Уфа : УГАТУ, 2007 *Вестник УГАТУ • Управление, ВТ и И* Т. 9, № 5 (23). С. 34–39

УПРАВЛЕНИЕ В СОЦИАЛЬНЫХ И ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМАХ

УДК 519.8:338

Н. И. ЮСУПОВА, А. М. ФРИДЛЯНД, П. В. АТРОЩЕНКО

ПОДДЕРЖКА ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ ПРИ ПРОГНОЗИРОВАНИИ РИСКА В ЛИЗИНГОВОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ

Рассмотрен метод прогнозирования риска в лизинговой деятельности, основанный на байесовской теории принятия решений. Проанализированы основные факторы риска, влияющие на протекание лизинговой сделки. *Риск; факторы риска; бинаризация; байесовская теория принятия решений; лизинговая деятельность*

Одной из основных целей деятельности лизинговой компании, как и любой другой коммерческой организации, является получение прибыли. Важное значение при достижении этой цели приобретает принятие взвешенного решения о целесообразности вложения капитала в тот или иной проект с учетом его доходности и риска [2].

Риск получения убытков в ходе реализации проекта значительно снижается при условии проведения комплексного прогнозирования риска потенциального лизингополучателя и выявлением заведомо нереализуемых, убыточных проектов еще до момента принятия лизинговой компанией решения об инвестировании.

Риск – это сложная и многоаспектная категория. В наиболее общем виде под риском в лизинговой деятельности понимают возможность возникновения убытков (финансовый кризис) или недополучения доходов вследствие априорной неопределенности условий, сопровождающих лизинговую сделку [3].

Любая управленческая деятельность, в том числе в сфере лизинга, связана с принятием соответствующих решений.

Принятие решений возможно на основании знаний об объекте прогнозирования, о процессах, объективно в нем протекающих и могущих произойти с течением времени и при наличии множества показателей (критериев), характеризующих эффективность (качество, оптимальность и т. д.) принятого решения [4].

Оценивание точности прогноза – необходимая часть процедуры квалифицированного прогнозирования.

В данной статье развивается статистический подход к прогнозированию риска в лизинговой деятельности посредством применения для задачи прогнозирования байесовской теории принятия решений.

БАЙЕСОВСКАЯ ТЕОРИЯ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ В КАЧЕСТВЕ СТАТИСТИЧЕСКОГО ПОДХОДА К ПРОГНОЗИРОВАНИЮ РИСКА

В соответствии с байесовской теорией принятия решений, в каждой ситуации при заключении лизингового контракта (сделки), необходимо принять то решение, которое несет минимум финансовых потерь R по критерию экономической эффективности [1]:

$$R = \lambda_{00}P_{00} + \lambda_{01}P_{01} + \lambda_{10}P_{10} + \lambda_{11}P_{11}, \quad (1)$$

где λ_{ij} – потери в ситуации, когда предсказывается состояние i (i=0, 1; где 0 – «норма» (состояние планируемой прибыли, дохода), 1 – «кризисная ситуация» (состояние финансового кризиса, недополучения прибыли)), а контролируемая лизинговая сделка будет находиться в состоянии j (j =0, 1); P_{ij} – вероятность указанной ситуации.

Для построения решающего правила прогнозирования риска в лизинговой деятельности вводятся понятия условных потерь от принимаемых решений $R(i/\overline{X})$, означающие средние потери от прогноза состояния $\omega = i$ ($i = 0, 1$) лизинговой сделки при векторе риска $\overline{X}$.

Под вектором риска $\overline{X}$ понимается вектор

$$\overline{X} = \begin{pmatrix} X^{(1)} \\ X^{(2)} \\ \vdots \\ X^{(d)} \end{pmatrix},$$

где $X^{(1)}, X^{(2)}, \ldots X^{(d)}$ — существующие факторы риска, формализованные для любой лизинговой сделки — общие и специфические [2].

К *общим* относят политические, макроэкономические, правовые (юридические), налоговые.

