КОМПЬЮТЕРНАЯ МАТЕМАТИКА

Инструментальные средства информационных технологий

УДК 681.3: 06.51

И.А. ЗАЛОЖЕНКОВА, О.В. ВЕРЕВКА

МЕТОД КОЭФФИЦИЕНТОВ УВЕРЕННОСТИ ДЛЯ НЕЧЕТКОЙ КЛАССИФИКАЦИИ И ДИАГНОСТИКИ

Рассматривается версия метода коэффициентов уверенности, разработанная для интервальных и нечетких данных.

Введение. Среди проблем принятия решений в неформализованных предметных областях важное место занимают так называемые диагностические задачи, сущность которых состоит в проверке истинности некоторого набора выдвинутых гипотез о допустимых состояниях сложной системы, исходя из имеющейся, как правило, неточной информации о проявлениях их признаков (свидетельствах). Таковыми являются задачи определения диагноза по симптомам в медицине, поиска неисправностей в технике и другие задачи из различных областей человеческой деятельности.

Для обоснованности результатов решения конкретной диагностической задачи весьма важной является проблема выбора метода работы с неопределенностью – формы представления неопределенности (число, интервал, нечеткое множество, вероятность или лингвистическое выражение и т. д.) и способа получения оценок достоверностей гипотез по оценкам свидетельств. Каждый из методов имеет свои особенности и является более или менее приемлемым в конкретных условиях. Наиболее строго математически обоснованным подходом к решению задач диагностики является вероятностный, приводящий к имеющим разумную содержательную интерпретацию в повседневной жизни конечным результатам. Особое место занимают байесовские методы, базирующиеся на интерпретации вероятности события как меры субъективной уверенности в его актуальности.

Байесовские методы хорошо работают в таких областях, как прогнозирование и планирование, где статистические данные обычно доступны. В случаях, когда представительные статистические данные отсутствуют, для получения оперативных выводов применим подход с использованием коэффициентов уверенности, предложенный Шортлифом и Бьюкененом [1]. Несмотря на отсутствие строгой математической обоснованности, этот метод дает практически приемлемые результаты при решении задач диагностики. Также его можно использовать параллельно с байесовским методом в качестве ассистирующего.

Метод коэффициентов уверенности представляет собой основанную на здравом смысле модификацию байесовского метода, позволяющую достаточно просто решить вопросы относительно формы представления неопределенностей и способа распространения информации при решении задач диагностики.

Наиболее важным фактором, препятствующим широкому практическому применению методов работы с неопределенностью, является высокая сложность процедур получения содержательных экспертных оценок. Трудно или невозможно дать удовлетворительную точечную оценку информации вследствие самой природы оцениваемых явлений и величин, которым практически всегда свойственна случайная изменчивость, тогда как вербальное их описание или пределы их возможных изменений могут быть указаны достаточно точно. На этапе содержательной интерпретации результатов грубое приближение в виде точечного значения может привести к потере значительной доли необходимой информации, что, в свою очередь, может повлечь искажение конечного результата и даже принятие ложного решения. Указанные трудности обусловили целесообразность адаптации метода коэффициентов уверенности для интервального и нечеткого типов информации.

1. Обобщенный алгоритм решения задач диагностики. В диагностических задачах гипотезы и свидетельства рассматриваются как неточные высказывания или события, каждому из которых приписывается некоторая мера неопределенности, используемая в роли степени уверенности в его истинности. Связь между гипотезами и свидетельствами наиболее целесообразно описывать в виде правил продукций вида «***если*** < свидетельство *e* >, ***то*** < гипотеза *h* > » с некоторой мерой неопределенности – силой правила $\delta(e, h)$.

