1}/n)$

№ 117

Erlang tavsiya etgan model qaysi formulalar bilan aniqlanadi?
$\mu_x = \frac{x}{a(x+a)}$, $s(x) = \frac{x+a}{a}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$, $f(x) = \frac{x}{a^2}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$
$\mu_x = \frac{x}{a(x+a)}$, $s(x) = \frac{x - a}{a}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$, $f(x) = \frac{x}{a^2}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$
$\mu_x = \frac{x}{a(x+a)}$, $s(x) = \frac{x+a}{a}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$, $f(x) = \frac{x}{2a^2}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$
$\mu_x = \frac{x}{x+a}$, $s(x) = \frac{x+a}{a}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$, $f(x) = \frac{x}{a^2}\exp\left(-\frac{x}{a}\right)$

№118

Qaysi funksiya hayotning qoldiq davrini beradi?
$s_x(t) = \frac{s(x+t)}{s(x)}$
$s_x(t) = \frac{s(x - t)}{s(x)}$
$s_x(t) = \frac{s(x))}{s(x+t)}$

$s_x(t)=\frac{s(x+t)}{1-s(x)}$

№119

Yaqin t yil davomida x yoshdagi insonning olamdan o‘tish ehtimoli ${}_tq_x$ nimaga teng?
$\frac{l_x-l_{x+t}}{l_x}$.
$\frac{l_x+l_{x+t}}{l_x}$.
$\frac{l_x-l_{x+t}}{l_{x+t}}$.
$\frac{l_{x+t}-l_x}{l_x}$.

№120

x yoshdagi insonning yana hech bo‘lmaganda t yil yashash ehtimoli ${}_tp_x$ nimaga teng?
$\frac{l_{x+t}}{l_x}$.
$\frac{l_x}{l_{x+t}}$.
$\frac{l_{x+t}}{l_{x-t}}$.
$\frac{l_{x-t}}{l_{x+t}}$.

№121

q_x belgi yaqin bir yil davomida x yoshdagi insonning olamdan o‘tish ehtimoli,
$q_x=\frac{l_x-l_{x+1}}{l_x}$,
$q_x=\frac{l_{x-1}-l_{x+1}}{l_x}$,
$q_x=\frac{l_x-l_{x+1}}{l_{x+1}}$,

$q_x = \dfrac{l_x - l_{x-1}}{l_x}$,

№122

p_x belgi esa x yoshdagi inson yana hech bo‘lmaganda 1 yil yashash ehtimoli
$p_x = \dfrac{l_{x+1}}{l_x}$.
$p_x = \dfrac{l_x}{l_{x+1}}$.
$p_x = \dfrac{l_{x-1}}{l_{x+1}}$.
$p_x = \dfrac{l_x - l_{x+1}}{l_x}$.

№123

x yoshdagi inson yana t yil yashaydi, lekin keyingi u yil davomida olamdan o‘tish hodisasi, ya’ni $t < T_x < t + u$ning ehtimoli ${}_{t\|u}q_x$
${}_{t\|u}q_x = \dfrac{s(x+t) - s(x+t+u)}{s(x)}$
${}_{t\|u}q_x = \dfrac{s(x-t) - s(x+t+u)}{s(x+t)}$
${}_{t\|u}q_x = \dfrac{s(x+t) - s(x+t+u)}{s(x-t)}$
${}_{t\|u}q_x = \dfrac{s(x) - s(x+t+u)}{s(x)}$

№124

${}_{t\|}q_x$ –bu x yoshdagi inson yana t yil yashaydi, lekin keyingi bir yil davomida olamdan o‘tish ehtimoli
${}_{t\|}q_x = \dfrac{s(x+t) - s(x+t+1)}{s(x)}$
${}_{t\|}q_x = \dfrac{s(x-t) - s(x+t+1)}{s(x)}$
${}_{t\|}q_x = \dfrac{s(x+t) - s(x+t+1)}{s(x+t)}$

${}_{t\,|}q_x = \frac{s(x+t)-s(x-t-1)}{s(x)}$

№125

x yoshdagi insonning qoldiq hayot davri ET_x o‘rtacha qiymati $\overset{\circ}{e}_x$ deb belgilanadi va to‘liq kutiladigan hayot davomiyligi deb ataladi, uning formulasi
$\overset{\circ}{e}_x = ET_x = \int_0^{\infty} P(T_x > t)dt = \frac{1}{s(x)}\int_x^{\infty} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_x = ET_x = \int_0^{\infty} P(T_x < t)dt = \frac{1}{s(x)}\int_t^{\infty} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_x = ET_x = \int_{-\infty}^{\infty} P(T_x > t)dt = \frac{1}{s(t)}\int_x^{\infty} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_x = ET_x = \int_0^{\infty} P(T_x > t)dt = \frac{1}{s(x)}\int_x^{\infty} s(u)du$

№126

Qaysi formula qismiy o‘rtacha hayot davomiyligini ifodalaydi?
$\overset{\circ}{e}_{x:\overline{n}|} = \frac{1}{s(x)}\int_x^{x+n} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_{x:\overline{n}|} = \frac{1}{s(x)}\int_{x-n}^{x+n} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_{x:\overline{n}|} = \frac{1}{s(x)}\int_0^{x+n} s(u)du$
$\overset{\circ}{e}_{x:\overline{n}|} = \frac{1}{s(x)}\int_{x-n}^{x} s(u)du$

№127

Yaxlitlangan hayot muddati
T_x odatdagi hayot davomiyligi bo‘lsa, $K_x = [T_x]$
T_x odatdagi hayot davomiyligi bo‘lsa, $K_x = 1-[T_x]$
T_x odatdagi hayot davomiyligi bo‘lsa, $K_x = 1/[T_x]$

T_x odatdagi hayot davomiyligi bo‘lsa, $K_x = \{T_x\}$

№128

Qaysi formula yaxlitlangan hayot muddati taqsimotini beradi?
$P(K_x = k) = P(k \le T_x < k+1).$
$P(K_x = k) = P(k < T_x < k+1).$
$P(K_x = k) = P(k < T_x \le k+1).$
$P(K_x = k) = P(T_x < k+1).$

№129

K_x tasodifiy miqdorning matematik kutilishi o‘rtacha yaxlitangan hayot muddati nimaga teng?
$e_x = EK_x = \frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} s(x+k)$
$e_x = EK_x = \frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} s(x-k)$
$e_x = EK_x = \frac{1}{s(x+k)}\sum_{k=1}^{\infty} s(x+k)$
$e_x = EK_x = \frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} s(kx)$

№130

K_x tasodifiy miqdorning dispersiyasini toping
$E[K_x]^2 = \frac{2}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} ks(x+k) - e_x.$
$E[K_x]^2 = \frac{1}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} ks(x+k) - e_x.$
$E[K_x]^2 = \frac{2}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} ks(x-k) - e_x.$
$E[K_x]^2 = \frac{2}{s(x)}\sum_{k=1}^{\infty} ks(x+k) + e_x.$

№131

Qiyinlik darajasi - 3;

O‘rtacha yaxlitlangan hayot muddatini va yaqin yil davomida olamdan o‘tish ehtimolini bog‘lovchi munosabatni toping
$q_x = \dfrac{1+e_{x+1}-e_x}{1+e_{x+1}}$
$q_x = \dfrac{1+e_x-e_{x+1}}{1+e_{x+1}}$
$q_x = \dfrac{1+e_{x+1}-e_x}{1-e_{x+1}}$
$q_x = \dfrac{1-e_{x+1}+e_x}{1+e_x}$

№132

Hayot davomiyligi jadvallari qanday jadvallar?
Hayot davomiyligi haqidagi statistik ma’lumotlar jamlangan jadvallar
Hayot davomiyligi statistik xossalari jamlangan jadvallar
Hayot davomiyligiga bog‘liq ma’lumotlar jamlangan jadvallar
Hayot davomiyligi funksiyalari haqidagi ma’lumotlar jamlangan jadvallar

№133

Qaysi miqdor nayot davomiyligi jadvallariga kirmaydi?
$d_x = l_{x+1} - l_{x-1}$
$l_x = l_0 \cdot s(x) - l_0 = 100000$
$q_x = d_x / l_x$
$\overset{\circ}{e}_x$

№134

Qanday jadvallar xavfni tanlash jadvallari deb ataladi?
aholining turli guruhlari uchun tuzilgan hayot davomiyligi jadvallari
aholining ba’zi guruhlari uchun tuzilgan hayot davomiyligi jadvallari
aholining barcha guruhlari uchun tuzilgan hayot davomiyligi jadvallari
aholining turli qatlamlari uchun tuzilgan hayot davomiyligi jadvallari

№135

Qanday jadvallar amal qilishi chegaralangan tanlov jadvallari deb ataladi?
tanlov vaqti bog‘lanishini hisobga olinmaydigan r vaqt oralig‘i va hayot davomiyligi barcha xarakteristikalarini faqat erishilgan yosh funksiyalari sifatida qaraydigan tanlovning amal qilish davriga mos jadvallar
hayot davomiyligi barcha xarakteristikalarini faqat erishilgan yosh funksiyalari sifatida qaraydigan tanlovning amal qilish davriga mos jadvallar
tanlov vaqti bog‘lanishini hisobga olinmaydigagan r vaqt oralig‘i va tanlovning amal qilish davriga mos jadvallar
tanlov vaqti bog‘lanishini hisobga olinadigan r vaqt oralig‘i va hayot davomiyligi barcha xarakteristikalarini faqat erishilgan yosh funksiyalari sifatida qaraydigan tanlov davriga mos jadvallar