Специфические — связаны с природой и особенностями лизинговой сделки и требуют тщательного изучения – это прежде всего проектные, ценовые, инвестиционные, предметные, финансовые и неуплаты лизинговых платежей [5].

Таким образом, имеем

$$\begin{aligned} R(0/\overline{X}) &= \lambda_{00}P(0/\overline{X}) + \lambda_{01}P(1/\overline{X}), \\ R(1/\overline{X}) &= \lambda_{10}P(0/\overline{X}) + \lambda_{11}P(1/\overline{X}), \end{aligned} \qquad (2)$$

где $P(i/\overline{X})$, (i= 0, 1) – вероятность того, что исследуемая лизинговая сделка будет находиться в состоянии i при векторе риска $\overline{X}$. В результате байесовское решающее правило будет иметь следующий вид:

$$\begin{aligned} &\textbf{принять } \omega = 0, \text{ если} R(0/\overline{X}) < R(1/\overline{X}), \\ &\textbf{решение } \omega = 1, \text{если } R(1/\overline{X}) > R(0/\overline{X}) \end{aligned} \qquad (3)$$

и оно является оптимальным по критерию экономической эффективности (1) [3].

МЕТОДОЛОГИЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РИСКА

Обозначим через $P(\overline{X}/0) \equiv P(\overline{X}/\omega = 0)$ и $P(\overline{X}/1) \equiv P(\overline{X}/\omega = 1)$ условные плотности распределения векторов риска $\overline{X}$ в состоянии ω = 0 и ω = 1 соответственно.

Число $P(\overline{X}/0)$ при конкретных численных значениях существующих факторов $X^{(1)}, X^{(2)}, \ldots X^{(d)}$ вектора риска $\overline{X}$ характеризуют частоту появления данной ситуации $\overline{X}$ (т. е. данного набора факторов риска) или близких к ней в состоянии $\omega = 0$. Аналогично, число $P(\overline{X}/1)$ показывает, как часто ситуации, близкие к ситуации $\overline{X}$, возникают в состоянии $\omega = 1$.

Введем далее $P(0) \equiv P(\omega = 0)$ и $P(1) \equiv$ $\equiv P(\omega = 1)$ – вероятности того, что лизинговая сделка будет находиться в состоянии 0 и 1 соответственно.

Предполагается, что дискриминантная функция, по которой строится решающее правило (3), определяется условными плотностями $P(\overline{X}/0)$, $P(\overline{X}/1)$ и вероятностями $P(0)$, $P(1)$. Относительно плотностей $P(\overline{X}/0)$ и $P(\overline{X}/1)$ предполагается их принадлежность одному из классов распределений, характеризующихся несколькими параметрами, часть которых неизвестна. Чаще всего предполагают, что $P(\overline{X}/0)$ и $P(\overline{X}/1)$ являются плотностями d-мерных нормальных распределений с векторами средних m_0 и m_1 и ковариационными матрицами σ_0 и σ_1 соответственно. Целью обучения является нахождение оценок векторов m_0 и m_1 и элементов матриц σ_0 и σ_1 [4].

Задача существенно упрощается, если вектор риска $\overline{X}$ является дискретным, в частном случае — бинарным. Это означает, что каждый фактор риска $X^{(\kappa)}$, $k = 1, \ldots, d$ принимает лишь два значения: 0 и 1. В этом случае пространство признаков состоит из 2^d векторов, а $P(\overline{X}/0)$ и $P(\overline{X}/1)$ уже имеют смысл не условных плотностей распределения, а условных вероятностей появления вектора риска $\overline{X}$ в состоянии ω = 0 и ω = 1 соответственно.

Запишем решающее правило (3) в несколько ином виде. По элементарной формуле Байеса

$$P(0/\overline{X}) = \frac{P(\overline{X}/0) \cdot P(0)}{P(\overline{X})};$$
$$P(1/\overline{X}) = \frac{P(\overline{X}/1) \cdot P(1)}{P(\overline{X})},$$

где $(P\overline{X})$ — вероятность появления вектора риска $\overline{X}$.

