

Авторы:

- А.В. Язенин (*Yazenin.AV@tversu.ru*)
Тверской государственный университет, г. Тверь
- И.С. Солдатенко (*soldis@tversu.ru*)
Тверской государственный университет, г. Тверь

Докладчик:

Александр Васильевич Язенин



Необходимые понятия и обозначения

В контексте работ [Nahmias, 1979; Язенин, 2016; Feng et al., 2001; Dubois et al., 1988; Nguyen et al., 1997; Mesiar, 1997; Hong, 2001] введем ряд определений и понятий из теории возможностей.

Пусть $(\Gamma, P(\Gamma), \tau)$ и $(\Omega, \mathcal{B}, \mathbf{P})$ есть возможностное и вероятностное пространства, соответственно, в которых Ω – пространство элементарных событий $\omega \in \Omega$, Γ – модельное пространство с элементами $\gamma \in \Gamma$, \mathcal{B} – σ -алгебра событий, $P(\Gamma)$ – множество всех подмножеств Γ , $\tau \in \{\pi, \nu\}$, π и ν – меры возможности и необходимости, соответственно, а \mathbf{P} – мера вероятности; \mathbb{E}^1 – числовая прямая.

Дадим определение нечеткой случайной (возможностно-вероятностной) величины и ее распределения [Язенин, 2016; Yazenin et al., 1996].

Определение 1. *Нечеткая случайная величина $Y(\omega, \gamma)$ есть вещественная функция $Y: \Omega \times \Gamma \rightarrow \mathbb{E}^1$ σ -измеримая для каждого фиксированного γ , а функция*

$$\mu_\gamma(\omega, t) = \pi\{\gamma \in \Gamma: Y(\omega, \gamma) = t\}, \forall t \in \mathbb{E}^1$$

называется ее функцией распределения.

Из определения 1 следует, что функция распределения нечеткой случайной величины зависит от случайного параметра – является случайной функцией.



Определение 2. Пусть $Y(\omega, \gamma)$ – нечеткая случайная величина. Её ожидаемым значением $\mathbf{E}[Y]$ называется нечеткая величина, имеющая функцию распределения возможностей

$$\mu_{\mathbf{E}[Y]}(t) = \pi\{\gamma \in \Gamma: \mathbf{E}[Y(\omega, \gamma)] = t\}, \forall t \in E^1,$$

где \mathbf{E} — оператор взятия математического ожидания

$$\mathbf{E}[Y(\omega, \gamma)] = \int_{\Omega} Y(\omega, \gamma) \mathbf{P}(d\omega).$$

Функция распределения ожидаемого значения нечеткой случайной величины уже не зависит от случайного параметра и является нечеткой величиной.



Пусть X и Y – нечеткие случайные величины. Определим, следуя [Feng et al., 2001], моменты второго порядка.

Определение 3. Ковариация нечетких случайных величин X и Y определяется следующим образом:

$$\text{cov}(X, Y) = \frac{1}{2} \int_0^1 \left(\text{cov}(X_{\omega}^{-}(\alpha), Y_{\omega}^{-}(\alpha)) + \text{cov}(X_{\omega}^{+}(\alpha), Y_{\omega}^{+}(\alpha)) \right) d\alpha,$$

где $X_{\omega}^{-}(\alpha), Y_{\omega}^{-}(\alpha), X_{\omega}^{+}(\alpha), Y_{\omega}^{+}(\alpha)$ – суть границы α -уровневых множеств нечетких величин X_{ω}, Y_{ω} , соответственно.

Определение 4. Дисперсия нечеткой случайной величины Y есть

$$\mathbf{D}[Y] = \text{cov}(Y, Y). \quad (1)$$

Определяемые в соответствии с рассматриваемым подходом математическое ожидание, дисперсия и ковариация нечетких случайных величин наследуют основные свойства аналогичных характеристик вещественных случайных величин.



Для моделирования нечетких величин часто используется распределение LR-типа [Dubois et al., 1988], которое для нечеткой величины $Y(\gamma)$ записывается, как правило, в виде $\mu_Y(t) = [\underline{m}, \bar{m}, \underline{d}, \bar{d}]_{LR}$. Здесь \underline{m}, \bar{m} есть левая и правая границы интервала толерантности, \underline{d}, \bar{d} – коэффициенты нечеткости, а $L(t)$ и $R(t)$ – функции представления левой и правой форм нечеткости возможностного распределения.

Для агрегирования нечеткой информации будем использовать t-нормы, которые обобщают операцию типа «min», заложенную в действиях над нечеткими множествами и нечеткими величинами [Nguyen et al., 1997]. Особый интерес представляют t-нормы

$$T_M(x, y) = \min\{x, y\} \text{ и } T_W(x, y) = \begin{cases} \min\{x, y\}, & \text{если } \max\{x, y\} = 1, \\ 0, & \text{иначе,} \end{cases}$$

которые являются экстремальными. T_M называется сильнейшей, а T_W – слабой t-нормой, так как для любой произвольной t-нормы T и $\forall x, y \in [0, 1]$ справедливо неравенство:

$$T_W(x, y) \leq T(x, y) \leq T_M(x, y).$$



Математические модели портфеля минимального риска в условиях гибридной неопределенности. Доходность портфеля в условиях гибридной неопределенности возможно-вероятностного типа

В условиях гибридной неопределенности возможно-вероятностного типа доходность инвестиционного портфеля может быть представлена нечеткой случайной функцией

$$R_p(w, \omega, \gamma) = \sum_{i=1}^n R_i(\omega, \gamma) w_i, \quad (2)$$

которая является линейной функцией долей капитала $w = (w_1, \dots, w_n)$ в портфеле. Здесь $R_i(\omega, \gamma)$ – нечеткие случайные величины, моделирующие доходности отдельных финансовых активов, имеющие сдвиг-масштабное представление [Язенин, 2016]:

$$R_i(\omega, \gamma) = a_i(\omega) + \sigma_i(\omega) Z_i(\gamma). \quad (3)$$

Всюду далее мы предполагаем, что в представлении (3) нечеткие величины $Z_i(\gamma) = [\underline{m}_i, \bar{m}_i, \underline{d}_i, \bar{d}_i]_{LR}$ взаимно T -связаны, где $T \in \{T_M, T_W\}$, а $a_i(\omega), \sigma_i(\omega)$ есть коэффициенты сдвига и масштаба – случайные величины, определенные в вероятностном пространстве $(\Omega, \mathcal{B}, \mathbf{P})$, причем $\sigma_i(\omega) \geq 0$.



