

Замена непрерывного распределения на дискретное для применения на практике

Нагуманова Карина Ильнуровна, 19Б.04-мм

Санкт-Петербургский государственный университет
Прикладная математика и информатика
Вычислительная стохастика и статистические модели

Санкт-Петербург
2023г.

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.

Аппроксимируемые случайные величины складывают и умножают.

Пример перемножения: используем площадь дренирования пласта, среднюю чистую толщину и коэффициент извлечения углеводородов. При перемножении этих параметров получаем количество резервов нефти.

Пример сложения: 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.

Задача: находить аппроксимацию суммы и произведения по аппроксимациям исходных случайных величин.

Структура работы.

- 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, два метода, 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.

ξ — непрерывная случайная величина 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 .

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

Нужно аппроксимировать распределение случайной величины ξ дискретным распределением ξ_n .

$$p_1 + p_2 + p_3 = 1,$$

$$m_n = p_1 x_{\pi_1} + p_2 x_{\pi_2} + p_3 x_{\pi_3} = m,$$

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

Предложение

Пусть верно

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

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:

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

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

Условия аппроксимации в общем случае

Предположим, что $m = m_n$ и $s^2 = s_n^2$, и получим систему для вероятностей. Для этого подставим \tilde{x}_{π_i} в формулу мат.ожидания, получаем

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

Получаем

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

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

Подставим в формулу дисперсии

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

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

Получившиеся уравнения в матричной форме

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

Аппроксимация нормального распределения

В общем случае вероятности p_1, p_2, p_3 будут зависеть от математического ожидания и дисперсии.

Если $\xi \sim N(\mu, \sigma)$ имеет нормальное распределение, то η имеет нормальное стандартное распределение, которое не зависит ни от μ , ни от σ .

Предложение

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

$$\begin{cases} p_\pi = p_{1-\pi} = \frac{\delta}{2}, \\ p_{0.5} = 1 - \delta, \end{cases}$$

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

Аппроксимация нормального распределения. Случай симметричных квантилей

Доказательство: Предположим, что $m = m_n$ и $s^2 = s_n^2$, и получим значения вероятностей.

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

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

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 упрощается до

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

Аппроксимация нормального распределения. Случай симметричных квантилей

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

Обозначим $\delta = \frac{1}{\Phi^{-1}(\pi)^2}$, тогда из этой системы получим исходную. Рассмотрим случай $\pi = 0.1$, имеем

$$\Phi^{-1}(0.1) = -\Phi^{-1}(0.9) \approx -1.28, \quad \Phi^{-1}(0.5) = 0.$$

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

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

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

- 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

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

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

- 3 С помощью системы метода для нормального распределения 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 .

Предложение

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Параметр σ логнормального распределения выражается как

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

Доказательство:

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

Следовательно,

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

и тогда

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

С помощью двух квантилей 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

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

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

Шаги:

- ❶ Выражаем параметр σ из отношения x_{π_3} к x_{π_1}

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

- ❷ Вычисляем значения $\tilde{F}^{-1}(\pi)$ для случайной величины η

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

- ❸ Находим значения вероятностей p_1, p_2, p_3 .

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

Предложение

Положительные вероятности p_1, p_2, p_3 для аппроксимации логнормальной случайной величины η существуют только при условии

$$\exp(\sigma^2) + \exp(-\sigma^2) - \exp(\Phi(0.1)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}) - \exp(\Phi^{-1}(0.9)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}) \leq 0,$$

(при $\sigma \leq 0.6913$, $\gamma_3 \leq 2.8278$ примерно).

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

$$\tilde{F}^{-1}(0.1) = t_1, \quad \tilde{F}^{-1}(0.5) = t_2, \quad \tilde{F}^{-1}(0.9) = t_3.$$

Рассмотрим систему (7), запишем ее через t_1, t_2, t_3 .