С учетом этих соотношений решающее правило (3) можно записать в эквивалентной форме

$$\begin{aligned} &\textbf{принять } \omega = 0, \text{ если} \frac{P(\overline{X}/0)P(0)}{P(\overline{X}/1)P(1)} > \frac{\lambda_{01} - \lambda_{11}}{\lambda_{10} - \lambda_{00}}, \\ &\textbf{решение } \omega = 1 \text{ в противном случае.} \end{aligned} \qquad (4)$$

Решающие правила (3) и (4) эквивалентны, однако, форма записи (4) предпочтительнее, так как для непосредственного оценивания более удобны условные вероятности $(P\overline{X}/\omega)$, нежели $(P\omega/\overline{X})$, ω= 0, 1.

Перейдем от непрерывного пространства факторов риска к дискретному, произведя их бинаризацию. Для этого необходимо для каждого фактора риска $X^{(1)}, X^{(2)}, \ldots X^{(d)}$ произвести разбиение всей области принимаемых им значений на две взаимодополняющих подобласти: первую, состоящую из значений, соответствующих «норме» и вторую, соответствующих «кризисной ситуации». Если теперь значениям из первой области поставить в соответствие символ «0», а значениям из второй — символ «1», то вектор риска $\overline{X}$ становится бинарным вектором, компоненты которого $X^{(1)}, X^{(2)}, \ldots X^{(d)}$ могут принимать лишь два значения — 0 и 1.

Поскольку в решающем правиле (4) присутствуют неизвестные нам вероятности $(P\overline{X}/0)$, $(P\overline{X}/1)$, $P(0)$, $P(1)$, то воспользоваться им непосредственно не удастся. Тем не менее, можно заменить указанные вероятности их оценками $\tilde{P}(\overline{X}/0)$, $\tilde{P}(\overline{X}/1)$, $\tilde{P}(0)$, $\tilde{P}(1)$, полученными по обучающей последовательности. Оценки — это соответствующие частоты, например, $\tilde{P}(\overline{X}/0) = \frac{N(\overline{X},0)}{N}$, где N — количество пар в обучающей последовательности, $(N\overline{X},0)$ — количество пар $(\overline{X}, 0)$ в обучающей последовательности с одинаковым составом факторов вектора риска $\overline{X}$, а $\tilde{P}(0) = \frac{N(0)}{N}$, где $N(0)$ — количество встречающихся в обучающей последовательности символов $\omega = 0$.

Предполагается, что получена последовательность ситуаций $(\overline{X}_1, \omega_1)$, $(\overline{X}_2, \omega_2), \ldots, (\overline{X}_N, \omega_N), (\overline{X}_{N+1}, \omega_{N+1}), \ldots, (\overline{X}_{N+m}, \omega_{N+m})$, которая является результатом предыдущей работы лизинговой компании (ЛК) с конкретными лизингополучателями. При этом считается, что вектор $\overline{X}_j$ принадлежит к первому классу, если $\omega_j = 0$, ко второму классу, если $\omega_j = 1$, и т. д. $j = 1, 2, \ldots, N + m$. Эта последовательность состоит из обучающей $(\overline{X}_1, \omega_1), (\overline{X}_2, \omega_2), \ldots, (\overline{X}_N, \omega_N)$ и контрольной $(\overline{X}_{N+1}, \omega_{N+1}), \ldots, (\overline{X}_{N+m}, \omega_{N+m})$ последовательностей. *Требуется на основании обучающей последовательности синтезировать решающее правило, которое классифицировало бы вновь поступающие ситуации (совпадающие или отличающиеся от ситуаций обучающей последовательности) с минимальными в смысле критерия* (1) *потерями.* Качество построенного решающего правила проверяется на контрольной последовательности $(\overline{X}_{N+1}, \omega_{N+1}), \ldots, (\overline{X}_{N+m}, \omega_{N+m})$.

