# 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.

 $\xi$  — непрерывная случайная величина с математическим ожиданием m, дисперсией  $s^2$  и функцией распределения F(x). Для неё заданы квантили  $x_{\pi_1}$ ,  $x_{\pi_2}$ ,  $x_{\pi_3}$ . Также есть случайная дискретная величина  $\xi_n$  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  $\xi$  дискретным распределением  $\xi_n$ .

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

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

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

# Условия аппроксимации в общем случае

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

#### Доказательство:

$$P\left(\frac{\xi - m}{s} \le \frac{x_{\pi_i} - m}{s}\right) = \tilde{F}\left(\frac{x_{\pi_i} - m}{s}\right) = \pi_i,$$
$$\tilde{x}_{\pi_i} = \frac{x_{\pi_i} - m}{s} = \tilde{F}^{-1}(\pi_i).$$

# Условия аппроксимации в общем случае

Предположим, что  $m=m_n$  и  $s^2=s_n^2$ , и получим систему для вероятностей. Для этого подставим  $\tilde{x}_{\pi_i}$  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

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

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  $\eta$  имеет нормальное стандартное распределение, которое не зависит ни от  $\mu$ , ни от  $\sigma$ .

#### 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 
$$\delta=rac{1}{\Phi^{-1}(\pi)^2}.$$
 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.

 $\Phi(y)=\mathsf{P}(\eta=\frac{\xi-m}{s}\leq y)$  — 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  $\pi$ , 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

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

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

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  $\eta, \ln(\eta) \sim N(\mu, \sigma)$ .

- Вычисляем значения мат. ожидания m и дисперсии d случайной величины  $\eta$ , используя известные  $x_{\pi_1}, x_{\pi_2}, x_{\pi_3}.$
- ② Выражаем параметры  $\mu$  и  $\sigma$  мат. ожидание и дисперсию соответствующего нормального распределения через параметры m и d логнормального распределения

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

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

 $footnote{3}$  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  $\xi_n$ .

#### Предложение

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

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

### Доказательство:

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

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

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

тогда

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

$$\begin{split} \tilde{\mathsf{F}}(y) &= \Phi\left(\frac{\log(m+sy) - \mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{\sigma}{2} + \frac{\log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1})}{\sigma}\right). \\ \Phi\left(\frac{\sigma}{2} + \frac{\log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1})}{\sigma}\right) &= \pi, \\ \Phi^{-1}(\pi) &= \frac{\sigma}{2} + \frac{\log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1})}{\sigma}. \\ \log(1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}) &= \sigma\Phi^{-1}(\pi) - \frac{\sigma^2}{2}, \\ 1 + y\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1} &= \exp(\sigma\Phi^{-1}(\pi) - \frac{\sigma^2}{2}). \end{split}$$

В итоге получаем

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

#### Предложение

Параметр  $\sigma$  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:

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

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  $\mu$  из соответствующих уравнений. Пусть есть  $\pi_1$ -ый и  $\pi_3$ -ый квантили со значениями  $x_{\pi_1}$  и  $x_{\pi_3}$ .

$$\log(x_{\pi_1}) = \mu + \sigma \Phi^{-1}(\pi_1),$$
$$\log(x_{\pi_2}) = \mu + \sigma \Phi^{-1}(\pi_3).$$

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  $\eta$ ,  $\ln(\eta) \sim N(\mu, \sigma)$ .

#### Шаги:

f O Выражаем параметр  $\sigma$  из отношения  $x_{\pi_3}$  к  $x_{\pi_1}$ 

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

 $oldsymbol{f 2}$  Вычисляем значения  ${ ilde {f F}}^{-1}(\pi)$  для случайной величины  $\eta$ 

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

**3** 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  $\xi_n$ .

# $\forall$ словие на параметр $\sigma$

#### Предложение

Положительные вероятности  $p_1,\,p_2,\,p_3$  для аппроксимации логнормальной случайной величины  $\eta$  существуют только при **УСЛОВИИ** 

$$\exp(\sigma^2) + \exp(-\sigma^2) - \exp(\Phi(0.1)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}) - \exp(\Phi^{-1}(0.9)\sigma - \frac{\sigma^2}{2}) \le 0,$$
 (при  $\sigma \le 0.6913$ ,  $\gamma_3 \le 2.8278$  примерно).