Пусть $H = \{h_i\}_{i=1}^{I}$ – множество гипотез, $E = \{e_j\}_{j=1}^{J}$ – множество свидетельств, $B(h)$ – оценка достоверности гипотезы *h* (коэффициент уверенности для гипотезы), $B_0(h)$ – ее начальная оценка; $u(e) \in [-1, 1]$ – фактор определенности, задающий выраженность свидетельства *e*, значение которого получаем из ответов пользователя на вопрос системы об истинности этого свидетельства; $u(e) = -1$ соответствует полному отсутствию свидетельства *e*, $u(e) = 1$ несомненному его присутствию, $u(e) = 0$ в случае полной неопределенности. Пусть $Q(\delta(e, h), B(h), u(e))$ – итеративная функция для пересчета оценки достоверности $B(h)$ гипотезы *h* с учетом влияния свидетельства *e*. В случаях, когда априорные оценки не заданы экспертом, им приписываются значения, соответствующие полному незнанию. CR_E обозначим правило (критерий), задающее порядок привлечения свидетельств к рассмотрению.

Схема обобщенного алгоритма решения диагностической задачи такова. Пусть $\forall e \in E$ и $\forall h \in H$ заданы $B_0(h)$ и $\delta(e, h)$. На основе $u(e)$ вычислить $B(h)$.

1. Начальная установка. $\forall h \in H \;\; B(h) := B_0(h)$.

2. Выбор свидетельства e согласно критерию CR_E.

3. Определение $u(e)$ из ответа пользователя.

4. $\forall h \in H$ переопределение $B(h) := Q(\, \delta(e, h), B(h), u(e))$.

5. Анализ текущей ситуации: формирование классов отклоненных, достоверных, актуальных гипотез и т. п.

6. Принятие решения о дальнейших действиях: переход на п. 2 либо завершение работы и информирование пользователя о полученных результатах.

В дальнейшем изложении верхними индексами L (left) и R (right) обозначены левые и правые границы допустимых интервалов значений соответствующих оценок. Выражение $A^{L,R} = F(B^{L,R})$, где F – некоторая функция, обозначает пару равенств $A^L = F(B^L)$ и $A^R = F(B^R)$, а $A^{L,R} = F(B^{R,L})$ – пару $A^L = F(B^R)$ и $A^R = F(B^L)$.

2. Усовершенствованный метод коэффициентов уверенности в точечном случае. Настоящая версия метода коэффициентов уверенности разработана как дополняющая и более мягкая альтернативная процедура для байесовского оценивания [2]. Использование гибких, определяемых для каждого состояния (гипотезы) порогов отвержения и принятия, позволяет избежать угнетения редко встречающихся, маловероятных, но важных состояний, когда принятое на основании вывода решение может привести к летальным, необратимым или просто вредным последствиям.

Сила правила задается коэффициентом уверенности, который определяется парой чисел $\delta^+(e_j, h_i)$ и $\delta^-(e_j, h_i)$ из интервала [– 1, 1). Они представляют собой субъективные степени уверенности эксперта в том, что исследуемая система пребывает в состоянии h_i, когда у нее ярко выражено наличие или соответственно отсутствие свойства e_j. Для вычисления $\delta^+(e_j, h_i)$ и $\delta^-(e_j, h_i)$ экспертно задаются оценки $\hat{P}_0(h)$ априорной вероятности гипотезы h, $\hat{P}(e/h)$ и $\hat{P}(e/\bar{h})$ для условных вероятностей $P(e/h)$ и $P(e/\bar{h})$. Используются соотношения

$$\delta^+(e, h) = \begin{cases} [\hat{P}(h/e) - \hat{P}_0(h)] / \hat{P}_0(h), & \text{если } \hat{P}(e/h) \le \hat{P}(e/\bar{h}); \\ [\hat{P}(h/e) - \hat{P}_0(h)] / [1 - \hat{P}_0(h)], & \text{в противном случае;} \end{cases}$$

$$\delta^-(e, h) = \begin{cases} [\hat{P}(h/\bar{e}) - \hat{P}_0(h)] / [1 - \hat{P}_0(h)], & \text{если } \hat{P}(e/h) \le \hat{P}(e/\bar{h}); \\ [\hat{P}(h/\bar{e}) - \hat{P}_0(h)] / \hat{P}_0(h), & \text{в противном случае.} \end{cases}$$

