

Санкт-Петербургский государственный университет
Прикладная математика и информатика

Отчет по научно-исследовательской работе

Замена непрерывных распределений на дискретные для
применения на практике

(семестр 8)

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 | Общий подход к трехточечной аппроксимации | 4 |
| 3 | Аппроксимация нормального распределения | 5 |
| 4 | Аппроксимация логнормального распределения | 6 |
| 4.1 | Связь логнормального распределения с нормальным | 6 |
| 4.2 | Способ нахождения вероятностей через математическое ожидание и дисперсию нормального распределения | 7 |
| 4.3 | Непосредственная аппроксимация логнормального распределения | 8 |
| 4.4 | Условие на параметр σ для существования трехточечной аппроксимации логнормального распределения | 11 |
| 4.5 | Варианты постановки задачи | 13 |
| 4.6 | Точность аппроксимации | 14 |
| 5 | Произведение двух логнормальных распределений | 17 |
| 5.1 | Квантили вида π , 0.5 , $1 - \pi$ произведения логнормальных случайных величин | 19 |
| 6 | Сумма двух логнормальных распределений | 22 |
| 6.1 | Точность аппроксимации | 23 |
| 7 | Заключение | 26 |
| 8 | Приложение | 27 |

1 Введение

В практических задачах не редко 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 нефти в разных скважинах, нужно оценить суммарные запасы. 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.

План работы:

Рассмотреть общий подход к трехточечной аппроксимации.

Рассмотреть трехточечную аппроксимацию нормального распределения, в целом метод Свонсона и вывод правила 30-40-30.

Рассмотреть трехточечную аппроксимацию логнормального распределения и её свойства.

Построить алгоритм аппроксимации произведения двух логнормальных распределений.

Построить алгоритм аппроксимации суммы двух логнормальных распределений.

Работа этого семестра заключена в разделе 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 Общий подход к трехточечной аппроксимации

Пусть дана непрерывная случайная величина ξ с функцией распределения $F(x)$.

$$m = \mathbf{E}(\xi), \quad s^2 = \mathbf{D}(\xi).$$

Для неё заданы квантили $x_{\pi_1}, x_{\pi_2}, x_{\pi_3}$. Также есть случайная дискретная величина $\tilde{\xi}$.

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

$$\tilde{m} = \mathbf{E}(\tilde{\xi}), \quad \tilde{s}^2 = \mathbf{D}(\tilde{\xi}).$$

Мы хотим аппроксимировать распределение случайной величины ξ дискретным распределением $\tilde{\xi}$.

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

$$p_1 + p_2 + p_3 = 1, \tag{1}$$

$$\tilde{m} = p_1 x_{\pi_1} + p_2 x_{\pi_2} + p_3 x_{\pi_3} = m, \tag{2}$$

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

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 (Swanson, 2000 год). Пусть верно

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ \hat{x}_{\pi_1} & \hat{x}_{\pi_2} & \hat{x}_{\pi_3} \\ \hat{x}_{\pi_1}^2 & \hat{x}_{\pi_2}^2 & \hat{x}_{\pi_3}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}, \tag{4}$$

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

Доказательство.

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

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

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

Предположим, что $m = \tilde{m}$ и $s^2 = \tilde{s}^2$, и получим систему (4). Для этого подставим (5) в уравнение (2), получаем

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

Используя уравнение (1), получаем

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

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

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

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

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

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

Получившиеся уравнения в матричной форме

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

■

3 Аппроксимация нормального распределения

Если $\xi \sim N(\mu, \sigma)$ имеет нормальное распределение, то $\hat{\xi}$ имеет нормальное стандартное распределение, поэтому можно написать систему, которая не зависит ни от μ , ни от σ .

Предложение 2 (Swanson, 2000 год). $\xi \sim N(\mu, \sigma)$, 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 $m = \tilde{m}$ и $s^2 = \tilde{s}^2$.

Доказательство. Предположим, что $m = \tilde{m}$ и $s^2 = \tilde{s}^2$, и получим систему (7).

$\Phi(y) = P\left(\eta = \frac{\xi - m}{s} \leq y\right)$ — 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

4.1 Связь логнормального распределения с нормальным

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.

