

МЕТОДЫ ОПТИМИЗАЦИИ

УДК 519.6

О МЕТОДЕ РЕШЕНИЯ ОДНОЙ ЗАДАЧИ ВОЗМОЖНОСТНО-ВЕРОЯТНОСТНОЙ ОПТИМИЗАЦИИ

Новикова В.Н.

Кафедра информационных технологий,
Тверской госуниверситет, Тверь

Поступила в редакцию 25.03.2010, после переработки 30.03.2010.

В статье продолжается исследование задач возможность-вероятностной оптимизации, начатое в [19, 20, 21]. Получен метод решения еще одной задачи возможность-вероятностного программирования — задачи максимизации нечеткой случайной цели при построчных ограничениях по возможности / вероятности. Возможности метода демонстрируются на модельном примере.

Research of problems of the possibility-probability optimization started in [19, 20, 21] continues in the article. Solution method for the problem of fuzzy random goal optimization under fuzzy constraints is obtained. The results are demonstrated on an example.

Ключевые слова: нечеткая величина, нечеткая случайная величина, возможность-вероятностная оптимизация, эквивалентный детерминированный аналог.

Keywords: fuzzy variable, fuzzy random variable, possibility-probability optimization, equivalent deterministic analogue.

Введение

В статье исследуется задача максимизации достижения нечеткой случайной цели при построчных ограничениях по возможности/вероятности. Строится эквивалентный детерминированный аналог задачи в том случае, когда параметры модели содержат в себе элементы неопределенности возможность-вероятностного типов в предположении, что распределения возможностей полностью известны, а случайные факторы имеют нормальные функции распределения. Достоинства метода демонстрируются на модельном примере.

1. Базовые понятия

Пусть Γ есть обычное (четкое) множество элементов, обозначаемых далее через $\gamma \in \Gamma$, $P(\Gamma)$ — множество всех подмножеств Γ .

Определение 1. Мерой возможности называется функция множества

$$\pi : P(\Gamma) \rightarrow [0, 1],$$

обладающая свойствами

$$1) \pi\{\emptyset\} = 0, \pi\{\Gamma\} = 1,$$

$$2) \pi\left\{\bigcup_{i \in I} A_i\right\} = \sup_{i \in I} \pi\{A_i\},$$

для любого индексного множества I и множеств $A_i \in P(\Gamma)$.

Определение 2. Возможностной величиной называется отображение $Z : \Gamma \rightarrow E^1$, значения которого характеризуются функцией $\mu_Z : E^1 \rightarrow [0, 1]$, называемой распределением возможностей величины Z :

$$\mu_Z(z) = \pi\{\gamma \in \Gamma | Z(\gamma) = z\} \quad \forall z \in E^1.$$

$\mu_Z(z)$ есть возможность того, что величина Z может принять значение z . Здесь и далее E^1, E^n есть евклидовы пространства соответствующей размерности.

Определение 3. Действительное число m называется модальным значением возможностной величины Z , если $\mu_Z(m) = 1$.

Определение 4. Носителем возможностной величины Z называется множество

$$\text{supp}(Z) = \{z \in E^1 | \mu_Z(z) > 0\}.$$

Определение 5. Множеством α -уровня возможностной величины Z называется множество

$$Z_\alpha = [Z_\alpha^-, Z_\alpha^+] = \{z \in E^1 | \mu_Z(z) \geq \alpha\}, \quad \alpha \in (0, 1].$$

Определение 6. Возможностная величина Z называется нечетко выпуклой, если ее функция распределения является квазивогнутой:

$$\mu_Z(\lambda z_1 + (1 - \lambda)z_2) \geq \min\{\mu_Z(z_1), \mu_Z(z_2)\},$$

$$\forall z_1, z_2 \in E^1, \forall \lambda \in [0, 1].$$

Пусть Z_1, \dots, Z_n — возможностные величины. Функция распределения совокупности возможностных величин определяется следующим образом:

$$\mu_{Z_1, \dots, Z_n}(z_1, \dots, z_n) = \pi\{\gamma \in \Gamma | Z_1(\gamma) = z_1, \dots, Z_n(\gamma) = z_n\}, \quad (z_1, \dots, z_n) \in E^n.$$

Определение 7. Возможностные величины Z_1, \dots, Z_n называются взаимно независимыми, если для любого подмножества $\{i_1, \dots, i_k\}$ множества $\{1, \dots, n\}$

$$\mu_{Z_{i_1}, \dots, Z_{i_k}}(z_{i_1}, \dots, z_{i_k}) = \min\{\mu_{Z_{i_1}}(z_{i_1}), \dots, \mu_{Z_{i_k}}(z_{i_k})\}, \quad \forall (z_{i_1}, \dots, z_{i_k}) \in E^k.$$

Здесь $\mu_{Z_{i_s}}$ есть одномерные функции распределения возможностей.

Пусть $\mathfrak{F}(E^1)$ — множество всех нечетких величин, чьи функции распределения удовлетворяют условиям квазивогнутой и полунепрерывности сверху.

Если $f \in \mathfrak{F}(E^1)$, то $\forall \alpha \in (0, 1]$, $f_\alpha = [f_\alpha^-, f_\alpha^+]$ — замкнутый интервал E^1 .

Впервые определение нечеткой случайной величины было дано в работах [14, 15, 16]. Дадим определение, следуя [13].

Пусть $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$ — вероятностное пространство .

Определение 8. Нечеткая случайная величина \tilde{a} есть вещественная функция $\tilde{a} : \Omega \times \Gamma \rightarrow E^1$, такая, что при любом фиксированном $\gamma \in \Gamma$, $a_\gamma(\omega)$ является случайной величиной, определенной на $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$.