№136

Chiziqli interpolyasiya haqidagi farazda yilning (boshlang‘ich) qismi davomida bu qismning uzunligiga proporsional (ya’ni ${}_t q_n = tq_n$) da, kasr yoshlar uchun (ikkita butun qo‘shnilar orasida) yashab qolish funksiyasi qanday funksiyadan iborat?
chiziqli
kvadratik
kasr-ratsional
butun

№137

Olamdan o‘tishlarning tekis taqsimoti zichligi qnday formula bilan topiladi?
$f(x) = -s'(x) = s(n) - s(n+1),$
$f(x) = -s'(x) = s(n+1) - s(n-1),$
$f(x) = -s'(x) = s(n+1) - s(n),$
$f(x) = -s'(x) = s(n-1) - s(n),$

№138

Balduchchi farazi qanday ifodalanadi?
tashqaridan olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi farazga o‘xshash, lekin unda farqli ravishda chiziqli funksiyalar $1/s(x)$ bilan interpolyasiyalanadi
tashqaridan olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi farazga o‘xshash, lekin unda farqli ravishda chiziqli funksiyalar $1-s(x)$ bilan interpolyasiyalanadi
tashqaridan olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi farazga o‘xshash, lekin unda farqli ravishda chiziqli funksiyalar bilan $s(x)-1$ interpolyasiyalanadi
tashqaridan olamdan o‘tishlarning tekis taqsimlanishi haqidagi farazga o‘xshash, lekin unda farqli ravishda chiziqli funksiyalar $1-s(x)/s(x)$ bilaninterpolyasiyalanadi

№139

Qanday sug‘urta sof yashash muddati uchun sug‘urta deb ataladi?
ma’lum muddatga ma’lum mablag‘ni sug‘urta qilish
ma’lum muddatga mablag‘ni sug‘urta qilish
ma’lum mablag‘ni sug‘urta qilish
ma’lum muddatga sug‘urta qilish

№140

Shartnoma tuzish paytiga jamg‘arilgan qiymat qaysi formula bilan topiladi?
$Pl_x(1+i)^n$
$Pl_x(1-i)^n$
$Pl_x(i-1)^n$
$Pl_x(1/i)^n$

№141

Olamdan o‘tishdan foyda tushunchasi nimadan iborat?
Vafot etganlar badallarining yashab qolganlar orasida qayta taqsimlanishi
badallarning yashab qolganlar orasida qayta taqsimlanishi
Vafot etganlar badallarning yashab qolganlarga berilishi

badallarning yashab qolganlarga berilishi

№142

Hayotni sug'urtalash bo'yicha hisoblarda foydalaniladigan yillik foyiz stavka texnik foyiz stavkasi nimani ifodalaydi?
Hayotni sug'urtalash bo'yicha hisoblarda foydalaniladigan yillik foyiz stavka
Hayotni sug'urtalashda foydalaniladigan yillik foyiz stavka
Hayotni sug'urtalash bo'yicha hisoblarda foydalaniladigan foyiz stavka
hisoblarda foydalaniladigan yillik foyiz stavka

№143

Qanday funksiyalar kommutatsion funksiyalar deb ataladi?
Aktuar hisoblashlarni soddalashtirish uchun jadvallari tuzilgan funksiyalar
Aktuar hisoblashlarni soddalashtirish uchun tuzilgan funksiyalar
Hisoblashlarni soddalashtirish uchun jadvallari tuzilgan funksiyalar
Aktuar hisoblashlar uchun jadvallari tuzilgan funksiyalar

№144

Qanday renta sug'urta rentasi deb ataladi
Teng vaqt oraliqlarida muntazam to'lovlar
Teng vaqt oraliqlaridagi to'lovlar
Vaqt oraliqlaridagi muntazam to'lovlar
Teng vaqt oraliqlarida sug'urta to'lovlar

№145

Qanday renta oddiy umrbod renta deyiladi?
sug'urtachining butun hayoti davomida har bir yashab o'tilgan yil uchun to'lanadi
sug'urtachining har bir yashab o'tilgan yili uchun to'lanadi
sug'urtachining butun hayoti davomida to'lanadi
sug'urtachining hayoti davomida har bir yil uchun to'lanadi

№146

Rostnumerando rentasi qanday to'lanadi?

sug‘urtachining butun hayoti davomida har bir yashab o‘tilgan yil uchun to‘lanadi
sug‘urtachining har bir yashab o‘tilgan yili uchun to‘lanadi
sug‘urtachining butun hayoti davomida to‘lanadi
sug‘urtachining butun hayoti davomida har bir yashab o‘tilgan yil uchun to‘lanadi

№147

Keltirilgan umrbod rentasida to‘lovlar qanday amalga oshiriladi?
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri boshida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri oxirida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri o‘rtasida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri tugagandan so‘ng amalga oshiriladi

№148

Rrenumerando rentasida to‘lovlar qanday amalga oshiriladi?
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri boshida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri oxirida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri o‘rtasida amalga oshiriladi
bunda to‘lovlar har bir vaqt davri tugagandan so‘ng amalga oshiriladi

№149

Renta sug‘urtalash bo‘yicha kommutatsion funksiya ko‘rinishini toping
$N_x = \sum_{k=0}^{\omega-x} D_{x+k} = \sum_{t=x}^{\omega} D_t$
$N_x = \sum_{k=0}^{\omega-x} D_{x-k} = \sum_{t=x}^{\omega} D_t$
$N_x = \sum_{k=0}^{\omega-x} D_x = \sum_{t=x}^{\omega} D_t$
$N_x = \sum_{k=0}^{\omega+x} D_{x+k} = \sum_{t=x+1}^{\omega} D_t$

№150

Qanday rentalar tezkor rentalar deyiladi?
Agar renta to‘lovi ma’lum muddat bilan, masalan, n yil bilan chegaralangan bo‘lsa

Agar renta to‘lovi ma’lum muddat bilan, masalan, n yil bilan chegaralanmagan bo‘lsa
Agar renta to‘lovi muddat bilanchegaralangan bo‘lsa
Agar renta n yil bilan chegaralangan bo‘lsa

№151

Qoldirilgan rentalarning amal qilish muddati qanday?
amal qilish muddati bu momentga nisbatan uzaytirish davrida kechikadi
amal qilish muddati bu momentga nisbatan kechikadi
amal qilish muddati uzaytirish davrida kechikadi
muddati bu momentga nisbatan uzaytirish davrida kechikadi

№152

Qoldirilgan tezkor postnumerando rentasi qiymati formulasini toping.
${}_{m\|}a_x = \frac{N_{x+m+1}}{D_x}$
${}_{m\|}a_x = \frac{N_{x+m-1}}{D_x}$
${}_{m\|}a_x = \frac{N_{x-m-1}}{D_x}$
${}_{m\|}a_x = \frac{N_{x+m+1}}{D_{x+m}}$

№153

Qaysi formula qoldirilgan tezkor prenumerando rentaga tegishli?
${}_{m\|}\ddot{a}_{x:\overline{n\|}} = \frac{N_{x+m} - N_{x+m+n}}{D_x}$
${}_{m\|}\ddot{a}_{x:\overline{n\|}} = \frac{N_{x-m} - N_{x-m+n}}{D_x}$
${}_{m\|}\ddot{a}_{x:\overline{n\|}} = \frac{N_x - N_{x+m}}{D_x}$
${}_{m\|}\ddot{a}_{x:\overline{n\|}} = \frac{N_{x+m} - N_{x+m+n}}{D_{x+m+n}}$

№154

Yil oxirida olamdan o‘tgan kishining umrbod sug‘urta joriy qiymati qanday formula bilan topiladi?
$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1} \frac{d_{x+k}}{l_x}$
$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k} \frac{d_{x+k}}{l_x}$
$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1} \frac{d_{x+k}}{l_{x-k}}$
$A_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k} \frac{d_{x-k}}{l_x}$

№155

Qaysi formula nayotning muddatli sug‘urtasini ifodalaydi?
$A^1_{x:\overline{n}\rvert} = A_x - A_{x+n} \frac{D_{x+n}}{D_x}$
$A^1_{x:\overline{n}\rvert} = A_{x-n} - A_{x+n} \frac{D_{x+n}}{D_x}$
$A^1_{x:\overline{n}\rvert} = A_x + A_{x+n} \frac{D_{x+n}}{D_{x-n}}$
$A^1_{x:\overline{n}\rvert} = A_{x+n} - A_x \frac{D_{x+n}}{D_x}$

№156

Qaysi funksiyalar nayot sug‘urtasi bo‘yicha kommutatsion funksiyalar hisoblanadi?
$C_x = v^{x+1} d_x,\ M_x = \sum_{k=0}^{\infty} C_{x+k}$
$C_x = v^{x+1} d_x,\ M_x = \sum_{k=0}^{\infty} C_{x-k}$
$C_x = v^{x} d_x,\ M_x = \sum_{k=0}^{\infty} C_{x+k}$
$C_x = v^{x+1} d_{x-1},\ M_x = \sum_{k=0}^{\infty} C_{k-x}$

№157

Agar $(k+1)$-chi sug‘urta yilini $1/m$ uzunlikdagi m ta teng vaqt oraliqlariga ajratsak, u holda ixtiyoriy vaqt oralig‘i uchun olamdan o‘tishlar soni
d_{x+k}/m
d_{x-k}/m
d_x/m
$d_{x+k}/m+k$