Параметры m, s^2 логнормального распределения можно найти через параметры μ и σ^2 соответствующего нормального распределения по следующим формулам

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

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

Параметр σ логнормального распределения выражается через квантили как

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

Параметр μ можно находить из уравнений вида

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

4.2 Способ нахождения вероятностей через математическое ожидание и дисперсию нормального распределения

Заметим, что если $x_{\pi_1}, x_{\pi_2}, x_{\pi_3}$ — 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 s^2 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 s^2 логнормального распределения.

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 $\tilde{\xi}$.

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 .

$$p_{10} = 0.371243,$$

$$p_{50} = 0.282992,$$

$$p_{90} = 0.345764.$$

4.3 Непосредственная аппроксимация логнормального распределения

Есть другой способ нахождения результата, полученного в разделе 4.2. Можно не переходить к нормальному распределению, а сразу вычислять вероятности для квантилей логнормального распределения.

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

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

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

Доказательство.

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

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

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

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

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

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

В итоге получаем

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

■

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.

$$P(\xi \leq x_\pi) = \pi,$$

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

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} .

$$\log(x_{\pi_1}) = \mu + \sigma\Phi^{-1}(\pi_1),$$

$$\log(x_{\pi_3}) = \mu + \sigma\Phi^{-1}(\pi_3).$$

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 $\hat{F}^{-1}(\pi)$ 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 $\tilde{\xi}$.

Замечание 1. Результаты Алгоритмов 1 и 2 совпадают.

Пример.

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

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

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

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

$$\begin{aligned}\hat{F}^{-1}(0.1) &\approx -1.0539640761, \\ \hat{F}^{-1}(0.5) &\approx -0.1954343914.\end{aligned}$$

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

$$p_{10} = 0.371243,$$

$$p_{50} = 0.282992,$$

$$p_{90} = 0.345764.$$

4.4 Условие на параметр σ для существования трехточечной 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. Докажем следующее предложение.

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

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

где $c = \Phi^{-1}(\pi)$.

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

$$\begin{aligned}p_1(t_1^2 - t_3^2) + (t_2 + t_3)(p_1(t_3 - t_1) - t_3) &= 1 - t_3^2, \\ p_1(t_1 - t_3)(t_1 + t_3) + (t_2 + t_3)(t_1 - t_2) &= 1 + t_2t_3.\end{aligned}$$

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

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

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

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

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

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.

4.5 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 $\tilde{\xi}$, у которой $\tilde{m} = m$ и $\tilde{s}^2 = s^2$. И считать значения m и s через квантили x_π , $x_{0.5}$, $x_{1-\pi}$ и вероятности p_1 , p_2 , p_3 . Если условие для положительных вероятностей не выполняется, можно воспринимать задачу не как поиск вероятностей для $\tilde{\xi}$, 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 .

4.6 Точность аппроксимации

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

Предложение 6. *Ошибка аппроксимации мат. ожидания логнормального распределения при использовании метода Свонсона, примененного к нормальному распределению.*

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

и не зависит от параметра μ .

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

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

Имеем следующие квантили

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

Точные значения вероятностей

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

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

Тогда мат. ожидание аппроксимации равно

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

Получили ошибку

$$\begin{aligned} \frac{|m - \tilde{m}|}{m} &= \\ &= \frac{\left| \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(\pi))^2} \exp(\mu) (\exp(\sigma\Phi^{-1}(\pi)) - 1 - \exp(\sigma\Phi^{-1}(\pi))) + \exp(\mu) \right|}{\exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)} = \end{aligned}$$

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

■

Построим график зависимости от σ .

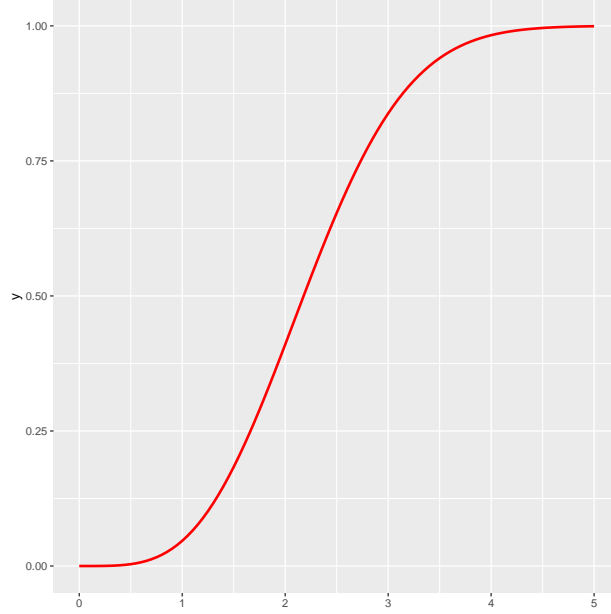


Рис. 1: Ошибка аппроксимации мат. ожидания

Видим, что при $\sigma \leq 1.5$ ошибка аппроксимации мат.ожидания меньше 12%.

