УДК 519.85

СЕРАЯ О.В.,
КАТКОВА Т.И.,
БАЧКИР Л.В.

ОЦЕНИВАНИЕ СОСТОЯНИЯ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ НЕЧЕТКОЙ РЕГРЕССИИ

Для построения нечеткой экспертной системы предложена методика расчета функций принадлежности нечеткой регрессии, вычисляемой по результатам измерения нечетко заданных контролируемых параметров.

For the construction of fuzzy expert system the calculation method of membership functions of fuzzy regression, calculated on results measuring of fuzzy controlled parameters is offered.

Постановка проблемы, анализ последних публикаций

Конструктивно необходимым элементом любой системы поддержки принятия решений является подсистема оценивания состояния среды и объекта, реализующего принимаемые решения. Одно из перспективных направлений совершенствования технологий оценивания состояния состоит в исследовании экспертных систем (ЭС) [1,2]. Такая система преобразует набор измеренных значений $x_1, x_2, \ldots, x_n$ контролируемых параметров объекта в значение y – параметра, оценивающего состояние этого объекта. Если при этом механизм логического вывода системы – продукционный, то процедура преобразования сводится к применению совокупности правил вида

$$\begin{aligned} &\textit{ЕСЛИ} \;\; x_1 \;\; \textit{это} \;\; A_1, \\ &\qquad\quad x_2 \;\; \textit{это} \;\; A_2, \\ &\qquad\quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots, \\ &\qquad\quad x_n \;\; \textit{это} \;\; A_n, \\ &\textit{ТО} \qquad y \;\; \textit{это} \;\; B. \end{aligned} \tag{1}$$

Точность оценивания состояния в такой системе может быть сделана как угодно высокой и ограничивается только числом контролируемых параметров, точностью их измерения и правильностью заключений, образующих правила (1). В случаях, когда число контролируемых параметров велико, может быть использована декомпозиция продукционного механизма (1) с введением совокупности правил субпродукции. Неопределенность, неизбежно сопровождающая все этапы процедуры оценивания состояния объектов с использованием ЭС, приводит к появлению и все более широкому использованию нечетких ЭС [3-4]. Одной из наиболее известных таких систем является система нечеткого вывода Мамдани – Заде [5]. Применительно к задаче оценки состояния объекта эта система работает следующим образом. Для каждого из возможных состояний объекта $S_1, S_2, \ldots, S_p$ формируются функции принадлежности контролируемых параметров $\mu^{(k)}(x_j), k = 1,2,\ldots,p,\; j = 1,2,\ldots,n,$ диапазону возможных своих значений, определяемому состоянием. В соответствии с этим при получении конкретного набора измеренных значений параметров $X^{(0)} = \left\{x_1^{(0)},\ldots,x_n^{(0)}\right\}$ осуществляется вычисление значений функций принадлежности $\mu^{(k)}(X_j^{(0)}), k = 1,2,\ldots,p,\; j = 1,2,\ldots,n$. Далее значения функций принадлежности, относящихся к каждому из состояний, агрегируются (чаще всего с использованием операции логического суммирования). При этом получают

$$\begin{gathered} \mu^{(k)}(X^{(0)}) = max\left\{\mu^{(k)}(x_1^{(0)}),\right. \\ \left.\mu^{(k)}(x_2^{(0)}),\ldots,\mu^{(k)}(x_n^{(0)})\right\}, \\ k = 1,2,\ldots,p. \end{gathered} \tag{2}$$

Завершающей является операция оценки состояния путем дефуззификации, выполняемая, например, следующим образом:

$$\hat{k} = \frac{\sum_{k=1}^{p} \mu^{(k)}(x^{(0)}) \cdot k}{\sum_{k=1}^{p} \mu^{(k)}(x^{(0)})}. \tag{3}$$

Представленная в форме (3) процедура получения нечеткого логического вывода обладает принципиальными недостатками, присущими продукционным системам. Среди них наиболее существенными являются следующие.

1. Отсутствует возможность учета различий в важности контролируемых входных переменных $x_1, x_2, ... x_n$.

2. Для каждого из продукционных правил отсутствует возможность учета различий в важности субправил.

3. Жесткая схема логического вывода, реализуемая правилами агрегирования, может привести к неконтролируемым ошибкам в диагнозе (для этого достаточно, чтобы минимальное значение функции принадлежности только для одного из правил субпродукции оказалось больше остальных).

