

Санкт-Петербургский государственный университет
Прикладная математика и информатика

Отчет по научно-исследовательской работе

Замена непрерывных распределений на дискретные для
применения на практике

(семестр 7)

Выполнила:
Нагуманова Карина Ильнуровна,
группа 19.Б04-мм

Научный руководитель:
к.ф.-м.н., доцент
Голяндина Нина Эдуардовна.
Кафедра статистического моделирования

Санкт-Петербург

2023

Содержание

1	Введение	3
2	Условия аппроксимации в общем случае	4
3	Аппроксимация нормального распределения	5
4	Аппроксимация логнормального распределения	6
4.1	Способ нахождения вероятностей через математическое ожидание и дисперсию нормального распределения	6
4.2	Непосредственная аппроксимация логнормального распределения	7
4.3	Условие на параметры для нахождения весов при аппроксимации логнормального распределения	10
4.4	Варианты постановки задачи	12
4.5	Точность аппроксимации	13
4.5.1	Неправильное использование правила 30-40-30	13
5	Произведение двух логнормальных распределений	15
5.1	Квантили вида π , 0.5, $1 - \pi$ произведения логнормальных случайных величин	18
6	Сумма двух логнормальных распределений	21
6.1	Точность аппроксимации	22
7	Заключение	25
	Список литературы	25
8	Приложение	26

1 Введение

В практических задачах часто требуется заменить непрерывное распределение на дискретное с сохранением математического ожидания и дисперсии. Одним из методов нахождения такого распределения для аппроксимации нормального распределения является метод Свонсона. Однако в ряде областей, например, в нефтяной промышленности распределением, описывающим запасы нефти, общепринятым является логнормальное распределение. Соответственно, реальной задачей является аппроксимация логнормального распределения.

С аппроксимируемыми случайными величинами производят сложение и умножение. Например, используем площадь дренирования пласта, среднюю чистую толщину и коэффициент извлечения углеводородов. При перемножении этих параметров получаем количество резервов нефти. Или зная запасы, параметры нефти и породы для всех залежей можно оценить профиль добычи нефти с каждой залежи и суммарный профиль, оценить экономическую эффективность проекта, которая учитывает выручку, налоги, капитальные затраты, операционные затраты, оптимальные решения по проекту. Соответственно, возникает задача находить аппроксимацию суммы и произведения по аппроксимациям исходных случайных величин.

Часто бывает на практике, что вместо настоящего распределения известны три его квантили, стандартно это 10-, 50- и 90-процентили. Задачей является нахождение по ним математического ожидания и дисперсии. Обычно задача решается построением весов для квантилей так, чтобы у полученного дискретного распределения были такие же математическое ожидание и дисперсия, как у исходного. Вообще говоря, иногда нужно, чтобы и более старшие моменты также аппроксимировались моментами построенного дискретного распределения с целью, чтобы для функций от распределений равенство математических ожиданий и дисперсий оставалось хотя бы приближенными.

Структура работы следующая:

В разделе 2 рассмотрен общий подход к трехточечной аппроксимации.

В разделе 3 аппроксимация нормального распределения, вывод правила 30-40-30.

В разделе 4 рассматривается аппроксимация логнормального распределения, условие аппроксимации и что делать, если это условие не выполняется. А также точность аппроксимации при применении правила 30-40-30 к логнормальному распределению.

В разделе 5 алгоритм аппроксимации произведения двух логнормальных распределений.

В разделе 6 алгоритм аппроксимации суммы двух логнормальных распределений.

Работа этого семестра заключена в разделах 4.3, 4.4, 4.5, 6. В моей работе использовались статьи «Swanson's Swansong» [1] и «Uncertainties impacting reserves, revenue, and costs» [2].

Кроме этого были прочитаны следующие статьи:

«Discretization, Simulation, and Swanson's (Inaccurate) Mean» [3]. В ней одна из частей исследования – сравнение различных методов дискретизации непрерывных распределений, например таких, как Extended Person-Tukey (EPT), McNamee-Celona Shortcut (MCS), Extended Swanson-Megill (ESM).

Статья «Discretization, Simulation, and the Value of Information» [4]. Из нее понятно, что данный метод дискретизации значительно недооценивает среднее значение, дисперсию и асимметрию большинства распределений, особенно логнормального, где он широко используется. И что наилучшая дискретизация зависит от контекста решения, который мы не знаем заранее.

А в статье «Performance Evaluation of Swanson’s Rule for the Case of Log-Normal Populations» [5] проводится исследование оценки эффективности метода Свонсона и сравнение с использованием равных весов. Рассмотрены различные преимущества двух методов.

2 Условия аппроксимации в общем случае

Пусть дана случайная величина ξ с математическим ожиданием m , дисперсией s^2 и функцией распределения $F(x)$. Для неё заданы квантили x_{π_1} , x_{π_2} , x_{π_3} . Также есть случайная дискретная величина ξ_n с математическим ожиданием m_n и дисперсией s_n^2 .

$$\xi_n : \begin{pmatrix} x_{\pi_1} & x_{\pi_2} & x_{\pi_3} \\ p_1 & p_2 & p_3 \end{pmatrix}$$

Мы хотим аппроксимировать распределение случайной величины ξ дискретным распределением ξ_n .

Нужно найти вероятности p_1 , p_2 , p_3 так, чтобы следующие равенства были верными.

$$p_1 + p_2 + p_3 = 1, \quad (1)$$

$$p_1 x_{\pi_1} + p_2 x_{\pi_2} + p_3 x_{\pi_3} = m, \quad (2)$$

$$p_1 x_{\pi_1}^2 + p_2 x_{\pi_2}^2 + p_3 x_{\pi_3}^2 - m^2 = s^2. \quad (3)$$

Запишем уравнения (1)–(3) в матричной форме следующим образом

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ x_{\pi_1} & x_{\pi_2} & x_{\pi_3} \\ x_{\pi_1}^2 & x_{\pi_2}^2 & x_{\pi_3}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ m \\ m^2 + s^2 \end{pmatrix}.$$

Теперь введём более изящную форму, которая подчёркивает связь вероятностей с формой распределения путём нормализации математического ожидания и дисперсии.

Предложение 1. Пусть верно

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ \tilde{x}_{\pi_1} & \tilde{x}_{\pi_2} & \tilde{x}_{\pi_3} \\ \tilde{x}_{\pi_1}^2 & \tilde{x}_{\pi_2}^2 & \tilde{x}_{\pi_3}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}, \quad (4)$$

где $\tilde{x}_{\pi_i} = \tilde{F}^{-1}(\pi_i)$, $\tilde{F}(y)$ — функция распределения $\eta = \frac{\xi - m}{s}$. Тогда $m = m_n$ и $s^2 = s_n^2$.

Доказательство.

$$\begin{aligned} P(\xi \leq x_{\pi_i}) &= \pi_i, \\ P\left(\frac{\xi - m}{s} \leq \frac{x_{\pi_i} - m}{s}\right) &= \tilde{F}\left(\frac{x_{\pi_i} - m}{s}\right) = \pi_i, \end{aligned}$$

ξ нормализуется так, чтобы иметь нулевое математическое ожидание и единичную дисперсию. Имеем $x_{\pi_i} = m + s\tilde{F}^{-1}(\pi_i)$, обозначим

$$\tilde{x}_{\pi_i} = \frac{x_{\pi_i} - m}{s} = \tilde{F}^{-1}(\pi_i). \quad (5)$$

Предположим, что $m = m_n$ и $s^2 = s_n^2$, и получим систему (4). Для этого подставим (5) в уравнение (2), получаем

$$m(p_1 + p_2 + p_3) + s(p_1\tilde{x}_{\pi_1} + p_2\tilde{x}_{\pi_2} + p_3\tilde{x}_{\pi_3}) = m.$$

Используя уравнение (1), получаем

$$s(p_1\tilde{x}_{\pi_1} + p_2\tilde{x}_{\pi_2} + p_3\tilde{x}_{\pi_3}) = 0.$$

Так как $s \neq 0$, то можно разделить на s , тогда получаем

$$p_1\tilde{x}_{\pi_1} + p_2\tilde{x}_{\pi_2} + p_3\tilde{x}_{\pi_3} = 0.$$

Теперь подставим (5) в уравнение (3), получаем

$$p_1(m + s\tilde{x}_{\pi_1})^2 + p_2(m + s\tilde{x}_{\pi_2})^2 + p_3(m + s\tilde{x}_{\pi_3})^2 - m^2 = s^2,$$

$$p_1\tilde{x}_{\pi_1}^2 + p_2\tilde{x}_{\pi_2}^2 + p_3\tilde{x}_{\pi_3}^2 = 1.$$

Получившиеся уравнения в матричной форме

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ \tilde{x}_{\pi_1} & \tilde{x}_{\pi_2} & \tilde{x}_{\pi_3} \\ \tilde{x}_{\pi_1}^2 & \tilde{x}_{\pi_2}^2 & \tilde{x}_{\pi_3}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}. \quad (6)$$

■

3 Аппроксимация нормального распределения

В общем случае вероятности p_1, p_2, p_3 будут зависеть от математического ожидания и дисперсии, но если $\xi \sim N(\mu, \sigma)$ имеет нормальное распределение, то $\eta = \frac{\xi - m}{s}$ имеет нормальное стандартное распределение, которое не зависит ни от μ , ни от σ .^s

Предложение 2. $\xi \sim N(\mu, \sigma)$, пусть верно

$$\begin{cases} p_\pi = \frac{\delta}{2}, \\ p_{0.5} = 1 - \delta, \\ p_{1-\pi} = \frac{\delta}{2}. \end{cases} \quad (7)$$

где $\delta = \frac{1}{\Phi^{-1}(\pi)^2}$. Тогда $m = m_n$ и $s^2 = s_n^2$.

Доказательство. Предположим, что $m = m_n$ и $s^2 = s_n^2$, и получим систему (7).

$\Phi(y) = P(\eta = \frac{\xi - m}{s} \leq y)$ — функция распределения стандартного нормального распределения, тогда система (6) записывается как

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ \Phi^{-1}(\pi_1) & \Phi^{-1}(\pi_2) & \Phi^{-1}(\pi_3) \\ \Phi^{-1}(\pi_1)^2 & \Phi^{-1}(\pi_2)^2 & \Phi^{-1}(\pi_3)^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}. \quad (8)$$

В частном случае симметричных квантилей вида π , 0.5 , $1 - \pi$ получаем $\Phi^{-1}(\pi) = -\Phi^{-1}(1 - \pi)$, $\Phi^{-1}(0.5) = 0$, тогда система (8) упрощается до

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ \Phi^{-1}(\pi) & 0 & -\Phi^{-1}(\pi) \\ \Phi^{-1}(\pi)^2 & 0 & \Phi^{-1}(\pi)^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_\pi \\ p_{0.5} \\ p_{1-\pi} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

$$\begin{cases} p_\pi + p_{0.5} + p_{1-\pi} = 1, \\ (p_\pi - p_{1-\pi})\Phi^{-1}(\pi) = 0, \\ (p_\pi + p_{1-\pi})\Phi^{-1}(\pi)^2 = 1. \end{cases} \quad (9)$$

Обозначим $\delta = \frac{1}{\Phi^{-1}(\pi)^2}$, тогда из системы (9) получим систему (7). □

Рассмотрим случай $\pi = 0.1$, имеем $\Phi^{-1}(0.1) = -\Phi^{-1}(0.9) \approx -1.28$, $\Phi^{-1}(0.5) = 0$, из уравнений системы (9) находим значения p_1 , p_2 , p_3 .

$$\begin{cases} p_1 \approx 0.305, \\ p_2 \approx 0.390, \\ p_3 \approx 0.305. \end{cases}$$

Эти вероятности примерно равны 0.3 , 0.4 , 0.3 , поэтому это правило называют правилом 30-40-30 или **правилом Свонсона**.