Здесь $\hat{P}(h/e)$ и $\hat{P}(h/\bar{e})$ – оценки условных вероятностей $P(h/e)$ и $P(h/\bar{e})$, вычисленные по формуле Байеса:

$$P(h/e) = [\, P(h) \times P(e/h)\,] / \{\, P(h) \times P(e/h) + [1 - P(h)] \times P(e/\bar{h})\,\},$$

$$P(h/\bar{e}) = \{P(h) \times [1 - P(e/h)]\} \,/\, \{P(h) \times [1 - P(e/h)] + [1 - P(h)] \times [1 - P(e/\bar{h})]\}.$$

Коэффициент уверенности правила задается соотношением

$$b(\,\delta(e_j, h_i), u(e_j)\,) = \delta(e_j, h_i) \times u(e_j), \quad (1)$$

где $$\delta(e_j, h_i) = \begin{cases} \delta^{+}(e_j, h_i) \text{ при } u(e_j) \ge 0; \\ -\delta^{-}(e_j, h_i) \text{ в противном случае.} \end{cases} \quad (2)$$

Функция пересчета оценок достоверностей тогда представляется как

$$B_j(h_i) := Q(\,\delta(e_j, h_i), B_{j-1}(h_i), u(e_j)\,) = Q^0(\,b(\,\delta(e_j, h_i), u(e_j)\,), B_{j-1}(h_i)\,),$$

где $B_0(h_i):=0$, $$Q^0(x, y) = \begin{cases} x + y - x \times y \text{ при } x \ge 0, y \ge 0; \\ x + y + x \times y \text{ при } x \le 0, y \le 0; \\ (x + y)/[1 - \min(|x|, |y|)] \text{ при } x \times y < 0. \end{cases}$$

Порядок рассмотрения CR_E свидетельств $\{e_j\}_{j=1}^{J}$ определяется комбинацией обратного и косвенного способов вывода: выбирается допустимое состояние системы h_i, и свидетельства $e_j \in E$ рассматриваются в порядке убывания их значимости (цены) $C_i(e_j) = \max\{\,|\delta^{+}(e_j, h_i)|, |\delta^{-}(e_j, h_i)|\,\}$.

Пороги отвержения $KR^L(h_i)$ и принятия $KR^R(h_i)$ гипотезы h_i вычисляются по интервалу с левым концом $B^{\min}(h_i) = B_J^{\min}(h_i) = \min\{\,B_J(h_i)\text{: } u(e_j)\in[-1, 1], j = \overline{1, J}\,\}$ и правым концом $B^{\max}(h_i) = B_J^{\max}(h_i) = \max\{\,B_J(h_i)\text{: } u(e_j)\in[-1, 1], j = \overline{1, J}\,\}$, где $B_J(h_i)$ – оценка достоверности состояния h_i, полученная после учета значений $u(e_j)$ всех связанных с h_i свидетельств $e_j\in E$,

$$B_0^{\min}(h_i) := 0, \quad B_j^{\min}(h_i) := Q^0(\,\delta^{-}(e_j, h_i), B_{j-1}^{\min}(h_i)\,),$$

$$B_0^{\max}(h_i) := 0, \quad B_j^{\max}(h_i) := Q^0(\,\delta^{+}(e_j, h_i), B_{j-1}^{\max}(h_i)\,),$$

$$B^{\min}(h_i) < KR^L(h_i) < KR^R(h_i) < B^{\max}(h_i).$$

Основной алгоритм метода заключается в следующем. $\forall h_i \in H$ •$B_0(h_i)\text{:} = 0$; предположим, что $\{e_j\}_{j=1}^{J}$ уже упорядочены по убыванию $\{C_i(e_j)\}_{j=1}^{J}$. Вычисляются $B^{\min}(h_i)$ и $B^{\max}(h_i)$, по ним задаются $KR^L(h_i)$ и $KR^R(h_i)$. Затем для $j = \overline{1, J}$ ° $B_j(h_i) := Q(\,\delta(e_j, h_i), B_{j-1}(h_i), u(e_j)\,)$. При $B_j(h_i) = -1$ состояние h_i заносится в класс отвергнутых и изымается из дальнейшего рассмотрения. °•