4. Множество правил базы знаний много меньше числа возможных вариантов значений входных переменных. Поэтому на практике могут возникать варианты, не предусмотренные в базе знаний.

5. В системах такого типа, в особенности, если число входных переменных велико, практически невозможно учесть синергетический эффект, который возможен при совместном появлении некоторых конкретных значений отдельных переменных.

Подход, не требующий дефуззификации, реализован в модели нечеткого вывода Такаги-Сугено [6]. В этой модели для каждого из возможных состояний объекта рассчитывается уравнение регрессии

$$y_k = a_{k_0} + a_{k_1} x_1 + a_{k_2} x_2 + ... + a_{k_n} x_n, \quad k = 1,2,...,p, \tag{4}$$

связывающее некоторый результирующий параметр y с результатами непосредственных измерений параметров $x_1, x_2, ..., x_n$. При этом коэффициенты (a_{k_j}) в (4) оцениваются статистически. С другой стороны, тот же что и в модели Мамдани – Заде набор функций принадлежности $\mu^{(k)}(x_j)$ используется для формирования весовых коэффициентов W_k, $k = 1,2,...,p,$ по правилу

$$W_k = min\{\mu^{(k)}(x_j)\}, \quad k = 1,2,...,p. \tag{5}$$

Теперь с учетом этих коэффициентов рассчитывается оценка достоверности состояния объекта

$$\hat{k} = \sum_{k=1}^{p} \frac{W_k}{\sum_{k=1}^{p} W_k} \cdot y_k. \tag{6}$$

Слабые звенья этой процедуры: необоснованный выбор структуры уравнения регрессии (4) и использование операции логического умножения (5) при расчете весовых коэффициентов.

Другая идея реализуется в предложенной в [7] нечеткой байесовой ЭС. В этой системе нечеткость исходных данных отображается в описании с помощью функций принадлежности $\mu^{(k)}(x_j)$ нечетких значений априорных вероятностей наблюдения значений контролируемых параметров x_j при условии, что объект находится в состоянии S_k. Байесова система преобразует контролируемый набор параметров $X^{(0)}$ с учетом совокупности $\{\mu^{(k)}(x_j)\}$ в набор апостериорных вероятностей $P(S_k / X^{(0)})$, $k = 1,2,...,p$. Понятно, что нечеткость исходных данных навязывает нечеткость результата. К сожалению, в [7] содержится лишь паллиативное решение задачи: получены формулы для расчета носителей нечетких чисел, описывающих апостериорное распределение вероятностей состояний.

Более радикальный подход состоит в получении функций принадлежности нечетких апостериорных вероятностей состояний.

Естественно предположить, что по результатам предварительной обработки реальных данных или экспертного оценивания получены основные статистические характеристики (математическое ожидание и дисперсия) значений априорных вероятностей наблюдения каждого из контролируемых параметров x_j, $j = 1,2,...,n,$ при условии, что объект находится в каждом из возможных состояний $S_1, S_2, ..., S_p$, то есть имеются наборы $(m_1^{(k)}, m_2^{(k)}, ..., m_n^{(k)})$, $(D_1^{(k)}, D_2^{(k)}, ..., D_n^{(k)})$, $k = 1,2,...,p$.

В соответствии с формулой Байеса набор апостериорных вероятностей состояний объекта в ситуации, когда в результате контроля получен вектор значений параметров $X^{(0)} = (x_1^{(0)}, ..., x_n^{(0)})$, отыскивается рекуррентно по формуле

$$P\left(S_k \big/ x_1^{(0)}, x_2^{(0)}, ..., x_r^{(0)}\right) = \frac{P\left(x_r^{(0)} \big/ S_k\right) \cdot \hat{P}_{r-1}(S_k)}{\sum_{k=1}^{p} P\left(x_r^{(0)} \big/ S_k\right) \cdot \hat{P}_{r-1}(S_k)},$$

$$\hat{P}_{r-1}(S_k) = P\left(S_k / x_1^{(0)}, x_2^{(0)}, ..., x_{r-1}^{(0)} \right), \quad (7)$$

$$k = 1,2,..., p, \; r = 1,2,..., n.$$

Для получения функции принадлежности апостериорных вероятностей (7) рассчитаем математическое ожидание и дисперсию числителя и знаменателя в соотношении (7). Для $r = 1$ имеем