4 Аппроксимация логнормального распределения

Пусть случайная величина η имеет логнормальное распределение, тогда случайная величина $\xi = \ln(\eta)$ имеет нормальное распределение, $\xi \sim N(\mu, \sigma)$. И поэтому для нее можно использовать формулы, полученные в предыдущих разделах.

4.1 Способ нахождения вероятностей через математическое ожидание и дисперсию нормального распределения

Заметим, что если x_{π_1} , x_{π_2} , x_{π_3} — квантили логнормального распределения, то $\ln(x_{\pi_1})$, $\ln(x_{\pi_2})$, $\ln(x_{\pi_3})$ — квантили нормального распределения. Можно взять эти квантили и использовать в способе нахождения вероятностей для нормального распределения.

Имеем следующий алгоритм.

Алгоритм 1. Дано: квантили $x_{\pi_1}, x_{\pi_2}, x_{\pi_3}$ логнормальной случайной величины η , $\ln(\eta) \sim N(\mu, \sigma)$.

Шаги:

1. Вычисляем значения мат. ожидания m и дисперсии d случайной величины η , используя известные $x_{\pi_1}, x_{\pi_2}, x_{\pi_3}$.
2. Выражаем параметры μ и σ мат. ожидание и дисперсию соответствующего нормального распределения через параметры m и d логнормального распределения, используя следующие формулы

$$m = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right), \quad (10)$$

$$s^2 = m^2[\exp(\sigma^2) - 1]. \quad (11)$$

Заметим, что математическое ожидание логнормально распределенной случайной величины всегда положительное.

3. С помощью системы (7) находим значения вероятностей p_1, p_2, p_3 .

Результат: вероятности p_1, p_2, p_3 для $x_{\pi_1}, x_{\pi_2}, x_{\pi_3}$ случайной величины ξ_n .

Пример. Пусть у нас есть логнормальная случайная величина с $m = 2$, $s^2 = 0.78125$. Значения квантилей $x_{10} = 1$, $x_{50} = 2$, $x_{90} = 3$.

По данным формулам можно найти параметры соответствующего нормального распределения.

$$\mu = 0.69314,$$

$$\sigma = 0.42863.$$

Теперь можно найти значения p_1, p_2, p_3 .

$$p_{10} = 0.371243,$$

$$p_{50} = 0.282992,$$

$$p_{90} = 0.345764.$$

4.2 Непосредственная аппроксимация логнормального распределения

Есть другой способ нахождения результата, полученного в разделе 4.1. Можно не переходить к нормальному распределению, а сразу вычислять вероятности для квантилей логнормального распределения.

Сначала найдём $\tilde{F}(y)$ в терминах параметров распределения, затем найдём $\tilde{F}^{-1}(p)$, чтобы использовать формулу (4).

Предложение 3. В терминах Предложения 1 функция $\tilde{F}^{-1}(\pi)$ выражается через σ как

$$\tilde{F}^{-1}(\pi) = y = \frac{\exp(\sigma\Phi^{-1}(\pi) - \frac{\sigma^2}{2}) - 1}{\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}}. \quad (12)$$

Доказательство.

$$\begin{aligned} \tilde{F}(y) &= P(\eta \leq y) = P\left(\frac{\xi - m}{s} \leq y\right) = \\ &= P(\log(\xi) \leq \log(m + sy)) = \\ &= P\left(\frac{\log(\xi) - \mu}{\sigma} \leq \frac{\log(m + sy) - \mu}{\sigma}\right) = \\ &= \Phi\left(\frac{\log(m + sy) - \mu}{\sigma}\right). \end{aligned}$$

Найдём $\log(m + sy)$, используя $m = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$ и $s = m\sqrt{e^{\sigma^2} - 1}$.

$$m + sy = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} + ye^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}\sqrt{e^{\sigma^2} - 1} = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}),$$

возьмем натуральный логарифм от обеих частей, получаем

$$\begin{aligned} \log(m + sy) &= \log(e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1})) = \\ &= \mu + \frac{\sigma^2}{2} + \log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}), \end{aligned}$$

тогда

$$\frac{\log(m + sy) - \mu}{\sigma} = \frac{\sigma}{2} + \frac{\log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1})}{\sigma}.$$

То есть можно выразить

$$\tilde{F}(y) = \Phi\left(\frac{\log(m + sy) - \mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{\sigma}{2} + \frac{\log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1})}{\sigma}\right).$$

Далее можно найти $\Phi^{-1}(\pi)$.

$$\Phi\left(\frac{\sigma}{2} + \frac{\log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1})}{\sigma}\right) = \pi,$$

$$\Phi^{-1}(\pi) = \frac{\sigma}{2} + \frac{\log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1})}{\sigma}.$$

Теперь можно найти $\log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1})$.

$$\log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}) = \sigma\Phi^{-1}(\pi) - \frac{\sigma^2}{2},$$

$$1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1} = \exp(\sigma\Phi^{-1}(\pi) - \frac{\sigma^2}{2}).$$

В итоге получаем

$$\tilde{F}^{-1}(\pi) = y = \frac{\exp(\sigma\Phi^{-1}(\pi) - \frac{\sigma^2}{2}) - 1}{\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}}.$$

■

Предложение 4. Параметр σ для логнормального распределения выражается через значения квантилей, как

$$\sigma = \frac{\log\left(\frac{x_{\pi_2}}{x_{\pi_1}}\right)}{\Phi^{-1}(\pi_2) - \Phi^{-1}(\pi_1)}. \quad (13)$$

Доказательство. Покажем, что дисперсию логнормального распределения можно вычислить из отношения двух квантилей.

$$\begin{aligned} P(\xi \leq x_\pi) &= \pi, \\ P\left(\frac{\log(\xi) - \mu}{\sigma} \leq \frac{\log(x_\pi) - \mu}{\sigma}\right) &= \pi. \end{aligned}$$

Следовательно,

$$\Phi\left(\frac{\log(x_\pi) - \mu}{\sigma}\right) = \pi,$$

и тогда

$$\log(x_\pi) = \mu + \sigma\Phi^{-1}(\pi). \quad (14)$$

С помощью двух квантилей мы можем исключить μ из соответствующих уравнений. Пусть есть π_1 -ый и π_3 -ый квантили со значениями x_{π_1} и x_{π_3} .

$$\begin{aligned} \log(x_{\pi_1}) &= \mu + \sigma\Phi^{-1}(\pi_1), \\ \log(x_{\pi_3}) &= \mu + \sigma\Phi^{-1}(\pi_3). \end{aligned}$$

Вычтем из второго уравнения первое, получаем

$$\log\left(\frac{x_{\pi_3}}{x_{\pi_1}}\right) = \sigma(\Phi^{-1}(\pi_3) - \Phi^{-1}(\pi_1)).$$

И в итоге получаем

$$\sigma = \frac{\log\left(\frac{x_{\pi_2}}{x_{\pi_1}}\right)}{\Phi^{-1}(\pi_2) - \Phi^{-1}(\pi_1)}.$$

■

Алгоритм 2. Дано: квантили $x_{\pi_1}, x_{\pi_2}, x_{\pi_3}$ логнормальной случайной величины η , $\ln(\eta) \sim N(\mu, \sigma)$.

Шаги:

1. Выражаем параметр σ из отношения x_{π_3} к x_{π_1} , используя формулу (13).
2. Вычисляем значения $\tilde{F}^{-1}(\pi)$ для случайной величины η по формуле (12).
3. С помощью системы (4) находим значения вероятностей p_1, p_2, p_3 .

Результат: вероятности p_1, p_2, p_3 для $x_{\pi_1}, x_{\pi_2}, x_{\pi_3}$ случайной величины ξ_n .

Замечание 1. Результаты Алгоритмов 1 и 2 совпадают.

Пример.

Посчитаем пример для $\frac{x_{90}}{x_{10}} = 3$. По формулам из этого раздела получаем

$$\sigma = \frac{\log(\frac{x_{90}}{x_{10}})}{\phi^{-1}(0,9) - \phi^{-1}(0,1)} \approx 0.428626,$$

$$\tilde{F}^{-1}(p) = \frac{\exp(\sigma\phi^{-1}(p) - \frac{\sigma^2}{2}) - 1}{\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}}$$

$$\tilde{F}^{-1}(0.9) \approx 1.2915826424,$$

$$\tilde{F}^{-1}(0.1) \approx -1.0539640761,$$

$$\tilde{F}^{-1}(0.5) \approx -0.1954343914.$$

Из системы (4) находим вероятности p_{10}, p_{50}, p_{90} .

$$p_{10} = 0.371243,$$

$$p_{50} = 0.282992,$$

$$p_{90} = 0.345764.$$

4.3 Условие на параметры для нахождения весов при аппроксимации логнормального распределения

Мы рассмотрели способы вычисления вероятностей для квантилей при аппроксимации логнормального распределения. Но эти вероятности находятся не при любом σ . Выясним, какое должно быть ограничение на этот параметр.

