ОСОБЕННОСТИ ОЦЕНИВАНИЯ ОСТАТОЧНОГО РЕСУРСА ПРИКЛАДНЫХ РАСПРЕДЕЛЕННЫХ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ С УЧЕТОМ ФАКТОРОВ МОРАЛЬНОГО СТАРЕНИЯ

Кононыхин С.А., Шестопалова О.Л.

Рассматриваются вопросы прогнозирования показателей моральной долговечности оборудования прикладных распределенных информационных систем на основе использования экспертной информации о динамике совершенствования характеристик оборудования, определения устойчивых тенденций в отставании их от передового уровня и предсказании момента либо интервала времени, когда это отставание станет неприемлемым для пользователя.

Ключевые слова: прогнозирование, ресурс, информационная система, экспертная информация, моральное старение.

FEATURES FOR ESTIMATING RESIDUAL RESOURCE APPLICATION OF DISTRIBUTED INFORMATION SYSTEMS FOR FACTORS OF OBSOLESCENCE

Kononykhin S.A., Shestopalova O.L.

The problems of forecasting performance of moral life of the equipment application of distributed information systems based on the use of expert information about the dynamics of improving equipment performance, identifying consistent trends in their backlog of advanced level and the prediction of the time or the time interval when the gap becomes unacceptable to the user.

Keywords: forecasting, resource, information systems, expert information obsolescence.

Как показывает мировая практика, наиболее перспективной тенденцией развития в области информационного обеспечения управления процессами и системами является возрастающее применение прикладных распределенных информационных систем (ПРИС). Анализ показывает, что современные ПРИС, с одной стороны, относятся к высокотехнологичным и быстро развивающимся техническим системам с достаточно высоким уровнем надежности элементной базы. С другой стороны, наблюдается постоянное и достаточно динамичное изменение технических требований к перспективным ПРИС вследствие появления новых разработок и технологий. Это определяет особенности формирования границ продолжительности жизненного цикла ПРИС.

Известно, что любая техническая система обладает конечным техническим ресурсом или сроком эксплуатации, в течение которого её параметры находятся в пределах, заданных техническими условиями. По истечении этого срока наступает предельное состояние системы.

Применительно к ПРИС, ведущей компонентой, определяющей предельное состояние, является нецелесообразность дальнейшей эксплуатации, вызываемая, как правило, неустранимым отставанием технического уровня ПРИС от развивающихся потребностей в качестве информационных услуг, предоставляемых потребителю, т.е. с невозможностью парировать моральное старение оборудования посредством одной или нескольких последовательных модернизаций.

Следовательно, прогнозирование моральной долговечности непосредственно должно быть связано с оцениванием динамики совершенствования характеристик технических систем и их составных частей, определением устойчивых тенденций в отставании их от передового уровня и предсказании момента либо интервала времени, когда это отставание станет неприемлемым для пользователя.

Анализ подходов к оцениванию показателей морального старения оборудования показал, что большинство из них основано либо на построении детерминированных кривых, усредненно представляющих тенденции развития характеристик технических систем во времени, либо на статистической экстраполяции тенденций их изменения. Применение таких моделей на практике, как правило, затруднено из-за отсутствия необходимых исходных данных. В то же время в ряде случаев единственной информацией для прогнозирования морального старения являются сведения, получаемые от небольшого числа наиболее квалифицированных специалистов – экспертов в рассматриваемой предметной области. Причем сведения эти по форме своего выражения неизбежно имеют неопределенный (нечеткий, размытый) вид. Например, в виде высказываний типа: «Примерно через 5 – 7 лет отставание по такому – то параметру изделия может составить около 30 – 45 % от требуемого значения». Использование такой информации требует как нетрадиционных способов ее формализованного представления, так и развития методов ее обработки.

Определенным шагом вперед здесь может служить применение введенного Л.Заде в работе [1] понятия нечеткого множества, как некоторого множества пар: $\underset{\sim}{A} = \left\{ \left(a, \mu_{\underset{\sim}{A}}(a) \right) \right\}$, где $\mu_{\underset{\sim}{A}}(a)$- есть так называемая функция принадлежности нечеткого множества $\underset{\sim}{A}$, принимающая значения от 0 до 1 и показывающая степень уверенности эксперта в принадлежности элемента a к $\underset{\sim}{A}$.