№158

Yil davomida bir necha marta to‘lanadigan rentalarning joriy qiymati uchun formulani toping.
joriy qiymati yillik renta kabi belgilanadi, lekin q yuqori indeks bilan yoziladi: $\ddot{a}^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n-1}\sum_{p=0}^{q-1}\frac{D_{x+k+p/q}}{D_x}$
joriy qiymati yillik renta kabi belgilanadi, lekin q pastki indeks bilan yoziladi: $\ddot{a}^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n-1}\sum_{p=0}^{q-1}\frac{D_{x+k+p/q}}{D_x}$
joriy qiymati yillik renta kabi belgilanadi, lekin q yuqori indeks bilan yoziladi: $\ddot{a}^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n+1}\sum_{p=0}^{q+1}\frac{D_{x-k+p/q}}{D_x}$
joriy qiymati yillik renta kabi belgilanadi, lekin q indeks bilan yoziladi: $\ddot{a}^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = \frac{1}{q}\sum_{k=0}^{n-1}\sum_{p=0}^{q-1}\frac{D_{x+k-p/q}}{D_{x+p}}$

№159

q-karrali rentalar uchun oddiy formula qanday ko‘rinishga ega?
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = a_{x:\overline{n}\vert} + \frac{q-1}{2q}\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = a_{x:\overline{n}\vert} + \frac{q-1}{2q}\left(1-\frac{D_{x-n}}{D_x}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\vert} = a_{x:\overline{n}\vert} + \frac{q+1}{2q}\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$

$a^{(q)}_{x:\overline{n}\|} = a_{x:\overline{n}\|} + \frac{q-1}{2q}\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_{x-n}}\right)$

№160

Qaysi formula ixtiyoriy foyiz stavkasi uchun formula bo‘lib hisoblanadi?
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\|} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n}\|} - \left(\beta+\frac{1}{q}\right)\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\|} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n}\|} - \left(\beta+\frac{1}{q}\right)\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_{x-n}}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\|} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n}\|} - \left(\beta-\frac{1}{q}\right)\left(1-\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$
$a^{(q)}_{x:\overline{n}\|} = \alpha(q)\ddot{a}_{x:\overline{n}\|} - \left(\beta+\frac{1}{q}\right)\left(1+\frac{D_{x+n}}{D_x}\right)$

№161

Qanday rentalar uzluksiz rentalar deb ataladi?
Agar renta to‘lovi yetarlicha tez ro‘y bersa, u holda rentalar to‘lash jarayoni uzluksiz(ayniqsa haftalik to‘lovlar uchun) uzluksiz deb hisoblash mumkin
Agar renta to‘lovi tez ro‘y bersa, u holda rentalar to‘lash jarayoni uzluksiz deb hisoblash mumkin
Agar renta to‘lovi yetarlicha tez ro‘y bersa, u holda rentalarni uzluksiz deb hisoblash mumkin
Agar to‘lov etarlicha tez ro‘y bersa, u holda to‘lash jarayoni uzluksiz deb hisoblash mumkin

№162

Qanday sug‘urta tayinlangan badalli jamg‘arma sug‘urtasi (postnumerando) deb ataladi?

$\ddot{s}_{x:\overline{n}\rvert} = \dfrac{N_x - N_{x+n}}{D_{x+n}}$
$\ddot{s}_{x:\overline{n}\rvert} = \dfrac{N_{x\ -n} - N_{x+n}}{D_{x+n}}$
$\ddot{s}_{x:\overline{n}\rvert} = \dfrac{N_{x-n} - N_x}{D_{x+n}}$
$\ddot{s}_{x:\overline{n}\rvert} = \dfrac{N_x - N_{x-n}}{D_{x+n}}$

№163

Sug‘urta mukofoti uchun yillik badal miqdori qanday aniqlanadi?
$P = \dfrac{A}{\ddot{a}_{x:\overline{m}\rvert}}$
$P = \dfrac{A-1}{\ddot{a}_{x:\overline{m}\rvert}}$
$P = \dfrac{1-A}{\ddot{a}_{x:\overline{m}\rvert}}$
$P = \dfrac{A}{\ddot{a}_{m:\overline{x}\rvert}}$

№164

Yigirma yoshli erkakning ellik yoshga yetmasdan olamdan o‘tish ehtimolini toping.
0,052029
0,051029
0,054029
0,050029

№165

1000 ta yigirma yoshli odamlar orasidan o‘rtacha nechtasi 50 yoshgagacha yashaydi?
948
947
945

950

№166

P.2 jadvaldan foydalanib chaqaloqning 5 yoshgacha yashash ehtimolini toping.
0,97175
0,95175
0,96175
0,94175

№167

P.2 jadvaldan foydalanib: chaqaloqning 1 va 3 yoshlar orasida olamdan o‘tish ehtimolini toping.
0,000249
0,000248
0,000247
0,000246

№168

l_x funksiya orqali 18 yoshli kishining 65 yoshgacha yashash ehtimolini ifodalang
$\frac{l_{65}}{l_{18}}$
$\frac{l_{18}}{l_{65}}$
$\frac{l_{47}}{l_{18}}$
$\frac{l_{65}-l_{18}}{l_{18}}$

№169

l_x funksiya orqali 30 yoshli odamning 40 va 45 yoshlar orasida vafot etish ehtimolin ifodalang.

$\frac{l_{40}-l_{45}}{l_{30}}$
$\frac{l_{40}}{l_{30}}$
$\frac{l_{45}-l_{40}}{l_{30}}$
$\frac{l_{45}}{l_{30}}$

№170

l_x funksiya orqali 30 yoshli kishining 40 va 45 yoshlar orasida vafot etmaslik ehtimolini ifodalang.
$\frac{l_{45}}{l_{30}}$
$\frac{l_{40}}{l_{30}}$
$\frac{l_{45}}{l_{40}}$
$\frac{l_{30}}{l_{45}}$

№171

l_x funksiya orqali 40 yoshli odamning 60 yoshga yetmasda vafot etish ehtimolini ifodalang.
$\frac{l_{40}-l_{60}}{l_{40}}$
$\frac{l_{60}-l_{40}}{l_{40}}$
$\frac{l_{40}-l_{60}}{l_{60}}$
$\frac{l_{60}-l_{40}}{l_{60}}$

№172

Ikki kishining biri 40 yoshda, ikkinchisi 50 yoshda. Ikkalasi ham 10

yildan kam yashamaslik ehtimolini toping.
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \frac{l_{60}}{l_{50}}$
$\frac{l_{40}}{l_{50}} \cdot \frac{l_{60}}{l_{50}}$
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \frac{l_{30}}{l_{50}}$
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \frac{l_{60}}{l_{30}}$

№173

Ikki kishining biri 40 yoshda, ikkinchisi 50 yoshda. Birinchi shaxs 50 yoshga yetishi, ikkinchisi 55 yoshgacha vafot etish ehtimolini toping
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \left(1 - \frac{l_{55}}{l_{50}}\right)$
$\frac{l_{40}}{l_{50}} \cdot \left(1 - \frac{l_{55}}{l_{50}}\right)$
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \left(1 - \frac{l_{50}}{l_{55}}\right)$
$\frac{l_{50}}{l_{40}} \cdot \left(\frac{l_{55}}{l_{50}} - 1\right)$

№174

500 kishidan iborat guruh qaraladi, ulardan 200 tasi 20 yoshda, qolgan 300 tasi 40 yoshda. 5 yildan so‘ng guruhning kutilayotgan soni qanday bo‘ladi?
≈ 495
≈491
≈493
≈492

№175

Katta kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Har yili kompaniya ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini

ishga qabul qiladi. Nafaqa yoshini 60 yoshga teng deb olib: kompaniya shtatlar sonini toping.
19115
19015
19110
19005

№176

Katta kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Har yili kompaniya ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Nafaqa yoshini 60 yoshga teng deb olib: yiliga nafaqaga chiquvchilar sonini toping.
410
409
405
404

№177

Katta kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Har yili kompaniya ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Nafaqa yoshini 60 yoshga teng deb olib: Nafaqaxo‘rlar sonini toping.
≈6172
≈6171
≈6170
≈6169

№178

Kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Yiliga ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Ulardan 20 protsenti kompaniyani 10 yildan so‘ng, 10 protsenti 20 yildan so‘ng

ishdan ketadi va nihoyat barcha qolganlari nafaqaga 65 yoshida chiqadi. l_x funksiya orqali kompaniyadan har yili 40 yoshida ketadigan xodimlar sonini ifodalang.
$40\cdot\frac{l_{40}}{l_{20}}$
$30\cdot\frac{l_{40}}{l_{20}}$
$40\cdot\frac{l_{20}}{l_{40}}$
$30\cdot\frac{l_{20}}{l_{40}}$

№179

Kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Yiliga ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Ulardan 20 protsenti kompaniyani 10 yildan so‘ng, 10 protsenti 20 yildan so‘ng ishdan ketadi va nihoyat barcha qolganlari nafaqaga 65 yoshida chiqadi. l_x funksiya orqali kompaniya shtatlar sonini ifodalang.
$T_{20}-0{,}2\cdot T_{30}-0{,}08\cdot T_{40}-0{,}72\cdot T_{65}$
$T_{50}-0{,}2\cdot T_{30}-0{,}08\cdot T_{40}-0{,}72\cdot T_{65}$
$T_{20}-0{,}2\cdot T_{30}-0{,}08\cdot T_{40}-0{,}72\cdot T_{60}$
$T_{20}-0{,}2\cdot T_{35}-0{,}08\cdot T_{40}-0{,}72\cdot T_{65}$