Предложение 5. Положительные вероятности p_1, p_2, p_3 для аппроксимации логнормальной случайной величины η с квантилями вида $x_\pi, x_{0.5}, x_{1-\pi}$ существуют только при условии

$$\exp(\sigma^2) + \exp(-\sigma^2) - \exp\left(\Phi^{-1}(\pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}\right) - \exp\left(\Phi^{-1}(1-\pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}\right) \leq 0,$$

Доказательство.

$$\ln(\eta) \sim N(\mu, \sigma^2), \quad \tilde{F}(y) = P(\eta \leq y).$$

С помощью формулы (12) найдем $\tilde{F}^{-1}(\pi_i)$ и сделаем следующие обозначения

$$\tilde{F}^{-1}(\pi) = t_1, \quad \tilde{F}^{-1}(0.5) = t_2, \quad \tilde{F}^{-1}(1 - \pi) = t_3.$$

Теперь рассмотрим систему (6), запишем ее через t_1, t_2, t_3 и выразим вероятности p_1, p_2, p_3 .

$$\begin{aligned} p_2(t_2 - t_3) &= p_1(t_3 - t_1) - t_3, \\ p_1(t_1^2 - t_3^2) + p_2(t_2^2 - t_3^2) &= 1 - t_3^2. \end{aligned}$$

Тогда получаем

$$\begin{aligned} p_1(t_1^2 - t_3^2) + (t_2 + t_3)(p_1(t_3 - t_1) - t_3) &= 1 - t_3^2, \\ p_1(t_1 - t_3)(t_1 + t_3) + (t_2 + t_3)(p_1(t_3 - t_1) - t_3) &= 1 - t_3^2. \end{aligned}$$

$$p_1 = \frac{1 + t_2 t_3}{(t_1 - t_3)(t_1 + t_3)}, \quad (15)$$

$$p_2 = \frac{p_1(t_3 - t_1) - t_3}{t_2 - t_3} = \frac{1 + t_1 t_3}{(t_2 - t_1)(t_2 + t_3)}, \quad (16)$$

$$p_3 = 1 - p_1 - p_2. \quad (17)$$

Все вероятности должны быть положительными, подставим в формулы для вероятностей значения переменных t_1, t_2, t_3 , которые ищутся по формуле (11).

$$\begin{aligned} p_1 &= \frac{1 + \frac{\left(\exp\left(-\frac{\sigma^2}{2}\right) - 1\right) \left(\exp(\Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}) - 1\right)}{\exp(\sigma^2) - 1}}{\frac{\exp\left(\Phi^{-1}(\pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}\right) - \exp\left(\Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}\right)}{\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}} \cdot \frac{\exp\left(\Phi^{-1}(\pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}\right) - \exp\left(-\frac{\sigma^2}{2}\right)}{\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}}} = \\ &= \frac{\exp(\sigma^2) + \exp(\Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma - \sigma^2) - \exp(-\frac{\sigma^2}{2}) - \exp(\Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2})}{\exp(\Phi^{-1}(0.1) * 2\sigma - \sigma^2) - \exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma - \sigma^2) - \exp(-\sigma^2) + \exp(\Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma - \sigma^2)}. \\ p_2 &= \frac{1 + \frac{(\exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}) - 1)(\exp(\Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}) - 1)}{\exp(\sigma^2) - 1}}{\frac{\exp(-\frac{\sigma^2}{2}) - \exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2})}{\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}} \cdot \frac{\exp(-\frac{\sigma^2}{2}) - \exp(\Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2})}{\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}}} = \\ &= \frac{\exp(\sigma^2) + \exp(-\sigma^2) - \exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}) - \exp(\Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma - \frac{\sigma^2}{2})}{\exp(-\sigma^2) - \exp(\Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma - \sigma^2) - \exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma - \sigma^2) + \exp(-\sigma^2)} = \end{aligned}$$

$$= \frac{\exp(\sigma^2) + \exp(-\sigma^2) - \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) (\exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma) + \exp(-\Phi^{-1}(\pi)\sigma))}{2 \exp(-\sigma^2) - \exp(-\sigma^2) (\exp(-\Phi^{-1}(\pi)\sigma) + \exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma))}.$$

Вероятности p_1 и p_3 положительные при любом параметре σ . Рассмотрим знаменатель p_2 .

$$\begin{aligned} & 2 \exp(-\sigma^2) - \exp(-\sigma^2) (\exp(-\Phi^{-1}(\pi)\sigma) + \exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma)) = \\ & = \exp(-\sigma^2) (2 - \exp(-\Phi^{-1}(\pi)\sigma) - \exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma)) = \\ & = -\frac{\exp(-\sigma^2) (\exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma) - 1)^2}{\exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma)}. \end{aligned}$$

Числитель и знаменатель дроби положительные при любом значении параметра σ . Значит, весь знаменатель p_2 отрицательный. Из условия отрицательности числителя получаем следующее ограничение на σ .

$$\exp(\sigma^2) + \exp(-\sigma^2) - \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) (\exp(\Phi^{-1}(\pi)\sigma) + \exp(-\Phi^{-1}(\pi)\sigma)) \leq 0.$$

■

Например, для $\pi = 0.1$ получаем ограничение $\sigma \leq 0.6913$. Посмотрим, какому коэффициенту асимметрии соответствует это значение σ .

$$\gamma_3 = \sqrt{\exp(\sigma^2) - 1} (\exp(\sigma^2) + 2),$$

$$\gamma_3 = 2.82778.$$

Ограничение на σ становится слабее при уменьшении значения π .

Рассмотрим $\pi = 0.05$, получаем ограничение $\sigma \leq 1.04585$.

$$\gamma_3 = 7.02529.$$

При уменьшении π и фиксированной сигме то, что вычитается, растёт и в какой-то момент становится больше уменьшаемого.

4.4 Варианты постановки задачи

Задача: имеются квантили x_π , $x_{0.5}$, $x_{1-\pi}$ логнормальной случайной величины η . Нужно уметь считать её математическое ожидание и дисперсию.

Варианты решения задачи:

1. Не переходить к аппроксимации дискретной случайной величиной, а сразу же из двух уравнений вида (14), записанных для двух квантилей, найти значения параметров μ и σ нормальной случайной величины $\ln(\eta) \sim N(\mu, \sigma)$. Далее по формулам (10) и (11) вычислить значения мат. ожидания m и дисперсии s^2 случайной величины η .

2. Перейти к трехточечной аппроксимации дискретной случайной величиной ξ_n , у которой мат. ожидание и дисперсия равны мат. ожиданию m и дисперсии s^2 случайной величины ξ . И считать значения m и s через квантили x_π , $x_{0.5}$, $x_{1-\pi}$ и вероятности p_1 , p_2 , p_3 .
3. Если условие для положительных вероятностей не выполняется, можно воспринимать задачу не как поиск вероятностей для ξ_n , а как поиск коэффициентов для x_π , $x_{0.5}$, $x_{1-\pi}$ таких, чтобы параметры, полученные по формулам (2) и (3), были равны мат. ожиданию и дисперсии η .

4.5 Точность аппроксимации

Предлагаемые методы аппроксимации логнормального распределения не работают при $\sigma \leq 0.6913$. На практике часто используют правило Свонсона 30-40-30 для аппроксимации логнормального распределения, поэтому посмотрим на точность 30-40-30. Особенно это важно при $\sigma \geq 0.6913$.

4.5.1 Неправильное использование правила 30-40-30

Предложение 6. Ошибка аппроксимации мат.ожидания логнормального распределения с помощью правила 30-40-30 равна

$$\frac{|m_1 - m_2|}{m_1} = \frac{\left| \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} (\exp(\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - 1 + \exp(\sigma\Phi^{-1}(0.9))) + 1 \right|}{\exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right)}$$

и не зависит от параметра μ .

Доказательство. Выразим ошибку аппроксимации мат.ожидания логнормального распределения через параметры μ и σ .

$$m_1 = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right).$$

Имеем следующие квантили

$$x_\pi = \exp(\mu + \sigma\Phi^{-1}(0.1)),$$

Точные значения вероятностей

$$p_1 = p_3 = \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2},$$

$$p_2 = 1 - \frac{1}{(\Phi^{-1}(0.1))^2}.$$

Тогда мат.ожидание аппроксимации равно

$$\begin{aligned}
m_2 &= \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(\mu + \sigma\Phi^{-1}(0.1)) + \\
&+ \left(1 - \frac{1}{(\Phi^{-1}(0.1))^2}\right) \exp(\mu + \sigma\Phi^{-1}(0.5)) + \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(\mu + \sigma\Phi^{-1}(0.9)) = \\
&= \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(\mu)(\exp(\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - 1 + \exp(\sigma\Phi^{-1}(0.9))) + \exp(\mu).
\end{aligned}$$

Получили ошибку

$$\begin{aligned}
&\frac{|m_1 - m_2|}{m_1} = \\
&= \frac{\left| \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(\mu)(\exp(\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - 1 + \exp(\sigma\Phi^{-1}(0.9))) + \exp(\mu) \right|}{\exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)} = \\
&= \frac{\left| \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} (\exp(\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - 1 + \exp(\sigma\Phi^{-1}(0.9))) + 1 \right|}{\exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right)} =
\end{aligned}$$

■

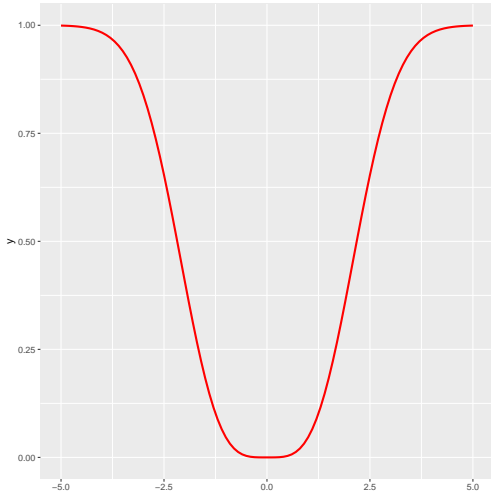


Рис. 1: Ошибка аппроксимации мат.ожидания.

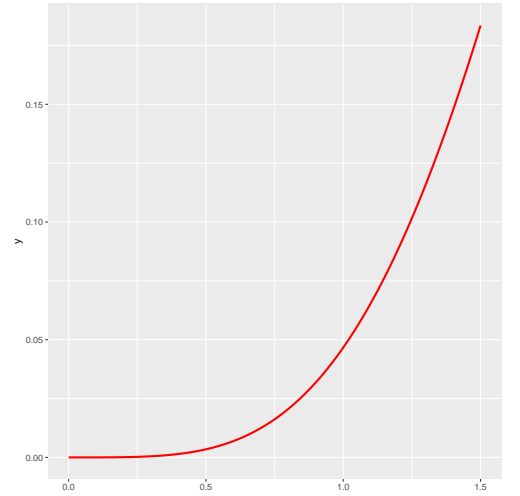


Рис. 2: Ошибка аппроксимации мат.ожидания, $\sigma \leq 1.5$.

Предложение 7. Ошибка аппроксимации дисперсии логнормального распределения с помощью правила 30-40-30 равна

$$\begin{aligned}
\frac{|d_1 - d_2|}{d_1} &= \left| \exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - \right. \\
&\quad \left. - \left(1 - \frac{1}{(\Phi^{-1}(0.1))^2}\right) \exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.5)) - \right.
\end{aligned}$$

$$-\frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.9)) + m_2^2/2\mu \mid / \exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1))$$

и не зависит от параметра μ .