Предложение 7. Ошибка аппроксимации дисперсии логнормального распределения при использовании метода Свонсона, примененного к нормальному распределению.

$$\begin{aligned} \frac{|s^2 - \tilde{s}^2|}{s^2} &= \left| \exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)) - \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{2c^2} \exp(-2c\sigma) - \left(1 - \frac{1}{c^2}\right) \exp(2c\sigma) + \right. \\ &\quad \left. + \left(\frac{1}{2c^2} (\exp(c\sigma) - 1 + \exp(-c\sigma)) + 1 \right)^2 \right| / \exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)) \end{aligned}$$

и не зависит от параметра μ , где $c = \Phi^{-1}(\pi)$.

Доказательство. Выразим аппроксимации дисперсии через параметры распределения.

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

$$+ \left(1 - \frac{1}{(\Phi^{-1}(\pi))^2}\right) \exp(2\mu + 2\sigma\Phi^{-1}(0.5)) + \frac{1}{2(\Phi^{-1}(\pi))^2} \exp(2\mu - 2\sigma\Phi^{-1}(\pi)) - \tilde{m}^2.$$

Получили ошибку

$$\begin{aligned} \left| \frac{s^2 - \tilde{s}^2}{s^2} \right| &= \left| \exp(2\mu + \sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(\pi))^2} \exp(2\mu + 2\sigma\Phi^{-1}(\pi)) - \right. \\ &\quad \left. - \left(1 - \frac{1}{(\Phi^{-1}(\pi))^2}\right) \exp(2\mu + 2\sigma\Phi^{-1}(0.5)) - \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(\pi))^2} \exp(2\mu - 2\sigma\Phi^{-1}(\pi)) + \tilde{m}^2 \right| / \exp(2\mu + \sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)) = \\ &= \left| \exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(\pi))^2} \exp(2\sigma\Phi^{-1}(\pi)) - \right. \\ &\quad \left. - \left(1 - \frac{1}{(\Phi^{-1}(\pi))^2}\right) \exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.5)) - \right. \\ &\quad \left. + \frac{1}{2(\Phi^{-1}(\pi))^2} \exp(2\sigma\Phi^{-1}(\pi)) + \tilde{m}^2/2\mu \right| / \exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2 - 1)). \end{aligned}$$

■

Построим график зависимости от σ .

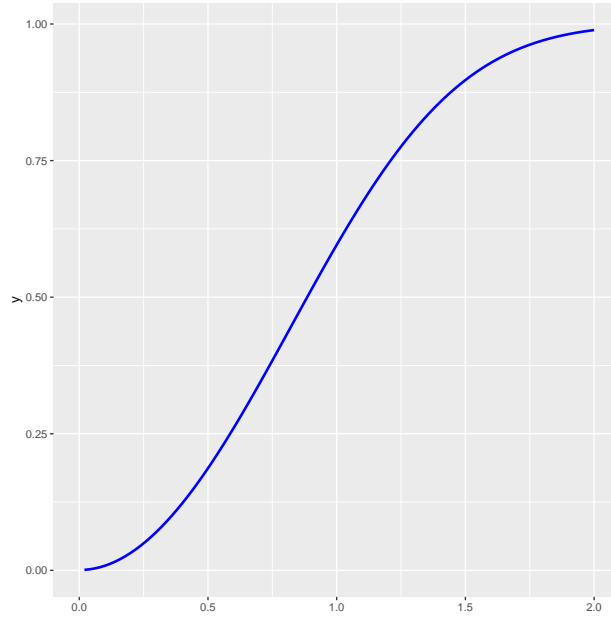


Рис. 2: Ошибка аппроксимации дисперсии

Видим, что при $\sigma \leq 1.5$ ошибка аппроксимации дисперсии может достигать 80%.

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 .

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 : $\xi \sim N(a, b^2)$.

Ось Y : $\eta \sim N(0, 1)$.