Тогда возможностное распределение доходности портфеля (2) принимает вид

$$R_p^T(\omega, \omega, \gamma) = \left[\underline{m}_{R_p}(\omega, \omega), \bar{m}_{R_p}(\omega, \omega), \underline{d}_{R_p^T}(\omega, \omega), \bar{d}_{R_p^T}(\omega, \omega) \right]_{LR} \quad (4)$$

где $\underline{m}_{R_p}(\omega, \omega) = \sum_{i=1}^n (a_i(\omega) + \sigma_i(\omega) \underline{m}_i) \omega_i$, $\bar{m}_{R_p}(\omega, \omega) = \sum_{i=1}^n (a_i(\omega) + \sigma_i(\omega) \bar{m}_i) \omega_i$,

а коэффициенты нечеткости принимают вид в зависимости от вида T :

$$\underline{d}_{R_p^M}(\omega, \omega) = \sum_{i=1}^n \sigma_i(\omega) \underline{d}_i \omega_i, \quad \bar{d}_{R_p^M}(\omega, \omega) = \sum_{i=1}^n \sigma_i(\omega) \bar{d}_i \omega_i,$$

когда $T = T_M$, и

$$\underline{d}_{R_p^W}(\omega, \omega) = \max_{i=1 \dots n} \{ \sigma_i(\omega) \underline{d}_i \omega_i \}, \quad \bar{d}_{R_p^W}(\omega, \omega) = \max_{i=1 \dots n} \{ \sigma_i(\omega) \bar{d}_i \omega_i \},$$

в случае $T = T_W$.

Всюду далее будем обозначать $R_p^T(\omega, \omega, \gamma)$ как $R_p^M(\omega, \omega, \gamma)$ при $T = T_M$ и $R_p^W(\omega, \omega, \gamma)$ при $T = T_W$.



Для снятия неопределенности вероятностного типа в соответствии с развиваемым нами подходом [Yazenin, 2007] необходимо идентифицировать возможностное распределение математического ожидания функции $R_p^T(w, \omega, \gamma)$, то есть вычислить его параметры. Ожидаемая доходность портфеля в моделях портфельного анализа является при фиксированном w нечеткой величиной. Об этом говорят результаты следующих теорем.

Теорема 1. Пусть $T = T_M$. Тогда ожидаемая доходность портфеля $\hat{R}_p^M(w, \gamma)$ характеризуется возможностным распределением

$$\hat{R}_p^M(w, \gamma) = \mathbf{E}[R_p^M(w, \omega, \gamma)] = \left[\underline{m}_{\hat{R}_p}(w), \bar{m}_{\hat{R}_p}(w), \underline{d}_{\hat{R}_p^M}(w), \bar{d}_{\hat{R}_p^M}(w) \right]_{LR}, \text{ где}$$

$$\underline{m}_{\hat{R}_p}(w) = \sum_{i=1}^n (\hat{a}_i + \hat{\sigma}_i \underline{m}_i) w_i, \quad \bar{m}_{\hat{R}_p}(w) = \sum_{i=1}^n (\hat{a}_i + \hat{\sigma}_i \bar{m}_i) w_i,$$

$$\underline{d}_{\hat{R}_p^M}(w) = \sum_{i=1}^n \hat{\sigma}_i \underline{d}_i w_i, \quad \bar{d}_{\hat{R}_p^M}(w) = \sum_{i=1}^n \hat{\sigma}_i \bar{d}_i w_i, \quad \hat{a}_i = \mathbf{E}[a_i(\omega)], \quad \hat{\sigma}_i = \mathbf{E}[\sigma_i(\omega)].$$



Теорема 2. Пусть $T = T_W$. Тогда ожидаемая доходность портфеля $\hat{R}_p^M(\omega, \gamma)$ характеризуется возможным распределением

$$\hat{R}_p^W(\omega, \gamma) = \mathbf{E}[R_p^W(\omega, \omega, \gamma)] = \left[\underline{m}_{\hat{R}_p}(\omega), \bar{m}_{\hat{R}_p}(\omega), \underline{d}_{\hat{R}_p^W}(\omega), \bar{d}_{\hat{R}_p^W}(\omega) \right]_{LR},$$

где

$$\underline{d}_{\hat{R}_p^W}(\omega) = \mathbf{E} \left[\max_{i=1 \dots n} \{ \sigma_i(\omega) \underline{d}_i \omega_i \} \right], \bar{d}_{\hat{R}_p^W}(\omega) = \mathbf{E} \left[\max_{i=1 \dots n} \{ \sigma_i(\omega) \bar{d}_i \omega_i \} \right].$$

Замечание 1. Функции $\underline{d}_{\hat{R}_p^W}(\omega)$ и $\bar{d}_{\hat{R}_p^W}(\omega)$ могут быть вычислены в явном виде только для простых вероятностных распределений случайных составляющих $a_i(\omega), \sigma_i(\omega)$ [Язенин, 2016] и это связано с большим объемом вычислений. Чтобы уменьшить объем вычислений, для решения экстремальных задач с функциями такого типа можно воспользоваться методами стохастического программирования, в частности методом стохастического квазиградиента [Егорова и др., 2017; Ермольев, 1976].