Доказательство. Выразим аппроксимации дисперсии через параметры распределения.

$$\begin{aligned} d_1 &= \exp(2\mu + \sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)). \\ d_2 &= \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(2\mu + 2\sigma\Phi^{-1}(0.1)) + \\ &+ \left(1 - \frac{1}{(\Phi^{-1}(0.1))^2}\right) \exp(2\mu + 2\sigma\Phi^{-1}(0.5)) + \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(2\mu + 2\sigma\Phi^{-1}(0.9)) - m_2^2. \end{aligned}$$

Получили ошибку

$$\begin{aligned} \frac{|d_1 - d_2|}{d_1} &= \left| \exp(2\mu + \sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(2\mu + 2\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - \right. \\ &\quad \left. - \left(1 - \frac{1}{(\Phi^{-1}(0.1))^2}\right) \exp(2\mu + 2\sigma\Phi^{-1}(0.5)) - \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(2\mu + 2\sigma\Phi^{-1}(0.9)) + m_2^2 \mid / \exp(2\mu + \sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)) = \right. \\ &= \left| \exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - \right. \\ &\quad \left. - \left(1 - \frac{1}{(\Phi^{-1}(0.1))^2}\right) \exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.5)) - \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.9)) + m_2^2/2\mu \mid / \exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)). \right. \end{aligned}$$

■

5 Произведение двух логнормальных распределений

Нам доступен метод объединения любых логнормально распределенных случайных величин. Эта процедура применяется в нефтяной промышленности, она выполняется быстро и может быть выполнена вручную. Например, используем площадь дренирования пласта, среднюю чистую толщину и коэффициент извлечения углеводородов. При перемножении этих параметров получаем количество резервов нефти.

Рассмотрим произведение любых двух логнормально распределенных случайных величин.

$$\begin{aligned} \ln(\xi_1) &\sim N(\mu_1, \sigma_1^2), \\ \ln(\xi_2) &\sim N(\mu_2, \sigma_2^2). \end{aligned}$$

Введем следующие обозначения:

$x_\pi, x_{0.5}, x_{1-\pi}$ — квантили случайной величины ξ_1 ,

$y_\pi, y_{0.5}, y_{1-\pi}$ — квантили случайной величины ξ_2 .

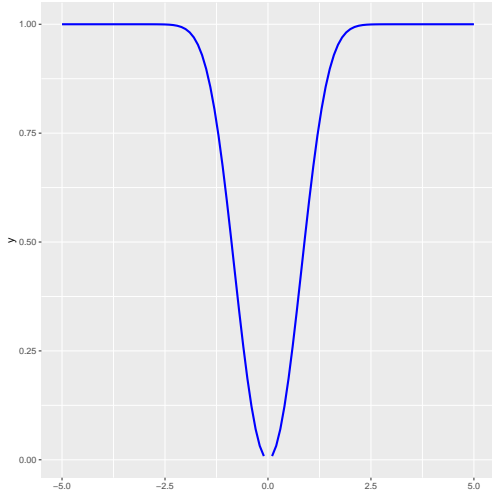


Рис. 3: Ошибка аппроксимации дисперсии.

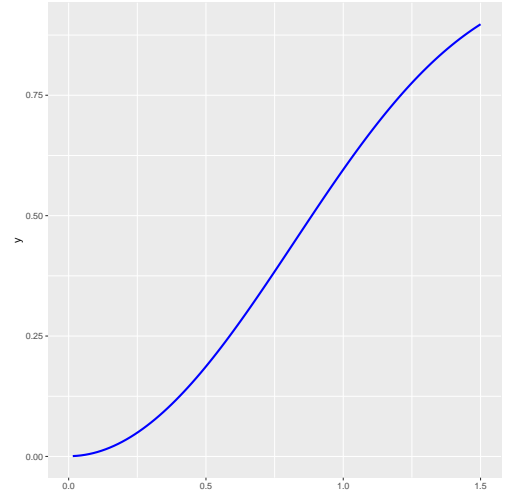


Рис. 4: Ошибка аппроксимации дисперсии, $\sigma \leq 1.5$.

Предложение 8. При перемножении квантилей x_π и y_π двух логнормальных случайных величин ξ_1 и ξ_2 получается квантиль случайной величины $\xi_1\xi_2$ вида z_q , где

$$q = P(\xi_1\xi_2 < x_\pi y_\pi) = \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(\pi)(\ln(x_{0.5}) + \ln(y_{0.5}) - \ln(x_\pi) - \ln(y_\pi))}{\sqrt{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_\pi))^2 + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_\pi))^2}} \right). \quad (18)$$

Доказательство. Выразим параметры распределений $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2$ через квантили. По определению квантиля $P(\xi_1 < x_\pi) = \pi$.

Преобразуем эту вероятность так, чтобы ее можно было записать через функцию распределения стандартного нормального распределения, следующим образом:

$$P(\xi_1 < x_\pi) = P(\ln(\xi_1) < \ln(x_\pi)) = P \left(\frac{\ln(\xi_1) - \mu_1}{\sigma_1} < \frac{\ln(x_\pi) - \mu_1}{\sigma_1} \right).$$

Так как ξ_1 распределена логнормально с параметрами μ_1 и σ_1^2 , то

$$\frac{\ln(\xi_1) - \mu_1}{\sigma_1} \sim N(0, 1).$$

Следовательно, можно записать логарифм квантиля, как:

$$\ln(x_\pi) = \sigma_1 \Phi^{-1}(\pi) + \mu_1. \quad (19)$$

Аналогично для x_{50} , получаем, что

$$\mu_1 = \ln(x_{0.5}). \quad (20)$$

Используя формулы (19) и (20) можно выразить значение σ_1 .

$$\sigma_1 = \frac{\ln(x_\pi) - \ln(x_{0.5})}{\Phi^{-1}(\pi)}. \quad (21)$$

Аналогичные действия проводим для ξ_2 и тогда получаем

$$\frac{\ln(y_\pi) - \mu_2}{\sigma_2} = \Phi^{-1}(\pi), \quad (22)$$

$$\mu_2 = \ln(y_{0.5}). \quad (23)$$

Используя формулы (22) и (23) можно выразить значение σ_2 ,

$$\sigma_2 = \frac{\ln(y_\pi) - \ln(y_{0.5})}{\Phi^{-1}(\pi)}. \quad (24)$$

Теперь рассмотрим случайную величину $\eta = \xi_1 \xi_2$. Мы хотим вычислить, каким квантилем для η является произведение квантилей x_π и y_π .

Для этого надо найти, чему равна вероятность $P(\xi_1 \xi_2 < x_\pi y_\pi)$.

$$\begin{aligned} P(\xi_1 \xi_2 < x_\pi y_\pi) &= P(\ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) < \ln(x_\pi) + \ln(y_\pi)) = \\ &= P\left(\frac{\ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} < \frac{\ln(x_\pi) + \ln(y_\pi) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right). \end{aligned}$$

Так как ξ_1 распределена логнормально с параметрами μ_1 и σ_1^2 , а ξ_2 распределена логнормально с параметрами μ_2 и σ_2^2 , то

$$\begin{aligned} \ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) &\sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2), \\ \frac{\ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} &\sim N(0, 1). \end{aligned}$$

Используя формулы (19) и (21), выразим $\ln(x_\pi)$ и $\ln(y_\pi)$.

$$\ln(x_\pi) = \mu_1 + \Phi^{-1}(\pi)\sigma_1,$$

$$\ln(y_\pi) = \mu_2 + \Phi^{-1}(\pi)\sigma_2.$$

Тогда можно записать

$$\begin{aligned} &P(\xi_1 \xi_2 < x_\pi y_\pi) = \\ &= P\left(\frac{\ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} < \frac{(\mu_1 + \Phi^{-1}(\pi)\sigma_1) + (\mu_2 + \Phi^{-1}(\pi)\sigma_2) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right) = \\ &= P\left(\frac{\ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} < \frac{\Phi^{-1}(\pi)(\sigma_1 + \sigma_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right) = \\ &= \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(\pi)(\sigma_1 + \sigma_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right). \end{aligned}$$

Используя формулы (21) и (24), перепишем эту дробь через значения квантилей.

$$\begin{aligned} \frac{\Phi^{-1}(\pi)(\sigma_1 + \sigma_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} &= \frac{\Phi^{-1}(\pi) \left(\frac{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_\pi)) + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_\pi))}{-\Phi^{-1}(\pi)} \right)}{\sqrt{\frac{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_\pi))^2 + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_\pi))^2}{(\Phi^{-1}(\pi))^2}}} = \\ &= \frac{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_\pi)) + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_\pi))}{\sqrt{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_\pi))^2 + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_\pi))^2} \cdot \Phi^{-1}(\pi)}. \end{aligned}$$

Тогда получаем следующую формулу

$$P(\xi_1 \xi_2 < x_\pi y_\pi) = \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(\pi)(\ln(x_{0.5}) + \ln(y_{0.5}) - \ln(x_\pi) - \ln(y_\pi))}{\sqrt{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_\pi))^2 + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_\pi))^2}} \right).$$

■

Таким образом, с помощью формулы (18) можно посчитать, какой квантиль получается при перемножении π -ых квантилей.

Следствие 1. При перемножении квантилей $x_{0.5}$ и $y_{0.5}$ получается снова 0.5-ый квантиль.

Доказательство. Из раздела 4.2 знаем, что $P(\xi_1 \xi_2 < x_{0.5} y_{0.5})$ можно написать следующим образом:

$$P(\xi_1 \xi_2 < x_{0.5} y_{0.5}) = \Phi \left(\frac{\ln(x_{0.5}) + \ln(y_{0.5}) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \right).$$

Но по формуле (14) в числителе получается 0.

Значит,

$$P(\xi_1 \xi_2 < x_{0.5} y_{0.5}) = \Phi(0) = 0.5.$$

■

5.1 Квантили вида π , 0.5, $1 - \pi$ произведения логнормальных случайных величин

Как по каким-то произвольным получившимся квантилям, полученным при перемножении данных квантилей для двух логнормальных случайных величин, найти нужные нам, такие же, как исходные π , 0.5, $1 - \pi$ квантили произведения этих двух случайных величин? Сначала нужно понять на какой прямой лежат точки вида $(x_\pi; \Phi^{-1}(\pi))$.

Для этого рассмотрим следующий QQ-плот:

$$\{x_i, F_\eta^{-1}(F_\xi(x_i))\}_{i=1}^n.$$

Как связаны параметры нормального распределения, квантили которого откладываются по оси X , и параметры прямой, на которой лежат точки этого QQ-плота?

Ось X : $\xi \sim N(a, \sigma^2)$.

Ось Y : $\eta \sim N(0, 1)$.