Распределение нечеткой случайной величины можно рассматривать также, как и в случае нечеткой переменной, т.е. следующим образом:

$$\mu_{\tilde{a}}(x, \omega) = \pi\{\gamma \in \Gamma \mid \tilde{a}(\omega, \gamma) = x\}, \quad \forall x \in E^1, \forall \omega \in \Omega.$$

Определение 9. α -уровневым множеством нечеткой случайной величины называется множество $a_\alpha(\omega) = \{t \in E^1 \mid \mu_{\tilde{a}(\omega, \gamma)}(t) \geq \alpha\}$, $0 < \alpha \leq 1$.

В работе [10] введено сдвиг-масштабное представление случайной нечеткой величины.

Определение 10. Нечеткая случайная величина $X(\omega, \gamma)$ имеет сдвиг-масштабное представление, если:

$$X(\omega, \gamma) = a(\omega) + \sigma(\omega)X_0(\gamma),$$

где $a(\omega), \sigma(\omega)$ — случайные величины, определенные на вероятностном пространстве $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$, а $X_0(\gamma)$ — нечеткая (возможностная) величина, определенная на возможностном пространстве $(\Gamma, P(\Gamma), \Pi)$.

2. Принцип принятия решений

В качестве нечетких случайных функций, которые формируют модель критерия и модель ограничения используются отображения $f_i(\cdot, \cdot, \cdot) : X \times \Omega \times \Gamma \rightarrow E^1, i = 0, \dots, m$, где X есть множество допустимых решений, $X \subset E^n$. Следовательно, множество допустимых решений может быть получено комбинированием элементов множества решений с элементами множеств случайных и нечетких параметров. Поэтому любое конкретное решение не может быть напрямую связано ни со степенью достижения цели, ни со степенью выполнения системы ограничений [11].

Существование двух различных типов неопределенности в параметрах функций $f_i(x, \omega, \gamma)$ усложняет формализацию принципов принятия решения. Тем не менее процедура принятия решения может быть естественным образом основана на принципах принятия решений, используемых в стохастической [6] и возможностной оптимизации [11] или путем комбинирования их:

- усреднение нечеткой и/или случайной величин, которое позволяет решать задачи с нечеткими случайными данными;
- выбор оптимального решения с наиболее возможными/вероятными значениями нечетких/случайных параметров или с возможностью/вероятностью не ниже заданного уровня.

Другие подходы к оптимизации в условиях нечетких данных описаны в [3, 17, 18].

3. Модель целевого функционала

Использование принципов принятия решений, представленных в разделе 2, приводит нас к следующей модели критерия:

$$k \rightarrow \max, \\ P\{\pi\{f_0(x, \omega, \gamma) \geq k\} \geq \alpha_0\} \geq p_0, \quad (1)$$

где $\alpha_0 \in (0; 1]$, $p_0 \in (0; 1]$.

Мы ограничимся рассмотрением случая линейных функций:

$$f_0(x, \omega, \gamma) = \sum_{j=1}^n a_{0j}(\omega, \gamma)x_j.$$

Предположим также, что коэффициенты линейных функций имеют сдвиг-масштабное представление, то есть:

$$a_{0j}(\omega, \gamma) = \tilde{a}_{0j}(\omega) + \tilde{\sigma}_{0j}(\omega)\hat{X}_{0j}(\gamma),$$

а нечеткие компоненты моделируются симметричными треугольными функциями распределения.

$$\hat{X}_{0j}(\gamma) \in Tr(\hat{a}_{0j}, \hat{d}_{0j}).$$

Тогда очевидно, что при фиксированных $\omega \in \Omega$, $x \in X$

$$a_{0j}(\omega, \gamma) \in Tr(\hat{a}_{0j}\tilde{\sigma}_{0j}(\omega) + \tilde{a}_{0j}(\omega), \hat{d}_{0j}\tilde{\sigma}_{0j}(\omega)); \\ f_0(x, \omega, \gamma) \in Tr\left(\sum_{j=1}^n (\hat{a}_{0j}\tilde{\sigma}_{0j}(\omega) + \tilde{a}_{0j}(\omega))x_j, \sum_{j=1}^n \hat{d}_{0j}\tilde{\sigma}_{0j}(\omega)x_j\right).$$

Рассмотрим α_0 -уровневое множество возможностной функции $f_0(x, \omega, \gamma)$.

$$f_0^{\alpha_0}(x, \omega) = [f_{0L}^{\alpha_0}(x, \omega), f_{0R}^{\alpha_0}(x, \omega)] = \\ = \left[\sum_{j=1}^n a_{0jL}^{\alpha_0}(\omega)x_j, \sum_{j=1}^n a_{0jR}^{\alpha_0}(\omega)x_j \right].$$

Принимая во внимание [11, 12], построим для (1) эквивалентную модель критерия:

$$k \rightarrow \max, \\ P\{k \leq \sum_{j=1}^n a_{0jR}^{\alpha_0}(\omega)x_j\} \geq p_0. \quad (2)$$

Так как коэффициенты $a_{0jR}^{\alpha_i}(\omega)$ имеют нормальные функции распределения и независимы, то:

$$a_{0jR}^{\alpha_0}(\omega) \in N(m_{0jR}^{\alpha_0}, d_{0jR}^{\alpha_0}).$$

Введем обозначения:

$$f_0^R(x, \omega) = \sum_{j=1}^n a_{0jR}^{\alpha_0}(\omega) x_j,$$

$$m_0^R(x) = \sum_{j=1}^n m_{0jR}^{\alpha_0} x_j,$$

$$d_0^R(x) = \sum_{j,l=1}^n c_{0jR}^{\alpha_i} x_j x_l,$$

где $c_{0jR}^{\alpha_i}$ — ковариации случайных величин $a_{0jR}^{\alpha_0}(\omega), a_{0lR}^{\alpha_i}(\omega), j, l = \overline{1, n}$.