Возьмем две точки и построим по ним уравнение прямой.

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

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

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

Получаем, что

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

Для первой точки возьмем $p = 0.1$.

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

Для второй точки возьмем $p = 0.5$.

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

Составим уравнение прямой:

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

Следовательно,

$$by = x - a,$$

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

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

Предложение 9 (Swanson, 2000 год). 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

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

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

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

где a и b такие, что прямая $y = \frac{x - a}{b}$ проходит через точки $(\ln(x_{\pi}y_{\pi}), t)$ и $(\ln(x_{0.5}y_{0.5}), 0)$, где

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

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 b прямой, на которой они лежат, по формуле (25).

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

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

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

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:

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

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

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

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

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

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

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

■

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 $m = \tilde{m}$ и $s^2 = \tilde{s}^2$.

Берем симметричные квантили, а именно $\pi = 0.1$. Не умеем находить точное решение, поэтому 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, $\sigma < 0.6913$.

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 .

$$1. x_\pi, x_{0.5}, x_{1-\pi} \rightarrow \mu_1, \sigma_1$$

$$2. y_\pi, y_{0.5}, y_{1-\pi} \rightarrow \mu_2, \sigma_2$$

$$3. \mu_i, \sigma_i \rightarrow m_i, s_i^2$$

$$4. m = m_1 + m_2$$

$$5. s^2 = s_1^2 + s_2^2$$

$$6. m, s^2 \rightarrow \mu, \sigma$$

$$7. \mu, \sigma \rightarrow z_\pi, z_{0.5}, z_{1-\pi}$$

8. $z_\pi, z_{0.5}, z_{1-\pi} \rightarrow p_1, p_2, p_3$

Результат: вероятности p_1, p_2, p_3 для квантилей $z_{\pi_1}, z_{\pi_2}, z_{\pi_3}$ случайной величины $\xi_1 + \xi_2$.

6.1 Точность аппроксимации

Выразим ошибки аппроксимации квантилей q_{10}, q_{50}, q_{90} случайной величины ξ через параметры $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$.

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

$$z_{10} = F_\eta^{-1}(0.1), \quad z_{50} = \exp(\mu), \quad z_{90} = F_\eta^{-1}(0.9), \quad \text{где}$$

$$F_\eta^{-1}(p) = \exp(\mu + \sigma\sqrt{2}\text{erf}^{-1}(2p - 1)).$$

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

Квантили η выражаются как

$$q_{10} = F_\xi^{-1}(0.1), \quad q_{50} = F_\xi^{-1}(0.5), \quad q_{90} = F_\xi^{-1}(0.9), \quad \text{где}$$

$$F_\xi(x) = \int_0^x \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \text{erf} \left(\frac{\ln(x-y) - \mu_1}{\sigma_1\sqrt{2}} \right) \right) \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}y\sigma_2} \exp \left(- \left(\frac{\ln(y) - \mu_2}{\sqrt{2}\sigma_2} \right)^2 \right) \right) dy$$

В таблицах 1, 2 и 3 представлены ошибки для $\ln(\xi_1) \sim N(4, \sigma_1^2)$, $\ln(\xi_2) \sim N(6, \sigma_2^2)$, полученные с помощью моделирования, объемы выборок равны 10^6 .

Таблица 1: Ошибка аппроксимации медианы (%) в зависимости от σ_1^2 (строка) и σ_2^2 (столбец)

| | 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 зависимости от σ_1^2 (строка) и σ_2^2 (столбец)

| % | 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_{90} (%) в зависимости от σ_1^2 (строка) и σ_2^2 (столбец)

| % | 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 |

Таким образом, при аппроксимации суммы двух логнормальных распределений логнормальным распределением ошибки мат. ожидания и дисперсии равны 0, то есть $m = \tilde{m}$ и $s^2 = \tilde{s}^2$. Но если для каких-либо расчетов понадобятся квантили η , то ошибка медианы может достигать 11%, ошибка квантиля q_{10} достигает 51%, ошибка квантиля q_{90} достигает 40%.

Построим графики 7, 4 и 5 зависимости ошибки аппроксимации квантилей от σ_2^2 при фиксированной $\sigma_1^2 = 0.45$. При моделировании объемы выборок равны 10^6 .