Возьмем две точки и построим по ним уравнение прямой.

$$(F_{\xi}^{-1}(0.1), F_{\eta}^{-1}(0.1)),$$

$$(F_{\xi}^{-1}(0.5), F_{\eta}^{-1}(0.5)).$$

$$\Phi\left(\frac{x_p - a}{\sigma}\right) = p \quad \Rightarrow \quad \frac{x_p - a}{\sigma} = \Phi^{-1}(p).$$

Получаем, что

$$x_p = a + \sigma\Phi^{-1}(p).$$

Для первой точки возьмем $p = 0.1$.

$$(a + \sigma\Phi^{-1}(0.1); \Phi^{-1}(0.1)).$$

Для второй точки возьмем $p = 0.5$.

$$(a + \sigma\Phi^{-1}(0.5); \Phi^{-1}(0.5)) \quad \Rightarrow \quad (a; 0).$$

Составим уравнение прямой:

$$\frac{x - a}{(a + \Phi^{-1}(0.1)\sigma) - a} = \frac{y}{\Phi^{-1}(0.1)}, \quad \frac{x - a}{\Phi^{-1}(0.1)\sigma} = \frac{y}{\Phi^{-1}(0.1)}.$$

Следовательно,

$$\sigma y = x - a,$$

Получили уравнение прямой на которой лежат точки данного QQ-плота:

$$y = \frac{x - a}{\sigma}. \quad (25)$$

Предложение 9. Зная квантили x_{π} , $x_{0.5}$, $x_{1-\pi}$ случайной величины ξ_1 и квантили y_{π} , $y_{0.5}$, $y_{1-\pi}$ случайной величины ξ_2 можно найти квантили z_{π} , $z_{0.5}$, $z_{1-\pi}$ случайной величины $\xi_1\xi_2$, как

$$z_{\pi} = \exp(\sigma\Phi^{-1}(\pi) + a),$$

$$z_{0.5} = x_{0.5}y_{0.5},$$

$$z_{1-\pi} = \exp(\sigma\Phi^{-1}(1 - \pi) + a),$$

где a и σ – параметры прямой $y = \frac{x - a}{\sigma}$, на которой лежат точки $(\ln(x_{\pi}y_{\pi}), t)$ и $(\ln(x_{0.5}y_{0.5}), 0)$,

$$t = \frac{\Phi^{-1}(\pi)((\ln(x_{0.5}) + \ln(y_{0.5})) - (\ln(x_{\pi}) + \ln(y_{\pi})))}{\sqrt{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_{\pi}))^2 + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_{\pi}))^2}}.$$

Доказательство. С помощью формулы (18) можно посчитать, какой получается квантиль для случайной величины $\xi_1\xi_2$, если перемножить квантили x_π и y_π исходных случайных величин.

Обозначим z_π , $z_{0.5}$, $z_{1-\pi}$ — квантили случайной величины η . Тогда по Следствию 1 имеем $x_{0.5}y_{0.5} = z_{0.5}$.

Нужно вычислить значения z_π и $z_{1-\pi}$. Введем обозначение:

$$t = \frac{\Phi^{-1}(\pi)((\ln(x_{0.5}) + \ln(y_{0.5})) - (\ln(x_\pi) + \ln(y_\pi)))}{\sqrt{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_\pi))^2 + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_\pi))^2}}.$$

Тогда с помощью точек $(\ln(x_\pi y_\pi), t)$ и $(\ln(x_{0.5}y_{0.5}), 0)$ можно найти параметры a и σ прямой, на которой они лежат, по формуле (25).

$$\frac{\ln(x_{0.5}y_{0.5}) - a}{\sigma} = 0 \quad \Rightarrow \quad a = \ln(x_{0.5}y_{0.5}),$$

$$\frac{\ln(x_\pi y_\pi) - a}{\sigma} = t,$$

$$\sigma = \frac{\ln(x_\pi y_\pi) - a}{t} = \frac{\ln(x_\pi y_\pi) - \ln(x_{0.5}y_{0.5})}{t}.$$

Так как точки $(\ln(z_\pi), \Phi^{-1}(\pi))$ и $(\ln(z_{1-\pi}), \Phi^{-1}(1 - \pi))$ тоже лежат на этой прямой, то мы можем вычислить значения $\ln(z_\pi)$ и $\ln(z_{0.5})$, зная уравнение прямой, следующим образом:

$$\frac{\ln(z_\pi) - a}{\sigma} = \Phi^{-1}(\pi),$$

$$\ln(z_\pi) = \sigma\Phi^{-1}(\pi) + a,$$

$$\frac{\ln(z_{1-\pi}) - a}{\sigma} = \Phi^{-1}(1 - \pi),$$

$$\ln(z_{1-\pi}) = \sigma\Phi^{-1}(1 - \pi) + a.$$

И, наконец, находим z_π и $z_{1-\pi}$.

$$z_\pi = \exp(\sigma\Phi^{-1}(\pi) + a),$$

$$z_{1-\pi} = \exp(\sigma\Phi^{-1}(1 - \pi) + a).$$

■

Как теперь найти математическое ожидание $\eta = \xi_1\xi_2$? Случайные величины ξ_1 и ξ_2 распределены логнормально. Их произведение — случайная величина η тоже имеет логнормальное распределение, поэтому

$$\ln(\eta) = \ln(\xi_1\xi_2) = \ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2).$$

В разделе 3 было описано, как искать математическое ожидание и дисперсию. Можно использовать метод Свонсона аппроксимации нормального распределения для $\ln(\eta)$. Для этого надо взять не сами квантили z_π , $z_{0.5}$ и $z_{1-\pi}$, а их логарифмы. Соответствующие вероятности p_1 , p_2 , p_3 можно найти с помощью системы (7), так как данные квантили симметричны.

6 Сумма двух логнормальных распределений

Рассмотрим сумму двух логнормальных случайных величин.

$$\ln(\xi_1) \sim N(\mu_1, \sigma_1^2),$$

$$\ln(\xi_2) \sim N(\mu_2, \sigma_2^2),$$

$$\eta = \xi_1 + \xi_2.$$

Дано: квантили x_π , $x_{0.5}$, $x_{1-\pi}$ случайной величины ξ_1 и квантили y_π , $y_{0.5}$, $y_{1-\pi}$ случайной величины ξ_2 .

Нужно найти квантили z_π , $z_{0.5}$, $z_{1-\pi}$ случайной величины η , а также вычислить вероятности p_1 , p_2 , p_3 такие, что мат. ожидание и дисперсия исходной логнормальной случайной величины равны мат. ожиданию и дисперсии дискретной аппроксимации.

Берем симметричные квантили, а именно $\pi = 0.1$. Чтобы найти z_{10} , z_{50} , z_{90} будем использовать аппроксимацию суммы логнормальных распределений логнормальным распределением. $\ln(\eta) \sim N(\mu, \sigma)$.

У нас есть следующие ограничения на параметры: $\mu_1, \mu_2 < 12$, $\sigma_1, \sigma_2 < 1.5$. Пусть мы нашли аппроксимацию суммы двух логнормальных величин, тогда с учетом этих ограничений её значения μ и σ тоже будут иметь свои ограничения. При этом, чтобы найти значения вероятностей p_1 , p_2 , p_3 нужно, чтобы выполнялось то же условие, что в разделе 4.3. А именно, $\sigma < 0.6913$.

Альтернатива: Если это ограничение на σ не выполняется и мы не можем вычислить положительные вероятности, то можно не переходить к аппроксимации дискретным распределением, а вычислить значения мат. ожидания и дисперсии η с помощью квантилей z_π , $z_{0.5}$, $z_{1-\pi}$ по формулам вида (14).

Имеем следующий алгоритм для решения задачи.

Алгоритм 3. Дано: Квантили x_π , $x_{0.5}$, $x_{1-\pi}$ — квантили ξ_1 , y_π , $y_{0.5}$, $y_{1-\pi}$ — квантили ξ_2 .

1. Найти параметры μ_1 , σ_1 , μ_2 и σ_2 через значения квантилей, используя формулы раздела 4.2.
2. Вычислить значения мат. ожидания m и дисперсии s^2 случайной величины $\xi_1 + \xi_2$, как суммы $m = m_1 + m_2$, $d = d_1 + d_2$, где m_1, d_1 — мат.ожидание и дисперсия ξ_1 , а m_2, d_2 — случайной величины ξ_2 . Они пересчитываются аналогично m и d .

3. Выразить параметры μ и σ нормального распределения через параметры m и d логнормального распределения, используя формулы (10) и (11).
4. Вычислить, какой квантиль получается при сложении x_π и y_π , используя следующую формулу

$$\begin{aligned} P(\xi_1 + \xi_2 < x_\pi + y_\pi) &= P(\ln(\xi_1 + \xi_2) < \ln(x_\pi + y_\pi)) = \\ &= P\left(\frac{\ln(\xi_1 + \xi_2) - \mu}{\sigma} < \frac{\ln(x_\pi + y_\pi) - \mu}{\sigma}\right) = \\ &= \Phi\left(\frac{\ln(x_\pi + y_\pi) - \mu}{\sigma}\right). \end{aligned}$$

5. Найти значения квантилей z_{10} , z_{50} , z_{90} по Алгоритму 2.

Результат: вероятности p_1 , p_2 , p_3 для квантилей z_{π_1} , z_{π_2} , z_{π_3} случайной величины $\xi_1 + \xi_2$.

6.1 Точность аппроксимации

Выразим ошибки аппроксимации квантилей q_{10} , q_{50} , q_{90} случайной величины η через параметры μ_1 , μ_2 , σ_1^2 , σ_2^2 .

$$\frac{|q_{10} - z_{10}|}{q_{10}}, \quad \frac{|q_{50} - z_{50}|}{q_{50}}, \quad \frac{|q_{90} - z_{90}|}{q_{90}}.$$

$$\begin{aligned} z_{10} &= F_{\eta_n}^{-1}(0.1), \quad z_{50} = \exp(\mu), \quad z_{90} = F_{\eta_n}^{-1}(0.9), \quad \text{где} \\ F_{\eta_n}^{-1}(p) &= \exp(\mu + \sigma\sqrt{2}\text{erf}^{-1}(2p - 1)). \end{aligned}$$

Параметры μ , σ можно найти через параметры случайных величин ξ_1 , ξ_2 .

Квантили η выражаются как

$$\begin{aligned} q_{10} &= F_\eta^{-1}(0.1), \quad q_{50} = F_\eta^{-1}(0.5), \quad q_{90} = F_\eta^{-1}(0.9), \quad \text{где} \\ F_\eta(x) &= \int_0^x \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \text{erf} \left(\frac{\ln(x-y) - \mu_1}{\sigma_1 \sqrt{2}} \right) \right) \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}y\sigma_2} \exp \left(- \left(\frac{\ln(y) - \mu_2}{\sqrt{2}\sigma_2} \right)^2 \right) \right) dy \end{aligned}$$

В таблицах 1, 2 и 3 представлены ошибки для $\ln(\xi_1) \sim N(4, \sigma_1^2)$, $\ln(\xi_2) \sim N(6, \sigma_1^2)$, полученные с помощью моделирования.