Модели допустимых портфелей в условиях гибридной неопределенности возможностно-вероятностного типа

В соответствии с классическим подходом Марковица [Markowitz, 1952] в модели портфеля минимального риска нам необходимо построить функцию риска портфеля. Ожидаемую доходность или доходность портфеля можно внести в систему ограничений. Для снятия неопределенности возможностного типа в систему ограничений можно ввести ограничение по мере возможности/необходимости на приемлемый для инвестора уровень ожидаемой доходности:

$$F_p^{\tau E}(w) = \begin{cases} \tau \{ \hat{R}_p^T(w, \gamma) \mathcal{R} m_d \} \geq \alpha, \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1, \\ w \in \mathbb{E}_+^n, \end{cases}$$

где $\mathbb{E}_+^n = \{x \in \mathbb{E}^n : x \geq 0\}$, $\hat{R}_p^T(w, \gamma)$ — ожидаемая доходность, \mathcal{R} — четкое отношение $\{\geq, =\}$; $\alpha \in (0, 1]$, m_d — уровень доходности, приемлемый для инвестора, $T \in \{T_M, T_W\}$.



Следующие теоремы позволяют построить эквивалентные детерминированные аналоги моделей допустимых портфелей.

Теорема 3. Пусть в модели ограничений $F_p^{\tau E}$ $\tau = ' \pi '$, $\mathcal{R} = ' \geq '$. Тогда эквивалентная детерминированная модель допустимых портфелей имеет вид:

$$F_p^{\pi E}(w) = \begin{cases} \sum_{i=1}^n (\hat{a}_i + \hat{\sigma}_i \bar{m}_i) w_i + \bar{d}_{\hat{R}_p^T}(w) * R^{-1}(\alpha) \geq m_d, \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1, \\ w \in \mathbb{E}_+^n. \end{cases}$$



Теорема 4. Пусть в модели допустимых портфелей $F_p^{\tau E}$ $\tau = 'v'$, $\mathcal{R} = ' \geq '$. Тогда эквивалентная детерминированная модель допустимых портфелей принимает вид:

$$F_p^{vE}(w) = \begin{cases} \sum_{i=1}^n (\hat{a}_i + \hat{\sigma}_i \underline{m}_i) w_i - \underline{d}_{\hat{R}_p^T}(w) * L^{-1}(1 - \alpha) \geq m_d, \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1, \\ w \in \mathbb{E}_+^n. \end{cases}$$

Из теорем 3, 4 получаем

Следствие 1. $F_p^{vE}(w) \subseteq F_p^{\pi E}(w)$



В том случае, когда доходность, определяемая (2), вносится в систему ограничений, гибридную неопределенность можно снять путем наложения ограничения по возможности/необходимости и вероятности на приемлемый уровень доходности. Формально, математическая модель такого ограничения может быть записана в виде:

$$F_p^{\tau P}(w) = \begin{cases} \tau \{ \mathbf{P} \{ R_p(w, \omega, \gamma) \mathcal{R} m_d \} \geq p_0 \} \geq \alpha_0, \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1, \\ w \in \mathbb{E}_+^n, \end{cases}$$

где \mathbf{P} – вероятностная мера, $p_0 \in (0,1]$ – уровень вероятности.



Для дальнейшего нам потребуются следующие обозначения и понятия. Обозначим через $t = (t_1, \dots, t_n)$ – вектор, компонентами которого являются возможные значения нечетких величин $Z_1(\gamma), \dots, Z_n(\gamma)$, соответственно. При сильнейшей t-норме с возможностью $\mu_{Z_i}(t_i)$ доходность i-го финансового актива есть случайная величина $Z_i^{t_i}(\omega) = a_i(\omega) + \sigma_i(\omega)t_i$, а доходность портфеля с возможностью $\mu_p(t) = \min_{1 \leq i \leq n} \{\mu_{Z_i}(t_i)\}$ есть $R_p^t(\omega, \omega) = \sum_{i=1}^n (a_i(\omega) + \sigma_i(\omega)t_i)\omega_i$.

Тогда с возможностью $\mu_p(t)$, ожидаемая доходность и риск портфеля определяются по формулам

$$m_{R_p}(\omega, t) = \mathbf{E}[R_p^t(\omega, \omega)] = \sum_{i=1}^n (\hat{a}_i + \hat{\sigma}_i t_i)\omega_i$$

и

$$d_{R_p}(\omega, t) = \mathbf{E} \left[\left(R_p^t(\omega, \omega) - m_{R_p}(\omega, t) \right)^2 \right], \text{ соответственно.}$$



Проводя стандартные преобразования (см., например, [Язенин, 2016]), мы получаем с возможностью $\mu_p(t)$ следующую формулу для дисперсии:

$$d_{R_p}(w, t) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij}(t_i, t_j) w_i w_j, \text{ в которой}$$
$$c_{ij}(t_i, t_j) = C_{a_i a_j} + C_{a_j \sigma_i} t_j + C_{\sigma_j a_i} t_i + C_{\sigma_i \sigma_j} t_i t_j,$$
$$C_{a_i a_j} = \text{cov}(a_i, a_j), C_{a_j \sigma_i} = \text{cov}(a_j, \sigma_i), C_{\sigma_j a_i} = \text{cov}(\sigma_j, a_i), C_{\sigma_i \sigma_j} = \text{cov}(\sigma_i, \sigma_j).$$

Функция $d_{R_p}(w, t)$ обладает свойствами, которые обусловлены свойствами ковариационной матрицы \mathbf{C} с элементами $c_{ij}(t_i, t_j)$:

- $d_{R_p}(w, t)$ есть выпуклая функция по w при фиксированном t ;
- для любых векторов w и t функция $d_{R_p}(w, t)$ неотрицательна;
- $d_{R_p}(w, t)$ есть выпуклая функция по t при фиксированном w .

С использованием матрицы \mathbf{C} функция $d_{R_p}(w, t)$ может быть записана в виде

$$d_{R_p}(w, t) = (\mathbf{C} w, w).$$



Перейдем к построению эквивалентного детерминированного аналога модели $F_p^{\tau P}(\omega)$. Основываясь на технике, развитой в [Язенин и др., 2010; Yazenin et al., 2019], докажем следующую лемму.