Выразим вероятности p_1, p_2, p_3 .

$$p_2(t_2 - t_3) = p_1(t_3 - t_1) - t_3,$$

$$p_1(t_1^2 - t_3^2) + p_2(t_2^2 - t_3^2) = 1 - t_3^2.$$

Тогда получаем

$$p_1(t_1^2 - t_3^2) + (t_2 + t_3)(p_1(t_3 - t_1) - t_3) = 1 - t_3^2,$$

$$p_1(t_1 - t_3)(t_1 - t_2) = 1 + t_2 t_3.$$

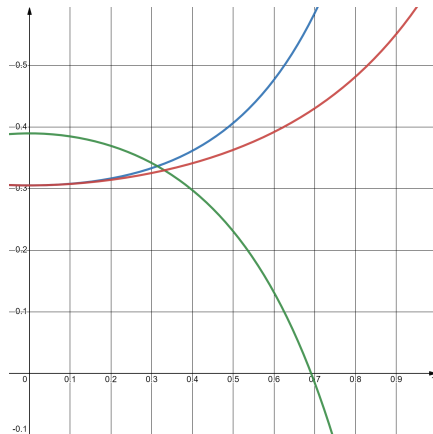
$$p_1 = \frac{1 + t_2 t_3}{(t_1 - t_3)(t_1 - t_2)},$$

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

$$p_3 = 1 - p_1 - p_2.$$

Условие на параметр σ

Построим график зависимости p_1 , p_2 , p_3 от σ .



$p_2 \geq 0$ при $\sigma \leq 0.6913$. Вероятности p_1 и p_3 положительные при любом параметре σ .

Получили условие $\sigma \leq 0.6913$.

Задача: имеются квантили x_π , $x_{0.5}$, $x_{1-\pi}$ логнормальной случайной величины η . Нужно уметь считать m и s^2 .

- 1 Используя значения двух квантилей, найти значения параметров μ и σ нормальной случайной величины $\ln(\eta) \sim N(\mu, \sigma)$. Через них вычислить значения m и s^2 .
- 2 Перейти к трехточечной аппроксимации дискретной случайной величиной ξ_n , у которой $m_n = m$ и $s_n^2 = s^2$. И считать значения m и s через квантили x_π , $x_{0.5}$, $x_{1-\pi}$ и вероятности p_1 , p_2 , p_3 .
- 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, посчитанные как мат.ожидание и дисперсия, были равны m и s^2 .

Проблема: правило 30-40-30 используют для логнормального распределения.

Вопрос: какова точность аппроксимации m и s^2 ?

Предложение

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

$$\frac{|m - \tilde{m}|}{m} = \left| \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \times \right. \\ \left. \times (\exp(\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - 1 + \exp(\sigma\Phi^{-1}(0.9))) + 1 \right| / \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right)$$

и не зависит от параметра μ .

Доказательство: Выразим ошибку аппроксимации через параметры μ и σ .

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

Имеем следующие квантили

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

Точные значения вероятностей

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

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

Получили ошибку

$$\begin{aligned} \frac{|m - \tilde{m}|}{m} = & \left| \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \times \right. \\ & \left. \times (\exp(\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - 1 + \exp(\sigma\Phi^{-1}(0.9))) + 1 \right| / \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) \end{aligned}$$

Построим график зависимости от σ .

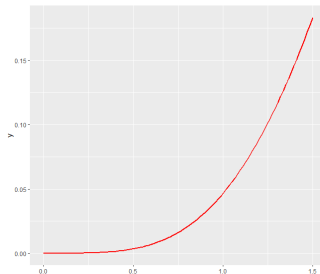
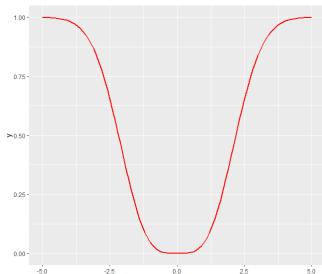


Рис.: Ошибка аппроксимации мат.ожидания

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

Предложение

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

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

и не зависит от параметра μ .

Доказательство: Имеем ошибку

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

Построим график зависимости от σ .

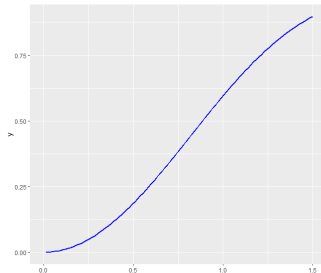
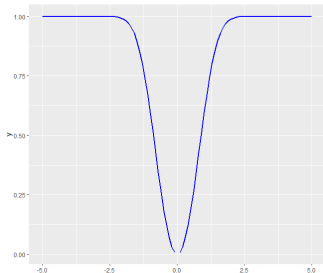


Рис.: Ошибка аппроксимации дисперсии

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

Рассмотрим две логнормально распределенные случайные величины.