Пусть заданы две переменные: независимая x и зависимая y. В качестве независимой переменной может выступать время, а в качестве зависимой – степень отставания характеристик ПРИС от передового уровня. Рассмотрим далее однофакторную линейную модель вида:

$$\underset{\sim}{y} = \underset{\sim}{\alpha_0} + \underset{\sim}{\alpha_1}\, \underset{\sim}{x} + \underset{\sim}{\varepsilon}\,, \tag{1}$$

где $\underset{\sim}{\alpha_0}$, $\underset{\sim}{\alpha_1}$ - нечёткие коэффициенты уравнения регрессии (1); $\underset{\sim}{x}$ - нечёткая входная переменная (фактор); $\underset{\sim}{y}, \underset{\sim}{\varepsilon}$ - нечёткие случайные величины, описывающие, соответственно, зависимую выходную переменную (показатель) и ошибку нечёткого моделирования.

Пусть в результате экспертного оценивания получены нечёткие оценки входной

$$\underset{\sim}{X}_{<N>} = < \underset{\sim}{x_1}, \underset{\sim}{x_2}, \ldots, \underset{\sim}{x_i}, \ldots, \underset{\sim}{x_N} >, \tag{2}$$

и выходной

$$\underset{\sim}{Y}_{<N>} = < \underset{\sim}{y_1}, \underset{\sim}{y_2}, \ldots, \underset{\sim}{y_i}, \ldots, \underset{\sim}{y_N} >, \tag{3}$$

переменных. Тогда, на основе (2) и (3) может быть сформирован нечёткий ряд результатов наблюдений:

$$\underset{\sim}{M}_{<N>} = < \underset{\sim}{M_1}, \underset{\sim}{M_2}, \ldots, \underset{\sim}{M_i}, \ldots, \underset{\sim}{M_N} >, \tag{4}$$

где $\underset{\sim}{M_i} = \{< M_i, \mu_{\underset{\sim}{M_i}}(M_i) >\}$, $M_i = (x, y)$, $(x, y) \in Z$, $Z = X \times Y$, $x \in X$, $y \in Y$,

$$\underset{\underset{\sim}{M_i}}{\mu}(M_i) = \mu_{\underset{\sim}{M_i}}(x, y) = \min(\underset{\underset{\sim}{x_i}}{\mu}(x_i), \underset{\underset{\sim}{y_i}}{\mu}(y_i)).$$

В случае, если на универсальном множестве X могут быть выделены точки, принадлежащие одновременно разным множествам $\underset{\sim}{x_i}$, то нечёткие наблюдения $\underset{\sim}{M_i}$ могут быть агрегированы в объединённую нечёткую оценку $\underset{\sim}{M_0}$ по правилу

$$\mu_{\underset{\sim}{M_0}}(x, y) = \max_k \mu_{\underset{\sim}{M_0}}(x, y) = \max_k \min(\underset{\underset{\sim}{x_{i\,k}}}{\mu}(x_{ik}), \underset{\underset{\sim}{y_{i\,k}}}{\mu}(y_{ik})), \tag{5}$$

где k – число пересекающихся нечётких множеств $\underset{\sim}{x_i}$.

Пересекающимися нечёткими множествами будем называть НМ, пересечение оснований которых есть непустое множество, т.е. НМ $\underset{\sim}{x_i}$ и $\underset{\sim}{x_j}$ являются пересекающимися, если $S_{\underset{\sim}{x_i}} \cap S_{\underset{\sim}{x_j}} \neq \varnothing$, где $S_{\underset{\sim}{x_i}}$ и $S_{\underset{\sim}{x_j}}$ есть основания соответствующих НМ, определяемые по правилу

$$S_{\underset{\sim}{x}} = \operatorname{supp} \underset{\sim}{x} = \{x \in X : \underset{\underset{\sim}{x}}{\mu}(x) > 0\}. \tag{6}$$

Таким образом, результаты нечётких наблюдений могут быть представлены в виде совокупности нечётких множеств $\underset{\sim}{M_i}$, $i = \overline{1, N}$ с функциями принадлежности в виде некоторых поверхностей S_i в трёхмерном пространстве.