Лемма 1. Пусть в модели ограничений $F_p^{\tau P}(\omega)$ случайные параметры нормально распределены: $a_i(\omega) \in \mathcal{N}_p(\hat{a}_i, \hat{d}_{a_i})$, $\sigma_i(\omega) \in \mathcal{N}_p(\hat{\sigma}_i, \hat{d}_{\sigma_i})$, $i = 1, \dots, n$; нечеткие параметры $Z_1(\gamma), \dots, Z_N(\gamma)$ являются T_M -связанными, $\mu_p(t) \geq \alpha_0$. Тогда с возможностью $\mu_p(t)$ система ограничений $F_p^{\tau P}(\omega)$ эквивалентна системе ограничений

$$F_p^{\mu P}(\omega) = \begin{cases} m_{R_p}(\omega, t) + \beta_0 \sqrt{d_{R_p}(\omega, t)} \geq m_d, \\ \sum_{i=1}^n \omega_i = 1, \\ \omega \in \mathbb{E}_+^n, \end{cases}$$

где β_0 – есть решение уравнения $\mathcal{F}_0^1(x) = 1 - p_0$, а $\mathcal{F}_0^1(x)$ – функция стандартного нормального распределения вероятностей.



Замечание 2. При $p_0 > 0.5$ решение уравнения $\mathcal{F}_0^1(x) = 1 - p_0$ есть отрицательное число $\beta_0 < 0$. Следовательно, в этом случае множество допустимых портфелей, определяемое системой $F_p^{\mu P}(w)$, будет выпуклым, так как функция $m_{R_p}(w, t) + \beta_0 \sqrt{d_{R_p}(w, t)}$ будет вогнутой.

Замечание 3. При $p_0 = 0.5$ решение уравнения $\beta_0 = 0$. Следовательно система $F_p^{\mu P}(w)$ принимает вид

$$F_p^{\mu P}(w) = \begin{cases} \sum_{i=1}^n (\hat{a}_i + \hat{\sigma}_i t_i) w_i \geq m_d, \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1, \\ w \in \mathbb{E}_+^n. \end{cases}$$



Доказанная выше лемма позволяет доказать теорему, на основании которой может быть построен эквивалентный детерминированный аналог $F_p^{\tau P}(\omega)$.

Теорема 5. Пусть в модели ограничений $F_p^{\tau P}(\omega)$ случайные параметры нормально распределены: $a_i(\omega) \in \mathcal{N}_p(\hat{a}_i, \hat{d}_{a_i})$, $\sigma_i(\omega) \in \mathcal{N}_p(\hat{\sigma}_i, \hat{d}_{\sigma_i})$, $i = 1, \dots, n$; нечеткие параметры $Z_1(\gamma), \dots, Z_N(\gamma)$ являются T_M -связанными, $\tau = ' \pi '$. Тогда система ограничений $F_p^{\tau P}(\omega)$ эквивалентна системе детерминированных ограничений

$$F_p^{\pi P}(\omega) = \begin{cases} m_{R_p}(\omega, t^+) + \beta_0 \sqrt{d_{R_p}(\omega, t^+)} \geq m_d, \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1, \\ \omega \in \mathbb{E}_+^n, \end{cases}$$

где $m_{R_p}(\omega, t^+) = \sum_{i=1}^n (\hat{a}_i + \hat{\sigma}_i t_i^+) w_i$, $d_{R_p}(\omega, t^+) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij}(t_i^+, t_j^+) w_i w_j$, а t_i^+, t_j^+ есть правые границы α_0 -уровневых множеств нечетких величин $Z_i(\gamma), Z_j(\gamma)$, соответственно.



Замечание 4. При $p_0 = 0.5$ и $\tau = 'π'$ система ограничений $F_p^{\pi P}(w)$ принимает вид:

$$F_p^{\pi P}(w) = \begin{cases} \sum_{i=1}^n (\hat{a}_i + \hat{\sigma}_i t_i) w_i \geq m_d, \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1, \\ w \in \mathbb{E}_+^n. \end{cases}$$

Следующая теорема устанавливает связь между моделями ограничений $F_p^{\tau E}(w)$ и $F_p^{\tau P}(w)$.



Теорема 6. Пусть в моделях ограничений $F_p^{\tau E}(\omega)$ и $F_p^{\tau P}(\omega)$ случайные параметры нормально распределены: $a_i(\omega) \in \mathcal{N}_p(\hat{a}_i, \hat{d}_{a_i})$, $\sigma_i(\omega) \in \mathcal{N}_p(\hat{\sigma}_i, \hat{d}_{\sigma_i})$, $i = 1, \dots, n$, нечеткие параметры $Z_1(\gamma), \dots, Z_N(\gamma)$ являются T_M -связанными, $\tau = ' \pi '$. Тогда, если в модели $F_p^{\tau P}(\omega)$ уровень вероятности $p_0 = 0.5$, то $F_p^{\pi E}(\omega) = F_p^{\pi P}(\omega)$.

Замечание 5. Доказанная теорема определяет условия, при которых в модели $F_p^{\pi P}(\omega)$ моменты второго порядка не влияют на формирование множества допустимых портфелей, что приводит к совпадению множеств допустимых портфелей, определяемых моделями $F_p^{\pi E}(\omega)$ и $F_p^{\pi P}(\omega)$.



Оценка риска портфеля в условиях гибридной неопределенности

В соответствии с обозначенным подходом к определению моментов второго порядка мы можем определить дисперсию портфеля для оценки его риска. Нам необходимо получить формулы (дисперсии) для случая как сильнейшей, так и слабейшей t-норм.