Тогда $f_0^R(x, \omega) \in N(m_0^R(x), d_0^R(x))$.

С использованием введенных обозначений (2) имеет вид

$$P\{f_0^R(x, \omega) \geq k\} \geq p_0.$$

Для полученного ограничения по вероятности построим его эквивалентный четкий аналог.

Имеем:

$$\begin{aligned} P\{f_0^R(x, \omega) \geq k\} &= 1 - P\{f_0^R(x, \omega) < k\} = \\ &= 1 - P\left\{\frac{f_0^R(x, \omega) - m_0^R(x)}{\sqrt{d_0^R(x)}} < \frac{k - m_0^R(x)}{\sqrt{d_0^R(x)}}\right\} = \\ &= 1 - \Phi\left\{\frac{k - m_0^R(x)}{\sqrt{d_0^R(x)}}\right\} \geq p_0, \end{aligned}$$

где Φ есть функция стандартного нормального распределения.

В результате модель критерия, эквивалентная (2), имеет вид:

$$k \rightarrow \max,$$

$$\Phi\left\{\frac{k - m_0^R(x)}{\sqrt{d_0^R(x)}}\right\} \leq 1 - p_0. \quad (3)$$

Пусть δ_0 есть решение уравнения $\Phi(t) = 1 - p_0$. Тогда (3) может быть записана в виде

$$k \rightarrow \max,$$

$$k \leq m_0^R(x) + \delta_0 \sqrt{d_0^R(x)}, \quad (4)$$

или:

$$m_0^R(x) + \delta_0 \sqrt{d_0^R(x)} \rightarrow \max_{x \in X}. \quad (5)$$

4. Модель ограничений

Рассмотрим модель ограничения в нечетко-случайной постановке.

$$P\{\pi\{f_i(x, \omega, \gamma) = 0\} \geq \alpha_i\} \geq p_i, \quad (6)$$

где $i = \overline{1, m}$, $\alpha_i \in (0; 1]$, $p_i \in (0; 1]$.

Мы также ограничимся случаем рассмотрения линейных функций:

$$f_i(x, \omega, \gamma) = \sum_{j=1}^n a_{ij}(\omega, \gamma)x_j - b_i(\omega, \gamma).$$

Предположим также, что коэффициенты линейных функций имеют сдвиг-масштабное представление, то есть:

$$a_{ij}(\omega, \gamma) = \tilde{a}_{ij}(\omega) + \tilde{\sigma}_{ij}(\omega)\widehat{X}_{ij}(\gamma),$$

$$b_i(\omega, \gamma) = \tilde{b}_i(\omega) + \tilde{\sigma}_i(\omega)\widehat{X}_i(\gamma),$$

а нечеткие компоненты имеют триангулярные функции распределения.

$$\widehat{X}_{ij}(\gamma) \in Tr(\widehat{a}_{ij}, \widehat{d}_{ij}); \widehat{X}_i(\gamma) \in Tr(\widehat{b}_i, \widehat{d}_i).$$

Тогда, очевидно, что при фиксированных $\omega \in \Omega$, $x \in X$

$$a_{ij}(\omega, \gamma) \in Tr(\widehat{a}_{ij}\tilde{\sigma}_{ij}(\omega) + \tilde{a}_{ij}(\omega), \widehat{d}_{ij}\tilde{\sigma}_{ij}(\omega));$$

$$b_i(\omega, \gamma) \in Tr(\widehat{b}_i\tilde{\sigma}_i(\omega) + \tilde{b}_i(\omega), \widehat{d}_i\tilde{\sigma}_i(\omega));$$

$$f_j(x, \omega, \gamma) \in Tr\left(\sum_{j=1}^n (\widehat{a}_{ij}\tilde{\sigma}_{ij}(\omega) + \tilde{a}_{ij}(\omega))x_j - \widehat{b}_i\tilde{\sigma}_i(\omega) - \tilde{b}_i(\omega), \sum_{j=1}^n \widehat{d}_{ij}\tilde{\sigma}_{ij}(\omega)x_j + \widehat{d}_i\tilde{\sigma}_i(\omega)\right).$$

Рассмотрим α_i -уровневые множества возможностных функций $f_i(x, \omega, \gamma)$.

$$\begin{aligned} f_i^{\alpha_i}(x, \omega) &= [f_{iL}^{\alpha_i}(x, \omega), f_{iR}^{\alpha_i}(x, \omega)] = \\ &= \left[\sum_{j=1}^n a_{ijL}^{\alpha_i}(\omega, \gamma)x_j - b_{iL}^{\alpha_i}(\omega, \gamma), \sum_{j=1}^n a_{ijR}^{\alpha_i}(\omega, \gamma)x_j - b_{iR}^{\alpha_i}(\omega, \gamma) \right]. \end{aligned}$$

Принимая во внимание [11], построим для (6) эквивалентную систему ограничений:

$$\begin{cases} P\left\{ \sum_{j=1}^n a_{ijL}^{\alpha_i}(\omega)x_j - b_{iR}^{\alpha_i}(\omega) \leq 0 \right\} \geq p_i, \\ P\left\{ \sum_{j=1}^n a_{ijR}^{\alpha_i}(\omega)x_j - b_{iL}^{\alpha_i}(\omega) \geq 0 \right\} \geq p_i, \quad i = 1, \dots, m, \end{cases} \quad (7)$$