Функция принадлежности $\underset{\underset{\sim}{M_i}}{\mu}(x, y)$ может быть представлена несколько иначе следующим образом. Разделим область определения ФП $\underset{\underset{\sim}{M_i}}{\mu}(x, y) \in [0,1]$ на достаточное для инженерных приложений число отрезков L. В большинстве случаев, как показывает практика, $l = 4 \div 10$. Пронумеруем их в порядке возрастания величины $\underset{\underset{\sim}{M_i}}{\mu}(x, y)$. Тогда, координата правого конца отрезка с номером l определяется как $\underset{\underset{\sim}{M_i}}{\mu}(x, y, l) = l / L$.

Рассечём поверхность S_i на каждом уровне l/L, $l=\overline{0,L-1}$ плоскостями P_l, параллельными плоскости $y0x$, и найдём проекции на эту плоскость соответствующих сечений. Тогда функция принадлежности $\mu_{\underset{\sim}{M_i}}(x,y)$ на плоскости $y0x$ отображается совокупностью проекций, называемых линиями (контурами) равной принадлежности $L_{i\,l}$.

В данных условиях НМ $\underset{\sim}{M}_i$ отображается в виде

$$\underset{\sim}{M}'_{iL}=\{(L_{il},\mu^{l}_{\underset{\sim}{M_i}}(x,y)),l=\overline{1,L}\}. \tag{7}$$

С учётом этого нечёткий ряд (4) можно представить на плоскости $x0y$ в виде упорядоченного множества нечётких наблюдений, отображаемых в форме (7) (см. рис.1).

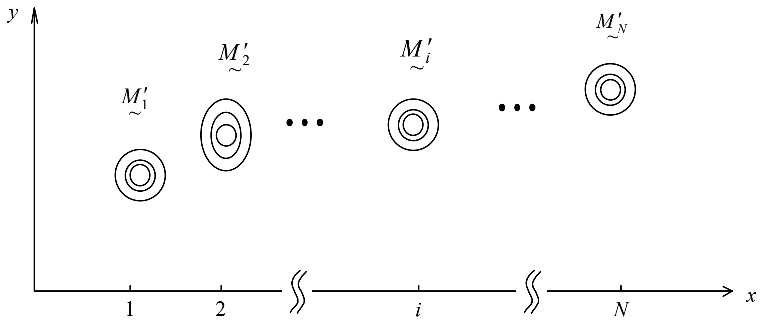

Рис.1. Временной ряд нечетких наблюдений

Упрощение вычислений в задачах оценивания коэффициентов нечётких регрессионных моделей может быть достигнуто за счёт использования функций принадлежности специального типа. В зависимости от формы ФП $\mu_{\underset{\sim}{x_i}}(x_i)$ и $\mu_{\underset{\sim}{y_i}}(y_i)$ контуры $L_{i\,l}$ могут иметь различную форму: при треугольной и трапециевидной форме ФП НМ $\underset{\sim}{x}_i$ и $\underset{\sim}{y}_i$ имеем прямоугольные контуры $L_{i\,l}$, при параболической – круги или эллипсы.

Далее будем рассматривать следующие типы контуров равной принадлежности:

$$L_{il}^{(1)} = \mu_i^{(1)}(x, y, l) = \left[1 - r_{il}^{-2}\left((x - x_{il})^2 + (y - y_{il})^2\right)\right]^+, \tag{8}$$

$$L_{il}^{(2)} = \mu_i^{(2)}(x, y, l) = \left[1 - (x - x_{il})^2 \big/ u_{il}^2 - (y - y_{il})^2 \big/ v_{il}^2\right]^+, \tag{9}$$

где $[v]^+ = \max\{v, 0\}$.

Выражение (8) задаёт круговые контуры с радиусами $r_{i\,l}$ и центрами $(x_{i\,l}, y_{i\,l})$, контуры в форме эллипса описываются выражением (9), в котором центры эллипсов задаются параметрами $(x_{i\,l}, y_{i\,l})$, а форма эллипсов – полуосями $u_{i\,l}$ и $v_{i\,l}$.