Характер разбиения всей последовательности $(\overline{X}_1, \omega_1), \ldots, (\overline{X}_{N+m}, \omega_{N+m})$ на обучающую и контрольную определяется экспертно и целиком лежит на совести исследователя. Соотношение обучающей и контрольной последовательностей, их объемов варьируется в самых широких пределах в зависимости от общего объема всей последовательности, от размерности пространства факторов и т. п. [1].

Заметим, что в задаче прогнозирования риска в лизинговой деятельности финансовые потери от правильного решения равны нулю, $\lambda_{00} = \lambda_{11} = 0$, а потери от ошибочных решений не равноценны. Причем потери от пропуска «кризисной ситуации» в α раз, $\alpha > 1$, превосходят потери от ложной тревоги, т. е.

$$\lambda_{01} > \lambda_{10}, \ \lambda_{01} = \alpha\lambda_{10}.$$

Учитывая все сказанное, из общего байесовского решающего правила (4) получаем для нашего случая следующее:

$$\textbf{принять } \omega = 0, \text{ если } \frac{\tilde{P}(\overline{X}/0)}{\tilde{P}(\overline{X}/1)} > \alpha\frac{\tilde{P}(1)}{\tilde{P}(0)}, \qquad (5)$$

$$\textbf{решение } \omega = 1, \text{ в противном случае.}$$

Строго говоря, это статистическое решающее правило уже не является байесовским, ибо, заменив в (4) вероятности их оценками, мы уже не можем утверждать, что полученное решающее правило (5) минимизирует средние суммарные финансовые потери (1). Однако, следуя традиции, наряду с решающим правилом (4) будем называть байесовским также решающее правило (5), хотя для него более подходящим является термин «псевдобайесовский». Близость решающего правила (5) к оптимальному определяется точностью оценок вероятностей $\tilde{P}(\overline{X}/i)$, $\tilde{P}(i)$ $(i = 0, 1)$, что, в свою очередь, зависит от репрезентативности обучающей последовательности. При формировании статистического решающего правила (5), обучающей последовательностью служит последовательность $(\overline{X}_1, \omega_1), (\overline{X}_2, \omega_2), \ldots, (\overline{X}_N, \omega_N)$, сгенерированная в предыдущие моменты, укладывающиеся в интервал времени, в течение которого процесс можно считать стационарным. При этом пара $(\overline{X}_j, \omega_j)$ состоит из значения $\overline{X}_j$ вектора риска в один из прошлых моментов времени t, а ω_j — состояние лизинговой сделки в момент времени $t + h$, где h — длительность лизингового контракта.

Пара $(\overline{X}, \omega)$, соответствующая данному моменту времени t, используется как для оценки качества прогноза, выданного в момент времени $t - h$, так и для пересчета оценок вероятностей $\tilde{P}(\overline{X}/i)$, $\tilde{P}(i)$ $(i = 0, 1)$, т. е. для адаптации (дальнейшего обучения) решающего правила (5). При этом возможны два случая.

В первом — контролируемые лизинговые контракты стационарны в течение всего времени наблюдения (работы лизинговой компании) и тогда в состав обучающей последовательности постоянно включаются все новые члены $(\overline{X}, \omega)$, а старые не исключаются. Во втором — процесс является стационарным лишь на протяжении N контрактов, так что в каждый новый момент времени в состав обучающей последовательности включается пара $(\overline{X}, \omega)$, соответствующая последнему моменту времени t, и одновременно из нее исключается первая пара $(\overline{X}, \omega)$, соответствующая моменту времени $t - N$. При этом происходит адаптация решающего правила (5), т.е. пересчитываются оценки $\tilde{P}(\overline{X}/i)$, $\tilde{P}(i)$. Для пересчета необходимо немного времени, если учесть, что обучающая последовательность каждый раз меняется не более чем на 2 члена.