Таким образом, при аппроксимации суммы двух логнормальных распределений логнормальным распределением ошибки мат. ожидания и дисперсии равны 0, то есть $m = m_n$ и $s^2 = s_n^2$. Но если для каких-либо расчетов понадобятся квантили η_n , то

Таблица 1: Ошибка аппроксимации медианы в % при $0.05 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$

	0.05	0.25	0.45	0.65	0.85	1.05	1.25	1.45	1.65	1.85	2.05	2.25
0.05	0.06	0.95	1.22	0.32	0.04	0.20	0.56	2.74	3.21	2.71	3.47	4.68
0.25	0.03	0.18	0.58	0.8	0.85	0.92	0.71	1.86	2.74	4.65	3.29	4.85
0.45	0.02	0.63	0.47	0.74	0.66	1.27	2.17	2.56	3.31	4.29	5.72	5.16
0.65	0.36	0.16	0.01	0.12	0.10	1.36	2.19	4.00	4.23	6.65	7.41	7.49
0.85	0.70	0.01	0.16	0.69	0.63	1.50	1.48	3.46	5.32	5.95	6.40	7.41
1.05	0.55	0.62	0.09	0.24	0.79	2.81	3.62	4.48	5.89	6.15	6.77	9.56
1.25	0.77	0.06	0.21	0.50	1.58	2.47	3.16	4.37	5.85	7.26	8.63	11.14
1.45	0.34	0.56	0.08	0.15	0.80	1.66	2.71	4.51	5.71	7.43	9.92	10.75
1.65	0.87	0.86	1.00	0.18	1.07	2.56	2.27	3.70	6.61	7.30	8.84	9.58
1.85	2.58	3.09	3.14	1.17	1.51	1.51	2.30	3.33	6.02	8.01	8.38	10.46
2.05	6.11	5.33	3.50	2.42	1.89	1.64	1.74	3.86	5.80	6.96	9.54	10.32
2.25	10.30	8.88	6.63	3.95	2.76	2.32	2.65	4.43	4.72	7.12	9.41	9.79

Таблица 2: Ошибка аппроксимации q_{10} в % при $0.05 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$

%	0.05	0.25	0.45	0.65	0.85	1.05	1.25	1.45	1.65	1.85	2.05	2.25
0.05	0.29	3.21	6.64	11.28	15.38	19.50	25.37	27.79	31.84	35.50	39.09	43.19
0.25	0.07	2.17	6.77	11.41	15.20	19.33	23.98	28.43	33.34	36.47	39.64	43.31
0.45	0.28	1.62	5.61	9.05	14.57	20.02	24.05	28.87	30.94	37.01	40.78	43.25
0.65	1.44	1.06	4.32	7.67	13.61	17.95	23.09	27.89	31.71	35.92	39.40	44.31
0.85	3.66	1.01	3.65	7.28	12.09	15.96	21.70	26.81	30.61	34.64	38.94	41.14
1.05	7.42	1.16	2.85	5.64	9.79	15.37	20.81	24.61	29.50	33.56	36.72	41.47
1.25	12.47	3.36	2.79	4.52	9.10	15.08	17.86	22.97	28.23	33.01	35.56	40.66
1.45	18.58	6.54	2.92	4.72	7.22	13.10	17.09	21.39	26.54	31.45	36.12	39.89
1.65	26.09	11.20	4.86	5.04	7.16	10.48	14.75	20.15	25.34	30.42	34.27	38.21
1.85	34.03	17.14	9.86	5.71	6.87	10.39	12.88	18.25	22.77	28.30	32.65	36.24
2.05	42.73	25.26	15.55	10.11	7.60	10.02	11.56	16.74	21.26	26.40	30.68	33.90
2.25	51.35	34.75	22.83	16.23	11.85	10.83	11.84	16.45	20.34	24.44	27.66	33.35

Таблица 3: Ошибка аппроксимации q_{10} в % при $0.05 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$

%	0.05	0.25	0.45	0.65	0.85	1.05	1.25	1.45	1.65	1.85	2.05	2.25
0.05	0.25	0.59	1.83	2.66	2.14	4.40	2.93	2.84	3.33	3.95	2.25	2.43
0.25	0.14	1.24	0.64	1.12	3.49	4.09	2.95	4.19	4.22	3.59	3.83	1.13
0.45	0.01	0.31	1.44	3.29	2.49	2.82	3.29	3.76	4.44	5.32	3.63	3.03
0.65	0.74	0.70	0.76	2.00	2.09	4.08	4.16	4.08	3.60	4.91	3.71	4.66
0.85	2.81	0.12	1.58	1.87	2.91	3.69	5.60	1.86	3.90	4.10	3.07	5.48
1.05	5.31	0.45	0.33	1.79	3.10	3.99	4.83	4.46	3.24	4.95	3.51	4.93
1.25	9.32	1.32	0.83	2.63	2.18	3.19	3.26	4.12	4.91	4.30	4.85	3.18
1.45	13.38	3.43	1.42	1.22	1.17	3.15	4.02	2.75	3.99	3.88	6.42	4.46
1.65	20.50	5.13	2.79	1.00	2.17	2.78	2.77	4.27	7.01	3.80	5.30	5.16
1.85	25.68	9.55	4.75	1.31	1.80	1.79	2.55	3.24	5.15	4.30	5.37	7.36
2.05	32.89	14.44	6.58	3.86	1.57	2.80	3.51	2.94	3.97	4.51	3.76	3.23
2.25	40.04	18.64	9.22	4.64	0.85	2.30	3.72	1.54	4.11	5.22	4.12	4.57

ошибка медианы может достигать 11%, ошибка квантиля q_{10} достигает 51%, ошибка квантиля q_{90} достигает 40%.

Построим графики 5, 6 и 7 зависимости ошибки аппроксимации квантилей от σ_2^2 при фиксированной $\sigma_1^2 = 0.45$. При моделировании объемы выборок равны 10^6 , а количество рассматриваемых σ_2^2 равно 23.

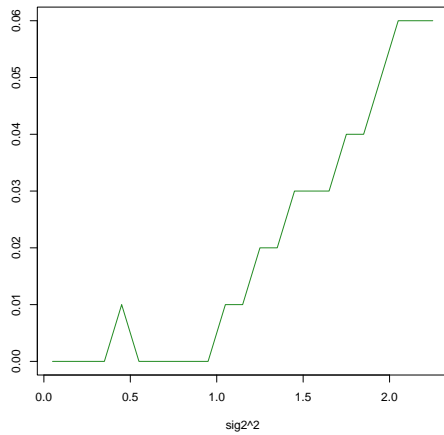


Рис. 5: Ошибка аппроксимации медианы при $\sigma_1^2 = 0.45$.

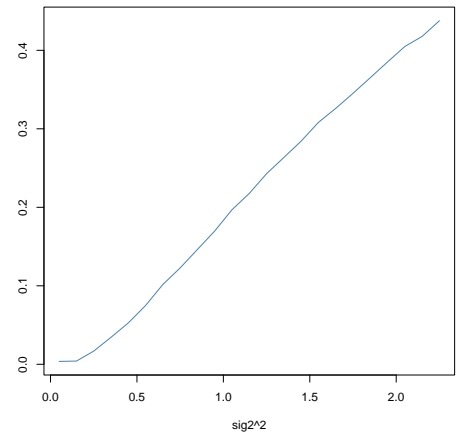


Рис. 6: Ошибка аппроксимации q_{10} при $\sigma_1^2 = 0.45$.

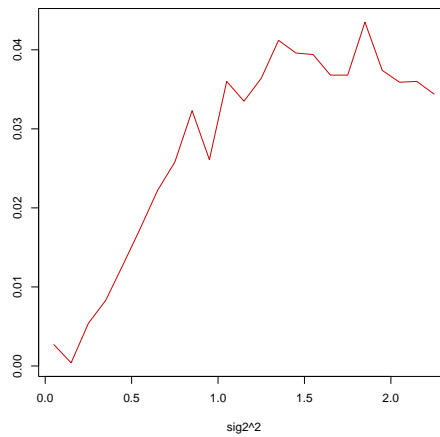


Рис. 7: Ошибка аппроксимации q_{90} при $\sigma_1^2 = 0.45$.

Таблица 4: $F_\eta(z_{50})$ в % при $0.15 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$

	0.15	0.85	1.55	2.25
0.15	0.51	0.50	0.49	0.48
0.85	0.50	0.50	0.48	0.47
1.55	0.49	0.50	0.48	0.46
2.25	0.40	0.49	0.48	0.46

Таблица 5: $F_\eta(z_{10})$ при $0.15 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$

	0.15	0.85	1.55	2.25
0.15	0.09	0.06	0.04	0.02
0.85	0.10	0.07	0.05	0.03
1.55	0.05	0.08	0.06	0.04
2.25	0.00	0.08	0.07	0.05

Таблица 6: $F_\eta(z_{90})$ при $0.15 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$

	0.15	0.85	1.55	2.25
0.15	0.90	0.90	0.90	0.90
0.85	0.90	0.91	0.91	0.90
1.55	0.93	0.90	0.91	0.91
2.25	0.95	0.91	0.90	0.91

Теперь посчитаем значения функции $F_\eta(x)$ от квантилей z_{10}, z_{50}, z_{90} случайной величины η_n при $0.15 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$. Результаты приведены в таблицах 4, 5 и 6.

На графиках 10 и 11 представлены диаграммы с не очень большими ошибками квантилей. На графиках 8 и 9 наоборот с большими.

7 Заключение

Таким образом, были получены следующие результаты: методы аппроксимации нормального и логнормального распределений, условие на σ для аппроксимации логнормального распределения, точность аппроксимации логнормального правилом 30-40-30, методы аппроксимации суммы и произведения двух логнормальных распределений.

При этом возникали проблемы с тем, что аппроксимировать дискретным распределением получается только при ограниченных значениях параметра σ и тем, что для суммы логнормальных результат имеет ошибки, так как сумма логнормальных распределений не является логнормальным распределением.

Список литературы

- [1] Keith G. Swanson's Swansong.— Текст: электронный // stochastic: [сайт].— URL: <https://www.stochastic.dk/post/swanson-s-swansong> (дата обращения: 23.12.2021).
- [2] Uncertainties impacting reserves, revenue, and costs—Текст: электронный // AAPG Wiki: [сайт].— URL: [https://wiki.aapg.org/Uncertainties impacting reserves, revenue, and costs](https://wiki.aapg.org/Uncertainties_impacting_reserves_revenue_and_costs) (дата обращения: 27.05.2022).
- [3] Bickel, J. Eric, Lake, Larry W., and John Lehman. "Discretization, Simulation, and Swanson's (Inaccurate) Mean."SPE Econ Mgmt 3 (2011): 128–140. doi: <https://doi.org/10.2118/148542-PA>.