Классифицируются допустимые состояния исследуемой системы (гипотезы) $H = \{h_i\}_{i=1}^{I}$: состояние h_i относится в класс доминирующих, если $CF_{end}(h_i) > KR^R(h_i)$; состояние h_i отвергается, если $CF_{end}(h_i) < KR^L(h_i)$; актуальными считаются все неотвергнутые состояния.

3. Метод коэффициентов уверенности для интервального случая. Рассмотрим сначала случай интервальных данных. Пусть выраженность $u(e)$ свидетельства $e \in E = \{e_j\}_{j=1}^{J}$ задана интервалом допустимых значений фактора определенности $[\,u^L(e), u^R(e)]$; $u^R(e) < 0$ или $0 < u^L(e)$. $\forall h \in H = \{h_i\}_{i=1}^{I}$ задан $[\,\hat{P}_0^L(h)$, $\hat{P}_0^R(h)\,]$ – интервал допустимых значений априорной оценки $P_0(h)$ справедливости гипотезы h. Для оценок условных вероятностей $P(e/h)$ и $P(e/\bar{h})$ заданы интервалы допустимых значений, и $[\,\hat{P}^L(e/h),\ \hat{P}^R(e/h)] \cap [\,\hat{P}^L(e/\bar{h}),\ \hat{P}^R(e/\bar{h})] = \varnothing$.

Проведя исследование на монотонность по каждому из аргументов основных математических соотношений, лежащих в основе используемого подхода, получаем соотношения для определения допустимых интервалов оценок, обозначенных в левых частях следующих выражений:

$$P^{L,R}(h/e) = [P^{L,R}(h) \times P^{L,R}(e/h)]/\{P^{L,R}(h) \times P^{L,R}(e/h) + [1 - P^{L,R}(h)] \times P^{R,L}(e/\bar{h})\},$$

$$P^{L,R}(h/\bar{e})=\{P^{L,R}(h)\times[1-P^{R,L}(e/h)]\}/\{P^{L,R}(h)\times[1-P^{R,L}(e/h)]+[1-P^{L,R}(h)]\times[1-P^{L,R}(e/\bar{h})]\},$$

$$\delta^{+L,R}(e,h)=\begin{cases}[\hat{P}^{L,R}(h/e)-\hat{P}_0^{R,L}(h)]/\hat{P}_0^{R,L}(h), \text{если } \hat{P}(e/h)\le\hat{P}(e/\bar{h});\\ [\hat{P}^{L,R}(h/e)-\hat{P}_0^{R,L}(h)]/[1-\hat{P}_0^{R,L}(h)] \text{ в противном случае;}\end{cases} \quad (3)$$

$$\delta^{-L,R}(e,h)=\begin{cases}[\hat{P}^{L,R}(h/\bar{e})-\hat{P}_0^{R,L}(h)]/[1-\hat{P}_0^{R,L}(h)], \text{если } \hat{P}(e/h)\le\hat{P}(e/\bar{h});\\ [\hat{P}^{L,R}(h/\bar{e})-\hat{P}_0^{R,L}(h)]/\hat{P}_0^{R,L}(h) \text{ в противном случае.}\end{cases} \quad (4)$$

Функция $Q^0(x, y)$ имеет прямую зависимость по каждому из своих аргументов; $b^{L,R}(\delta(e_j, h_i), u(e_j))$ пересчитывается по $\delta^{\pm L,R}(e_j, h_i)$ и $u^{L,R}(e_j)$ с учетом их знака,

$$B_j^{L,R}(h_i) := Q^0(\,b^{L,R}(\,\delta(e_j, h_i), u(e_j)), B_{j-1}^{L,R}(h_i)).$$