Отметим, что поскольку вероятности P_{00}, P_{01}, P_{10}, P_{11} не известны, то при оценке качества прогнозирования, вместо критерия (1) используется его частотная оценка

$$\tilde{R} = \lambda_{00}\tilde{P}_{00} + \lambda_{01}\tilde{P}_{01} + \lambda_{10}\tilde{P}_{10} + \lambda_{11}\tilde{P}_{11},$$

где $\tilde{P}_{00} = \frac{N(0,0)}{N}$, $\tilde{P}_{01} = \frac{N(0,1)}{N}$, $\tilde{P}_{10} = \frac{N(1,0)}{N}$, $\tilde{P}_{11} = \frac{N(1,1)}{N}$, N – длина обучающей последовательности, $N(0,0)$ – количество пар $(\overline{X}, 0)$, таких, где вектор риска $\overline{X}$ в контрольной последовательности удовлетворяет неравенству в решающем правиле (5); $N(0,1)$ – количество пар $(\overline{X}, 1)$, где $\overline{X}$ удовлетворяет тому же неравенству; $N(1,0)$ – количество пар $(\overline{X}, 0)$, где $\overline{X}$ не удовлетворяет тому же неравенству; $N(1,1)$ – количество пар $(\overline{X}, 1)$, где $\overline{X}$ не удовлетворяет тому же неравенству.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ РИСКА В ЛИЗИНГОВОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ НА ПРАКТИКЕ

Экспериментальная проверка метода прогнозирования риска в лизинговой деятельности на основе байесовской теории принятия решений производилась в нескольких лизинговых компаниях. Кризисные ситуации прогнозировались для лизинговых сделок любого профиля: лизинга оборудования, автомобилей, спецтехники и недвижимости. Каждая лизинговая сделка представляет собой отдельную ситуацию $(\overline{X}_k, \omega_k)$, $k = 1 \dots N + m$.

Вся совокупность исходных данных была разделена на 3 множества, которые были названы соответственно обучающей, контрольной и экзаменационной выборками.

Обучающая выборка использовалась для вычисления оценок $\tilde{P}(\overline{X}/0)$, $\tilde{P}(\overline{X}/1)$, $\tilde{P}(0)$, $\tilde{P}(1)$.

Контрольная выборка предназначена для подбора значения α из диапазона $(1; \alpha_{max}]$, максимизирующего долю правильных решений при использовании правила (5).

Экзаменационная выборка использовалась для имитации процесса поступления информации о новой сделке и ее анализа, а также для адаптации правила (5).

Адаптация правила (5) необходима, если результат его использования расходится с фактическими данными, то есть в ситуации, когда правило «объявляет» прибыльную сделку опасной или наоборот. В этом случае производится переопределение состава обучающей и контрольной выборок и повторяется процесс настройки правила (5).

Ниже приведены гистограммы статистики лизинговых сделок (рис. 1, 2).

Анализ статистики лизинговых сделок показал, что наибольшее число повторений лизинговых сделок с одинаковым количеством факторов риска, относящихся к «кризисной ситуации», принимающих значение 1 в лизинговой сделке, – это 4 фактора. Но в реальной действительности финансовый риск наступал большинство раз в тех лизинговых сделках, где количество факторов риска, относящихся к 1, было равно 5.

Таким образом, была получена последовательность ситуаций, которую разделили на обучающую и контрольную выборки. Длина обучающей последовательности задавалась $N = 111$, длина контрольной $m = 114$, причем в обучающую последовательность вошли ситуации, содержащие большее число «кризисных ситуаций».

В качестве примера рассмотрим новую лизинговую сделку, заключенную в марте 2007 г. с лизинговой компанией «А». Согласно специфике сделки образовалась новая ситуация $(\overline{X}_j, \omega_j)$, где ω = 0,1 – неопределена.