Таблица 4: $F_\eta(z_{50})$ в зависимости от σ_1^2 (строка) и σ_2^2 (столбец)

| | 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 |

Теперь посчитаем значения функции $F_\xi(x)$ от квантилей z_{10} , z_{50} , z_{90} случайной ве-

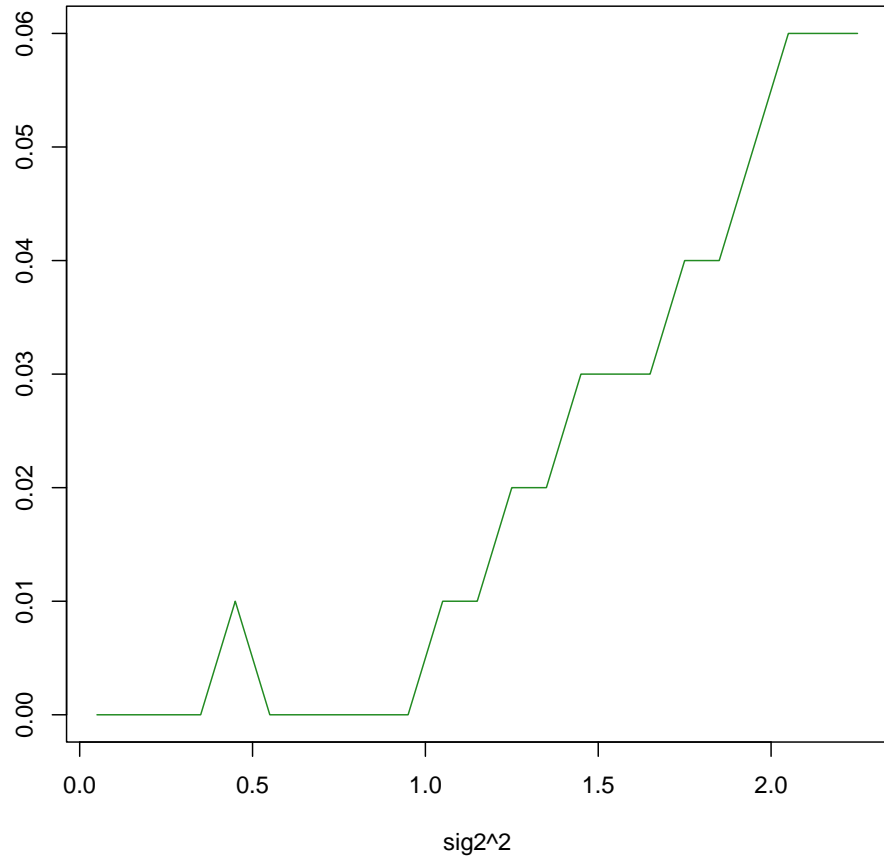


Рис. 3: Ошибка аппроксимации медианы при $\sigma_1^2 = 0.45$.

Таблица 5: $F_\eta(z_{10})$ в зависимости от σ_1^2 (строка) и σ_2^2 (столбец)

| | 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: $F_\eta(z_{90})$ в зависимости от σ_1^2 (строка) и σ_2^2 (столбец)

| | 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 |

личины η . Они показывают, каким квантилем для ξ являются квантили z_i . Результаты приведены в таблицах 4, 5 и 6.