$$M\left[P\left(x_1^{(0)} / S_k \right) \cdot P(S_k) \right] = m_1^{(k)} \cdot P(S_k), \quad (8)$$

$$D\left[P\left(x_1^{(0)} / S_k \right) \cdot P(S_k) \right] = D_1^{(k)} \cdot P^2(S_k), \quad (9)$$

$$M\left[\sum_{k=1}^{p} \left(x_1^{(0)} / S_k \right) \cdot P(S_k) \right] = \sum_{k=1}^{p} m_1^{(k)} \cdot P(S_k), \quad (10)$$

$$D\left[\sum_{k=1}^{p} \left(x_1^{(0)} / S_k \right) \cdot P(S_k) \right] = \sum_{k=1}^{p} D_1^{(k)} \cdot P^2(S_k), \quad (11)$$

Тогда

$$M\left[P\left(S_k / x_1^{(0)} \right) \right] = M\left[\frac{P\left(x_1^{(0)} / S_k \right) \cdot P(S_k)}{\sum_{k=1}^{p} P\left(x_1^{(0)} / S_k \right) \cdot P(S_k)} \right] = \frac{m_1^{(k)} \cdot P(S_k)}{\sum_{k=1}^{p} m_1^{(k)} \cdot P(S_k)}. \quad (12)$$

Для оценки дисперсии величины $P\left(S_k / x_1^{(0)} \right)$ используем следующее известное соотношение: для независимых случайных величин X и Y

$$D[XY] = D[X]D[Y] + M^2[X] \cdot D[Y] + M^2[Y] \cdot D[X].$$

Тогда, после несложных выкладок, получим

$$D\left[P\left(S_k / x_1^{(0)} \right) \right] = \left(D_1^{(k)} \right) \cdot P^2(S_k) \times \frac{4\left(D_1^{(k)} \right)}{P^2(S_k) \left[\left(m_1^{(k)} \right)^2 - \frac{D_1^{(k)}}{1-\gamma} \right]^2} + \left(m_1^{(k)} \right)^2 \cdot \frac{4D_1^{(k)}}{\left[\left(m_1^{(k)} \right)^2 - \frac{D_1^{(k)}}{1-\gamma} \right]^2} + \frac{1}{\left(m_1^{(k)} \right)^2} \cdot D_1^{(k)}. \quad (13)$$

Используя соотношения (12) и (13) рекуррентно получим наборы значений математического ожидания $\left(m_A^{(1)}, m_A^{(2)}, ..., m_A^{(p)} \right)$ и дисперсии $\left(D_A^{(1)}, D_A^{(2)}, ..., D_A^{(p)} \right)$ для всех компонентов апостериорного распределения вероятностей состояний объекта. С использованием этих наборов естественно для описания функций принадлежности соответствующих нечетких чисел выбрать гауссовы модели

$$\mu_A\left(P(S_k) \right) = exp\left\{ -\frac{\left(P(S_k) - m_A^{(k)} \right)^2}{2D_A^{(k)}} \right\},$$

$$k = 1,2,..., p.$$

Применение байесовой технологии снимает проблемы размерности задачи, однако, принципиальным ее недостатком является необходимость получения объемной статистической информации для предварительного расчета элементов матриц $\left(m_j^{(k)} \right)$, $\left(D_j^{(k)} \right)$, $j = 1,2,...,n$, $k = 1,2,..., p$. Кроме того, понятно, что рекуррентная процедура расчета апостериорных вероятностей состояний приводит к накоплению погрешностей в оценивании априорных параметров задачи, результатом чего могут быть непрогнозируемые ошибки оценки диагноза состояния. В этой ситуации привлекательной представляется идея усовершенствования технологии Такаги-Сугено за счет использования достаточно полного уравнения регрессии (4) и получения соотношений для непосредственного расчета функции принадлежности результата оценивания состояния объекта.

Цель работы состоит в расчете функции принадлежности нечеткого значения экзогенной переменной уравнения регрессии, оценивающего состояние объекта по нечетким значениям контролируемых параметров.