Рассмотрим процедуру оценивания вектора $\underset{\sim}{A}_{<2>}$ нечётких оценок коэффициентов модели вида (1):

$$\underset{\sim}{A}_{<2>} = < \underset{\sim}{a_0}, \underset{\sim}{a_1} >. \tag{10}$$

Вектор (10) может быть представлен в виде двумерной нечёткой величины

$$\underset{\sim}{A}_{<2>} = \{< (a_0, a_1), \mu_{\underset{\sim}{A}_{<2>}}(a_0, a_1) >\}. \tag{11}$$

Задача состоит в описании некоторым наилучшим (в смысле выбранного критерия) способом тенденции изменения нечёткого ряда наблюдений зависимой переменной с помощью линейной зависимости $\underset{\sim}{y} = \underset{\sim}{a_0} + \underset{\sim}{a_1}\,\underset{\sim}{x}$.

Математически данная задача может быть сформулирована как задача построения в трёхмерном пространстве некоторой поверхности $S_{\underset{\sim}{A}}$, отображающей отношение $A_0 \times A_1 \xrightarrow{\mu} [0; 1]$. Каждая точка поверхности $S_{\underset{\sim}{A}}$ отображает максимальную степень качества аппроксимации нечёткого ряда наблюдений при условии выбора параметров (a_0, a_1), соответствующих данной точке.

Пусть переменная x в выражении $y = a_0 + a_1x$ принимает некоторое фиксированное значение x_0. Тогда, при известной поверхности S_i, ординате y соответствует значение функции принадлежности $\mu_{\underset{\sim}{M_i}}(x_0, a_0 + a_1x_0)$. Это значение изменяется при изменении $x \in X$. Необходимо вычислить степень соответствия в целом кривой

$$G(a_0, a_1) = \{(x, a_0 + a_1x) \in Z;\ x \in X\} \tag{12}$$

нечёткому наблюдению $\underset{\sim}{M}_i$. Значение такой степени соответствия может быть получено как

$$\mu_{E_i}(a_0,a_1)=\int\limits_{G^{(i)}(a_0,a_1)}\mu_{\underset{\sim}{M}_i}(x,y)\rho(x,y)dx\Bigg/\int\limits_{G^{(i)}(a_0,a_1)}\rho(x,y)dx, \tag{13}$$

где $G^{(i)}(a_0,a_1)=\{(x,y)\in G(a_0,a_1)\mid x\in \operatorname{supp}(\underset{X}{Proj}\underset{\sim}{M}_i)\}$; $\underset{X}{Proj}\underset{\sim}{M}_i=\{<x,\mu_{\underset{\sim}{\Pr_i}}(x)>\}$;

$\mu_{\underset{\sim}{\Pr_i}}(x)=\mu_{\underset{\sim}{x_i}}(x_i)$; $\rho(x, y)$ – весовая функция, вводимая с целью моделирования возможной дифференциации точек пространства Z по важности (для эксперта), в частности, бóльшую важность могут иметь точки пространства наблюдений, близкие к границам поля допуска параметра y. Агрегируя степень соответствия (13) по всему множеству нечётких наблюдений, получаем:

$$\mu_E(a_0,a_1)=\sum_{i=1}^{N}\mu_{E_i}(a_0,a_1)=\sum_{i=1}^{N}\int\limits_{G^{(i)}(a_0,a_1)}\mu_{\underset{\sim}{M}_i}(x,y)\rho(x,y)dx\Bigg/\int\limits_{G^{(i)}(a_0,a_1)}\rho(x,y)dx. \tag{14}$$

В ряде случаев можно предположить, что $\rho(x, y)$ = const. Тогда

$$\mu_E(a_0,a_1)=\sum_{i=1}^{N}\int\limits_{G^{(i)}(a_0,a_1)}\mu_{\underset{\sim}{M}_i}(x,y)dx\Bigg/\int\limits_{G^{(i)}(a_0,a_1)}dx\ . \tag{15}$$

Введём обозначения X_0 для множества объединённых оснований X_{0i}:

$$X_0=\bigcup_{i=\overline{1,N}}X_{0i},\ \ X_{0i}=\operatorname{supp}(\underset{X}{Proj}\underset{\sim}{M}_i)\}. \tag{16}$$

С учётом (16)

$$\mu_E(a_0,a_1)=\int\limits_{X_0}\max_{i=\overline{1,N}}\mu_{\underset{\sim}{M}_i}(x,y)dx\Bigg/\int\limits_{X_0}dx,$$