Алгоритм ее распознавания (отнесения к одному из двух классов – прибыльных или опасных) состоит из следующих шагов:

1) если набор факторов риска $\overline{X}_j$ встречался только в классе k (k=0,1), то относим ситуацию к классу k:

$$\omega_j = \begin{cases} 0, \text{ если } \tilde{P}(\overline{X}_j/1) = 0 \\ 1, \text{ если } \tilde{P}(\overline{X}_j/0) = 0; \end{cases}$$

2) если набор факторов риска $\overline{X}_j$ встречался в обоих классах, решение выносится по правилу (5);

3) если набор факторов риска $\overline{X}_j$ не встречался ни в одном из классов, то ищем среди всех ситуаций самую «близкую» к $\overline{X}_j$ – (пусть это будет ситуация $\overline{X}_p$) и для нее повторяем шаги 1 и 2. Относим $\overline{X}_j$ к тому же

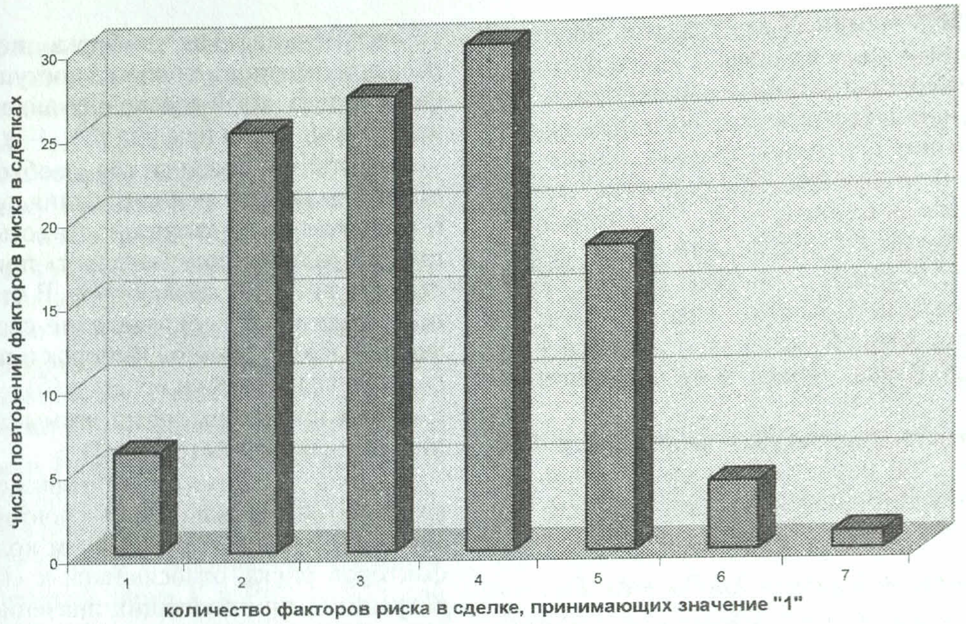

Рис. 1. Гистограмма «Статистика лизинговых сделок»

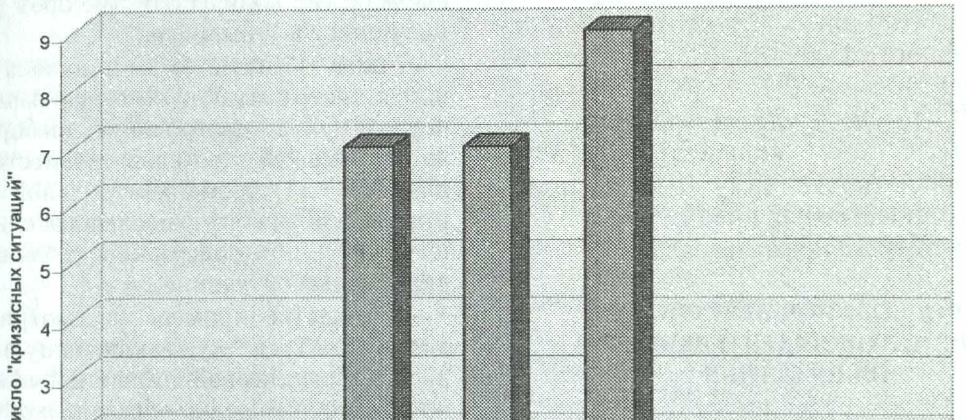

Рис. 2. Гистограмма «Количество «кризисных ситуаций» в лизинговых сделках по факторам риска»

классу, к которому была бы отнесена ситуация $\overline{X}_p$. В качестве меры близости ситуаций может использоваться расстояние Хемминга $d_H(\overline{X}_p, \overline{X}_j) = \sum_{a=1}^{d} \omega a \left| x_p^{(a)} - x_j^{(a)} \right|$, где ωa — экспертно определяемый «вес» фактора $X^{(a)}$, $\sum_{a=1}^{d} \omega a = 1$.