#### Доказательство:

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

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

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

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

## Условие на параметр $\sigma$

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

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

$$p_1(t_1 - t_3)(t_1 - t_2) = 1 + t_2t_3.$$

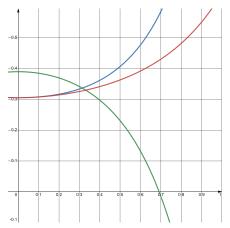
$$p_1 = \frac{1 + t_2t_3}{(t_1 - t_3)(t_1 - t_2)},$$

$$p_2 = \frac{p_1(t_3 - t_1) - t_3}{t_2 - t_3} = \frac{1 + t_1t_3}{(t_2 - t_1)(t_2 - t_3)},$$

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

## Условие на параметр $\sigma$

Построим график зависимости  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $p_3$  от  $\sigma$ .



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

Получили условие  $\sigma \le 0.6913$ .

## Варианты постановки задачи

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

- ① Используя значения двух квантилей, найти значения параметров  $\mu$  и  $\sigma$  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  $\xi_n$ , у которой  $m_n=m$  и  $s^2=s^2$ . И считать значения m и s через квантили  $x_\pi$ ,  $x_{0.5}$ ,  $x_{1-\pi}$  и вероятности  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $p_3$ .
- ullet Если условие для положительных вероятностей не выполняется, можно воспринимать задачу не как поиск вероятностей для  $\xi_n$ , а как поиск коэффициентов для  $x_\pi$ ,  $x_{0.5}$ ,  $x_{1-\pi}$  таких, чтобы параметры, посчитанные как мат.ожидание и дисперсия, были равны m и  $s^2$ .

## Точность аппроксимации мат.ожидания

**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

$$\frac{\mid m - \widetilde{m} \mid}{m} = \mid \exp(\frac{\sigma^2}{2}) - \frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2} \times$$

$$\times (\exp(\sigma\Phi^{-1}(0.1)) - 1 + \exp(\sigma\Phi^{-1}(0.9))) + 1 \mid / \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right)$$

и не зависит от параметра  $\mu.$ 

**Доказательство:** Выразим ошибку аппроксимации через параметры  $\mu$  и  $\sigma$ .

## Точность аппроксимации мат.ожидания

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

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

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

## Точность аппроксимации мат.ожидания

Построим график зависимости от  $\sigma$ .

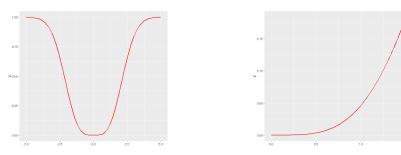


Рис.: Ошибка аппроксимации мат.ожидания

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

## Точность аппроксимации дисперсии

#### Предложение

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

$$\frac{\mid d-\widetilde{d}\mid}{d}=\mid \exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2-1))-$$
 
$$-\frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2}\exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.1))-$$
 
$$-\left(1-\frac{1}{(\Phi^{-1}(0.1))^2}\right)\exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.5))-$$
 
$$-\frac{1}{2(\Phi^{-1}(0.1))^2}\exp(2\sigma\Phi^{-1}(0.9))+m_2^2/2\mu\mid/\exp(\sigma^2)(\exp(\sigma^2-1))$$
 и не зависит от параметра  $\mu$ .

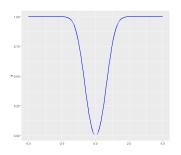
## Точность аппроксимации дисперсии

**Доказательство:** Имеем ошибку

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

## Точность аппроксимации дисперсии

Построим график зависимости от  $\sigma$ .



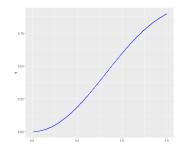


Рис.: Ошибка аппроксимации дисперсии

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

# Произведение двух логнормальных распределений

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 кванилями того же вида.

- ullet  $x_{\pi}$ ,  $x_{0.5}$ ,  $x_{1-\pi}$  симметричные квантили  $\xi_1$ ,
- ullet  $y_{\pi}$ ,  $y_{0.5}$ ,  $y_{1-\pi}$  симметричные квантили  $\xi_2$ .