Так как коэффициенты $a_{ijL}^{\alpha_i}(\omega)$, $a_{ijR}^{\alpha_i}(\omega)$, $b_{iR}^{\alpha_i}(\omega)$, $b_{iL}^{\alpha_i}(\omega)$ имеют нормальные функции распределения, то:

$$a_{ijL}^{\alpha_i}(\omega) \in N(m_{ijL}^{\alpha_i}, d_{ijL}^{\alpha_i}); a_{ijR}^{\alpha_i}(\omega) \in N(m_{ijR}^{\alpha_i}, d_{ijR}^{\alpha_i});$$

$$b_{iL}^{\alpha_i}(\omega) \in N(m_{iL}^{\alpha_i}, d_{iL}^{\alpha_i}); b_{iR}^{\alpha_i}(\omega) \in N(m_{iR}^{\alpha_i}, d_{iR}^{\alpha_i}).$$

Введем обозначения:

$$f_i^{LR}(x, \omega) = \sum_{j=1}^n a_{ijL}^{\alpha_i}(\omega)x_j - b_{iR}^{\alpha_i}(\omega),$$

$$m_i^{LR}(x) = \sum_{j=1}^n m_{ijL}^{\alpha_i}x_j - m_{iR}^{\alpha_i},$$

$$d_i^{LR}(x) = \sum_{j,l=1}^n c_{ijlL}^{\alpha_i}x_jx_l + \sum_{j=1}^n c_{ijR}^{\alpha_i}x_j,$$

где $c_{ijR}^{\alpha_i}, c_{ijlL}^{\alpha_i}$ — ковариации случайных величин.

Тогда $f_i^{LR}(x, \omega) \in N(m_i^{LR}(x), d_i^{LR}(x))$.

С использованием введенных обозначений первое ограничение системы (7) имеет вид $P\{f_i^{LR}(x, \omega) \leq 0\} \leq p_i$. Для полученного ограничения по вероятности построим его эквивалентный четкий аналог.

Имеем:

$$P\{f_i^{LR}(x, \omega) \leq 0\} = P\left\{\frac{f_i^{LR}(x, \omega) - m_i^{LR}(x)}{\sqrt{d_i^{LR}(x)}} \leq \frac{-m_i^{LR}(x)}{\sqrt{d_i^{LR}(x)}}\right\} = 1 - \Phi\left\{\frac{m_i^{LR}(x)}{\sqrt{d_i^{LR}(x)}}\right\} \geq p_i,$$

где Φ есть функция стандартного нормального распределения.

Аналогичным образом при сделанных обозначениях:

$$f_i^{RL}(x, \omega) = \sum_{j=1}^n a_{ijR}^{\alpha_i}(\omega)x_j - b_{iL}^{\alpha_i}(\omega),$$

$$m_i^{RL}(x) = \sum_{j=1}^n m_{ijR}^{\alpha_i}x_j - m_{iL}^{\alpha_i},$$

$$d_i^{RL}(x) = \sum_{j,l=1}^n c_{ijlR}^{\alpha_i}x_jx_l - \sum_{j=1}^n c_{ijL}^{\alpha_i}x_j,$$

где $c_{ijL}^{\alpha_i}, c_{ijlR}^{\alpha_i}$ — ковариации случайных величин.

Получаем, что $f_i^{RL}(x, \omega) \in N(m_i^{RL}(x), d_i^{RL}(x))$.

Поэтому второе ограничение системы (7) может быть преобразовано к эквивалентному следующим образом:

$$P\{f_i^{RL}(x, \omega) \geq 0\} = 1 - P\{f_i^{RL}(x, \omega) \leq 0\} = 1 - P\left\{\frac{f_i^{RL}(x, \omega) - m_i^{RL}(x)}{\sqrt{d_i^{RL}(x)}} \leq \frac{-m_i^{RL}(x)}{\sqrt{d_i^{RL}(x)}}\right\} =$$

$$= \Phi \left\{ \frac{m_i^{RL}(x)}{\sqrt{d_i^{RL}(x)}} \right\} \geq p_i.$$

В результате система ограничений, эквивалентная системе (7), имеет вид:

$$\begin{cases} \Phi \left\{ \frac{m_i^{LR}(x)}{\sqrt{d_i^{LR}(x)}} \right\} \leq 1 - p_i, \\ \Phi \left\{ \frac{m_i^{RL}(x)}{\sqrt{d_i^{RL}(x)}} \right\} \geq p_i, \quad i = 1, \dots, m. \end{cases} \quad (8)$$

Пусть β_i и δ_i есть решения уравнений $\Phi(t) = 1 - p_i$ и $\Phi(t) = p_i$ соответственно. Тогда система (3) может быть записана в виде

$$\begin{cases} m_i^{LR}(x) - \beta_i \sqrt{d_i^{LR}(x)} \leq 0, \\ m_i^{RL}(x) - \delta_i \sqrt{d_i^{RL}(x)} \geq 0, \quad i = 1, \dots, m. \end{cases} \quad (9)$$

Логично предположить, что гарантировать выполнение первого неравенства возможно при $\beta_i \geq 0$. Аналогично гарантировать выполнение второго неравенства возможно при $\delta_i \leq 0$. Так как β_i и δ_i есть решения уравнений $\Phi(t) = 1 - p_i$ и $\Phi(t) = p_i$ соответственно, то полученная система ограничений определяет непустое множество допустимых решений при $p \leq 0.5$. При $p > 0.5$ система также может определять непустое множество, но это зависит от конкретных рассматриваемых распределений для случайных параметров и индивидуально для каждой задачи.