или

$$\mu_E(a_0,a_1)=\int\limits_{X_0}\mu_{\underset{\sim}{M}}(x,y)dx\Bigg/\int\limits_{X_0}dx. \tag{17}$$

По величине показателя $\mu_E(a_0,a_1)$ можно судить о степени соответствия описания тенденций изменения нечёткого ряда $\underset{\sim}{M}_{<N>}$ кривой $G(a_0,a_1)$. Однако, более информативным и конструктивным будет показатель, отражающий относительную степень качества аппроксимации (относительно наилучшей аппроксимирующей кривой из возможных). Обозначим данную кривую как $G(f)$:

$$G(f) = \{(x, f(x): x \in X)\}, \tag{18}$$

где

$$f(x) = \arg\sup_{y \in Y} \mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y). \tag{19}$$

График кривой $G(f)$ содержит все точки $(x,y) \in Z$, в которых функция $\mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y)$ принимает максимальные значения по всем $y \in Y$. При этом x в выражении (19) рассматривается как параметр. Смысл (19) заключается в следующем: при построении графика функции $f(x)$ необходимо взять только те точки y, в которых функция $\mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y)$ принимает максимальное значение при данном x. $G(f)$ можно назвать максимальным «следом» поверхности $\mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y)$ относительно X. Теперь можно вычислить:

$$\mu_E(f) = \int\limits_{G(f)} \mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y)\rho(x, y)dx \Big/ \int\limits_{G(f)} \rho(x, y)dx, \tag{20}$$

или (при $\rho = \text{const}$)

$$\mu_E(f) = \int\limits_{X_0} \sup_{y \in Y} \mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y)dx \Big/ \int\limits_{X_0} dx. \tag{21}$$

Так как $\mu_E(f) > 0$ и $\mu_E(a_0,a_1) \leq \mu_E(f)$ для всех $(a_0,a_1) \in A$, можно ввести показатель:

$$\mu_c(a_0,a_1; f) := \mu_E(a_0,a_1)/ \mu_E(f). \tag{22}$$

При $\rho(x,y) \neq \text{const}$ (22) имеет вид:

$$\mu_c(a_0, a_1; f) = \frac{\int\limits_{G(a_0,a_1)} \mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y)\rho(x, y)dx \Big/ \int\limits_{G(f)} \rho(x, y)dx}{\int\limits_{G(f)} \mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y)\rho(x, y)dx \Big/ \int\limits_{G(a_0,a_1)} \rho(x, y)dx}. \tag{23}$$

Выражение (23) при $\rho(x,y) = \text{const}$ преобразуется к виду

$$\mu_c(a_0, a_1; f) = \int\limits_{X_0} \mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y)dx \Big/ \int\limits_{X_0} \sup_{y \in Y} \mu_{\underset{\sim}{M}}(x, y)dx. \tag{24}$$

Величина $\mu_c(a_0,a_1; f) \in [0,1]$ и может служить количественной мерой степени адекватности линейной однофакторной модели нечётким наблюдениям. Отсюда, нечёткое множество $\underset{\sim}{A}_{<2>} = \{< (a_0, a_1), \mu_c(a_0, a_1; f) >\}$ есть нечёткая оценка параметров линейного уравнения регрессии, которая может быть представлена некоторой поверхностью $S_{\underset{\sim}{A}}$ на множестве $(a_0,a_1) \in A$ (см. рис.2), описывающей ФП $\mu_c(a_0, a_1; f)$.

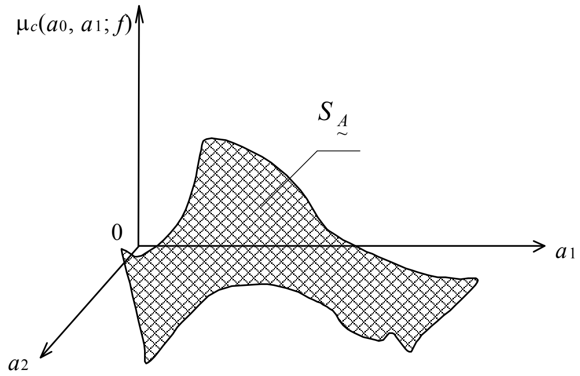

Рис.2. Нечеткая оценка параметров линейного уравнения регрессии

После нахождения нечётких оценок (11), можно рассчитать прогнозные значения выходной переменной. Рассмотрим два возможных типа прогнозов.