Постановка задачи

Пусть $X = (x_1, x_2, ..., x_n)$ – набор нечетких значений контролируемых переменных, для которых введены функции их принадлежности $\mu^{(k)}(x_j)$, $j = 1,2,...,n$, $k = 1,2,...,p$, диапазону возможных своих значений, определяемому состоянием. Введем совокупность линейных по параметрам, но нелинейных по факторам уравнений регрессии

$$y_k = a_{k_0} + \sum_{j=1}^{n} a_{k_j} x_j + \sum_{j_1=1}^{n} \sum_{j_2 \neq j_1} a_{kj_1j_2} x_{j_1} x_{j_2} + + \sum_{j_1=1}^{n} \sum_{j_2 \neq j_1} \dots \sum_{j_d \neq j_{d-1}} a_{kj_1j_2\dots j_d} x_{j_1} x_{j_2} \dots x_{jd}, \quad (14)$$
$$k = 1,2,...,p.$$

Если при этом предполагается, что парные взаимодействия в (14) в достаточной мере определяют возможное появление синергетического эффекта, то уравнение регрессии упростится к виду

$$y_k = a_{k_0} + \sum_{j=1}^{n} a_{k_j} x_j + \sum_{j_1=1}^{n} \sum_{j_2 \neq j_1} a_{kj_1j_2} x_{j_1} x_{j_2}, \quad (15)$$
$$k = 1,2,...,p.$$

При этом коэффициенты (a_{kj}) оцениваются статистически. Поставим задачу расчета функции принадлежности нечетких чисел y_k, $k = 1,2,...,p$, рассчитываемых в соответствии с (14).

Основные результаты

Понятно, что вид искомых функций принадлежности зависит от того, каким образом заданы функции принадлежности $\mu^{(k)}(x_j)$, $j = 1,2,...,n$, $k = 1,2,...,p$. Рациональный выбор функций принадлежности для нечетких значений контролируемых параметров очень важен, поскольку он определяет уровень простоты и удобства применения правил выполнения операций над соответствующими нечеткими числами. Пусть, например, каждая из этих функций является функцией (*L*-*R*)- типа [8-10], которая имеет вид

$$\mu(x) = \begin{cases} L\left(\dfrac{a-x}{\alpha}\right), & x \le a, \\ \\ R\left(\dfrac{x-a}{\beta}\right), & x > a, \end{cases},$$

где L и R являются произвольными невозрастающими на множестве неотрицательных действительных чисел функциями, $\alpha > 0$, $\beta > 0$. При этом параметр a задает моду нечеткого числа *x*, а параметры α и β являются соответственно левым и правым коэффициентами нечеткости. Из этого следует, что нечеткое число (*L*-*R*)-типа при фиксированных L и R функциях однозначно определяется тройкой параметров (a, α, β). Соответствующее нечеткое число обозначается следующим образом: $B_{LR} = \langle a, \alpha, \beta \rangle$.

Удобство использования моделей (L-R)-типа для описаний функций принадлежности нечетких чисел определяется простотой выполнения алгебраических операций над соответствующими нечеткими числами [4, 5], которые реализуются следующим образом.

Результатом сложения двух нечетких чисел $U_{LR} = \langle a_u, \alpha_u, \beta_u \rangle$ и $V_{LR} = \langle a_v, \alpha_v, \beta_v \rangle$ является число (L-R)-типа $W_{LR} = \langle a_w, \alpha_w, \beta_w \rangle$, причем $a_w = a_u + a_v$, $\alpha_w = \alpha_u + \alpha_v$, $\beta_w = \beta_u + \beta_v$.

Результатом умножения нечеткого числа $U_{LR} = \langle a_u, \alpha_u, \beta_u \rangle$ на положительную константу c является число (L-R)-типа $W_{LR} = \langle a_w, \alpha_w, \beta_w \rangle$, причем $a_w = a_u c$, $\alpha_w = \alpha_u c$, $\beta_w = \beta_u c$.

Результатом умножения нечеткого числа $U_{LR} = \langle a_u, \alpha_u, \beta_u \rangle$ на отрицательную константу c является нечеткое число (L-R)-типа $W_{LR} = \langle a_w, \alpha_w, \beta_w \rangle$, причем $a_w = a_u c$, $\alpha_w = -c\alpha_u$, $\beta_w = -c\beta_u$.

Результатом умножения двух нечетких чисел с положительными носителями $U_{LR} = \langle a_u, \alpha_u, \beta_u \rangle$ и $V_{LR} = \langle a_v, \alpha_v, \beta_v \rangle$ является число (L-R)-типа $W_{LR} = \langle a_w, \alpha_w, \beta_w \rangle$, причем $a_w = a_u a_v$, $\alpha_w = a_u \alpha_v + a_v \alpha_u$, $\beta_w = a_u \beta_v + a_v \beta_u$.