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

Задача: замена непрерывной случайной величины, полученной с помощью произведения двух логнормально распределенных случайных величин, дискретной. То есть записать произведение в виде дискретной аппроксимации с квантилями того же вида.

- $x_\pi, x_{0.5}, x_{1-\pi}$ — симметричные квантили ξ_1 ,
- $y_\pi, y_{0.5}, y_{1-\pi}$ — симметричные квантили ξ_2 .

Предложение

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

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

Доказательство: Выразим параметры распределений $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2$ через квантили.

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

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

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

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

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

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

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

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

Рассмотрим случайную величину $\eta = \xi_1 \xi_2$. Нужно вычислить, каким квантилем для η является произведение квантилей x_π и y_π .

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

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

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

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

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

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

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

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

Тогда получаем следующую формулу

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

Предложение

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 $\frac{x - a}{\sigma}$, 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.

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

Получили снова 0.5-ый квантиль.

Обозначим z_π , $z_{0.5}$, $z_{1-\pi}$ — квантили случайной величины η .

Тогда $x_{0.5} y_{0.5} = z_{0.5}$.

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.

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

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

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

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 $z_{1-\pi}$.

Сумма двух логнормальных распределений

Рассмотрим сумму двух логнормальных случайных величин.

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

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

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

Задача: 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 $m = m_n$ и $s^2 = s_n^2$.

Чтобы найти z_{10} , z_{50} , z_{90} будем использовать аппроксимацию суммы логнормальных распределений логнормальным распределением. $\ln(\eta) \sim N(\mu, \sigma)$.

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 , $z_{0.5}$, $z_{1-\pi}$.

Дано: Квантили $x_\pi, x_{0.5}, x_{1-\pi}$ — квантили ξ_1 , $y_\pi, y_{0.5}, y_{1-\pi}$ — 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.

- ❶ Вычислить, какой квантиль получается при сложении x_π и y_π , используя следующую формулу

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

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

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

Ошибки аппроксимации квантилей q_{10} , q_{50} , q_{90} случайной величины η равны

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

где

$$z_{p*100} = F_{\eta_n}^{-1}(p) = \exp(\mu + \sigma\sqrt{2}\operatorname{erf}^{-1}(2p - 1)).$$

Значение квантилей q_i выражаются как $q_{p*100} = F_{\eta}^{-1}(p)$, где

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

Рассмотрим $\ln(\xi_1) \sim N(4, \sigma_1^2)$, $\ln(\xi_2) \sim N(6, \sigma_1^2)$ и найдем ошибки с помощью моделирования.

Ниже приведены фрагменты таблиц с ошибками, выраженными в % для $0.05 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$.

Таблица: Ошибка аппроксимации медианы

	0.25	0.75	1.25	1.75	2.5
0.25	0.58	0.29	0.89	2.64	6.41
0.75	0.13	0.12	2.15	4.88	7.27
1.25	0.01	0.83	2.94	5.58	10.02
1.75	2.23	0.52	3.61	6.74	9.84
2.5	9.15	3.35	3.25	6.76	9.89

Таблица: Ошибка аппроксимации q_{10}

	0.25	0.75	1.25	1.75	2.5
0.25	2.35	13.59	23.93	33.20	42.75
0.75	1.20	10.54	21.80	33.93	42.82
1.25	3.02	7.03	18.43	29.49	40.09
1.75	14.45	5.27	14.33	26.50	36.75
2.5	34.70	11.44	11.10	23.05	32.84

Таблица: Ошибка аппроксимации q_{90}

	0.25	0.75	1.25	1.75	2.5
0.25	1.01	3.00	4.24	4.10	3.40
0.75	0.04	2.51	4.11	3.26	5.45
1.25	1.44	1.81	3.29	3.93	5.82
1.75	8.25	2.60	2.93	3.60	4.49
2.5	18.17	3.00	3.30	2.44	4.99

- При аппроксимации суммы двух логнормальных распределений логнормальным распределением ошибки математического ожидания и дисперсии равны 0, то есть $m = m_n$ и $s^2 = s_n^2$. Но ошибки аппроксимации квантилей η могут достигать 11% для q_{50} , ошибка квантиля q_{10} достигает 51%, ошибка квантиля q_{90} достигает 40%.
- При этом значения мат ожидания и дисперсии η , вычисленные по этим квантилям тоже имеют нулевую ошибку.