Пороги отвержения $KR^L(h_i)$ и принятия $KR^R(h_i)$ гипотезы h_i вычисляются с использованием соотношений

$$B_0^{\min}(h_i) := 0,\quad B_j^{\min}(h_i) := Q^0(\,\delta^{-L}(e_j, h_i),\ B_{j-1}^{\min}(h_i)\,),$$

$$B_0^{\max}(h_i) := 0,\quad B_j^{\max}(h_i) := Q^0(\,\delta^{+R}(e_j, h_i),\ B_{j-1}^{\max}(h_i)\,),$$

классификация $\{h_i\}_{i=1}^{I}$ проводится по оценкам $\{[B_J^L(h_i), B_J^R(h_i)]\}_{i=1}^{I}$ в соответствии с целями и рисками исследования. Основной алгоритм метода для интервального случая получаем после замены точечных соотношений представленными выше интервальными.

4. Метод коэффициентов уверенности для нечеткого случая. Правила пересчета нечетких оценок базируются на соотношениях для точечной информации и совпадают с ними в вырожденном случае (число – нормальный сингельтон).

Как основа для нечетких расчетов обычно используется либо определение по Риману на основе принципа обобщения [3, 4], когда элементарная функция $Y = F(Z_1, Z_2,\ldots, Z_M)$ с функцией принадлежности (ф.п.) $M_Y(y)$ от M невзаимодействующих нечетких чисел $\{Z_m\}_{m=1}^{M}$ с ф.п. $\{M_{Z_m}(z)\}_{m=1}^{M}$ соответственно задается соотношением

$$M_Y(y) = \max \min \{ M_{Z_m}(z_m),\ 1 \le m \le M:\ y = F(z_1, z_2,\ldots, z_M)\},$$

либо обобщение определения на основе подхода Лебега,

$$F(Z_1, Z_2,\ldots, Z_M) = \int_0^1 \alpha\, F(S_1(\alpha),\ldots,S_M(\alpha)),$$

или

$$F(Z_1, Z_2,\ldots, Z_M) = \sum_{\alpha} \alpha\, F(S_1(\alpha),\ldots,S_M(\alpha)), \qquad (5)$$

где $S_m(\alpha)$ – множество α – уровня нечеткого числа Z_m. Соотношения (5) прямо указывают путь трансформации существующих алгоритмов для точечных данных в ориентированные на обработку нечеткой информации.

Обозначим $S_\alpha(f) = [\, s^L_{\sim}(f),\ s^R_{\sim}(f)]$ α – сечение уровня α, $0\le \alpha \le 1$, нечеткого числа $\hat f$. В частности, $S_0(f) = (s^L_0(f),\ s^R_0(f))$ задает оценку носителя (support) ф.п. числа $\hat f$, а $S_1(f) = [\, s^L_1(f),\ s^R_1(f)]$ – оценку носителя ядра. Далее предполагается, что все априорные оценки заданы комплектом α_k – сечений для последовательности уровней $\{\alpha_k\}_{k=1}^{K}$, $\alpha_0 = 0$, $\alpha_K = 1$, $\alpha_{k_1} < \alpha_{k_2}$ при $k_1 < k_2$. Если рассматриваемое нечеткое число $\hat f$ является трапециевидным или треугольным, достаточно задать границы носителя $s^L_0(f)$, $s^R_0(f)$ и крайние точки ядра $s^L_1(f)$, $s^R_1(f)$, $s^L_0(f) < s^L_1(f) \le s^R_1(f) < s^R_0(f)$.