№180

Kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Yiliga ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Ulardan 20 protsenti kompaniyani 10 yildan so‘ng, 10 protsenti 20 yildan so‘ng ishdan ketadi va nihoyat barcha qolganlari nafaqaga 65 yoshida chiqadi. l_x funksiya orqali nafaqaxo‘rlar sonini ifodalang.
$360\cdot\frac{T_{65}}{l_{20}}$

$360 \cdot \frac{T_{65}}{l_{40}}$
$360 \cdot \frac{T_{55}}{l_{20}}$
$360 \cdot \frac{T_{65}}{l_{30}}$

№181

Kompaniyaning shtatlari statsionar jamlanmani tashkil etadi. Yiliga ishga aniq 20 yoshdagi 500 kishini ishga qabul qiladi. Ulardan 20 protsenti kompaniyani 10 yildan so‘ng, 10 protsenti 20 yildan so‘ng ishdan ketadi va nihoyat barcha qolganlari nafaqaga 65 yoshida chiqadi. l_x funksiya orqali har yili olamdan o‘tadigan kompaniya xodimlari sonini ifodalang.
$\frac{500}{l_{20}} \cdot \left(l_{20} - 0,2 \cdot l_{30} - 0,08 \cdot l_{40} - 0,72 \cdot l_{65}\right)$
$\frac{500}{l_{30}} \cdot \left(l_{20} - 0,2 \cdot l_{30} - 0,08 \cdot l_{40} - 0,72 \cdot l_{65}\right)$
$\frac{500}{l_{40}} \cdot \left(l_{20} - 0,2 \cdot l_{30} - 0,08 \cdot l_{40} - 0,72 \cdot l_{65}\right)$
$\frac{500}{l_{50}} \cdot \left(l_{20} - 0,2 \cdot l_{30} - 0,08 \cdot l_{40} - 0,72 \cdot l_{65}\right)$

№182

100 chegara yosh uchun De Muavr qonuniga asoslanib ${}_5q_{30}$ ehtimolni toping.
0,07143
0,07142
0,07141
0,07140

№183

N ta 30 yoshli shaxsdan har biri o‘z hayotini 5 yilga \$1000

miqdorida sug‘urta qilgan bo‘lsin. Bu mablag’ 35 yoshgacha olamdan o’tgan shaxs merosxurlariga to’lanadi. Yashaganlarga hech narsa to’lanmaydi va mukofat qaytarilmaydi. Bu shartnomalarning har biri bo’yicha nazariy (sof) bir vaqtda to’lanadigan mukofot qancha?
4,77
4,76
4,75
4,74

№184

N ta 30 yoshli shaxslardan iborat guruh yashab qolishga 5 yil muddatga shartnomalar tuzdilar. Shartnoma shartiga ko‘ra 35 yoshgacha yetganlarning har biri $1000 miqdorida mablag‘ oladi. 35 yoshga yetmasdan vafot etganda hech narsa to‘lanmaydi va mukofot qaytarilmaydi. Bu shartnoma turi bo‘yicha bir vaqtning o‘zidagi sof mukofot qanchaga teng bo‘ladi?
995,23
995,20
995,13
994,23

№185

N ta 30 yoshli shaxslardan iborat guruh yashab qolishga 5 yil muddatga shartnomalar tuzdilar. Shartnoma shartiga ko‘ra 35 yoshgacha yetganlarning har biri $1000 miqdorida mablag‘ oladi. 35 yoshga yetmasdan vafot etganda hech narsa to‘lanmaydi va mukofot qaytarilmaydi. Lekin mukofot shartnoma muddatining har yili boshida to‘lanadi. Yillik mukofot o‘zgarmas bo‘lgan shartda uning miqdori qanday bo‘ladi?
199,41

199,40
199,39
199,35

№186

18 yoshli erkak uchun 20 yil muddatga \$10000 mablag‘ga yashab qolish shartnomasining bir vaqtdagi sof mukofotini toping.
3993,1
3992,1
3991,1
3990,1

№187

18 yoshli ayol uchun 20 yil muddatga va \$10000 mablag‘ga yashab qolish shartnomasining bir vaqtdagi sof mukofotini toping.
4039,36
4039,35
4039,33
4039,32

№188

18 yoshli erkak uchun 60 yoshgacha va \$10000 mablag‘ga yashab qolish shartnomasining bir vaqtdagi sug‘urta mukofotini toping.
1300,13
1300,23
1300,03

1300,43

№189

50 yoshli kishi uchun $10000 miqdordagi yillik to‘lovlarga ega umrbod renta qiymatini toping.
138959,33
138959,43
138959,53
138959,23

№190

$200000 ga o‘z hayotini sug‘urta qilgan shaxs olamdan o‘tyapti. Uning 60 yoshli bevasi sug‘urtadan olingan mablag‘larni o‘zini keltirilgan rentasini ta’minlashga sarflamoqchi. Bu renta bo‘yicha yillik to‘lovlar miqdori qancha bo‘ladi?
14757
14758
14755
14759

№191

Baxtsiz hodislardan sug‘urta qilishda undan talafot ko‘rganlar urnini to‘ldirish sifatida sug‘urta miqdorini oladilar. Xohishiga ko‘ra uning bir qismi va butunlay rentaga aylantirilishi mukin. Agar u 28 yoshli quruvchi uchun baxtsiz hodisadan $696000 miqdorida sug‘urtaning ⅔ qismini tashkil etsa, umrbod keltirilgan rentadagi yillik daromadi qanchani tashkil etadi?
23916,94
23916,95
23916,96
23916,93

№192

40 yoshli erkak 65 yoshdan boshlanadigan umrbod rentani sotib olgan bo‘lsin. Agar uning nafaqasi yiliga $15000 ni tashkil etsa,

u holda uning R qiymati nimagan teng?
40064,63
40062,61
40064,60
40064,65

№193

O‘n besh yoshli qiz $30000 lik merosga ega bo‘ldi. U yigirma bir yoshida universitetga kirmoqchi va shu yoshdan boshlab o‘qishini va ishga joylashini ta’minlash uchun to‘lovli rentani sotib oladi. Yillik to‘lovlar miqdori R nimaga teng?
1895,49
1895,50
1895,48
1895,45

№194

O‘n sakkiz yoshli shaxs uchun $10000 lik yillik to‘lovlarga ega.5 yillik sug‘urta rentasining qiymati qanchaga teng?
43663,86
33663,85
41663,80
40663,82

№195

O‘n sakiz yoshli shaxs uchun $10000 lik yillik to‘lovlarga ega 5 yillik keltrilgan sug‘urta rentaning qiymati qanchaga teng?
45714,04($)
15714,07($)
25714,04($)
35714,05($)

№196

O‘n sakkiz yoshli shaxs $10000 lik yillik to‘lovlarga ega. 5 yillik sug‘urta rentasining qiymati qanchaga teng, agar u birinchi

to‘lovni 28 yoshga yetganda olishni xohlasa?
28911,09
18911,59
38911,89
28912,59

№197

Ellik yoshli shaxs uchun $20000 lik 10 yillik sug‘urta rentasining qiymati qanchaga teng, agar unga birinchi to‘lov 50 yoshga yetganda to‘lansa?
161332,07
261332,12
171332,17
131332,13

№198

Ellik yoshli shaxs uchun $20000 lik 10 yillik sug‘urta rentasining qiymati qanchaga teng, agar unga birinchi to‘lov 51 yoshga yetganda to‘lansa?
153350,78
163350,77
143350,68
183350,58

№199

Ellik yoshli shaxs uchun $20000 lik 10 yillik sug‘urta rentasining qiymati qanchaga teng, agar unga birinchi to‘lov 62 yoshga yetganda to‘lansa?
84205,29
81205,20
85205,26
80205,12

№200

30 yoshli sug‘uratalanuvchi tezkor umrbod renta polisining qiymatining qaysi qismini to‘lashi lozim, agar u to‘lovlarini 50

yoshgacha qoldirishni xohlasa?
≈*0,4*
≈0,5
≈0,41
≈0,2

2-ILOVA

JADVALLAR:Olamdan o'tishning ingliz jadvali №14 1980-82

(English Life Tables №14) П.1-jadval

Yosh	Ayollar			Erkaklar		
x	l_x	q_x	$\overset{\circ}{e}_x$	l_x	q_x	$\overset{\circ}{e}_x$
0	100000	.01271	71.043	100000	.00984	77.002
1	98729	.00085	70.956	99016	.00072	76.766
2	98645	.00051	70.016	98945	.00045	75.820
3	98594	.00038	69.051	98900	.00031	74.855
4	98557	.00035	68.077	98869	.00025	73.878
5	98522	.00032	67.101	98844	.00022	72.896
6	98490	.00030	66.123	98822	.00020	71.913
7	98461	.00027	65.142	98802	.00019	70.927
8	98434	.00025	64.160	98783	.00019	69.941
9	98409	.00024	63.176	98764	.00018	68.954
10	98385	.00024	62.191	98746	.00018	67.966
11	98362	.00024	61.206	98728	.00018	66.979
12	98338	.00026	60.221	98710	.00018	65.991
13	98312	.00029	59.237	98693	.00019	65.002
14	98283	.00034	58.254	98675	.00022	64.014
15	98250	.00041	57.274	98653	.00026	63.028
16	98210	.00053	56.297	98628	.00030	62.044
17	98158	.00102	55.326	98598	.00033	61.062
18	98057	.00111	54.382	98566	.00035	60.082
19	97948	.00102	53.442	98531	.00035	59.103
20	97849	.00093	52.496	98497	.00035	58.124
21	97757	.00087	51.545	98462	.00036	57.144
22	97672	.00083	50.589	98427	.00036	56.164
23	97591	.00081	49.631	98392	.00037	55.184
24	97511	.00081	48.671	98356	.00038	54.204
25	97432	.00081	47.710	98318	.00039	53.225
26	97353	.00082	46.749	98280	.00041	52.245
27	97273	.00083	45.787	98239	.00043	51.267
28	97192	.00084	44.824	98197	.00045	50.288
29	97110	.00086	43.862	98153	.00048	49.311
30	97027	.00088	42.899	98105	.00052	48.335
31	96941	.00091	41.936	98054	.00056	47.359