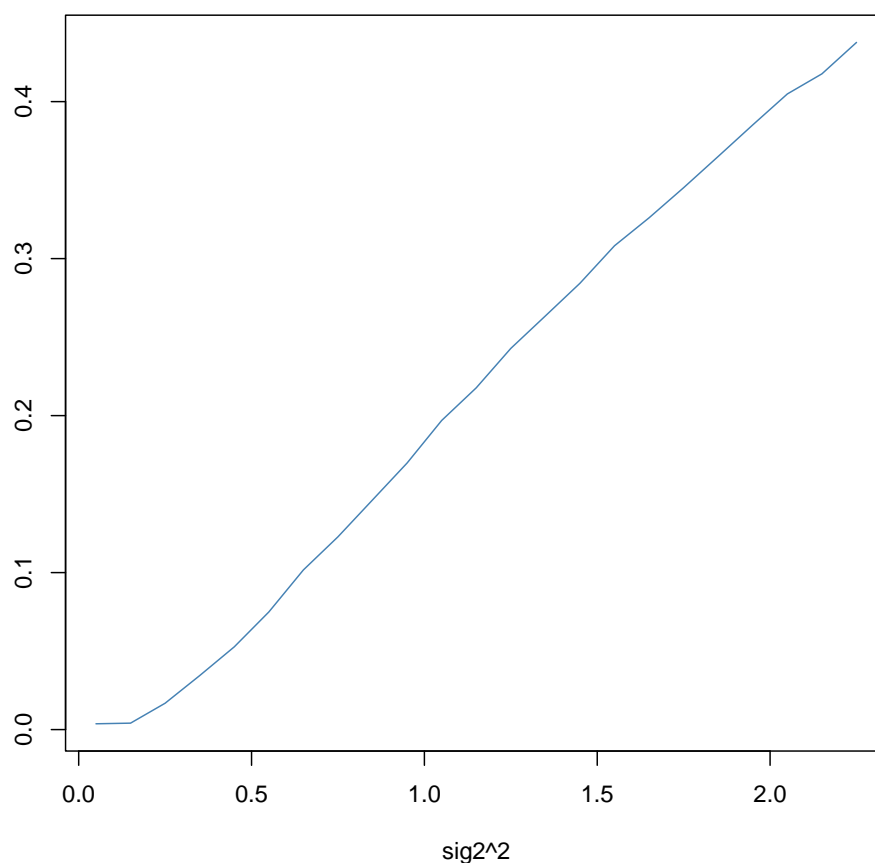


Рис. 4: Ошибка аппроксимации q_{10} при $\sigma_1^2 = 0.45$.

Построим оценки плотности для ξ и η , когда ошибки имеют очень маленькие значения и когда достаточно большие. Они представлены на рисунках 6 и 7.

7 Заключение

Таким образом, были получены следующие результаты: условие на σ для существования трехточечной аппроксимации логнормального распределения, точность аппроксимации мат. ожидания и дисперсии логнормального распределения с помощью метода Свонсона, метод трехточечной аппроксимации суммы логнормальных распределений, точность трехточечной аппроксимации суммы логнормальных распределений.

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).

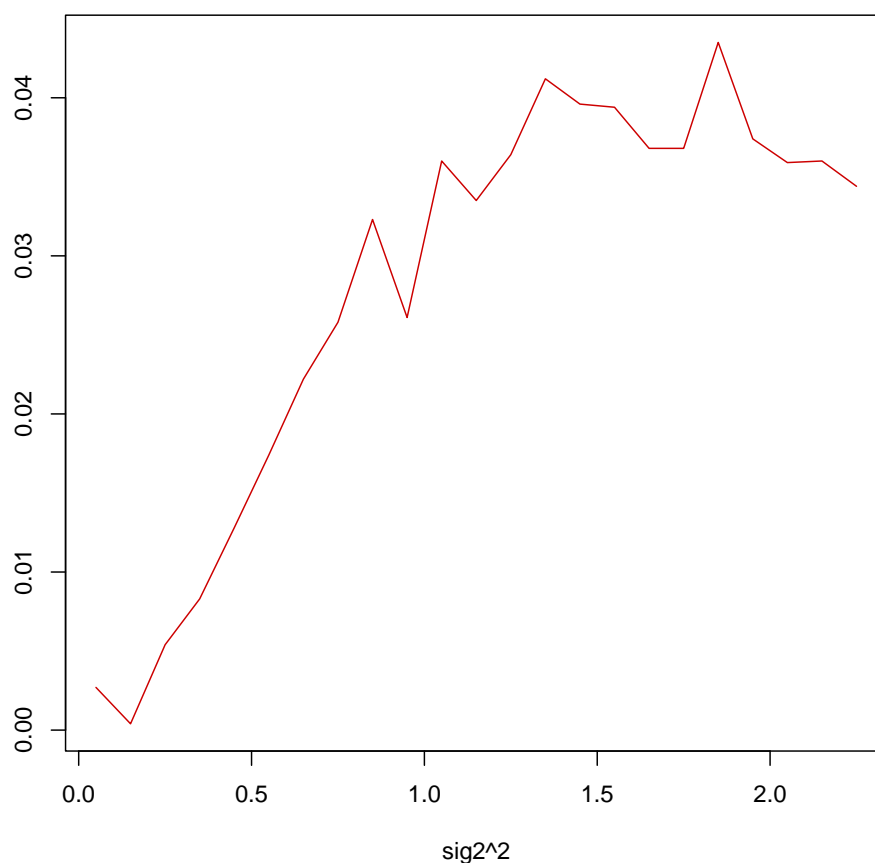


Рис. 5: Ошибка аппроксимации q_{90} при $\sigma_1^2 = 0.45$.