В рамках нашего примера вектор риска $\overline{X}_j$ включает следующий набор факторов риска (Т — операция транспонирования):

$$\overline{X} = (0\,0\,0\,1\,0\,0\,1\,1\,0\,0\,1\,0)^{\mathrm{T}}.$$

Программная реализация рассмотренного алгоритма распознавания выдала прогноз сделки $\omega_j = 0$, из чего было принято решение о заключении данной лизинговой сделки. На момент ее завершения в мае 2007 г. все финансовые обязательства со стороны лизингополучателя были выполнены.

Аналогичным образом был сделан прогноз риска для 12 (двенадцати) новых лизинговых сделок, заключенных различными лизинговыми компаниями. Во всех случаях прогноз оказался удовлетворительным.

Это убедительно подтвердило эффективность предложенного метода прогнозирования риска в лизинговой деятельности.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предложен новый метод прогнозирования риска в лизинговой деятельности, основанный на байесовской теории принятия решений, минимизирующий финансовые потери по критерию экономической эффективности.

Определены основные факторы риска, влияющие на протекание лизинговой сделки, и произведена их бинаризация.

Установлено, что наибольшее число повторений лизинговых сделок с одинаковым количеством факторов риска, относящихся к «кризисной ситуации» и принимающих значение «1» – это четыре фактора. При этом наибольшему числу сделок, реально завершившихся финансовым кризисом, соответствовало 5 факторов риска, принимающих значение «1».

Разработан алгоритм распознавания (прогнозирования) риска в лизинговых сделках, на основе которого написана программа прогнозирования риска в лизинговых сделках на языке C++. Данный программный продукт анализирует любую сделку по факторам риска, относит ее к одному из двух классов (прибыльных или опасных) и прогнозирует результат. Программа предназначена для решения задач обучения бинарного алгоритма прогнозирования и его адаптации на основе ранее совершенных лизинговых сделок. Данный алгоритм осуществляет прогноз риска указываемых лизинговых сделок. Программа может быть применена в производственных условиях для уменьшения числа рисковых ситуаций в лизинговой деятельности, а также при проведении научных исследований.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Атрощенко, В. В.** Прогнозировние аварийных ситуаций в сложных технологических объектах / В. В. Атрощенко, П. В. Атрощенко. Уфа : Гилем, 2003. 58 с.
2. **Горемыкин, В. А.** Лизинг : практ. учеб.-справ. пособие / В. А. Горемыкин. М. : ИНФРА, 1997. 384 с.
3. **Джуха, В. М.** Лизинг / В. М. Джуха. Ростов н/Д : Феникс, 1999.
4. **Растригин, Л. А.** Метод коллективного распознавания / Л. А. Растригин, Р. Х. Эренштейн. М.:Энергоиздат, 1981. 77 с.
5. www.riskmanager.ru [Электронный ресурс].

ОБ АВТОРАХ

Юсупова Нафиса Исламовна, проф., зав. каф. выч. мат. и кибернет., декан ФИРТ. Дипл. радиофизик (Воронежск. гос. ун-т, 1975). Д-р техн. наук по упр-ю в техн. сист. (УГАТУ, 1998). Иссл. в обл. критич. сит. управления, информатики.

Фридлянд Александр Михайлович, доц. той же каф. Дипл. матем.-преп. (БГУ, 1980). Канд. техн. наук по АСУ и системному анализу (УАИ, 1990). Иссл. в обл. моделирования прогнозирования поведения сложных систем.

Атрощенко Полина Валерьевна, асп. той же каф. Дипл. инфор.-экон. по прикл. информатике в экономике. Готовит дис. в обл. прогн. риска при упр-и лизинговой деятельностью.