П.1-jadvalning davomi

Yosh	Ayollar			Erkaklar		
x	l_x	q_x	$\overset{\circ}{e}_x$	l_x	q_x	$\overset{\circ}{e}_x$
32	96853	.00094	40.974	98000	.00060	46.385
33	96762	.00099	40.012	97941	.00065	45.413
34	96666	.00105	39.051	97877	.00071	44.442
35	96564	.00113	38.092	97807	.00078	43.474
36	96455	.00123	37.134	97732	.00085	42.507
37	96337	.00134	36.179	97649	.00093	41.543
38	96208	.00148	35.227	97557	.00103	40.581
39	96065	.00165	34.279	97457	.00114	39.622
40	95907	.00184	33.335	97346	.00127	38.667
41	95731	.00206	32.395	97223	.00141	37.715
42	95534	.00231	31.461	97086	.00157	36.768
43	95313	.00260	30.532	96933	.00176	35.825
44	95066	.00293	29.611	96763	.00196	34.887
45	94787	.00332	28.696	96573	.00219	33.955
46	94472	.00376	27.790	96361	.00245	33.028
47	94117	.00425	26.893	96125	.00274	32.108
48	93717	.00481	26.006	95862	.00305	31.195
49	93266	.00545	25.129	95569	.00340	30.289
50	92758	.00615	24.264	95244	.00378	29.390
51	92187	.00694	23.411	94884	.00419	28.500
52	91548	.00781	22.571	94486	.00465	27.618
53	90833	.00877	21.744	94047	.00514	26.744
54	90037	.00982	20.932	93564	.00567	25.580
55	89152	.01098	20.135	93034	.00624	25.025
56	88173	.01224	19.353	92453	.00686	24.178
57	87094	.01361	18.586	91819	.00752	23.342
58	85909	.01509	17.836	91129	.00824	22.515
59	84612	.01670	17.101	90379	.00901	21.698
60	83199	.01843	16.383	89564	.00986	20.890
61	81666	.02028	15.681	88681	.01077	20.093
62	80010	.02229	14.995	87726	.01176	19.307
63	78226	.02448	14.326	86695	.01284	18.530
64	76312	.02687	13.672	85582	.01400	17.765
65	74261	.02949	13.036	84384	0.1528	17.010
66	72071	.03238	12.417	83095	.01669	16.266

П.1-jadvalning davomi

Yosh	Ayollar			Erkaklar		
x	l_x	q_x	$\mathring{e}_x$	l_x	q_x	$\mathring{e}_x$
67	69738	.03555	11.815	81708	.01828	15.533
68	67259	.03903	11.232	80214	.02008	14.813
69	64634	.04285	10.668	78603	.02212	14.106
70	61864	.04703	10.123	76864	.02443	13.414
71	58955	.05160	9.597	74987	.02704	12.737
72	55913	.05658	9.092	72959	.02998	12.077
73	52749	.06198	8.607	70772	.03329	11.435
74	49480	.06783	8.143	68416	.03698	10.811
75	46123	.07416	7.699	65886	.04110	10.207
76	42703	.08096	7.275	63178	.04566	9.622
77	39246	.08827	6.872	60294	.05072	9.059
78	35781	.09610	6.489	57236	.05637	8.516
79	32343	.10445	6.126	54010	.06271	7.994
80	28965	.11334	5.782	50623	.06982	7.495
81	25682	.12278	5.458	47089	.07779	7.020
82	22528	.13278	5.152	43426	.08669	6.570
83	19537	.14333	4.865	39661	.09661	6.146
84	16737	.15440	4.596	35829	.10750	5.749
85	14153	.16591	4.345	31978	.11922	5.381
86	11805	.17776	4.112	28165	.13160	5.042
87	9706	.18986	3.895	24459	.14448	4.731
88	7863	.20215	3.693	20925	.15772	4.446
89	6274	.21453	3.506	17625	.17116	4.186
90	4928	.22693	3.331	14608	.18468	3.949
91	3810	.23929	3.167	11910	.19814	3.733
92	2898	.25153	3.012	9550	.21143	3.534
93	2169	.26374	2.863	7531	.22442	3.352
94	1597	.27632	2.718	5841	.23703	3.182
95	1156	.28971	2.574	4457	.24914	3.020
96	821	.30430	2.431	3346	.26096	2.864
97	571	.32044	2.288	2473	.27331	2.706
98	388	.33844	2.145	1797	.28715	2.545
99	257	.35853	2.004	1281	.30330	2.380
100	165	.38087	1.865	893	.32252	2.210
101	102	.40551	1.729	605	.34538	2.038

П.1-jadvalning davomi

Yosh	Ayollar			Erkaklar		
x	l_x	q_x	$\overset{\circ}{e}_x$	l_x	q_x	$\overset{\circ}{e}_x$
102	61	.43241	1.597	396	.37231	1.866
103	34	.46140	1.471	248	.40349	1.698
104	19	.49214	1.350	148	.43881	1.535
105	9	.52414	1.236	83	.47780	1.380
106	4	.55667	1.129	43	.51960	1.234
107	2	.58874	1.029	21	.56277	1.100
108	1	.61896	.935	9	.60521	.976
109				4	.64382	.862
110				1	.67391	.755

№12-raqamli olamdan o'tish ingliz jadvali. Erkaklar.
(Population Life Table №12) П.2-jadval

x	l_x	d_x	p_x	q_x	μ_x	$\overset{\circ}{e}_x$
0	100000	2449	.97551	.02449		68.09
1	97551	153	.99843	.00157	.00210	68.80
2	97398	96	.99901	.00099	.00134	67.90
3	97302	67	.99931	.00069	.00079	66.97
4	97235	60	.99938	.00062	.00063	66.02
5	97175	55	.99943	.00057	.00059	65.06
6	97120	51	.99948	.00052	.00054	64.09
7	97069	47	.99952	.00048	.00050	63.13
8	97022	43	.99956	.00044	.00046	62.16
9	96979	40	.99959	.00041	.00043	61.18
10	96939	38	.99961	.00039	.00040	60.21
11	96901	37	.99962	.00038	.00039	59.23
12	96864	37	.99962	.00038	.00038	58.25
13	96827	40	.99959	.00041	.00039	57.28
14	96787	45	.99953	.00047	.00043	56.30
15	96742	57	.99941	.00059	.00052	55.33
16	96685	75	.99922	.00078	.00067	54.36
17	96610	96	.99901	.00099	.00089	53.40
18	96514	108	.99888	.00112	.00107	52.45
19	96406	113	.99883	.00117	.00115	51.51
20	96293	115	.99881	.00119	.00119	50.57
21	96178	113	.99882	.00118	.00119	49.63
22	96065	110	.99886	.00114	.00116	48.69
23	95955	104	.99892	.00108	.00112	47.74

24	95851	98	.99898	.00102	.00105	46.80
25	95753	95	.99901	.00099	.00100	45.84
26	95658	94	.99902	.00098	.00098	44.89
27	95564	96	.99900	.00100	.00099	43.93
28	95468	99	.99896	.00104	.00102	42.98
29	95369	104	.99891	.00109	.00106	42.02
30	95265	110	.99885	.00115	.00112	41.06
31	95155	115	.99879	.00121	.00118	40.11
32	95040	122	.99872	.00128	.00125	39.16
33	94918	129	.99864	.00136	.00132	38.21

П.2-jadvalning davomi

x	l_x	d_x	p_x	q_x	μ_x	$\overset{\circ}{e}_x$
34	94789	137	.99855	.00145	.00140	37.26
35	94652	147	.99845	.00155	.00150	36.31
36	94505	158	.99833	.00167	.00161	35.37
37	94347	171	.99819	.00181	.00174	34.43
38	94176	185	.99804	.00196	.00189	33.49
39	93991	201	.99786	.00214	.00205	32.55
40	93790	220	.99765	.00235	.00224	31.62
41	93570	242	.99741	.00259	.00246	30.70
42	93328	268	.99713	.00287	.00273	29.77
43	93060	297	.99681	.00319	.00303	28.86
44	92763	330	.99644	.00356	.00337	27.95
45	92433	369	.99601	.00399	.00377	27.05
46	92064	412	.99552	.00448	.00423	26.15
47	91652	463	.99495	.00505	.00476	25.27
48	91189	520	.99430	.00570	.00538	24.40
49	90669	584	.99356	.00644	.00607	23.53
50	90085	656	.99272	.00728	.00687	22.68
51	89429	736	.99177	.00823	.00777	21.84
52	88693	825	.99070	.00930	.00878	21.02
53	87868	923	.98949	.01051	.00993	20.21
54	86945	1029	.98816	.01184	.01121	19.42
55	85916	1144	.98669	.01331	.01263	18.65
56	84772	1265	.98508	.01492	.01420	17.89
57	83507	1393	.98332	.01668	.01590	17.16
58	82114	1526	.98141	.01859	.01776	16.44
59	80588	1664	.97935	.0265	.01978	15.74
60	78924	1805	.97713	.02287	.02197	15.06