- [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>.
- [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.

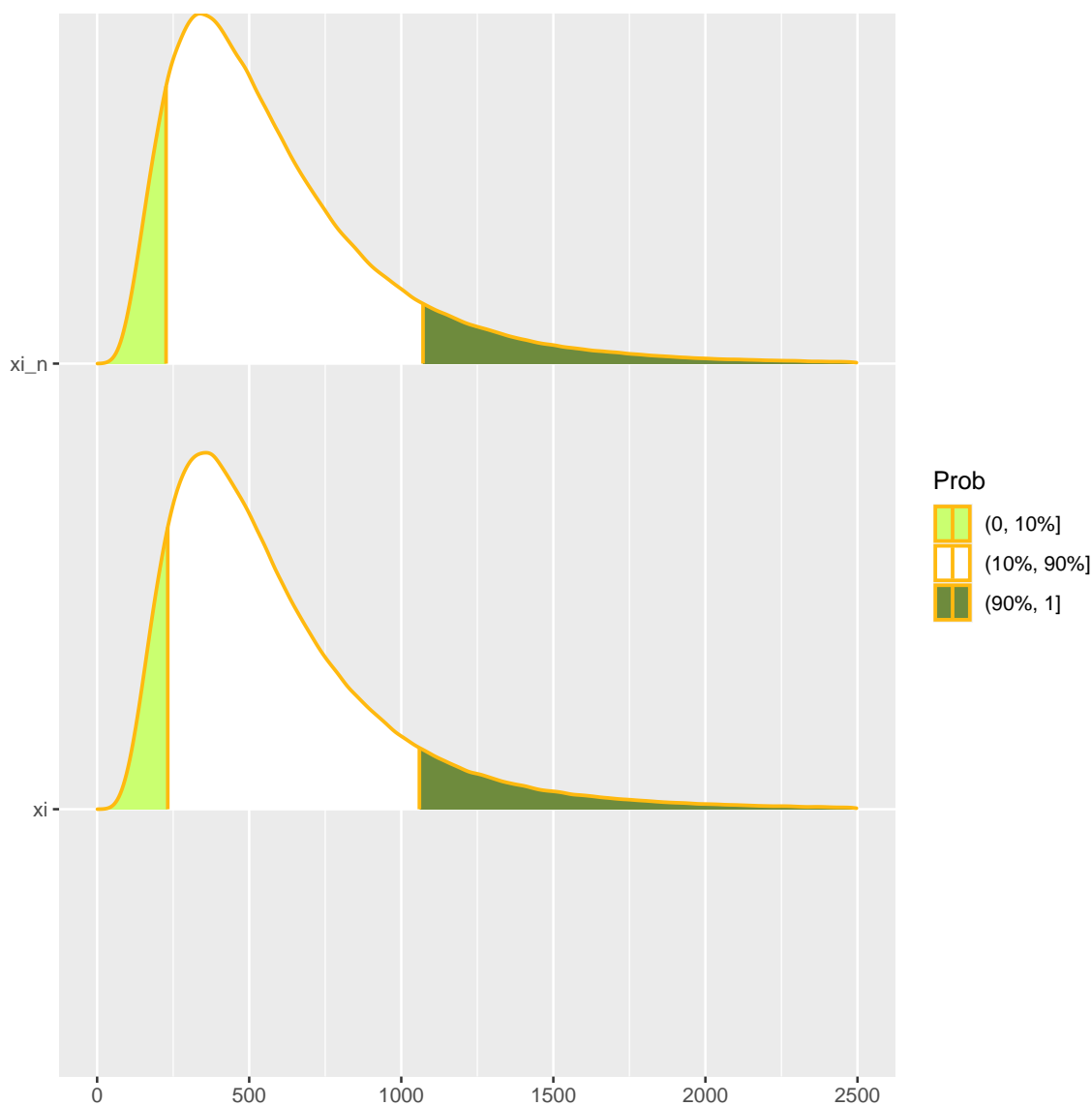


Рис. 6: $\sigma_1^2 = 1.05$, $\sigma_2^2 = 0.45$, $err_{med} = 0.09\%$, $err_{q_{10}} = 2.4\%$, $err_{q_{90}} = 1.1\%$.