Пусть $\forall e\in E = \{e_j\}_{j=1}^{J}$ значение нечеткого фактора определенности $\hat u(e)$ свидетельства e задано набором сечений $\{S_{\sim_k}(u(e))\}_{k=1}^{K}$, $s^R_0(u(e)) < 0$ или $0 < s^L_0(u(e))$. $\forall h\in H = \{h_i\}_{i=1}^{I}$ задан комплект $\{S_{\sim_k}(P_0(h))\}_{k=1}^{K}$ – для значений априорной оценки $P_0(h)$ справедливости гипотезы h. Для нечетких оценок $\hat P(e/h)$ и $\hat P(e/\bar h)$ условных вероятностей $P(e/h)$ и $P(e/\bar h)$ заданы комплекты α_k – сечений $\{S_{\sim_k}(P(e/h))\}_{k=1}^{K}$ и $\{S_{\sim_k}(P(e/\bar h))\}_{k=1}^{K}$, $[\, s^L_0(P(e/h)),\ s^R_0(P(e/h))] \cap [\, s^L_0(P(e/\bar h)),$ $s^R_0(P(e/\bar h))] = \varnothing$. Для $\forall\alpha\in\{\alpha_k\}_{k=1}^{K}$ вычисляются следующие оценки.

$$s^{L,R}_{\sim_k}(P(h/e)) = [\, s^{L,R}_{\sim_k}(P_0(h)) \times s^{L,R}_{\sim_k}(P(e/h))] \,/$$

$$/ \{ s^{L,R}_{\sim k}(P_0(h)) \times s^{L,R}_{\sim k}(P(e/h)) + [1 - s^{L,R}_{\sim k}(P_0(h))] \times s^{R,L}_{\sim k}(P(e/\bar{h}))\},$$

$$s^{L,R}_{\sim k}(P(h/\bar{e})) = \{ s^{L,R}_{\sim k}(P_0(h)) \times [1 - s^{R,L}_{\sim k}(P(e/h))]\} /$$

$$/ \{ s^{L,R}_{\sim k}(P_0(h)) \times [1 - s^{R,L}_{\sim k}(P(e/h))] + [1 - s^{L,R}_{\sim k}(P_0(h))] \times [1 - s^{L,R}_{\sim k}(P(e/\bar{h}))]\},$$

$$\delta^{+L,R}_{\sim k}(e, h) =$$

$$= \begin{cases} [s^{L,R}_{\sim k}(P(h/e)) - s^{R,L}_{\sim k}(P_0(h))] / s^{R,L}_{\sim k}(P_0(h)), \text{если } s_0^R(P(e/h)) \le s_0^L(P(e/\bar{h})); \\ [s^{L,R}_{\sim k}(P(h/e)) - s^{R,L}_{\sim k}(P_0(h))] / [1 - s^{R,L}_{\sim k}(P_0(h))] \text{ в противном случае;} \end{cases}$$

$$\delta^{-L,R}_{\sim k}(e, h) =$$

$$= \begin{cases} [s^{L,R}_{\sim k}(P(h/\bar{e})) - s^{R,L}_{\sim k}(P_0(h))] / [1 - s^{R,L}_{\sim k}(P_0(h))], \text{если } s_0^R(P(e/h)) \le s_0^L(P(e/\bar{h})); \\ [s^{L,R}_{\sim k}(P(h/\bar{e})) - s^{R,L}_{\sim k}(P_0(h))] / s^{R,L}_{\sim k}(P_0(h)) \text{ в противном случае.} \end{cases}$$

$b^{L,R}_{\sim k}(\delta^{L,R}_{\sim k}(e_j, h_i), u(e_j))$ вычисляются по $\delta^{\pm L,R}_{\sim k}(e_j, h_i)$ и $S_{\sim k}(u(e_j))$ согласно (1)–(4),

$$B^{L,R}_{j,\sim k}(h_i) := Q^0(b^{L,R}_{\sim k}(\delta^{L,R}_{\sim k}(e_j, h_i), u(e_j)), B^{L,R}_{j-1,\sim k}(h_i)).$$

Алгоритм для определения α_k – сечений ф.п. оценок $\{B^{L,R}_{J,\sim k}(h_i)\}_{i=1}^{I}$ получаем после замены соответствующих точечных величин представленными выше интервальными аналогами для α_k – сечений ф.п. начальных оценок и оперативной информации $\{S_{\sim k}(u(e))\}_{k=1}^{K}$. Пороги отвержения $KR^L(h_i)$ и принятия $KR^R(h_i)$ и классификация $\{h_i\}_{i=1}^{I}$ проводится по оценкам $\{B^{L,R}_{J,\sim k}(h_i)\}_{i=1}^{I}$, представленным ф.п. в соответствии с (5) в графическом виде. Результат классификации может быть неоднозначным, его обычно получают с привлечением здравого смысла, учета целей исследования и нескольких процедур дефаззификации. Поэтому в нечетком варианте метод коэффициентов уверенности выполняет ассистирующую роль, а полученные результаты имеют рекомендательный характер.