#### Предложение

При перемножении квантилей  $x_\pi$  и  $y_\pi$  двух логнормальных случайных величин  $\xi_1$  и  $\xi_2$  получается квантиль случайной величины  $\xi_1\xi_2$  вида  $z_q$ , где

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

**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  $\eta$  является произведение квантилей  $x_\pi$  и  $y_\pi$ .

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

$$\begin{split} \mathsf{P}(\xi_1 \xi_2 < x_\pi y_\pi) &= \mathsf{P}(\ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) < \ln(x_\pi) + \ln(y_\pi)) = \\ &= \mathsf{P}\left(\frac{\ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} < \frac{\ln(x_\pi) + \ln(y_\pi) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right). \\ &\frac{\ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2),}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \\ &\frac{\ln(\xi_1) + \ln(\xi_2) - (\mu_1 + \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \sim N(0, 1). \\ &\frac{\ln(x_\pi) = \mu_1 + \Phi^{-1}(\pi)\sigma_1,}{\ln(y_\pi) = \mu_2 + \Phi^{-1}(\pi)\sigma_2.} \end{split}$$

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

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

$$\frac{\Phi^{-1}(\pi)}{\Phi^{-1}(\pi)}$$

Тогда получаем следующую формулу

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

## Квантили вида $\pi$ , 0.5, $1-\pi$

#### Предложение

Зная квантили  $x_\pi$ ,  $x_{0.5}$ ,  $x_{1-\pi}$  случайной величины  $\xi_1$  и квантили  $y_\pi$ ,  $y_{0.5}$ ,  $y_{1-\pi}$  случайной величины  $\xi_2$  можно найти квантили  $z_\pi$ ,  $z_{0.5}$ ,  $z_{1-\pi}$  случайной величины  $\xi_1\xi_2$ , как

$$z_{\pi} = \exp(\sigma \Phi^{-1}(\pi) + a),$$
  
 $z_{0.5} = x_{0.5}y_5,$   
 $z_{1-\pi} = \exp(\sigma \Phi^{-1}(1-\pi) + a),$ 

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

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

## Квантили вида $\pi$ , 0.5, $1-\pi$

**Доказательство:** С помощью формулы (18) можно посчитать, какой получается квантиль для случайной величины  $\xi_1\xi_2$ , если перемножить квантили  $x_\pi$  и  $y_\pi$  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  $z_\pi$ ,  $z_{0.5}$ ,  $z_{1-\pi}$  — квантили случайной величины  $\eta$ . 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  $\sigma$  прямой, на которой они лежат.

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

## Квантили вида $\pi$ , 0.5, $1-\pi$

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

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

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:

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

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

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

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

 $\sf N$ , наконец, находим  $z_\pi$  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  $z_\pi$ ,  $z_{0.5}$ ,  $z_{1-\pi}$  случайной величины  $\eta$ , 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  $\sigma$  не выполняется и мы не можем вычислить положительные вероятности, то можно не переходить к аппроксимации дискретным распределением, а вычислить значения мат. ожидания и дисперсии  $\eta$  с помощью квантилей  $z_{\pi}$ ,  $z_{0.5}$ ,  $z_{1-\pi}$ .

# Сумма двух логнормальных распределений

**Дано:** Квантили  $x_{\pi}$ ,  $x_{0.5}$ ,  $x_{1-\pi}$  — квантили  $\xi_1$ ,  $y_{\pi}$ ,  $y_{0.5}$ ,  $y_{1-\pi}$  — квантили  $\xi_2$ .

- **1** Найти параметры  $\mu_1$ ,  $\sigma_1$ ,  $\mu_2$  и  $\sigma_2$  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  $\xi_1$ , а  $m_2$ ,  $d_2$  случайной величины  $\xi_2$ . Они пересчитываются аналогично m и d.
- § Выразить параметры  $\mu$  и  $\sigma$  нормального распределения через параметры m и d логнормального распределения.

## Сумма двух логнормальных распределений

① Вычислить, какой квантиль получается при сложении  $x_{\pi}$  и  $y_{\pi}$ , используя следующую формулу

$$P(\xi_{1} + \xi_{2} < x_{\pi} + y_{\pi}) = P(\ln(\xi_{1} + \xi_{2}) < \ln(x_{\pi} + y_{\pi})) =$$

$$= P\left(\frac{\ln(\xi_{1} + \xi_{2}) - \mu}{\sigma} < \frac{\ln(x_{\pi} + y_{\pi}) - \mu}{\sigma}\right) =$$

$$= \Phi\left(\frac{\ln(x_{\pi} + y_{\pi}) - \mu}{\sigma}\right).$$

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

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

Ошибки аппроксимации квантилей  $q_{10},\ q_{50},\ q_{90}$  случайной величины  $\eta$  равны

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

где

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

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

$$F_{\eta}(x) = \int_{0}^{x} \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf}\left(\frac{\ln(x-y) - \mu_{1}}{\sigma_{1}\sqrt{2}}\right) \right) \times \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}y\sigma_{2}} \exp\left(-\left(\frac{\ln(y) - \mu_{2}}{\sqrt{2}\sigma_{2}}\right)^{2}\right) \right) dy$$

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 | O EO |      |      |      |       |
|------|------|------|------|------|-------|
| 0.20 | 0.08 | 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  $\eta$  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  $\eta$ , вычисленные по этим квантилям тоже имеют нулевую ошибку.