Приведенные правила могут быть использованы для получения функций принадлежности нечетких чисел $\hat{y}_k$, $k = 1,2,...,p$, рассчитываемых в соответствии с (15). Применим описанные правила выполнения операций над нечеткими числами. Пусть функция принадлежности контролируемого параметра x_i нечеткому множеству значений, соответствующему *k*-му состоянию описывается функцией *(L-R)*-типа

$$\mu^{(k)}\left(x_j\right)=\begin{cases} L\left(\dfrac{\overline{x}_j^{(k)}-x_j}{\alpha_{kj}}\right), \\ R\left(\dfrac{x_j-\overline{x}_j^{(k)}}{\beta_{kj}}\right). \end{cases}$$

Реализуем приведенные выше правила выполнения операций над нечеткими числами. При этом функция принадлежности нечеткого числа $u_{kj}=a_{kj}x_j$ имеет вид

$$\mu^{(k)}\left(u_{kj}\right)=\begin{cases} L\left(\dfrac{a_{kj}\overline{x}_j^{(k)}-u_{kj}}{a_{kj}\alpha_{kj}}\right), \\ R\left(\dfrac{u_{kj}-a_{kj}\overline{x}_j^{(k)}}{a_{kj}\beta_{kj}}\right), \end{cases}$$

а функция принадлежности нечеткого числа $u_k=\sum_{j=1}^{n}u_{kj}$ определяется по формуле

$$\mu^{(k)}\left(u_k\right)=\begin{cases} L\left(\dfrac{\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\overline{x}_j^{(k)}-u_k}{\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\alpha_{kj}}\right), \\ R\left(\dfrac{u_k-\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\overline{x}_j^{(k)}}{\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\beta_{kj}}\right). \end{cases}$$

Далее, функция принадлежности нечеткого числа $v_{j_1j_2}=x_{j_1}x_{j_2}$ имеет вид

$$\mu^{(k)}\left(v_{j_1j_2}\right)=\begin{cases} L\left(\dfrac{\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}-v_{j_1j_2}}{\overline{x}_{j_1}^{(k)}\alpha_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\alpha_{kj_1}}\right), \\ R\left(\dfrac{v_{j_1j_2}-\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}}{\overline{x}_{j_1}^{(k)}\beta_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\beta_{kj_1}}\right). \end{cases}$$

Функция принадлежности нечеткого числа $w_{j_1j_2k}=a_{j_1j_2}v_{j_1j_2}$ имеет вид

$$\mu^{(k)}\left(w_{j_1j_2k}\right)=\begin{cases} L\left(\dfrac{a_{kj_1j_2}\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}-w_{j_1j_2k}}{a_{kj_1j_2}\left(\overline{x}_{j_1}^{(k)}\alpha_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\alpha_{kj_1}\right)}\right), \\ R\left(\dfrac{w_{j_1j_2k}-a_{kj_1j_2}\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}}{a_{kj_1j_2}\left(\overline{x}_{j_1}^{(k)}\beta_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\beta_{kj_1}\right)}\right), \end{cases}$$

а функция принадлежности нечеткого числа $w_k=\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j_1}w_{j_1j_2k}$ определяется выражением

$$\mu^{(k)}\left(w_k\right)=\begin{cases} L\left(\dfrac{\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j_1}a_{kj_1j_2}\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}-w_k}{\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\left(\overline{x}_{j_1}^{(k)}\alpha_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\alpha_{kj_1}\right)}\right), \\ R\left(\dfrac{w_k-\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}}{\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\left(\overline{x}_{j_1}^{(k)}\beta_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\beta_{kj_1}\right)}\right). \end{cases}$$

Наконец, функция принадлежности нечеткого числа $y_k=u_k+w_k$ рассчитывается по формуле

$$\mu^{(k)}\left(y_k\right)=$$

$$=\begin{cases} L\left(\dfrac{\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\overline{x}_j^{(k)}+\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}-y_k}{\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\alpha_{kj}+\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\left(\overline{x}_{j_1}^{(k)}\alpha_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\alpha_{kj_1}\right)}\right), \\ R\left(\dfrac{y_k-\left(\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\overline{x}_j^{(k)}+\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}\right)}{\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\beta_{kj}+\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\left(\overline{x}_{j_1}^{(k)}\beta_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\beta_{kj_1}\right)}\right). \end{cases}$$