Построим графики 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.

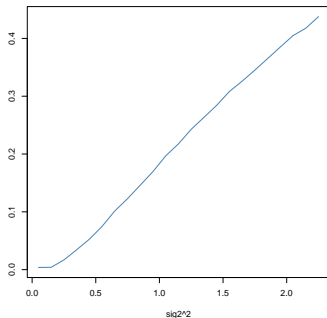


Рис.: Ошибка аппроксимации q_{10} при $\sigma_1^2 = 0.45$.

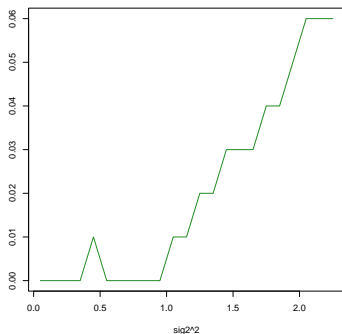


Рис.: Ошибка аппроксимации медианы при $\sigma_1^2 = 0.45$.

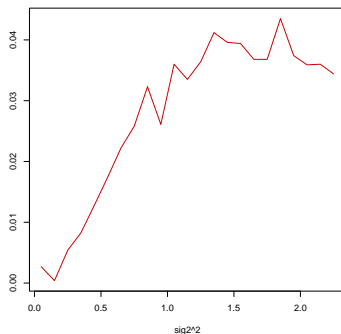


Рис.: Ошибка аппроксимации q_{90} при $\sigma_1^2 = 0.45$.

Посчитаем значения функции $F_\eta(x)$ от квантилей z_{10}, z_{50}, z_{90} случайной величины η_n при $0.15 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$. Они показывают, каким квантилем для η являются квантили z_i . Результаты приведены в следующих таблицах.

Таблица: $F_\eta(z_{50})$ 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

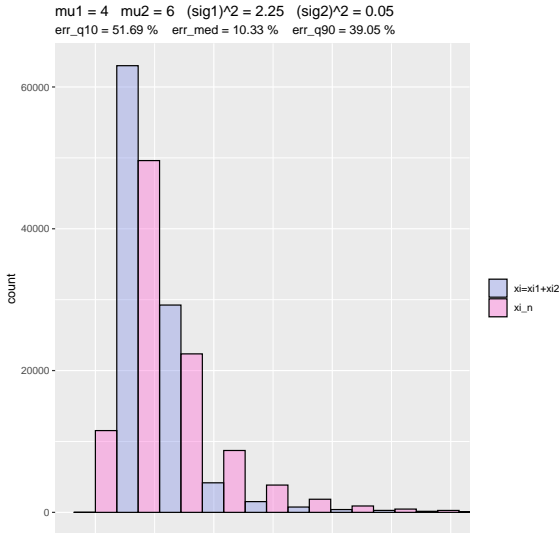
Таблица: $F_{\eta}(z_{10})$ при $0.15 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$

	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: $F_{\eta}(z_{90})$ 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

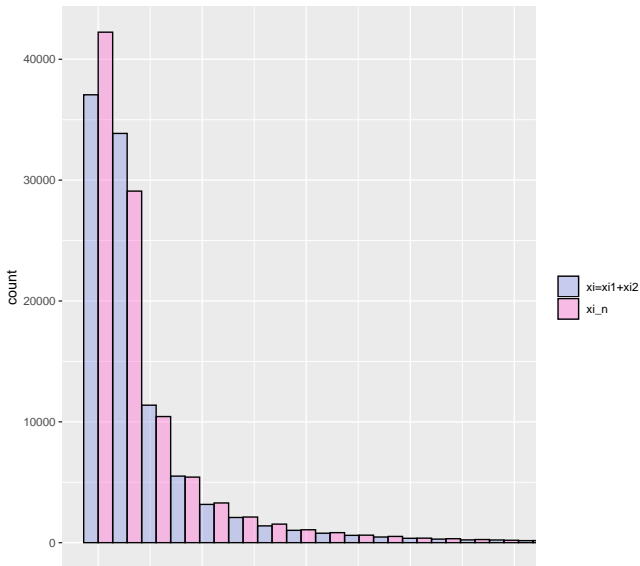
Также построим гистограммы для η и η_n , когда ошибки имеют очень маленькие значения и когда достаточно большие.