61	77119	1947	.97475	.02525	.02433	14.40
62	75172	2088	.97222	.02778	.02684	13.76
63	73084	2228	.96951	.03049	.02953	13.14
64	70856	2366	.96661	.03339	.03243	12.54
65	68490	2499	.96352	.03648	.03553	11.95
66	65991	2625	.96022	.03978	.03884	11.39
67	63366	2745	.95668	.04332	.04239	10.84
68	60621	2856	.95288	.04712	.04622	10.31

П.2-jadvalning davomi

x	l_x	d_x	p_x	q_x	μ_x	$\overset{\circ}{e}_x$
69	57765	2959	.94878	.05122	.05036	9.79
70	54806	3051	.94434	.05566	.05487	9.29
71	51755	3130	.93953	.06047	.05976	8.81
72	48625	3195	.93430	.06570	.06509	8.35
73	45430	3243	.92861	.07139	.07092	7.90
74	42187	3273	.92241	.07759	.07730	7.47
75	38914	3282	.91566	.08434	.08432	7.05
76	35632	3266	.90833	.09167	.09200	6.66
77	32366	3225	.90037	.09963	.10042	6.28
78	29141	3154	.89176	.10824	.10962	5.92
79	25987	3054	.88248	.11752	.11964	5.57
80	22933	2923	.87253	.12747	.13053	5.25
81	20010	2763	.86192	.13808	.14231	4.94
82	17247	2576	.85066	.14934	.15503	4.66
83	14671	2365	.83878	.16122	.16863	4.39
84	12306	2137	.82634	.17366	.18311	4.14
85	10169	1897.4	.81341	.18659	.19849	3.90
86	8271.6	1654.1	.80003	.19997	.21468	3.68
87	6617.5	1414.1	.78631	.21369	.23165	3.48
88	5203.4	1184.6	.77235	.22765	.24928	3.30
89	4018.8	971.6	.75823	.24177	.26748	3.13
90	3047.2	779.9	.74407	.25593	.28616	2.97
91	2267.3	612.2	.72997	.27003	.30518	2.83
92	1655.1	470.0	.71604	.28396	.32429	2.70
93	1185.1	352.73	.70236	.29764	.34372	2.58
94	832.37	258.83	.68904	.31096	.36294	2.47
95	573.54	185.74	.67615	.32385	.38197	2.38
96	387.80	130.39	.66377	.33623	.40066	2.29

97	257.41	89.59	.65194	.34806	.41886	2.21
98	167.82	60.30	.64071	.35929	.43651	2.14
99	107.52	39.771	.63011	.36989	.45354	2.07
100	67.749	25.733	.62017	.37983	.46972	2.00
101	42.016	16.349	.61088	.38912	.48512	

x	l_x	d_x	p_x	q_x	μ_x	$\mathring{e}_x$
102	25.667	10.209	.60224	.39776	.49967	
103	15.458	6.2721	.59425	.40575	.51335	
104	9.1859	3.7949	.58688	.41312		
105	5.3910					

Olamdan o'tish standart jadvali**. 1980.**

(1980 Commissioners Standard Ordinary (CSO)) П.3-jadval

Yosh	Ayollar			Erkaklar		
x	l_x	d_x	$1000 \cdot q_x$	l_x	d_x	$1000 \cdot q_x$
0	185890	777	4.18	65135	188	2.89
1	185113	200	1.08	64947	57	0.88
2	184913	181	0.98	64890	53	0.82
3	184732	181	0.98	64837	51	0.79
4	184551	175	0.95	64786	50	0.77
5	184376	166	0.90	64736	49	0.76
6	184210	158	0.86	64687	47	0.73
7	184052	147	0.80	64640	47	0.73
8	183905	140	0.76	64593	45	0.70
9	183765	136	0.74	64548	45	0.70
10	183629	134	0.73	64503	44	0.68
11	183495	141	0.77	64459	44	0.68
12	183354	156	0.85	64415	46	0.71
13	183198	181	0.99	64369	48	0.75
14	183017	210	1.15	64321	51	0.79
15	182807	243	1.33	64270	55	0.86
16	182564	276	1.51	64215	58	0.90
17	182288	304	1.67	64157	61	0.95
18	181984	324	1.78	64096	63	0.98
19	181660	338	1.86	64033	65	1.02
20	181322	345	1.90	63968	67	1.05
21	180977	346	1.91	63901	68	1.06
22	180631	341	1.89	63833	70	1.10
23	180290	335	1.86	63763	71	1.11
24	179955	328	1.82	63692	73	1.15
25	179627	318	1.77	63619	74	1.16
26	179309	310	1.73	63545	76	1.20
27	178999	306	1.71	63469	77	1.21
28	178693	304	1.70	63392	80	1.26
29	178389	305	1.71	63312	82	1.30
30	178084	308	1.73	63230	85	1.34
31	177776	316	1.78	63145	88	1.39

П.3-jadval

Yosh	Ayollar			Erkaklar		
x	l_x	d_x	$1000 \cdot q_x$	l_x	d_x	$1000 \cdot q_x$
32	177460	325	1.83	63057	91	1.44
33	177135	338	1.91	62966	94	1.49
34	176797	354	2.00	62872	99	1.57
35	176443	372	2.11	62773	104	1.66
36	176071	394	2.24	62669	110	1.76
37	175677	422	2.40	62559	118	1.89
38	175255	452	2.58	62441	127	2.03
39	174803	488	2.79	62314	138	2.21
40	174315	526	3.02	62176	150	2.41
41	173789	572	3.29	62026	164	2.64
42	173217	617	3.56	61862	178	2.88
43	172600	668	3.87	61684	191	3.10
44	171932	720	4.19	61493	204	3.32
45	171212	779	4.55	61289	218	3.56
46	170433	839	4.92	61071	232	3.80
47	169594	902	5.32	60839	246	4.04
48	168692	968	5.74	60593	262	4.32
49	167724	1042	6.21	60331	279	4.62
50	166682	1118	6.71	60052	298	4.96
51	165564	1209	7.30	59754	317	5.31
52	164355	1308	7.96	59437	339	5.70
53	163047	1420	8.71	59098	363	6.14
54	161627	1545	9.56	58735	388	6.61
55	160082	1676	10.47	58347	414	7.10
56	158406	1815	11.46	57933	439	7.58
57	156591	1956	12.49	57494	462	8.04
58	154635	2101	13.59	57032	483	8.47
59	152534	2253	14.77	56549	506	8.95
60	150281	2417	16.08	56043	531	9.47
61	147864	2594	17.54	55512	562	10.12
62	145270	2788	19.19	54950	602	10.96
63	142482	3001	21.06	54348	653	12.02
64	139481	3228	23.14	53695	711	13.24
65	136253	3464	25.42	52984	773	14.59

Π.3-jadval davomi

Yosh	Ayollar			Erkaklar		
x	l_x	d_x	$1000 \cdot q_x$	l_x	d_x	$1000 \cdot q_x$
66	132789	3698	27.85	52211	835	15.99
67	129091	3930	30.44	51376	895	17.42
68	125161	4154	33.19	50481	951	18.84
69	121007	4377	36.17	49530	1008	20.35
70	116630	4608	39.51	48522	1073	22.11
71	112022	4851	43.30	47449	1150	24.24
72	107171	5107	47.65	46299	1244	26.87
73	102064	5373	52.64	45055	1357	30.12
74	96691	5626	58.19	43698	1483	33.94
75	91065	5845	64.18	42215	1614	38.23
76	85220	6011	70.54	40601	1745	42.98
77	79209	6109	77.13	38856	1867	48.05
78	73100	6133	83.90	36989	1977	53.45
79	66967	6097	91.04	35012	2078	59.35
80	60870	6016	98.83	32934	2173	65.98
81	54854	5896	107.49	30761	2264	73.60
82	48958	5740	117.24	28497	2348	82.39
83	43218	5543	128.26	26149	2420	92.55
84	37675	5284	140.25	23729	2463	103.80
85	32391	4954	152.94	21266	2469	116.10
86	27437	4557	166.09	18797	2430	129.28
87	22880	4108	179.55	16367	2346	143.34
88	18772	3628	193.27	14021	2218	158.19
89	15144	3139	207.28	11803	2053	173.94
90	12005	2662	221.74	9750	1860	190.77
91	9343	2214	236.97	7890	1648	208.87
92	7129	1807	253.47	6242	1428	228.77
93	5322	1448	272.08	4814	1211	251.56
94	3874	1146	295.82	3603	1006	279.21
95	2728	900	329.91	2597	824	317.29
96	1828	703	384.57	1773	666	375.63
97	1125	540	480.00	1107	526	475.16
98	585	385	658.12	581	381	655.77
99	200	200	1000.00	200	200	1000.00