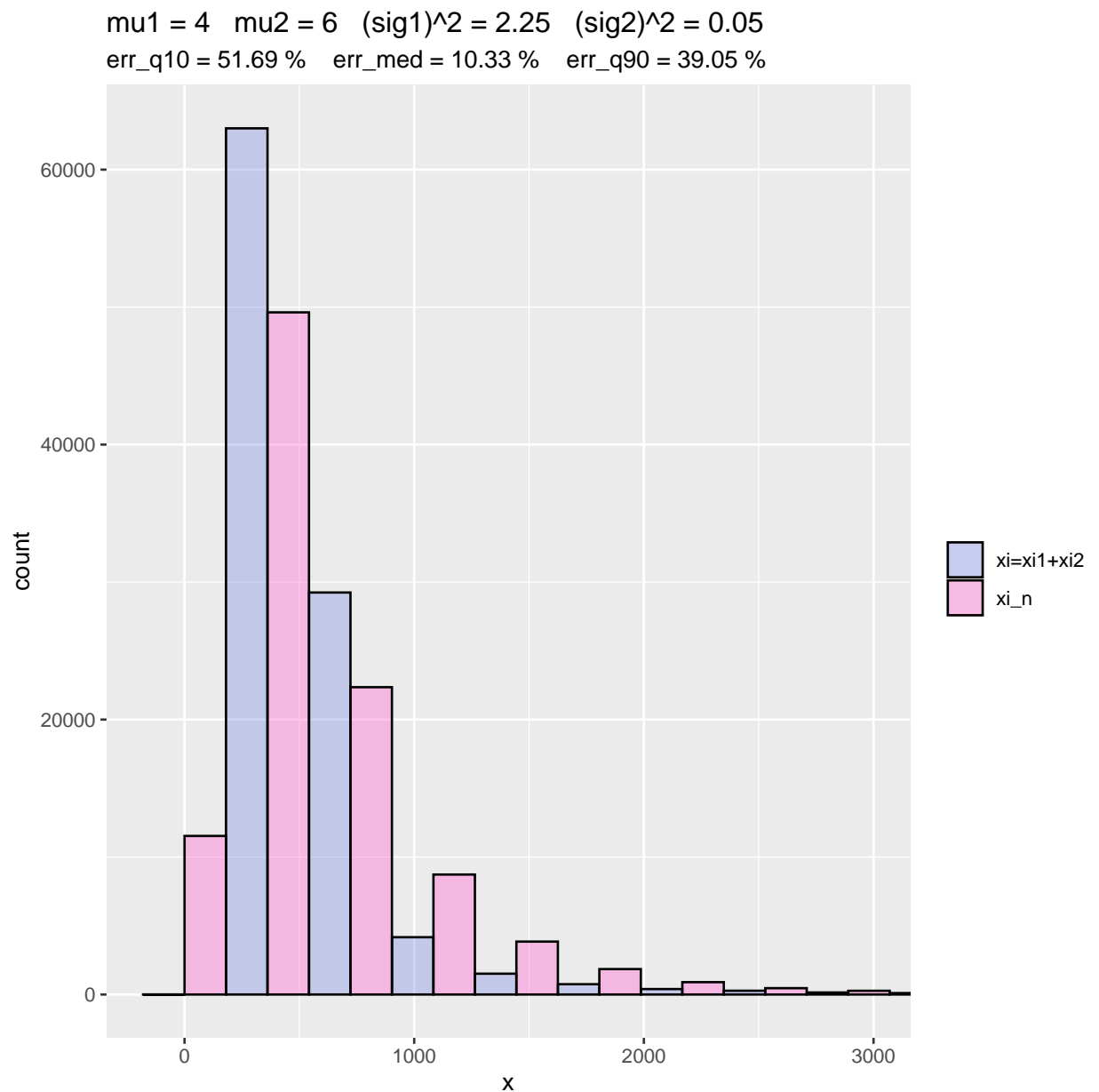


Рис. 8: Сумма логнормальных

- [4] Bickel, J. Eric. "Discretization, Simulation, and the Value of Information." Paper presented at the SPE Annual Technical Conference and Exhibition, Denver, Colorado, USA, October 2011. doi: <https://doi.org/10.2118/145690-MS>.
- [5] Moghadasi, Maryam and Jerry L. Jensen. "Performance Evaluation of Swanson's Rule for the Case of Log-Normal Populations." (2014). DOI:10.1007/978-3-642-32408.

8 Приложение

На C++ были реализованы следующие полезные на практике функции.

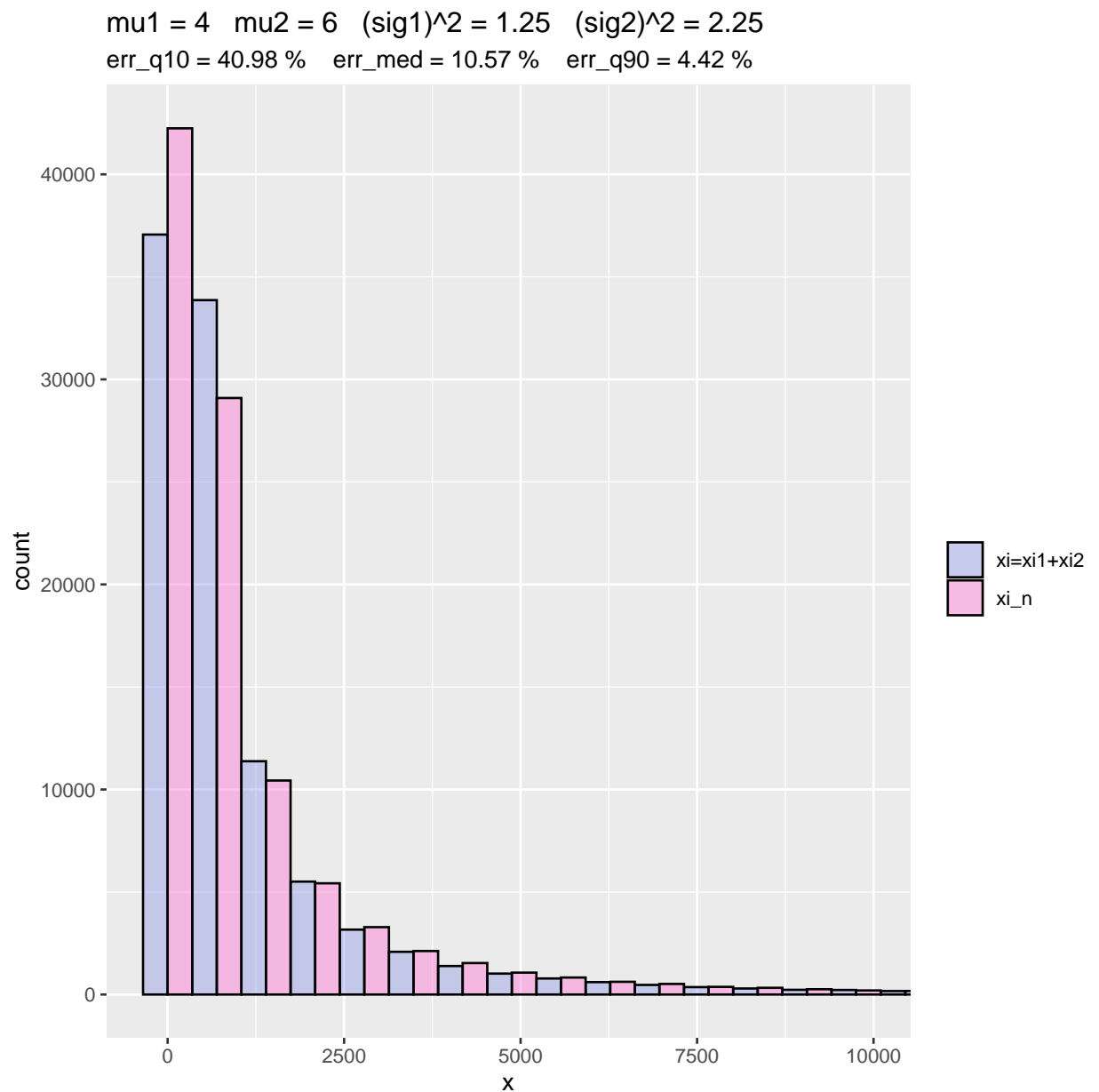


Рис. 9: Сумма логнормальных

•

Дано: значения квантилей x_{π_i} , математическое ожидание m , дисперсия s^2 непрерывной случайной величины.

Задача: найти вероятности p_i такие, что непрерывное распределение можно заменить дискретным с данными квантилями и полученными весами с сохранением математического ожидания и дисперсии.

Решение описано в разделе 2.

Система:

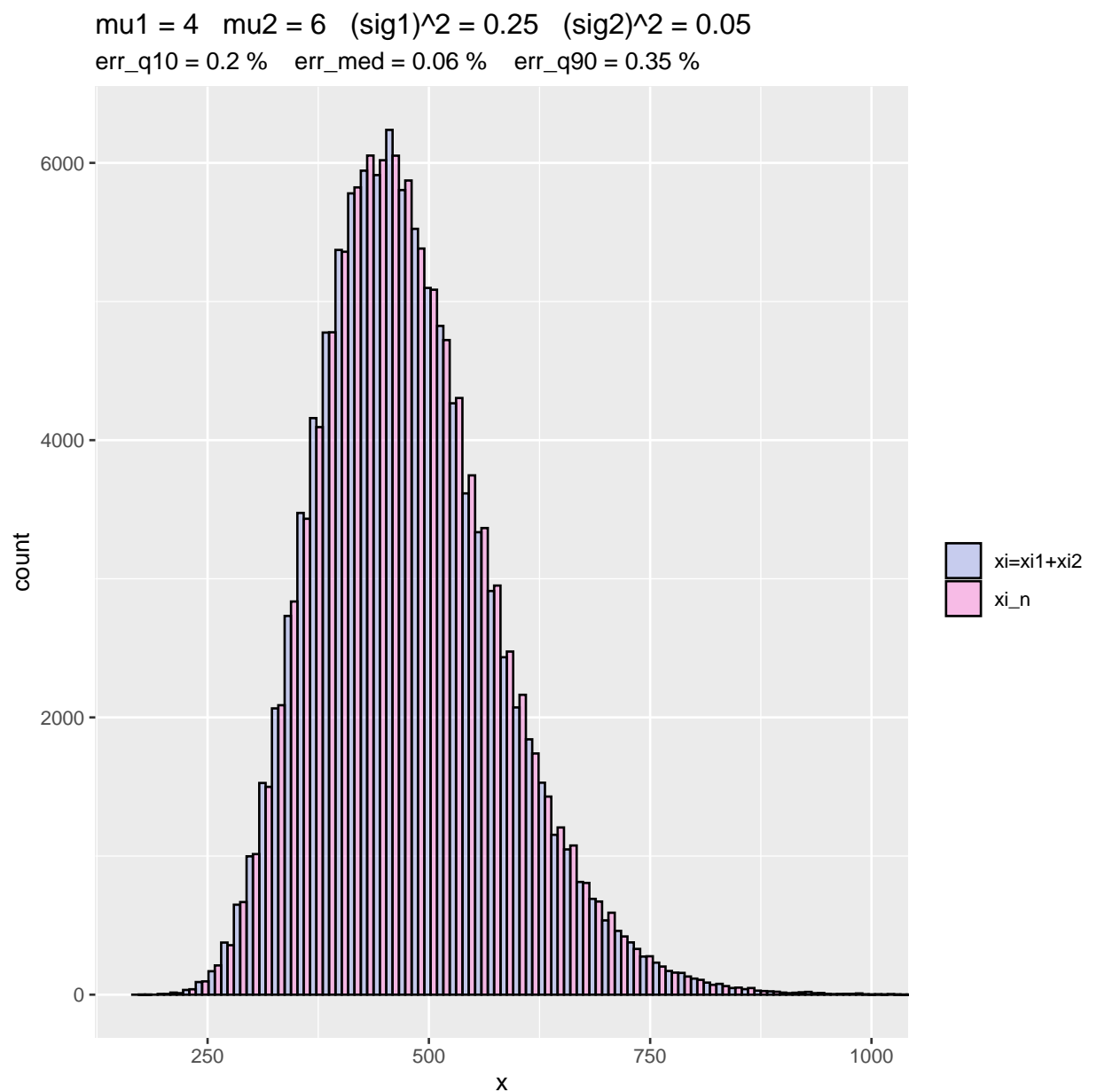


Рис. 10: Сумма логнормальных

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ x_{\pi_1} & x_{\pi_2} & x_{\pi_3} \\ x_{\pi_1}^2 & x_{\pi_2}^2 & x_{\pi_3}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ m \\ m^2 + s^2 \end{pmatrix}.$$

Функция:

vector<double> P (double m , double s , double x_{π_1} , double x_{π_2} , double x_{π_3}).