При $T = T_M$ формула (1) приобретает вид

$$D_p^M(w) = \frac{1}{2} \int_0^1 (\mathbf{D}[R_p^{M-}(w, \omega, \alpha)] + \mathbf{D}[R_p^{M+}(w, \omega, \alpha)]) d\alpha,$$

где $R_p^{M-}(w, \omega, \alpha)$ и $R_p^{M+}(w, \omega, \alpha)$ – левая и правая границы α -уровневого множества нечеткой случайной величины $R_p^M(w, \omega, \alpha)$:

$$R_p^{M-}(w, \omega, \alpha) = \sum_{i=1}^n (a_i(\omega) + \sigma_i(\omega) \underline{m}_i) w_i - \sum_{i=1}^n \sigma_i(\omega) \underline{d}_i w_i * L^{-1}(\alpha),$$

$$R_p^{M+}(w, \omega, \alpha) = \sum_{i=1}^n (a_i(\omega) + \sigma_i(\omega) \bar{m}_i) w_i + \sum_{i=1}^n \sigma_i(\omega) \bar{d}_i w_i * R^{-1}(\alpha)$$



Если все случайные параметры распределений независимы, то после стандартных преобразований получаем формулу для дисперсии:

$$D_p^M(w) = \sum_{i=1}^n \left(\mathbf{D}[a_i(\omega)] + \frac{1}{2} \mathbf{D}[\sigma_i(\omega)] \left(\underline{m}_i^2 + \overline{m}_i^2 + 2\overline{m}_i \overline{d}_i \int_0^1 R^{-1}(\alpha) d\alpha - 2\underline{m}_i \underline{d}_i \int_0^1 L^{-1}(\alpha) d\alpha + \overline{d}_i^2 \int_0^1 (R^{-1}(\alpha))^2 d\alpha + \underline{d}_i^2 \int_0^1 (L^{-1}(\alpha))^2 d\alpha \right) \right) w_i^2.$$

Заметим, что если в нечетких случайных величинах нечеткая компонента задается нечеткими числами LR-типа с одинаковыми левой и правой функциями представления формы и коэффициентами нечеткости, т.е. $L(\alpha) = R(\alpha) = S(\alpha)$, $\forall \alpha$ и $\overline{m}_i = \underline{m}_i = m_i$, $\overline{d}_i = \underline{d}_i = d_i$, $i = 1, \dots, n$, то формула дисперсии принимает более простой вид:

$$D_p^M(w) = \sum_{i=1}^n \left(\mathbf{D}[a_i(\omega)] + \mathbf{D}[\sigma_i(\omega)] \left(m_i^2 + d_i^2 \int_0^1 (S^{-1}(\alpha))^2 d\alpha \right) \right) w_i^2.$$



Пример 1. В том случае, когда коэффициенты сдвига и масштаба $a_i(\omega)$, $\sigma_i(\omega)$ являются равномерно распределенными на отрезке $[0,1]$ и независимыми, а функция представления формы $S(t) = \max\{0, 1 - t\}$, $t \geq 0$, то мы получаем следующую формулу для дисперсии:

$$D_p^M(w) = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^n \left(m_i^2 + \frac{1}{3} d_i^2 + 1 \right) w_i^2.$$



Определим теперь дисперсию для t-нормы T_w , описывающей взаимодействие нечетких факторов. Для этого снова воспользуемся формулой (1) для нахождения ковариации двух нечетких случайных величин. При слабейшей t-норме формула для нахождения дисперсии принимает вид:

$$D_p^W(w) = \frac{1}{2} \int_0^1 (\mathbf{D}[R_p^{W-}(w, \omega, \alpha)] + \mathbf{D}[R_p^{W+}(w, \omega, \alpha)]) d\alpha,$$

где $R_p^{W-}(w, \omega, \alpha)$ и $R_p^{W+}(w, \omega, \alpha)$, соответственно, левая и правая границы α -уровневого множества доходности портфеля – нечеткой случайной величины $R_p^W(w, \omega, \gamma)$:

$$R_p^{W-}(w, \omega, \alpha) = \sum_{i=\bar{n}+1}^n (a_i(\omega) + \sigma_i(\omega)\underline{m}_i)w_i - \max_{i=1\dots n} \{\sigma_i(\omega)\underline{d}_i w_i\} * L^{-1}(\alpha),$$

$$R_p^{W+}(w, \omega, \alpha) = \sum_{i=1}^n (a_i(\omega) + \sigma_i(\omega)\bar{m}_i)w_i + \max_{i=1\dots n} \{\sigma_i(\omega)\bar{d}_i w_i\} * R^{-1}(\alpha).$$



Если все случайные параметры распределений независимы, то:

$$\begin{aligned}
 & D_p^W(w) \\
 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n w_i^2 \left(2\mathbf{D}[a_i(\omega)] + \mathbf{D}[\sigma_i(\omega)](\underline{m}_i^2 + \overline{m}_i^2) \right) \\
 &+ \frac{1}{2} \mathbf{D} \left[\max_{j=1\dots n} \{ \sigma_j(\omega) \overline{d}_j w_j \} \right] \int_0^1 (R^{-1}(\alpha))^2 d\alpha \\
 &+ \frac{1}{2} \mathbf{D} \left[\max_{j=1\dots n} \{ \sigma_j(\omega) \underline{d}_j w_j \} \right] \int_0^1 (L^{-1}(\alpha))^2 d\alpha \\
 &+ \sum_{i=1}^n w_i \left(\int_0^1 R^{-1}(\alpha) d\alpha \operatorname{cov} \left((a_i(\omega) + \sigma_i(\omega) \overline{m}_i), \max_{j=1\dots n} \{ \sigma_j(\omega) \overline{d}_j w_j \} \right) \right) \\
 &- \int_0^1 L^{-1}(\alpha) d\alpha \operatorname{cov} \left((a_i(\omega) + \sigma_i(\omega) \underline{m}_i), \max_{j=1\dots n} \{ \sigma_j(\omega) \underline{d}_j w_j \} \right) \Big).
 \end{aligned}$$



Как и для случая сильнейшей t-нормы заметим, что если во всех распределениях нечеткая компонента задается нечеткими числами LR-типа с одинаковыми левой и правой функциями представления формы и коэффициентами нечеткости, то слагаемые с ковариацией взаимовычитаются и формула дисперсии принимает более простой вид:

$$D_p^W(\omega) = \sum_{i=1}^n w_i^2 (\mathbf{D}[a_i(\omega)] + \mathbf{D}[\sigma_i(\omega)]m_i^2) + \mathbf{D} \left[\max_{j=1 \dots n} \{ \sigma_j(\omega) d_j w_j \} \right] \int_0^1 (S^{-1}(\alpha))^2 d\alpha. \quad (5)$$