5. Модельный пример

Рассмотрим задачу:

$$\begin{aligned} & k \rightarrow \max, \\ & \begin{cases} P\{\pi\{a_{01}(\omega, \gamma)x_1 + a_{02}(\omega, \gamma)x_2 = k\} \geq 0.8\} \geq 0.3, \\ P\{\pi\{a_{11}(\omega, \gamma)x_1 + a_{12}(\omega, \gamma)x_2 - b_1(\omega, \gamma) = 0\} \geq 0.7\} \geq 0.2, \\ P\{\pi\{a_{21}(\omega, \gamma)x_1 + a_{22}(\omega, \gamma)x_2 - b_2(\omega, \gamma) = 0\} \geq 0.9\} \geq 0.25, \\ x_1 \geq 0, x_2 \geq 0. \end{cases} \end{aligned} \quad (10)$$

Предположим, что линейные коэффициенты имеют сдвиг-масштабное представление, то есть:

$$\begin{aligned} a_{ij}(\omega, \gamma) &= \tilde{a}_{ij}(\omega) + \tilde{\sigma}_{ij}(\omega)\widehat{X}_{ij}(\gamma), \\ b_i(\omega, \gamma) &= \tilde{b}_i(\omega) + \tilde{\sigma}_i(\omega)\widehat{X}_0(\gamma), \end{aligned}$$

где допускаем, что нечеткие компоненты представления имеют триангулярные функции распределения:

$$\begin{aligned} \widehat{X}_{01}(\gamma) &\in Tr(3, 1); \widehat{X}_{02}(\gamma) \in Tr(2, 1); \\ \widehat{X}_{11}(\gamma) &\in Tr(4, 1); \widehat{X}_{12}(\gamma) \in Tr(3, 1); \widehat{X}_1(\gamma) \in Tr(12, 1); \\ \widehat{X}_{21}(\gamma) &\in Tr(1, 1); \widehat{X}_{22}(\gamma) \in Tr(2, 1); \widehat{X}_2(\gamma) \in Tr(4, 1). \end{aligned}$$

Тогда, очевидно, что при фиксированных $\omega \in \Omega, x \in X$

$$a_{01}(\omega, \gamma) \in Tr(3\tilde{\sigma}_{0j}(\omega) + \tilde{a}_{0j}(\omega), \tilde{\sigma}_{0j}(\omega));$$

$$a_{02}(\omega, \gamma) \in Tr(2\tilde{\sigma}_{0j}(\omega) + \tilde{a}_{0j}(\omega), \tilde{\sigma}_{0j}(\omega));$$

$$a_{11}(\omega, \gamma) \in Tr(4\tilde{\sigma}_{0j}(\omega) + \tilde{a}_{0j}(\omega), \tilde{\sigma}_{0j}(\omega));$$

$$a_{12}(\omega, \gamma) \in Tr(3\tilde{\sigma}_{0j}(\omega) + \tilde{a}_{0j}(\omega), \tilde{\sigma}_{0j}(\omega));$$

$$b_1(\omega, \gamma) \in Tr(12\tilde{\sigma}_0(\omega) + \tilde{b}_0(\omega), \tilde{\sigma}_0(\omega));$$

$$a_{21}(\omega, \gamma) \in Tr(\tilde{\sigma}_{0j}(\omega) + \tilde{a}_{0j}(\omega), \tilde{\sigma}_{0j}(\omega));$$

$$a_{22}(\omega, \gamma) \in Tr(2\tilde{\sigma}_{0j}(\omega) + \tilde{a}_{0j}(\omega), \tilde{\sigma}_{0j}(\omega));$$

$$b_2(\omega, \gamma) \in Tr(4\tilde{\sigma}_0(\omega) + \tilde{b}_0(\omega), \tilde{\sigma}_0(\omega));$$

$$f_0(x, \omega, \gamma) \in Tr((3\tilde{\sigma}_{01}(\omega) + \tilde{a}_{01}(\omega))x_1 + (2\tilde{\sigma}_{02}(\omega) + \tilde{a}_{02}(\omega))x_2,$$

$$\tilde{\sigma}_{01}(\omega)x_1 + \tilde{\sigma}_{02}(\omega)x_2),$$

$$f_1(x, \omega, \gamma) \in Tr((4\tilde{\sigma}_{01}(\omega) + \tilde{a}_{01}(\omega))x_1 + (3\tilde{\sigma}_{02}(\omega) + \tilde{a}_{02}(\omega))x_2 - 12\tilde{\sigma}_0(\omega) - \tilde{b}_0(\omega),$$

$$\tilde{\sigma}_{01}(\omega)x_1 + \tilde{\sigma}_{02}(\omega)x_2 + \tilde{\sigma}_0(\omega)),$$

$$f_2(x, \omega, \gamma) \in Tr((\tilde{\sigma}_{01}(\omega) + \tilde{a}_{01}(\omega))x_1 + (2\tilde{\sigma}_{02}(\omega) + \tilde{a}_{02}(\omega))x_2 - 4\tilde{\sigma}_0(\omega) - \tilde{b}_0(\omega),$$

$$\tilde{\sigma}_{01}(\omega)x_1 + \tilde{\sigma}_{02}(\omega)x_2 + \tilde{\sigma}_0(\omega)),$$

с определенной вероятностью.