П.3-jadvalga kommutatsion sonlar

Yillk foyiz stavka 4.5%. П.4-jadval

Yosh	Erkaklar					
x	D_x	N_x	C_x	M_x	$\ddot{a}_x$	$1000\cdot A_x$
0	185890.0	4026216.0	743.541	12512.420	21.659132	67.31088
1	177141.6	3840326.0	183.146	11768.878	21.679409	66.43767
2	169330.4	3663184.3	158.610	11585.732	21.633356	68.42087
3	161880.0	3493853.5	151.780	11427.122	21.582978	70.59006
4	154757.3	3331973.8	140.429	11275.342	21.530311	72.85820
5	147952.7	3177216.3	127.471	11134.912	21.474536	75.25993
6	141454.1	3029263.5	116.103	11007.441	21.415170	77.81635
7	135246.7	2887809.3	103.368	10891.339	21.352165	80.52944
8	129319.3	2752562.5	94.207	10787.971	21.285011	83.42121
9	123656.3	2623243.3	87.574	10693.765	21.213986	86.47973
10	118243.8	2499587.0	82.571	10606.190	21.139260	89.69762
11	113069.4	2381343.0	83.143	10523.620	21.060892	93.07219
12	108117.3	2268273.8	88.026	10440.478	20.979757	96.56625
13	103373.5	2160156.0	97.735	10352.451	20.896618	100.14610
14	98824.3	2056782.4	108.511	10254.716	20.812527	103.76720
15	94460.1	1957958.3	120.156	10146.205	20.727876	107.41255
16	90272.3	1863498.0	130.597	10026.049	20.643068	111.06447
17	86254.4	1773225.8	137.651	9895.452	20.558087	114.72401
18	82402.5	1686971.4	140.390	9757.801	20.472342	118.41638
19	78713.6	1604568.9	140.149	9617.411	20.384890	122.18227
20	75183.9	1525855.4	136.892	9477.262	20.294973	126.05440
21	71809.4	1450671.6	131.377	9340.370	20.201685	130.07162
22	68585.8	1378862.1	123.902	9208.994	20.104196	134.26971
23	65508.4	1310276.3	116.481	9085.092	20.001641	138.68583
24	62571.0	1244767.8	109.136	8968.610	19.893679	143.33489
25	59767.4	1182196.8	101.252	8859.475	19.779946	148.23246
26	57092.5	1122429.3	94.454	8758.222	19.659849	153.40417
27	54539.5	1065337.0	89.221	8663.768	19.533315	158.85312
28	52101.7	1010797.3	84.821	8574.547	19.400475	164.57333
29	49773.3	958695.6	81.435	8489.726	19.261262	170.56805
30	47548.5	908922.4	78.695	8408.291	19.115702	176.83621
31	45422.2	861373.9	77.262	8329.596	18.963707	183.38147

П.4-jadval davomi

Yosh	Erkaklar					
x	D_x	N_x	C_x	M_x	$\ddot{a}_x$	$1000 \cdot A_x$
32	43389.0	815951.6	76.041	8252.334	18.805498	190.19418
33	41444.5	772562.7	75.677	8176.293	18.640885	197.28281
34	39584.2	731118.1	75.846	8100.616	18.469969	204.64289
35	37803.7	691534.0	76.271	8024.770	18.292745	212.27455
36	36099.5	653730.2	77.303	7948.500	18.109097	220.18281
37	34467.7	617630.7	79.231	7871.196	17.919103	228.36429
38	32904.2	583163.0	81.209	7791.966	17.723038	236.80741
39	31406.1	550258.8	83.901	7710.757	17.520759	245.51782
40	29969.8	518852.7	86.540	7626.856	17.312527	254.48486
41	28592.7	488882.9	90.056	7540.315	17.098185	263.71491
42	27271.4	460290.2	92.958	7450.260	16.878156	273.18992
43	26004.0	433018.9	96.308	7357.302	16.651984	282.92918
44	24787.9	407014.8	99.334	7260.995	16.419874	292.92449
45	23621.2	382226.9	102.846	7161.660	16.181529	303.18802
46	22501.2	358605.7	105.998	7058.813	15.937210	313.70890
47	21426.2	336104.5	109.050	6952.816	15.686606	324.50049
48	20394.5	314678.3	11.990	6843.767	15.429567	335.56922
49	19404.3	294283.8	115.360	6731.777	15.165925	346.92232
50	18453.3	274879.5	118.444	6616.417	14.895933	358.54874
51	17540.2	256426.2	122.569	6497.974	14.619306	370.46084
52	16662.4	238886.0	126.895	6375.405	14.336866	382.62327
53	15817.9	222223.6	131.828	6248.509	14.048831	395.02667
54	15005.0	206405.7	137.257	6116.681	13.755829	407.64394
55	14221.6	191400.7	142.483	5979.425	13.458490	420.44797
56	13466.7	177179.1	147.655	5836.942	13.156869	433.43640
57	12739.1	163712.5	152.274	5689.287	12851176	446.60023
58	12038.3	150973.4	156.518	5537.013	12.541132	459.95143
59	11363.3	138935.1	160.614	5380.495	12.226603	473.49567
60	10713.4	127571.8	164.886	5219.880	11.907684	487.22915
61	10087.2	116858.4	169.340	5054.995	11584851	501.13100
62	9483.5	106771.2	174.168	4885.654	11.258681	515.17658
63	8900.9	97287.8	179.401	4711.486	10.930092	529.32643
64	8338.2	88386.9	184.661	4532.086	10.600212	543.53187
65	7794.5	80048.6	189.628	4347.424	10.269896	557.75589

П.4-jadval davomi

Yosh	Erkaklar					
x	D_x	N_x	C_x	M_x	$\ddot{a}_x$	$1000\cdot A_x$
66	7269.2	72254.1	193.721	4157.795	9.939741	571.97293
67	6762.5	64984.9	197.009	3964.075	9.609646	586.18763
68	6274.3	58222.5	199.271	3767.067	9.279584	600.40089
69	5804.8	51948.2	200.926	3567.796	8.949182	614.62870
70	5353.9	46143.4	202.421	3366.870	8.618643	628.86235
71	4920.9	40789.5	203.920	3164.448	8.288977	643.05858
72	4505.1	35868.6	205.436	2960.529	7.961756	657.14937
73	4105.7	31363.5	206.829	2755.092	7.639057	671.04542
74	3722.0	27257.8	207.242	2548.263	7.323340	684.64099
75	3354.5	23535.7	206.038	2341.021	7.016127	697.87028
76	3004.0	20181.2	202.765	2134.983	6.718050	710.70628
77	2671.9	17177.2	197.197	1932.218	6.428819	723.16106
78	2359.6	14505.3	189.447	1735.021	6.147220	735.28731
79	2068.6	12145.6	180.224	1545.574	5.871453	747.16248
80	1799.3	10077.0	170.172	1365.349	5.600572	758.82731
81	1551.6	8277.8	159.596	1195.177	5.334860	770.26916
82	1325.2	6726.1	148.683	1035.581	5.075467	781.43923
83	1119.5	5400.9	137.397	886.898	4.824505	792.24638
84	933.9	4281.4	125.337	749.501	4.584615	802.57663
85	768.3	3347.6	112.449	624.164	4.357000	812.37811
86	622.8	2579.2	98.983	511.715	4.141478	821.65896
87	497.0	1956.5	85.388	412.732	3.936687	830.47760
88	390.2	1459.5	72.164	327.343	3.740412	838.92963
89	301.2	1069.3	59.748	255.180	3.549785	847.13838
90	228.5	768.1	48.487	195.431	3.361231	855.25802
91	170.2	539.6	38.590	146.944	3.170520	863.47039
92	124.3	369.4	30.140	108.354	2.972609	871.99295
93	88.8	245.1	23.112	78.214	2.761284	881.09319
94	61.8	156.3	17.504	55.102	2.528488	891.11786
95	41.7	94.5	13.155	37.598	2.268264	902.32348
96	26.7	52.8	9.833	24.443	1.977854	914.82941
97	15.7	26.1	7.228	14.610	1.660404	928.49942
98	7.8	10.4	4.931	7.382	1.327158	942.84966
99	2.6	2.6	2.451	2.451	1.000000	956.93780

П.4-jadval davomi

Yosh	Ayollar					
x	D_x	N_x	C_x	M_x	$\ddot{a}_x$	$1000\cdot A_x$
0	65135.0	1430336.9	179.904	3541.571	21.959574	54.37277
1	62150.2	1365201.9	52.197	3361.666	21.966155	54.08934
2	59421.7	1303051.6	46.444	3309.469	21.928878	55.69461
3	56816.4	1243630.0	42.767	3263.026	21.888555	57.43101
4	54327.0	1186813.4	40.123	3220.259	21.845722	59.27544
5	51947.5	1132486.5	37.627	3180.137	21.800605	61.21831
6	49672.9	1080539.1	34.537	3142.510	21.753100	63.26410
7	47499.3	1030866.4	33.050	3107.973	21.702761	65.43195
8	45420.8	983367.1	30.281	3074.923	21.650128	67.69850
9	43434.6	937946.3	28.977	3044.642	21.594425	70.09709
10	41535.3	894511.6	27.113	3015.666	21.536186	72.60491
11	39719.6	852976.3	25.945	2988.553	21.474962	75.24132
12	37983.2	813256.8	25.957	2962.607	21.410953	77.99782
13	36321.6	775273.5	25.919	2936.651	21.344686	80.85133
14	34731.6	738951.8	26.353	2910.732	21.276060	83.80643
15	33209.6	704220.3	27.196	2884.380	21.205298	86.85370
16	31752.4	671010.6	27.444	2857.184	21.132621	89.98335
17	30357.6	639258.3	27.621	2829.740	21.057609	93.21357
18	29022.7	608900.6	27.298	2802.119	20.980147	96.54919
19	27745.6	579877.9	26.952	2774.821	20.899792	100.00928
20	26523.9	552132.3	26.585	2747.869	20.816416	103.59979
21	25355.1	525608.5	25.820	2721.284	20.729871	107.32678
22	24237.5	500253.3	25.435	2695.464	20.639675	111.21067
23	23168.3	476015.8	24.687	2670.030	20.545990	115.24493
24	22145.9	452847.6	24.289	2645.343	20.448330	119.45045
25	21168.0	430701.6	23.562	2621.054	20.346823	123.82150
26	20232.9	409533.6	23.157	2597.492	20.240975	128.37963
27	19338.5	389300.7	22.451	2574.335	20.130893	133.11991
28	18483.3	369962.2	22.321	2551.885	20.016068	138.06462
29	17665.0	351479.0	21.894	2529.563	19.896898	143.19622
30	16882.4	333813.9	21.718	2507.669	19.772868	148.53729
31	16133.7	316931.5	21.516	2485.952	19.644055	154.08430
32	15417.4	300797.8	21.291	2464.436	19.510225	159.84722
33	14732.2	285380.3	21.046	2443.144	19.371137	165.83653