Пример 2. Пусть коэффициенты сдвига и масштаба $a_i(\omega)$, $\sigma_i(\omega)$ являются равномерно распределенными на отрезке $[0,1]$ и независимыми. Тогда мы получаем следующую формулу для дисперсии:

$$\begin{aligned}
 & D_p^W(w) \\
 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n w_i^2 \left(\frac{1}{12} (\underline{m}_i^2 + \overline{m}_i^2) + \frac{1}{6} \right) \\
 &+ \frac{1}{2} \left(E \text{Max}^2(\overline{d}w) - \left(E \text{Max}(\overline{d}w) \right)^2 \right) \int_0^1 (R^{-1}(\alpha))^2 d\alpha \\
 &+ \frac{1}{2} \left(E \text{Max}^2(\underline{d}w) - \left(E \text{Max}(\underline{d}w) \right)^2 \right) \int_0^1 (L^{-1}(\alpha))^2 d\alpha \\
 &+ \sum_{i=1}^n w_i \left(\int_0^1 R^{-1}(\alpha) d\alpha \overline{m}_i \left(\mathbf{E} \left[\sigma_i(\omega) \max_{j=1 \dots n} \{ \sigma_j(\omega) \overline{d}_j w_j \} \right] - \frac{1}{2} E \text{Max}(\overline{d}w) \right) \right. \\
 &\left. - \int_0^1 L^{-1}(\alpha) d\alpha \underline{m}_i \left(\mathbf{E} \left[\sigma_i(\omega) \max_{j=1 \dots n} \{ \sigma_j(\omega) \underline{d}_j w_j \} \right] - \frac{1}{2} E \text{Max}(\underline{d}w) \right) \right),
 \end{aligned}$$



а формула (5) при соответствующих ей предположениях и при $S(t) = \max\{0, 1 - t\}$, $t \geq 0$ принимает вид:

$$D_p^W(w) = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^n w_i^2 (m_i^2 + 1) + \frac{1}{3} \left(EMax2(dw) - (EMax(dw))^2 \right),$$

где

$$EMax(dw) := \mathbf{E} \left[\max_{i=1 \dots n} \{ \sigma_i(\omega) d_i w_i \} \right] = \sum_{i=1}^n \frac{(dw)_{(i)}^{n-i+1}}{(n-i+1)(n-i+2)(dw)_{(i+1)} \cdots (dw)_{(n)}},$$

$$EMax2(dw) := \mathbf{E} \left[\left(\max_{i=1 \dots n} \{ \sigma_i(\omega) d_i w_i \} \right)^2 \right] = \sum_{i=1}^n \frac{2(dw)_{(i)}^{n-i+2}}{(n-i+2)(n-i+3)(dw)_{(i+1)} \cdots (dw)_{(n)}},$$

а $(dw)_{(1)}, \dots, (dw)_{(n)}$ есть упорядоченная по возрастанию перестановка элементов $\{d_1 w_1, \dots, d_n w_n\}$.



Модели портфеля минимального риска

С учетом результатов, представленных ранее, модели портфеля минимального риска могут быть записаны в виде:

$$D_p^T(w) \rightarrow \min, \quad (6)$$

$$w \in F_p(w), \quad (7)$$

где $F_p(w) \in \{F_p^{\mu E}, F_p^{\nu E}, F_p^{\mu P}, F_p^{\nu P}\}$. Всюду далее подразумевается, что в моделях портфеля минимального риска в критерии и ограничениях используется одна и та же t -норма T . Перейдем к их исследованию.



Портфель минимального риска в условиях гибридной неопределенности и модельные расчеты

В качестве модельного примера рассмотрим двумерный портфель ($n = 2$). Пусть $Z_1 = [2.2, 2.2, 0.3, 0.3]_{LR}$, $Z_2 = [1.2, 1.2, 0.4, 0.4]_{LR}$, $L(t) = R(t) = \max\{0, 1 - t\}$, $t \geq 0$, $\alpha = 0.75$. Напомним, что все $a_i(\omega)$, $\sigma_i(\omega)$ являются независимыми случайными величинами с равномерным на отрезке $[0,1]$ распределением. Специфицируем сначала модели портфеля минимального риска при слабой t -норме. При сделанных предположениях эквивалентный детерминированный аналог портфеля минимального риска (6)-(7) в контексте меры возможности принимает вид:

$$F_p^{\pi E}(w) = \begin{cases} \frac{73}{150} w_1^2 + \frac{61}{300} w_2^2 + \frac{1}{3} \left(E \text{Max} 2(dw) - (E \text{Max}(dw))^2 \right) \rightarrow \min, \\ 1.6w_1 + 1.1w_2 + 0.25 * E \text{Max}(dw) \geq m_d, \\ w_1 + w_2 = 1, \\ w_1, w_2 \geq 0, \end{cases}$$



а в контексте меры необходимости:

$$F_p^{vE}(w) = \begin{cases} \frac{73}{150} w_1^2 + \frac{61}{300} w_2^2 + \frac{1}{3} \left(EMax2(dw) - (EMax(dw))^2 \right) \rightarrow \min, \\ 1.6w_1 + 1.1w_2 - 0.75 * EMax(dw) \geq m_d, \\ w_1 + w_2 = 1, \\ w_1, w_2 \geq 0. \end{cases}$$

Численно выписать формулы $EMax2(dw)$ и $EMax(dw)$ не представляется возможным, так как они зависят от конкретных значений w_1 и w_2 .