Рассмотрим α_i -уровневые множества возможностных функций $f_i(x, \omega, \gamma)$, $i = 0, 1, 2$.

$$\begin{aligned} f_0^{0.8}(x, \omega) &= [f_{0L}^{0.8}(x, \omega), f_{0R}^{0.8}(x, \omega)] = \\ &= \left[\sum_{j=1}^n a_{0jL}^{0.8}(\omega)x_j - b_{0L}^{0.8}(\omega), \sum_{j=1}^n a_{0jR}^{0.8}(\omega)x_j - b_{0R}^{0.8}(\omega) \right], \\ f_1^{0.7}(x, \omega) &= [f_{1L}^{0.7}(x, \omega), f_{1R}^{0.7}(x, \omega)] = \\ &= \left[\sum_{j=1}^n a_{1jL}^{0.7}(\omega)x_j - b_{1L}^{0.7}(\omega), \sum_{j=1}^n a_{1jR}^{0.7}(\omega)x_j - b_{1R}^{0.7}(\omega) \right], \\ f_2^{0.9}(x, \omega) &= [f_{2L}^{0.9}(x, \omega), f_{2R}^{0.9}(x, \omega)] = \\ &= \left[\sum_{j=1}^n a_{2jL}^{0.9}(\omega)x_j - b_{2L}^{0.9}(\omega), \sum_{j=1}^n a_{2jR}^{0.9}(\omega)x_j - b_{2R}^{0.9}(\omega) \right]. \end{aligned}$$

Построим эквивалентную систему ограничений:

$$k \rightarrow \max,$$

$$P\left\{k \leq \sum_{j=1}^n a_{0jR}^{0.8}(\omega)x_j\right\} \geq 0.3,$$

$$\left\{ \begin{array}{l} P\left\{ \sum_{j=1}^n a_{1jL}^{0.7}(\omega)x_j - b_{1R}^{0.7}(\omega) \leq 0 \right\} \geq 0.2, \\ P\left\{ \sum_{j=1}^n a_{1jR}^{0.7}(\omega)x_j - b_{1L}^{0.7}(\omega) \geq 0 \right\} \geq 0.2, \\ P\left\{ \sum_{j=1}^n a_{2jL}^{0.9}(\omega)x_j - b_{2R}^{0.9}(\omega) \leq 0 \right\} \geq 0.25, \\ P\left\{ \sum_{j=1}^n a_{2jR}^{0.9}(\omega)x_j - b_{2L}^{0.9}(\omega) \geq 0 \right\} \geq 0.25. \end{array} \right.$$

Так как коэффициенты

$$a_{0jL}^{0.8}(\omega), a_{0jR}^{0.8}(\omega), a_{1jL}^{0.7}(\omega), a_{1jR}^{0.7}(\omega), a_{2jL}^{0.9}(\omega), a_{2jR}^{0.9}(\omega), b_{1L}^{0.7}(\omega), b_{1R}^{0.7}(\omega), a_{2L}^{0.9}(\omega), a_{2R}^{0.9}(\omega)$$

имеют нормальные функции распределения, а также учитывая их независимость, имеем:

$$\begin{aligned} a_{01L}^{0.8}(\omega) &\in N(2.9, 1); a_{01R}^{0.8}(\omega) \in N(3.1, 1); \\ a_{02L}^{0.8}(\omega) &\in N(1.9, 1); a_{02R}^{0.8}(\omega) \in N(2.1, 1); \\ a_{11L}^{0.7}(\omega) &\in N(3.85, 1); a_{11R}^{0.7}(\omega) \in N(4.15, 1); \\ a_{12L}^{0.7}(\omega) &\in N(2.85, 1); a_{12R}^{0.7}(\omega) \in N(3.15, 1); \\ a_{21L}^{0.9}(\omega) &\in N(0.95, 1); a_{21R}^{0.9}(\omega) \in N(1.05, 1); \\ a_{22L}^{0.9}(\omega) &\in N(1.95, 1); a_{22R}^{0.9}(\omega) \in N(2.05, 1); \\ b_{1L}^{0.7}(\omega) &\in N(11.85, 1); b_{1R}^{0.7}(\omega) \in N(12.15, 1); \\ b_{2L}^{0.9}(\omega) &\in N(3.95, 1); b_{2R}^{0.9}(\omega) \in N(4.05, 1). \end{aligned}$$

При принятых обозначениях:

$$f_0^R(x, \omega) = \sum_{j=1}^n a_{ojR}^{0.8}(\omega)x_j,$$

$$m_0^R(x) = 3.1x_1 + 2.1x_2,$$

$$d_0^R(x) = x_1^2 + x_2^2.$$

Получаем, что $f_0^R(x, \omega) \in N(3.1x_1 + 2.1x_2, x_1^2 + x_2^2)$.

Справедливо преобразование:

$$P\{f_0^R(x, \omega) \geq k\} = 1 - P\{f_0^R(x, \omega) \leq k\} = 1 - \Phi\left\{ \frac{k - 3.1x_1 - 2.1x_2}{\sqrt{x_1^2 + x_2^2}} \right\} \geq 0.3.$$

Аналогично:

$$f_1^{LR}(x, \omega) = \sum_{j=1}^n a_{1jL}^{0.7}(\omega)x_j - b_{1R}^{0.7}(\omega),$$

$$m_1^{LR}(x) = 3.85x_1 + 2.85x_2 - 12.15,$$

$$d_1^{LR}(x) = x_1^2 + x_2^2 + 1.$$

Тогда $f_1^{LR}(x, \omega) \in N(3.85x_1 + 2.85x_2 - 12.15, x_1^2 + x_2^2 + 1)$.