•

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:

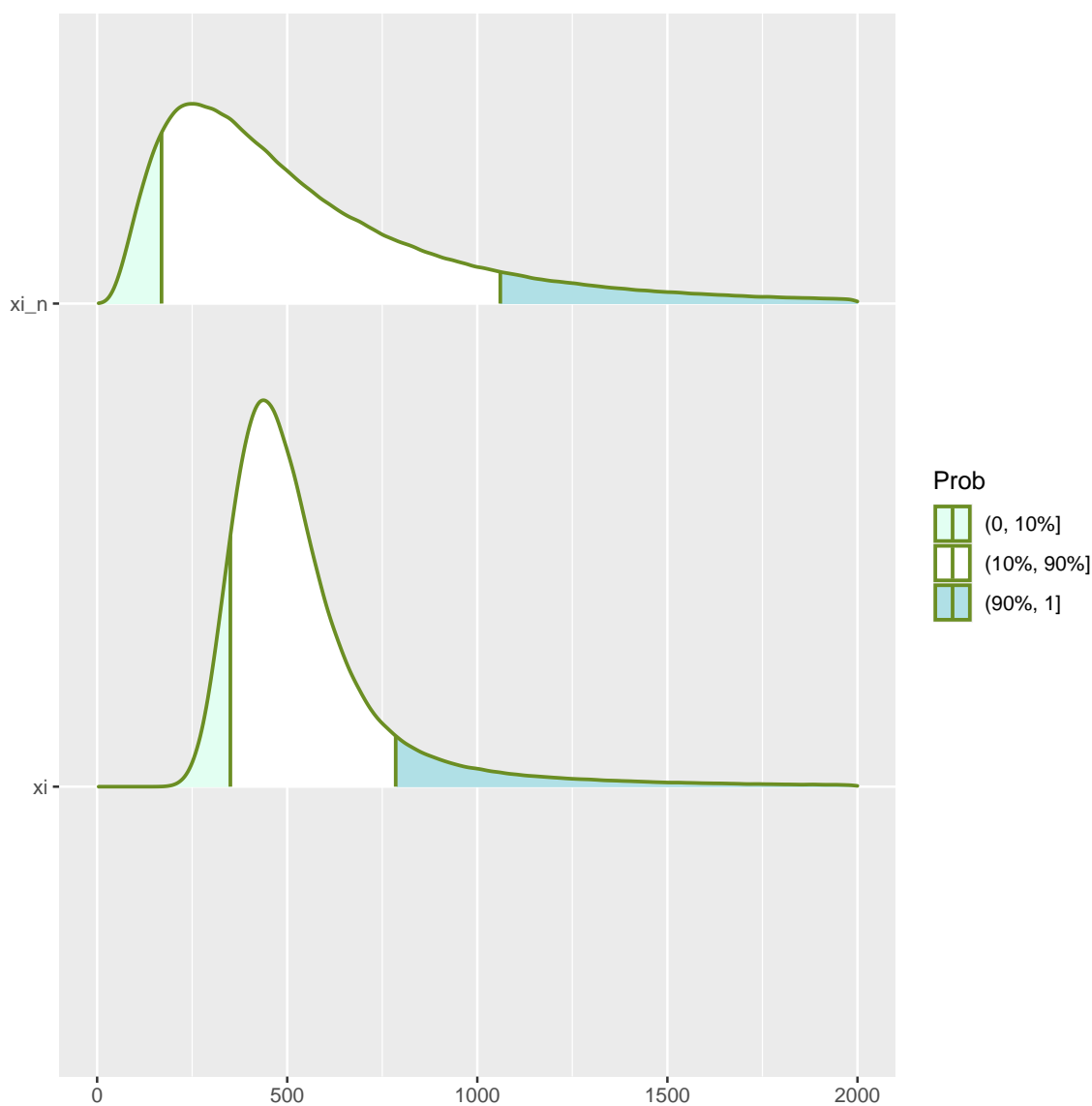


Рис. 7: $\sigma_1^2 = 2.25$, $\sigma_2^2 = 0.05$, $err_{med} = 9.92\%$, $err_{q_{10}} = 51.34\%$, $err_{q_{90}} = 39.88\%$.

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

Функция:

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

•

Дано: вероятности π_i .

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 (4.1).

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 (??).

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 (??).

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:

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

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

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:

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

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

Функция:

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