Рассмотрим теперь эту же задачу при сильнейшей t-норме. При сделанных предположениях эквивалентный детерминированный аналог портфеля минимального риска (6)-(7) в контексте меры возможности принимает вид:

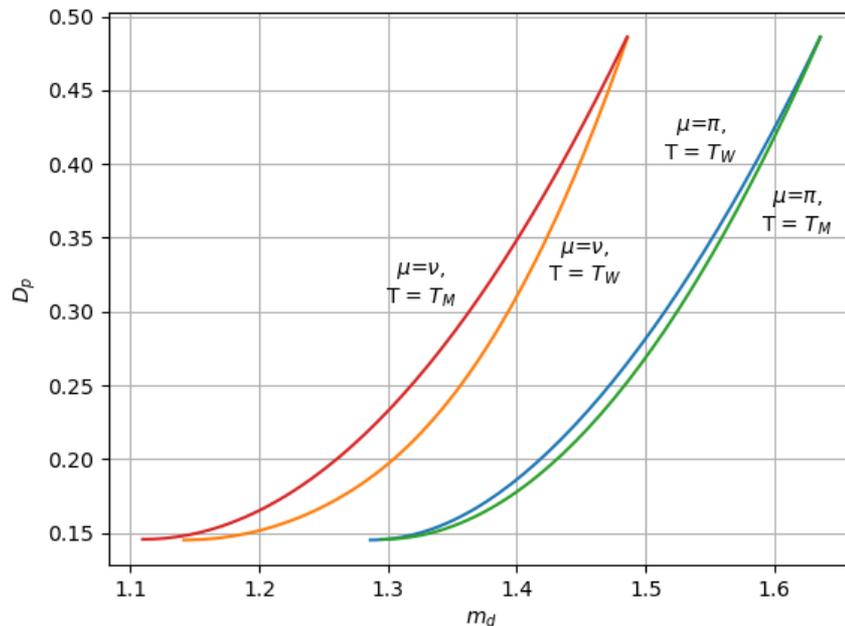
$$F_p^{\pi E}(w) = \begin{cases} \frac{587}{1200} w_1^2 + \frac{187}{900} w_2^2 \rightarrow \min, \\ 1.6375w_1 + 1.15w_2 \geq m_d, \\ w_1 + w_2 = 1, \\ w_1, w_2 \geq 0, \end{cases}$$

а в контексте меры необходимости:

$$F_p^{\nu E}(w) = \begin{cases} \frac{587}{1200} w_1^2 + \frac{187}{900} w_2^2 \rightarrow \min, \\ 1.4875w_1 + 0.95w_2 \geq m_d, \\ w_1 + w_2 = 1, \\ w_1, w_2 \geq 0. \end{cases}$$



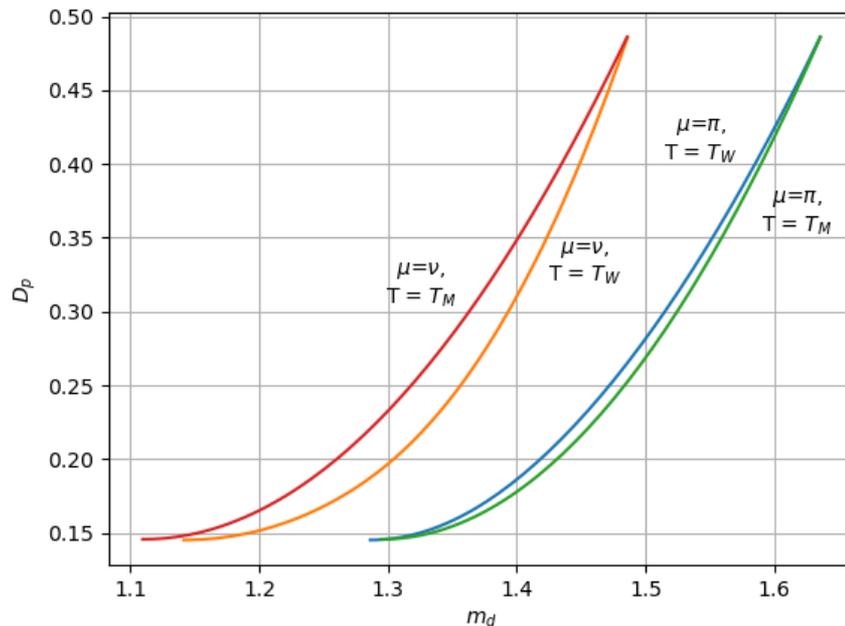
На рисунке изображены множества квазиэффективных (то есть эффективных с заданной возможностью) оценок портфеля в соответствии с его моделями и исходными данными, представленными выше.



Первое, что можно отметить, это поведение множества квазиэффективных оценок портфеля в различных контекстах. Так в контексте возможности мы имеем оптимистическую модель принятия решений, в то время как в контексте необходимости – пессимистическую, которая для заданного уровня ожидаемой доходности дает существенно больший риск.



На рисунке изображены множества квазиэффективных (то есть эффективных с заданной возможностью) оценок портфеля в соответствии с его моделями и исходными данными, представленными выше.



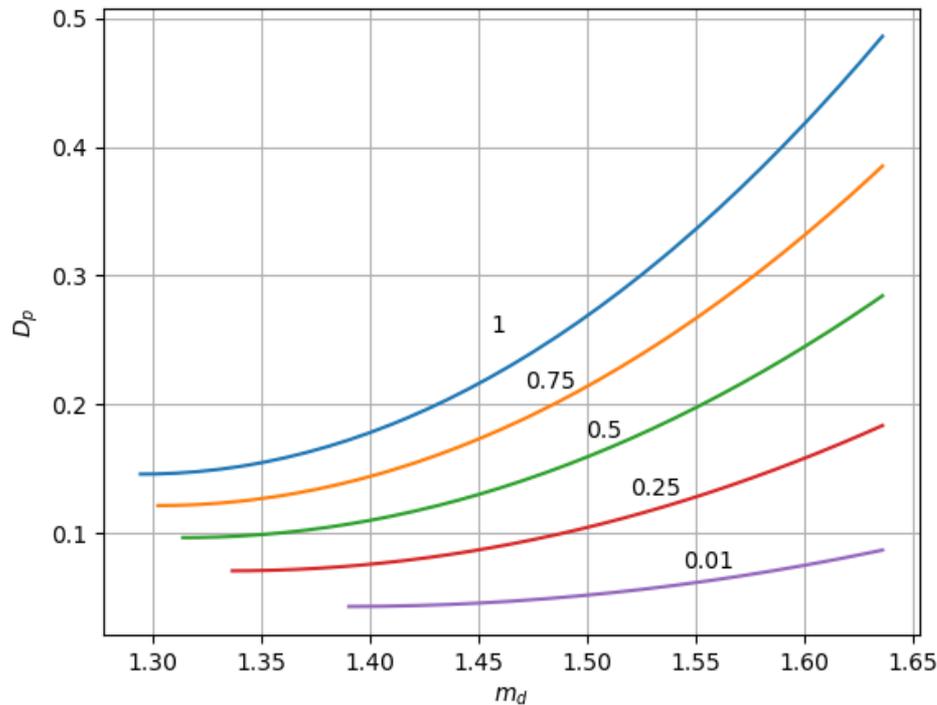
Во-вторых, как видно из рисунка, в контексте меры возможности слабейшая t -норма, обладающая свойством уменьшения неопределенности возможностного типа («размытости» результата), сужает область допустимых решений и делает модель более «строгой» или «осторожной», т.е. риск при фиксированном уровне доходности немного повышается. В контексте необходимости модель ведет себя «противоположным» образом.