<u>Прямой прогноз показателя морального старения характеристик ПРИС.</u>

Прямое прогнозирование связано с нахождением значения зависимой переменной при некотором заданном значении x_0 входной переменной. Результат прогнозирования также является нечётким и описывается условной функцией принадлежности:

$$\underset{\sim}{\hat{y}} = \{< y, \mu_{\underset{\sim}{\hat{y}}}(y) >\}, \qquad (25)$$

где

$$\mu_{\underset{\sim}{\hat{y}}}(y) = \mu_0(y; x_0) = \max_{(a_0,a_1):\, y=a_0+a_1x_0} \mu_c(a_0, a_1; f). \qquad (26)$$

Прогнозирование в прямой постановке представлено на рис.3.

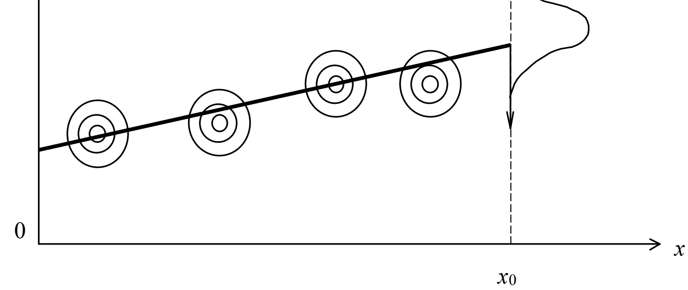

Рис.3. Прямой прогноз показателя морального старения характеристик ПРИС

Обратное прогнозирование осуществляется с целью определения уровня входной переменной, при котором зависимая переменная достигает заранее заданного уровня y_0.

Результат прогнозирования при заданном уровне y_0 описывается нечётким множеством

$$\underset{\sim}{x} = \{< \underset{\sim}{x}, \mu_{\underset{\sim}{x}}(x) >\}, \tag{27}$$

где
$$\mu_{\underset{\sim}{x}}(x) = \mu_0(y_0; x) = \max_{(a_0, a_1):\, y_0 = a_0 + a_1 x} \mu_c(a_0, a_1; f) \tag{28}$$

- условная (по y) функция принадлежности.

Получение прогнозных оценок с помощью выражения (28) иллюстрирует рис.4.

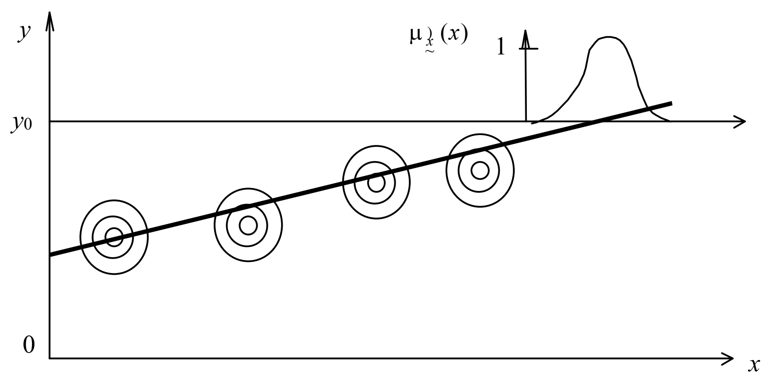

Рис.4. Обратный прогноз остаточного ресурса морального старения ПРИС

Таким образом, с использованием приведенного в данной статье подхода по результатам прямого прогнозирования можно предсказать для некоторого фиксированного момента времени примерную величину неустранимого отставания технического уровня ПРИС от развивающихся потребностей в качестве информационных услуг, предоставляемых потребителю. Обратное прогнозирование позволяет определить примерный интервал времени, когда отставание характеристик ПРИС от передового уровня достигнет неприемлемой для пользователя величины. Во втором случае имеем нечеткий аналог статистической оценки гамма-процентного ресурса по моральному старению оборудования ПРИС.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Заде Л. Понятие лингвистической переменной и его применение к принятию приближённых решений: Пер. с англ. – М.: Мир, 1976. – 166 с.