Точность аппроксимации

$\mu_1 = 4$ $\mu_2 = 6$ $(\sigma_1)^2 = 1.25$ $(\sigma_2)^2 = 2.25$

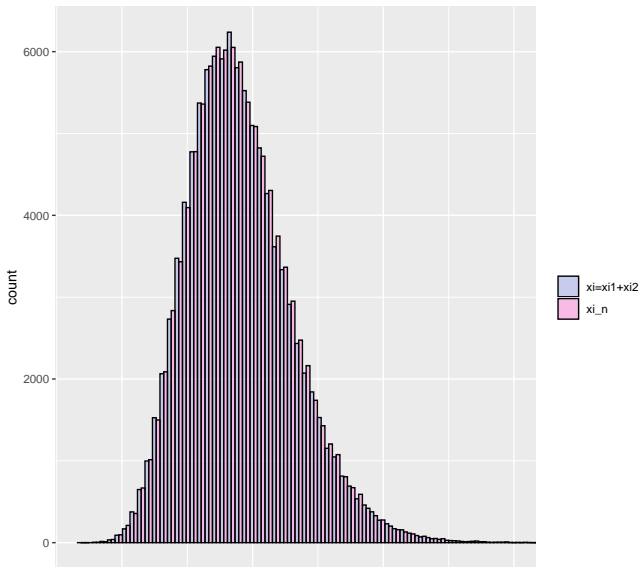
$\text{err_q10} = 40.98\%$ $\text{err_med} = 10.57\%$ $\text{err_q90} = 4.42\%$



Точность аппроксимации

$\mu_1 = 4$ $\mu_2 = 6$ $(\sigma_1)^2 = 0.25$ $(\sigma_2)^2 = 0.05$

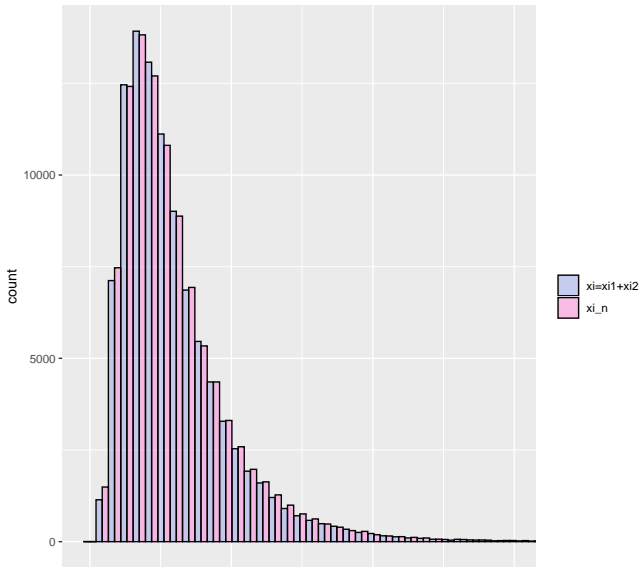
$\text{err}_{q10} = 0.2\%$ $\text{err}_{med} = 0.06\%$ $\text{err}_{q90} = 0.35\%$



Точность аппроксимации

$\mu_1 = 4$ $\mu_2 = 6$ $(\sigma_1)^2 = 1.05$ $(\sigma_2)^2 = 0.45$

$\text{err}_{q10} = 2.58\%$ $\text{err}_{\text{med}} = 0.29\%$ $\text{err}_{q90} = 0.88\%$



Результаты:

- 1 Методы аппроксимации нормального, логнормального распределений.
- 2 Условие на σ для аппроксимации.
- 3 Точность аппроксимации логнормального правилом 30-40-30.
- 4 Метод аппроксимации произведения логнормальных распределений.
- 5 Метод аппроксимации суммы логнормальных распределений.
- 6 Точность аппроксимации суммы логнормальных распределений.

Проблемы:

- 1 Аппроксимировать дискретным распределением получается только при ограниченных σ .
- 2 Для суммы логнормальных результат имеет ошибки, так как сумма логнормальных не логнормальная.