Имеем:

$$P\{f_1^{LR}(x, \omega) \leq 0\} = \Phi \left\{ \frac{3.85x_1 + 2.85x_2 - 12.15}{\sqrt{x_1^2 + x_2^2 + 1}} \right\} \leq 0.8.$$

Аналогичным образом:

$$f_1^{RL}(x, \omega) = \sum_{j=1}^n a_{1jR}^{0.7}(\omega)x_j - b_{1L}^{0.7}(\omega),$$

$$m_i^{RL}(x) = 4.15x_1 + 3.15x_2 - 11.85,$$

$$d_1^{RL}(x) = x_1^2 + x_2^2 + 1.$$

Получаем, что $f_1^{RL}(x, \omega) \in N(4.15x_1 + 3.15x_2 - 11.85, x_1^2 + x_2^2 + 1)$.

Поэтому:

$$P\{f_1^{RL}(x, \omega) \geq 0\} = \Phi \left\{ \frac{4.15x_1 + 3.15x_2 - 11.85}{\sqrt{x_1^2 + x_2^2 + 1}} \right\} \geq 0.2.$$

Для второго ограничения исходной системы имеем:

$$f_2^{LR}(x, \omega) = \sum_{j=1}^n a_{2jL}^{0.9}(\omega)x_j - b_{2R}^{0.9}(\omega),$$

$$m_2^{LR}(x) = 0.95x_1 + 1.95x_2 - 4.05,$$

$$d_2^{LR}(x) = x_1^2 + x_2^2 + 1.$$

Тогда $f_2^{LR}(x, \omega) \in N(0.95x_1 + 1.95x_2 - 4.05, x_1^2 + x_2^2 + 1)$.

Имеем:

$$P\{f_2^{LR}(x, \omega) \leq 0\} = \Phi \left\{ \frac{0.95x_1 + 1.95x_2 - 4.05}{\sqrt{x_1^2 + x_2^2 + 1}} \right\} \leq 0.75.$$

Аналогичным образом:

$$f_2^{RL}(x, \omega) = \sum_{j=1}^n a_{2jR}^{0.9}(\omega)x_j - b_{2L}^{0.9}(\omega),$$

$$m_2^{RL}(x) = 1.05x_1 + 2.05x_2 - 3.95,$$

$$d_2^{RL}(x) = x_1^2 + x_2^2 + 1.$$

Получаем, что $f_2^{RL}(x, \omega) \in N(1.05x_1 + 2.05x_2 - 3.95, x_1^2 + x_2^2 + 1)$.

Поэтому:

$$P\{f_2^{RL}(x, \omega) \geq 0\} = \Phi \left\{ \frac{1.05x_1 + 2.05x_2 - 3.95}{\sqrt{x_1^2 + x_2^2 + 1}} \right\} \geq 0.25.$$

По таблицам стандартного нормального распределения находим: $\delta_0 = 0.52$, $\beta_1 = 0.84$, $\delta_1 = -0.84$, $\beta_2 = 1, 28$, $\delta_2 = -1, 28$.

Тогда исходная задача имеет следующий эквивалентный аналог:

$$3.15x_1 + 2.15x_2 - 0.52\sqrt{x_1^2 + x_2^2} \rightarrow \max, \quad (11)$$

$$\begin{cases} 3.85x_1 + 2.85x_2 - 0.84\sqrt{x_1^2 + x_2^2 + 1} \leq 12.15, \\ 4.15x_1 + 3.15x_2 + 0.84\sqrt{x_1^2 + x_2^2 + 1} \geq 11.85, \\ 0.95x_1 + 1.95x_2 - 1.28\sqrt{x_1^2 + x_2^2 + 1} \leq 4.05, \\ 1.05x_1 + 2.05x_2 + 1.28\sqrt{x_1^2 + x_2^2 + 1} \geq 3.95, \\ x_1 \geq 0, x_2 \geq 0. \end{cases} \quad (12)$$

Полученная задача (11), (12) является задачей невыпуклого программирования. Это обусловлено тем, что вероятность $p_i < 0.5, \forall i = 1, 2$. Невыпуклая область допустимых решений, определяемая (12), представлена на рис. 1. Целевая функция задачи является вогнутой.

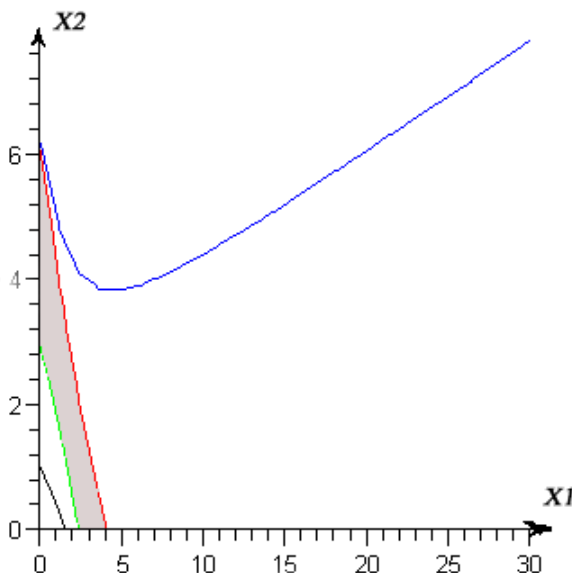


Рис. 1: Область допустимых решений.

Полученная задача решалась с использованием решателя пакета MS Excel, методом сопряженных градиентов. Получено следующее оптимальное решение: $x_1^* = 4.07$, $x_2^* = 0$, значение целевого функционала равно 10.7.

Рассмотрим случай, когда уровни вероятности $p_i \geq 0.5$: $p_1 = 0.52$, $p_2 = 0.53$. Область допустимых решений задачи в этом случае представлена на рис.2.

Задача при уровнях вероятности $p_1 = 0.52$, $p_2 = 0.53$ так же решалась с использованием решателя пакета MS Excel, методом сопряженных градиентов. Получено следующее оптимальное решение: $x_1^* = 2.52$, $x_2^* = 0.71$, значение целевого функционала равно 8.3.