•

Дано: вероятности π_i .

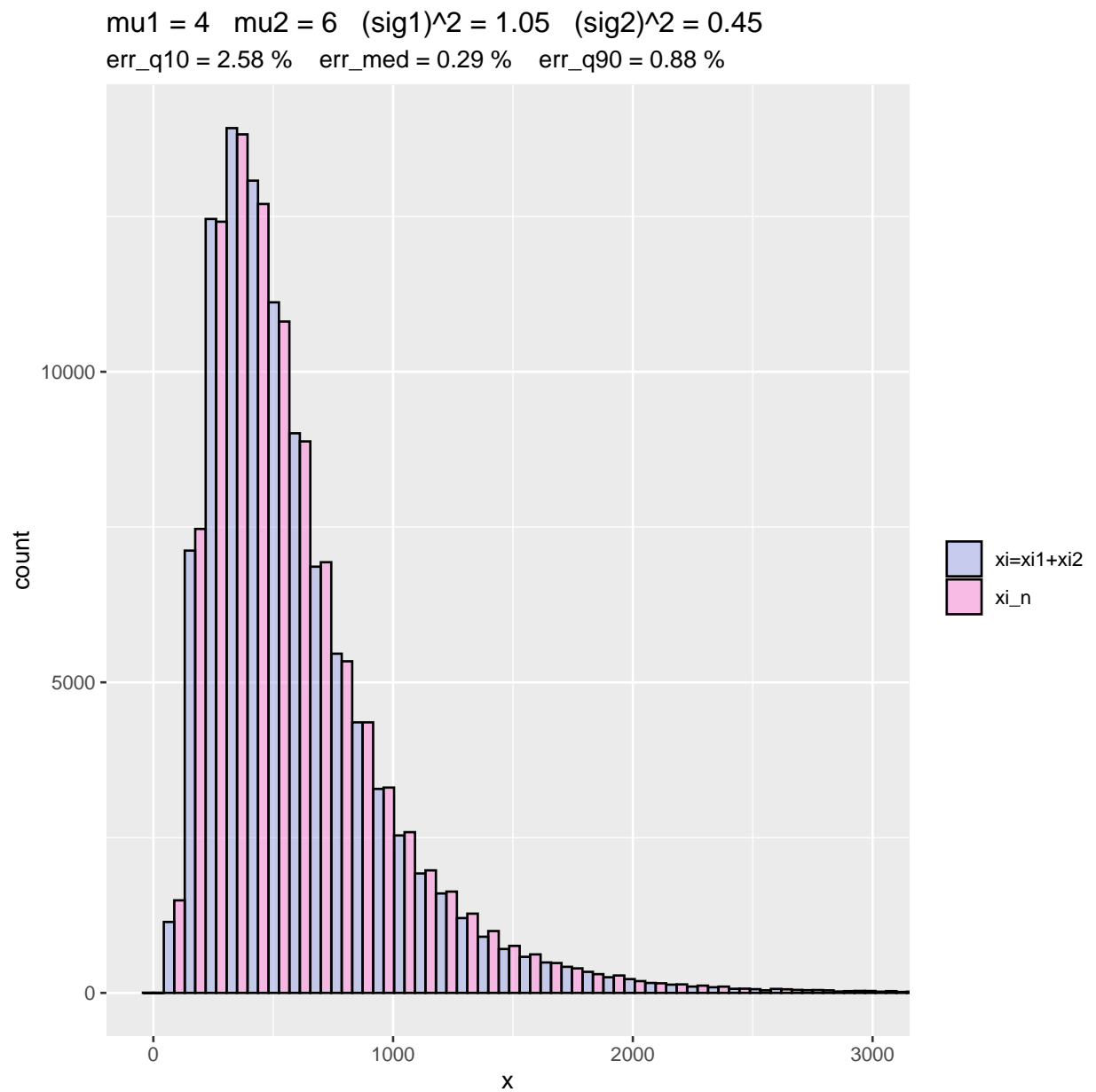


Рис. 11: Сумма логнормальных

Задача: найти вероятности p_i для дискретного распределения, заменяющего исходное нормальное распределение, с любыми тремя квантилями x_{π_1} , x_{π_2} и x_{π_3} .

Решение описано в разделе 3.

Система:

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ \Phi^{-1}(\pi_1) & \Phi^{-1}(\pi_2) & \Phi^{-1}(\pi_3) \\ \Phi^{-1}(\pi_1)^2 & \Phi^{-1}(\pi_2)^2 & \Phi^{-1}(\pi_3)^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

Функция:

vector<double> PNormal (double π_1 , double π_2 , double π_3).

•

Дано: вероятность π .

Задача: найти вероятности p_i для дискретного распределения, заменяющего исходное нормальное распределение, в случае симметричных квантилей вида π , 0.5 и $1 - \pi$.

Решение описано в разделе 3 с помощью системы (2).

Формулы:

$$\begin{cases} p_\pi = \frac{1}{2\Phi^{-1}(\pi)^2}, \\ p_{0.5} = 1 - \frac{1}{\Phi^{-1}(\pi)^2}, \\ p_{1-\pi} = \frac{1}{2\Phi^{-1}(\pi)^2}. \end{cases}$$

Функция:

vector<double> PNormalSim (double π).

•

Дано: параметры нормального распределения μ и σ , соответствующего логнормальному распределению.

Задача: найти параметры этого логнормального распределения m и s .

Решение получено из определений логнормального распределения и соответствующего ему нормального распределения.

Формулы:

$$\begin{aligned} m &= \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right), \\ s^2 &= m^2(\exp(\sigma^2) - 1). \end{aligned}$$

Функции:

double M (double μ , double σ),

double S (double μ , double σ).

•

Дано: вероятности π_1 , π_2 , значения квантилей x_{π_1} , x_{π_2} .

Задача: найти дисперсию логарифмически нормального распределения через квантили дискретного распределения, которое его заменяет.

Решение описано в разделе 4.2, получена формула (2).

Формула:

$$\sigma = \frac{\log\left(\frac{x_{\pi_2}}{x_{\pi_1}}\right)}{\Phi^{-1}(\pi_2) - \Phi^{-1}(\pi_1)}.$$

Функция:

double Sig (double π_1 , double π_2 , double x_{π_1} , double x_{π_2}).

•

Дано: вероятность π , значения квантилей x_π , $x_{0.5}$.

Задача: найти дисперсию логарифмически нормального распределения через квантили дискретного распределения, которое его заменяет в случае симметричных квантилей.

Решение получено как частый случай формулы (2).

Формула:

$$\sigma = \frac{\ln(x_\pi) - \ln(x_{0.5})}{\Phi^{-1}(\pi)}.$$

Функция:

double SigSim (double π , double x_π , double $x_{0.5}$).

•

Дано: вероятность π , параметры нормального распределения μ , σ .

Задача: найти квантили логнормальной случайной величины, зная параметры соответствующего нормального распределения в случае симметричных квантилей.

Решение описано в разделе 5.

Формулы:

$$\begin{aligned}\ln(x_\pi) &= \mu + \Phi^{-1}(\pi)\sigma, \\ \ln(x_{0.5}) &= \mu, \\ \ln(x_{1-\pi}) &= \mu + \Phi^{-1}(1 - \pi)\sigma.\end{aligned}$$

Функция:

double lnX (double π , double μ , double σ).

•

Дано: вероятность π , дисперсии σ_1 и σ_2 нормальных случайных величин.

Задача: понять, какой квантиль получается при перемножении квантилей логнормальных случайных величин, через дисперсии соответствующих нормальных случайных величин в случае симметричных квантилей.

Решение описано в разделе 5.

Формулы:

$$P(\xi_1 \xi_2 < x_\pi y_\pi) = \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(\pi)(\sigma_1 + \sigma_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \right),$$

$$q = \frac{\Phi^{-1}(\pi)(\sigma_1 + \sigma_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}.$$

Функция:

double ProbPr (double π , double σ_1 , double σ_2).

•

Дано: вероятность π , квантили x_π , $x_{0.5}$ и y_π , $y_{0.5}$.

Задача: понять, какой квантиль получается при перемножении π -ых квантилей логнормальных случайных величин, через логарифмы π -го и 0.5-го квантилей.

Решение описано в разделе 5, получена формула (??).

Формулы:

$$P(\xi_1 \xi_2 < x_\pi y_\pi) = \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(\pi)(\ln(x_{0.5}) + \ln(y_{0.5}) - \ln(x_\pi) - \ln(y_\pi))}{\sqrt{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_\pi))^2 + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_\pi))^2}} \right),$$

$$q = \frac{\Phi^{-1}(\pi)(\ln(x_{0.5}) + \ln(y_{0.5}) - \ln(x_\pi) - \ln(y_\pi))}{\sqrt{(\ln(x_{0.5}) - \ln(x_\pi))^2 + (\ln(y_{0.5}) - \ln(y_\pi))^2}}.$$

Функция:

double ProbPrX (double π , double x_π , double $x_{0.5}$, double y_π , double $y_{0.5}$).

•

Дано: вероятность π , квантили x_π , $x_{0.5}$ и y_π , $y_{0.5}$.

Задача: найти значения π -го квантиля для произведения двух логнормально распределенных случайных величин через их квантили.

Решение описано в разделе 7.

Формулы:

$$z_{\pi} = \exp \left(\frac{\ln(x_{\pi}y_{\pi}) - \ln(x_{0.5}y_{0.5})}{q} \Phi^{-1}(\pi) + \ln(x_{0.5}y_{0.5}) \right),$$

$$q = \Phi^{-1}(\mathrm{P}(\xi_1\xi_2 < x_{\pi}y_{\pi})).$$

Функция:

double Q (double π , double x_{π} , double $x_{0.5}$, double y_{π} , double $y_{0.5}$).