Пусть теперь в определенной ситуации принятия решения получен вектор контролируемых переменных $X^*=\left(x_1^*,x_2^*,\ldots,x_n^*\right)$. Тогда с использованием полученных соотношений можно рассчитать оценки достоверности для каждого из состояний. Соответствующее число для $k-$го состояния равно

$$\mu^{(k)}\left(X^*\right)=$$

$$=\begin{cases} L\left(\dfrac{\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\overline{x}_j^{(k)}+\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}-\left(\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}x_{j_1}^*x_{j_2}^*\right)}{\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\alpha_{kj}+\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\left(\overline{x}_{j_1}^{(k)}\alpha_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\alpha_{kj_1}\right)}\right), \\ R\left(\dfrac{\left(\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}x_{j_1}^*x_{j_2}^*\right)-\left(\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\overline{x}_j^{(k)}+\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\overline{x}_{j_1}^{(k)}\overline{x}_{j_2}^{(k)}\right)}{\sum_{j=1}^{n}a_{kj}\beta_{kj}+\sum_{j_1=1}^{n}\sum_{j_2\neq j}a_{kj_1j_2}\left(\overline{x}_{j_1}^{(k)}\beta_{kj_2}+\overline{x}_{j_2}^{(k)}\beta_{kj_1}\right)}\right), \end{cases}$$

$$k=1,2,\ldots,p.$$

Сравнение этих чисел для разных состояний позволяет выбрать то из них, степень достоверности которого в ситуации, когда набор контролируемых параметров образует вектор X^*, является наибольшей.

Предложенная методика обладает рядом важных достоинств. Во-первых, она реализует процедуру, не требующую использования систем нечеткого логического вывода. Во-вторых, она позволяет рассчитать степени достоверности состояний объекта для любого набора контролируемых параметров. В-третьих, она обеспечивает возможность учета различий в важности контролируемых параметров. Наконец, методика дает возможность при расчете степени достоверности состояний учитывать не только значения влияющих факторов, но и их взаимодействий требуемого порядка.

Выводы

Таким образом, предложена методика построения нечеткой экспертной системы, в которой функция принадлежности для каждого возможного состояния объекта оценивается с использованием уравнения регрессии, а контролируемые параметры – нечеткие числа с соответствующими функциями принадлежности. Для описания введенных функций принадлежности используется представление в виде $L-R$ функций, обеспечивающее простоту выполнения операций расчета функции принадлежности результирующей переменной.

Список литературы

1. Уотермен Д. Руководство по экспертным системам: пер. с англ. / Д.Уотермен. – М.: МИР, 1989. – 338с.
2. Нейлор К. Как построить свою экспертную систему: пер. с англ. / К. Нейлор. – М.: Энергоатомиздат, 1991. – 285с.
3. Zadeh L.A. The concept of linguistic variable and its application to approximate reasoning / L.A. Zadeh // Information Sciences, 1975. – Vol.4. – pp 199-249.
4. Бочарников В.П. Fuzzy Technology: основы моделирования и решения экспертно-аналитических задач. – К.: Эльга, Ника – Центр, 2003. – 296с.
5. Рутковская Д. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечеткие системы: пер. с польск. / Д. Рутковская, М. Пилиньский, Л. Рутковский. – М.: Горячая линия – Телеком, 2004. – 452с.
6. Takagi T. Fuzzy identifications of systems and its application to modeling and control / T. Takagi, M. Cugeno // IEEE Trans. SMC, 1985. – pp 116-132.
7. Серая О.В. Модели и информационные технологии оценки и прогнозирования состояния многомерных динамических объектов в условиях нечетких входных данных: дис…канд. техн. наук: 05.13.06; защищена 17.01.02; утв. 13.03.02 / Серая Оксана Владимировна; НТУ «ХПИ». – Х., 2001. – 251 с.
8. Дюбуа Д. Теория возможностей. Приложение к представлению знаний в информатике: пер. с франц. / Д. Дюбуа, А. Прад. – М.: Радио и связь, 1990. – 286с.
9. Леоненков А.В. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и fuzzy TECH. / А.В. Леоненков. – СПб.: БХВ – Петербург, 2003. – 736с.
10. Орловский С.А. Проблемы принятия решений при нечеткой исходной информации. / С.А. Орловский. – М.: Наука, 1984. – 206с.