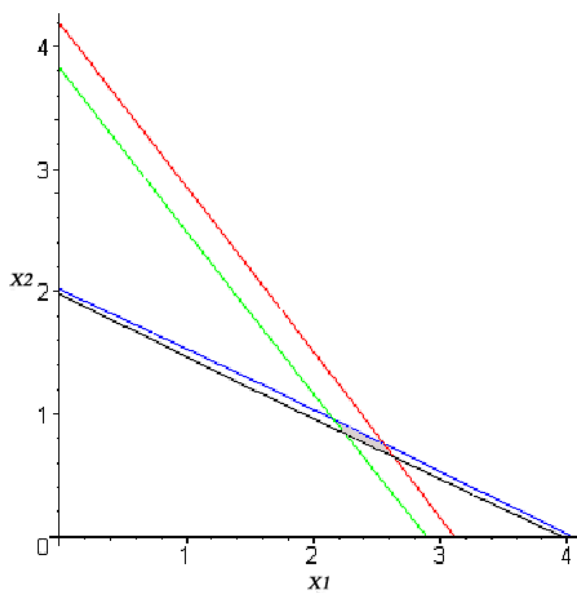


Рис. 2: Область допустимых решений.

Замечание. Нетрудно видеть, что при $p_i = 0.5, i = 1, 2$ система (12) трансформируется в систему линейных ограничений.

Заключение

В статье исследована задача максимизации нечеткой случайной цели при построчных ограничениях по возможности / вероятности. Для модели критерия и модели ограничений были построены их эквивалентные четкие аналоги. Исследуемая задача была сведена к задаче квадратичного программирования. Полученные методы решения позволяют расширить класс решаемых практических задач возможно-вероятностной оптимизации. Проведено исследование метода решения задачи на модельном примере.

Список литературы

- [1] Zadeh L.A. Fuzzy sets as a basis for a theory of possibility // Fuzzy Sets and Systems. 1978. V. 1.
- [2] Nahmias S. Fuzzy variables // Fuzzy Sets and Systems. 1978. V. 1.
- [3] Qiao Zhong, Wang Guang-yuan. On solutions and distribution problems of the linear programming with fuzzy random variable coefficients // Fuzzy Sets and Systems. 1993. V. 58
- [4] Вазан М. Стохастическая аппроксимация, «Мир», 1972.

- [5] Гришина Е.Н. Об одном подходе к определению и расчету числовых характеристик нечетких случайных величин // Сложные системы: обработка информации, моделирование и оптимизация. Тверь. 2004. С. 39-45.
- [6] Ермольев Ю.М. Методы стохастического программирования, «Наука», 1976.
- [7] Невельсон М.Б., Хасьминский Р.З. Стохастическая аппроксимация и рекуррентное оценивание, «Наука», 1972.
- [8] Урясьев С.П. Адаптивные алгоритмы стохастической аппроксимации и теории игр, «Наука», 1990.
- [9] Юдин Д.Б. Математические методы управления в условиях неполной информации. Задачи и методы стохастического программирования, М. «Советское радио», 1974.
- [10] Хохлов М.Ю., Язенин А.В. Расчет числовых характеристик нечетких случайных величин // Вестник ТвГУ. №2. Серия «Прикладная математика». Выпуск №1. 2003. С. 39-43.
- [11] Язенин А.В. Нечеткое математическое программирование. Калинин. 1986.
- [12] Язенин А.В. Линейное программирование со случайными нечеткими данными // Изв. АН СССР. Техн. кибернетика — 1991 — №3 — с.52-58.
- [13] Yazenin A.V., Wagenknecht M. Possibilistic Optimization. A measure-based approach. Aktuelle Reihe 6/96. 140 p. Brandenburgische Technische Universität, Cottbus, Germany, 1996.
- [14] M.L. Puri, D.A. Ralescu. Fuzzy random variables, // J. Math. Anal. Appl. 14 (1986)
- [15] Kwakernaak H. Fuzzy random variables - Definitions and theorems, Inf. Sci. 15 (1978) 1-29
- [16] Nahmias S. Fuzzy variables in a random environment. In: M. M. Gupta et. al. (eds.), Advances in Fuzzy Sets Theory. NHPC, Amsterdam, 1979.
- [17] Luhandjula M.K. Linear programming problems under randomness and fuzziness // Fuzzy Sets and Systems — 1983 — no. 10 — pp.45-55
- [18] Luhandjula M.K. Optimisation under hybrid uncertainty// Fuzzy Sets and Systems — 2004 — no. 146 — pp.187-203
- [19] Новикова В.Н., Язенин А.В. Прямой метод решения одной задачи возможно-вероятностного программирования // Сборник трудов Всероссийской научной конференции «Нечеткие системы и мягкие вычисления - 2006». Тверь. 2006. С. 132-139
- [20] Новикова В.Н. О методе решения одной задачи возможно-вероятностного программирования // Нечеткие системы и мягкие вычисления. Том 2. №1. 2007. С. 73-82

-
- [21] Новикова В.Н. Стохастические квазиградиентные методы решения задач возможно-вероятностного программирования // Труды Всероссийской научно-практической конференции студентов, аспирантов, молодых ученых и специалистов «Интегрированные модели, мягкие вычисления, вероятностные системы и комплексы программ в искусственном интеллекте», Коломна — М.: Физматлит, 2009 — с. 200-209.
- [22] Новикова В.Н., Турлаков А.П. Задача максимизации возможности достижения нечеткой случайной цели // Вестник Тверского государственного университета. Серия Прикладная математика — 2009 — №17 — с. 79-95.