Заключение. Благодаря практически приемлемым результатам метод коэффициентов уверенности используется в различных прикладных областях для решения задач диагностики и сводящихся к ним, например, в геоэкологии для оценки состояний оползнеопасных территорий [5], в медицине для диагностирования внутренних болезней [6].

Разработанный усовершенствованный метод коэффициентов уверенности для точечного и интервального типов информации реализован в нескольких версиях нечеткой мультиагентной системы, ориентированной на создание моделей в отдельных прикладных областях с помощью различных методов работы с неопределенностью [7 – 9].

І.А. Заложенкова, О.В. Верьовка

МЕТОД КОЕФІЦІЄНТІВ УПЕВНЕНОСТІ ДЛЯ НЕЧІТКОЇ КЛАСИФІКАЦІЇ
ТА ДІАГНОСТИКИ

Розглядається версія методу коефіцієнтів упевненості для інтервальних та нечітких даних.

I.A. Zalozhenkova, O.V. Verovka

CERTAINTY-FACTOR METHOD FOR FUZZY CLASSIFICATION AND DIAGNOSTICS

A version of the certainty-factor method is developed for interval and fuzzy data.

1. *Buchanan B.G., Shortliffe E.H.* Rule-Based Expert Systems: The MYCIN Experiments of the Stanford Heuristic Programming Project-Reading // MA: Addison – Wesley. – 1984. – P. 276.
2. *Заложенкова И.А.* Об усовершенствовании метода коэффициентов уверенности // Компьютерная математика. – 2000. – С. 94 – 102.
3. *Веревка О.В.* Использование сетевых методов организации байесовского оценивания для нечеткой информации // Там же. – 2013. – № 2. – С. 57 – 63.
4. *Веревка О.В.* Эпюрное представление информации в нечетких байесовских сетях // Там же. – 2013. – № 1. – С. 52 – 60.
5. *Sujatha E.R., Rajamanickam G.V., Kumaravel P.* Landslide susceptibility analysis using Probabilistic Certainty Factor Approach: A case study on Tevankarai stream watershed, India // Journal of Earth System Science. – 2012. – Vol. 121, N 5. – P. 1337 – 1350.
6. *Tb. Ai Munandar, Suherman and Sumiati*. The Use of Certainty Factor with Multiple Rules for Diagnosing Internal Disease // International Journal of Application or Innovation in Engineering & Management (IJAIEM). – 2012. – Vol. 1, Issue 1. – P. 60 – 64.
7. *Заложенкова И.А., Карпинка Е.С.* Вопросы компьютерной реализации диагностической системы Дилос // Компьютерная математика. – 2001. – С. 92 – 102.
8. *Сергієнко І.В., Парасюк І.М., Єршов С.В.* Нечіткий трансформаційний підхід до розробки програмних систем // Проблеми програмування. – 2004. – № 2–3. – С. 122 – 132.
9. *Парасюк И.Н., Ершов С.В.* Моделе-ориентированная архитектура нечетких мультиагенных систем // Компьютерная математика. – 2010. – № 2. – С. 62 – 74.

Получено 17.02.2015

Об авторах:

Заложенкова Ирина Анатолиевна,
младший научный сотрудник
Института кибернетики имени В.М. Глушкова НАН Украины,

Веревка Ольга Викторовна,
кандидат физико-математических наук, старший научный сотрудник
Института кибернетики имени В.М. Глушкова НАН Украины.