П.4-jadval davomi

Yosh	Ayollar					
x	D_x	N_x	C_x	M_x	$\ddot{a}_x$	$1000\cdot A_x$
34	14076.8	270648.1	21.211	2422.098	19.226542	172.06319
35	13449.4	256571.4	21.323	2400.887	19.076781	178.51247
36	12848.9	243122.0	21.582	2379.564	18.921586	185.19562
37	12274.0	230273.0	22.155	2357.982	18.760985	192.11135
38	11723.3	217999.0	22.818	2335.872	18.595306	199.24598
39	11195.7	206275.7	23.726	2313.010	18.424565	206.59828
40	10689.9	195080.0	24.679	2289.283	18.249084	214.15486
41	10204.8	184390.1	25.820	2264.605	18.068886	221.91471
42	9739.6	174185.3	26.818	2238.784	17.884275	229.86460
43	9293.4	164445.7	27.537	2211.967	17.694978	238.01592
44	8865.6	155152.4	28.145	2184.430	17.500444	246.39320
45	8455.7	146286.7	28.781	2156.285	17.300353	255.00940
46	8062.8	137831.0	29.310	2127.504	17.094669	263.86645
47	7686.3	129768.1	29.741	2098.193	16.883058	272.97855
48	7325.6	122081.8	30.311	2068.453	16.665182	282.36091
49	6979.8	114756.3	30.888	2038.141	16.441206	292.00583
50	6648.3	107776.5	31.571	2007.253	16.211028	301.91779
51	6330.5	101128.1	32.138	1975.683	15.974796	312.09045
52	6025.7	94797.7	32.888	1943.545	15.732121	322.54053
53	5733.4	88771.9	33.700	1910.657	15.483375	333.25201
54	5452.8	83038.6	34.470	1876.957	15.228667	344.22032
55	5183.5	77585.8	35.196	1842.488	14.967832	355.45233
56	4925.1	72420.3	35.714	1807.292	14.700695	366.95597
57	4677.3	67477.2	35.966	1771.578	14.426547	378.76141
58	4439.9	62799.9	35.982	1735.612	14.144403	390.91131
59	4212.7	58360.0	36.072	1699.630	13.853223	403.45013
60	3995.3	54147.3	36.224	1663.557	13.552888	416.38319
61	3787.0	50152.0	36.688	1627.333	13.243246	429.71707
62	3587.2	46365.0	37.607	1590.645	12.925044	443.41948
63	3395.1	42777.8	39.037	1553.037	12.599705	457.42931
64	3209.9	39382.6	40.673	1514.001	12.269107	471.66564
65	3031.0	36172.7	42.316	1473.327	11.934243	486.08553
66	2858.2	33141.7	43.742	1431.011	11.595454	500.67456
67	2691.3	30283.6	44.866	1387.270	11.252202	515.45566

П.4-jadval davomi

Yosh	Ayollar					
x	D_x	N_x	C_x	M_x	$\ddot{a}_x$	$1000 \cdot A_x$
68	2530.6	27592.2	45.620	1342.404	10.903498	530.47177
69	2376.0	25061.6	46.272	1296.784	10.547861	545.78609
70	2227.4	22685.6	47.135	1250.511	10.184790	561.42086
71	2084.4	20458.2	48.342	1203.376	9.815154	577.33822
72	1946.3	18373.9	50.042	1155.034	9.440645	593.46532
73	1812.4	16427.6	52.237	1104.993	9.064013	609.68388
74	1682.1	14615.2	54.629	1052.756	8.688582	625.85075
75	1555.1	12933.1	56.894	998.127	8.316820	641.85961
76	1431.2	11378.1	58.863	941.233	7.950028	657.65445
77	1310.7	9946.9	60.266	882.370	7.588946	673.20353
78	1194.0	8636.2	61.069	822.104	7.232987	688.53183
79	1081.5	7442.2	61.425	761.035	6.881263	703.67782
80	973.5	6360.6	61.467	699.610	6.533703	718.64470
81	870.1	5387.1	61.283	638.144	6.191218	733.39272
82	771.4	4517.0	60.820	576.860	5.855809	747.83619
83	677.3	3745.6	59.986	516.040	5.529959	761.86795
84	588.2	3068.3	58.423	456.055	5.216584	775.36257
85	504.4	2480.1	56.043	397.632	4.916666	788.27768
86	426.7	1975.7	52.783	341.589	4.630524	800.59962
87	355.5	1549.0	48.764	288.806	4.357175	812.37051
88	291.4	1193.5	44.118	240.043	4.095249	823.64959
89	234.8	902.1	39.077	195.925	3.842362	834.53933
90	185.6	667.3	33.879	156.848	3.595701	845.16115
91	143.7	481.7	28.725	122.969	3.351958	855.65730
92	108.8	338.0	23.818	94.244	3.106699	866.21877
93	80.3	229.2	19.329	70.425	2.854542	877.07735
94	57.5	148.9	15.366	51.096	2.589374	888.49590
95	39.7	91.4	12.044	35.731	2.304276	900.77273
96	25.9	51.7	9.315	23.687	1.996407	914.03051
97	15.5	25.8	7.040	14.372	1.667685	928.18579
98	7.8	10.3	4.880	7.331	1.329411	942.75266
99	2.6	2.6	2.451	2.451	1.000000	956.93780

FOYDALANILGAN ADABIYOTLAR RO'YXATI

1. Бауэрс Н., Гербер Х., Джонс Д., Несбитт С., Хикман Дж. Актуарная математика, М: Янус-К, 2001.

2. Бланд Д. Страхование: принципы и практика (пер. с англ._-М., Финансы и статистика,1998.

3. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. - М.: КНОРУС, 2010.

4. Воронина Н.Л. Англо-русский словарь страховых терминов / Н.Л.Воронина, Л.А.Воронин. - М.: ИРТИСС, 2001

5. Гербер Х. Математика страхования жизни – М.: Мир, 1995.

6.Голубин А.Ю. Математические модели в теории страхования: построение и оптимизация – М.: Анкил, 2003.

7.Касимов Ю.Ф. Введение в актуарную математику (страхование жизни и пенсионных схем). - М.: Анкил, 2001.

8. Корнилов, И.А. Основы страховой математики : учеб. пособие / И.А. Корнилов . - М. : ЮНИТИ-ДАНА, 2012

9. Кузнецова Н.Л., Сапожникова А.В. Актуарная математика: Учебное пособие. Тюмень: Издательство Тюменского государственного университета, 2010. 180 с.

10. Миронкина Ю.Н. Актуарные расчёты. Учебник и практикум для бакалавриата и магистратуры / Ю.Н Миронкина, Н.В.Звездина, М.А.Скорик, Л.В. Иванова. - М.:Издательство Юрайт, 2015.

11. Никитина В.Н. Страхование коммерческих и финансовых рисков. СПб.: Питер, 2002.

12. Никулина, Н.Н. Актуарные расчеты в страховании : учеб.-метод. пособие / Н.Д. Эриашвили, Н.Н. Никулина . - М. : ЮНИТИ-ДАНА, 2012 .

13. Словарь страховых терминов. /Под редакцией Е.В. Коломина, В.В.Шахова. – М.: Финансы и статистика, 1992.

14. Страхование. Учебник. Под редакцией проф. Т.А.Федоровой, М.: Экономист, 2003.

15. Страховое дело. Учебник в двух томах, перевод с немецкого языка под ред. О.И.Крюгер, М.: Экономист, 2004.

16. Фалин Г.И. Введение в актуарную математику / Фалин Г.И., Фалин А.И. – М.: ИМУ, 1994.

17. Фалин Г. И. Математические основы теории страхования жизни и пенсионных схем. - М.: Анкил, 2007.

18. Хрестоматия по курсу «Управление рисками». Составители: Шоломицкий А.Г., Смирнова Е.Г., ГУ-ВШЭ, 2004

19. Шапкин А. С. Экономические и финансовые риски. Оценка, управление, портфель инвестиций / А. С. Шапкин, В. А. Шапкин. - М.: Дашков и К*, 2011.

20. Шахов В.В. Теория и управление рисками в страховании / В.В.Шахов, А.С.Миллерман, В.Г.Медведев. - М.: Финансы и статистика, 2002.

21. Шоломицкий А.Г. Теория риска. – М.: ИД ГУ – ВШЭ, 2005.

22.Энциклопедия финансового риск-менеджмента. – Под ред. А.А.Лобанова, А.В. Чугунова. М.: Альпина-паблишер, 2003.

23.N.I.Dowers. H.U.Gerber, J.C.Hickman, D.A.Jones, C.J.Nesbit Acturial Mathematics.-The Sociaty of Actuaries,1986.

24.R.E.Beard, T.Pentikainen,E.Pesonen.Risk Theory.Nhe stohasic Basic of Insurance(2 nd ed.) London:Methuen,1977.