Построим графики зависимости ошибки аппроксимации квантилей от  $\sigma_2^2$  при фиксированной  $\sigma_1^2=0.45$ . При моделировании объемы выборок равны  $10^6$ , а количество рассматриваемых  $\sigma_2^2$  равно 23.

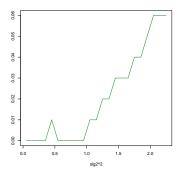


Рис.: Ошибка аппроксимации медианы при  $\sigma_1^2=0.45$ .

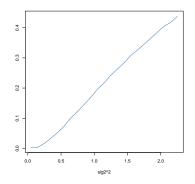


Рис.: Ошибка аппроксимации  $q_{10}$  при  $\sigma_1^2 = 0.45$ .

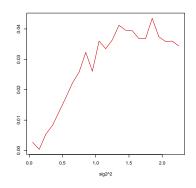


Рис.: Ошибка аппроксимации  $q_{90}$  при  $\sigma_1^2 = 0.45$ .

Посчитаем значения функции  $F_{\eta}(x)$  от квантилей  $z_{10}$ ,  $z_{50}$ ,  $z_{90}$  случайной величины  $\eta_n$  при  $0.15 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$ . Они показывают, каким квантилем для  $\eta$  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 |

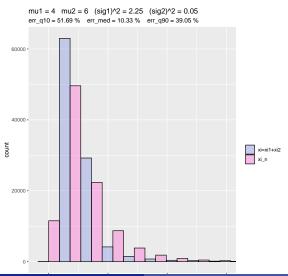
Таблица:  $F_{\eta}(z_{10})$  при  $0.15 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$ 

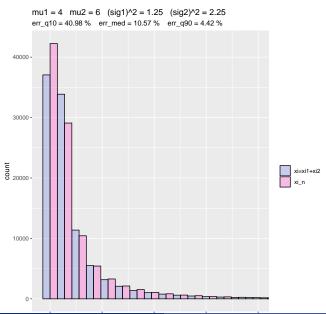
|      | 0.15 | 0.85 | 1 55 | 2 25 |
|------|------|------|------|------|
|      |      |      |      | 2.23 |
| 0.15 | 0.09 | 0.06 | 0.04 | 0.02 |
| 0.85 | 0.10 | 0.07 | 0.05 | 0.03 |
| 1.55 | 0.05 | 0.08 | 0.06 | 0.04 |
| 2.25 | 0.00 | 0.08 | 0.07 | 0.05 |
|      |      |      |      |      |

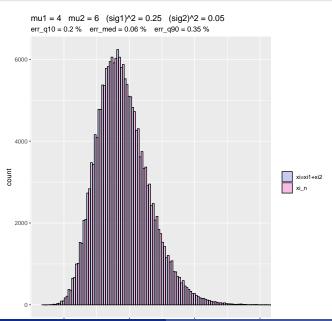
Таблица:  $F_{\eta}(z_{90})$  при  $0.15 < \sigma_1^2, \sigma_2^2 < 2.25$ 

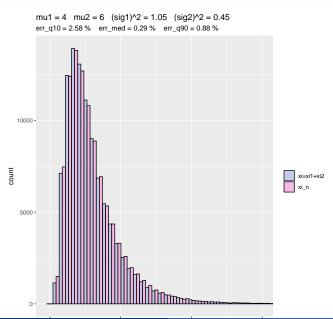
|      | 0.15 | 0.85 | 1.55 | 2.25 |
|------|------|------|------|------|
| 0.15 | 0.90 | 0.90 | 0.90 | 0.90 |
| 0.85 | 0.90 | 0.91 | 0.91 | 0.90 |
| 1.55 | 0.93 | 0.90 | 0.91 | 0.91 |
| 2.25 | 0.95 | 0.91 | 0.90 | 0.91 |

Также построим гистограммы для  $\eta$  и  $\eta_n$ , когда ошибки имеют очень маленькие значения и когда достаточно большие.









#### Результаты:

- Методы аппроксимации нормального, логнормального распределений.
- ② Условие на  $\sigma$  для аппроксимации.
- Точность аппроксимации логнормального правилом 30-40-30.
- Метод аппроксимации произведения логнормальных распределений.
- Метод аппроксимации суммы логнормальных распределений.
- Точность аппроксимации суммы логнормальных распределений.

#### Проблемы:

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