Рассмотрим теперь влияние случайной составляющей в вышеописанных моделях на риск портфеля в случае сильнейшей t-нормы в контексте меры возможности. Проанализируем, как ведет себя решение задачи при различных значениях параметров равномерного распределения коэффициентов масштабирования σ_i . Пусть все они имеют математическое ожидание, равное 0.5, а длины отрезков будут равны, соответственно, 1, 0.75, 0.5, 0.25 и 0.01, то есть. будем постепенно уменьшать разброс (дисперсию) случайной величины от некоторого максимального уровня до «почти неслучайной» величины, все значения которой сосредоточены в очень малой окрестности 0.5.



На рисунке изображены результаты численных экспериментов.



Результаты согласуются с нашими ожиданиями: чем меньше неопределенность вероятностного типа в условии задачи, тем более гарантированным будет результат и, соответственно, меньшим риск при том же уровне доходности.

Заключение

Проведено комплексное исследование архитектуры математических моделей портфеля минимального риска. Для экстремальных t-норм в контексте возможность/необходимость изучены свойства моделей допустимых портфелей в зависимости от используемых принципов принятия решений в условиях гибридной неопределенности возможно-вероятностного типа.

На основании подхода Фэнга [Feng et al., 2001] специфицированы формулы для оценки риска портфеля при сильнейшей и слабейшей t-нормах. Полученные теоретические результаты и выводы согласуются с проведенными модельными и численными расчетами.

В плане дальнейших исследований предполагается результаты обобщить на случай, когда приемлемый для инвестора уровень доходности портфеля есть нечеткая величина, связанная с доходностью портфеля возможным (нечетким) ограничением [Gordeev et al., 2006]. Это позволит более «мягко» и адекватно моделировать предпочтения инвестора.



Список литературы

[Егорова и др., 2017] Егорова Ю.Е., Язенин А.В. К проблеме возможно-вероятностной оптимизации // Известия РАН. Теория и системы управления, 2017, №4, с.104-120. DOI: 0.7868/S0002338817040096

[Ермольев, 1976] Ермольев Ю.М. Методы стохастического программирования. Главная редакция физико математической литературы издательства «Наука», 1976. 340 с.

[Язенин и др., 2010] Язенин А.В., Шефова Н.А. Об одной возможно-вероятностной модели портфеля минимального риска // Вестник Тверского государственного университета, №14. Серия «Прикладная математика», выпуск 2 (17), 2010 г., с. 85-95.

[Язенин, 2016] Язенин А.В. Основные понятия теории возможностей. М.: Физматлит, 2016. 142 с.

[Dubois et al., 1988] Dubois, D., Prade, H.: Thes. Application des Connaissances en Informatique. Masson, Paris (1988)

[Feng et al., 2001] Feng, Y., Hu, L., Shu, H.: The variance and covariance of fuzzy random variables and their applications. Fuzzy Sets Syst. 120, 487–497 (2001). doi:10.1016/S0165-0114(99)00060-3

[Hong, 2001] Hong, D.H.: Parameter estimations of mutually T -related fuzzy variables. Fuzzy Sets Syst. 123, 63–71 (2001). doi:10.1016/S0165-0114(00)00113-5

[Gordeev et al., 2006] Gordeev, R.N., Yazenin, A.V.: A method for solving a problem of possibilistic programming. J. Comput. Syst. Sci. Int. 45(3), 442–449 (2006). doi:10.1134/S1064230706030105



Список литературы

- [Nahmias, 1979] Nahmias, S.: Fuzzy variables in a random environment. In: Gupta, M.M., Ragade, R.K., Yager, R.R. (eds.) *Advances in Fuzzy Sets Theory and Applications*, pp. 165–180. NHCP, Amsterdam (1979)
- [Nguyen et al., 1997] Nguyen, H.T., Walker, E.A.: *A First Course in Fuzzy Logic*. CRC Press, Boca Raton (1997)
- [Markowitz, 1952] Markowitz, H.M.: Portfolio selection. *J. Finance* 7(1), 77–91 (1952). doi:10.2307/2975974
- [Mesiar, 1997] Mesiar, R.: Triangular-norm-based addition of fuzzy intervals. *Fuzzy Sets Syst.* 91,231–237 (1997). doi:10.1016/S0165-0114(97)00143-7
- [Yazenin et al., 1996] Yazenin, A., Wagenknecht, M.: *Possibilistic Optimization*. Brandenburgische Technische Universität, Cottbus (1996)
- [Yazenin, 2007] Yazenin, A.V.: Possibilistic-probabilistic models and methods of portfolio optimization. In: Batyrshin, I., Kacprzyk, J. et al. (eds.) *Studies in Computational Intelligence*, vol. 36, pp. 241–259. Springer, Heidelberg (2007). doi:10.1007/978-3-540-36247-0 9
- [Yazenin et al., 2019] A. Yazenin, I. Soldatenko, “On the Problem of Possibilistic-Probabilistic Optimization with Constraints on Possibility/Probability”, *Lecture Notes in Computer Science*, WILF 2018, *Advances in Intelligent Systems and Computing*, **11291**, eds. Giove S., Masulli F., Fuller R., Springer, Cham, 2019, 43-54



Спасибо за внимание!

Контакты докладчика:

Александр Васильевич Язенин

Yazenin.AV@tversu.ru

