УДК 339.187.62;519.226.3

ОБ ОДНОМ ПОДХОДЕ К ПРОГНОЗИРОВАНИЮ РИСКОВ В ЛИЗИНГОВОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ

П.В. Атрощенко, Н.И. Юсупова

Уфимский государственный авиационный технический университет

Предложен метод прогнозирования риска в лизинговой деятельности, основанный на байесовской теории принятия решений. Проанализированы основные факторы риска, влияющие на протекание лизинговой сделки. Показано, что байесовское решающее правило оптимально в смысле минимума финансовых потерь по критерию экономической эффективности.

ВВЕДЕНИЕ

Одна из основных целей деятельности лизинговой компании, как и любой коммерческой организации, состоит в получении прибыли. Важное значение для достижения этой цели приобретает принятие взвешенного решения о целесообразности вложения капитала в тот или иной проект с учетом его доходности и риска [1].

Риск получения убытков в ходе реализации проекта можно значительно снизить благодаря комплексному прогнозированию риска потенциального лизингополучателя и выявлению 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 или недополучения доходов вследствие априорной неопределенности условий, сопровождающих лизинговую сделку [2].

Любая управленческая деятельность, в частности, и в сфере лизинга, связана с принятием решений. Под решением понимается набор воздействий (действий со стороны лица, принимающего решения) на объект прогнозирования, позволяющих привести данный объект в желаемое состояние или достичь поставленной цели. Принятие решений возможно на основе знаний об объекте прогнозирования, о процессах, в нем протекающих и могущих произойти с течением времени, и множества показателей (критериев), характеризующих эффективность (качество, оптимальность и др.) принятого решения [3].

Оценивание точности прогноза — необходимая часть процедуры квалифицированного прогнозирования.

В настоящей статье развивается статистический подход к прогнозированию риска в лизинговой деятельности на основе байесовской теории принятия решений.

1. СТАТИСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД 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 [4]:

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

где λ_{ij} — потери в ситуации, когда предсказывается состояние i (i = 0, 1; значение 0 соответствует «норме» (состоянию планируемой прибыли, дохода), значение 1 — «кризисной ситуации» (состоянию 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 вводится понятие условных потерь $R(i/\bar{X})$, означающих средние потери от прогноза состояния $\omega = i$, $i = 0, 1$, лизинговой сделки при векторе риска $\bar{X} = (X^{(1)}, X^{(2)}, ..., X^{(d)})^T$, компоненты которого представляют собой общие и специфические [1] факторы риска, формализованные для любой лизинговой сделки.

К общим относят политические, макроэкономические, правовые (юридические) и налоговые факторы. Специфические факторы связаны с природой и особенностями лизинговой сделки и требуют тщательного изучения. Это прежде всего проектные, ценовые, инвестиционные, предметные, финансовые факторы и неуплата лизинговых платежей [5].

Можно записать

$$R(0/\bar{X}) = \lambda_{00}P(0/\bar{X}) + \lambda_{01}P(1/\bar{X}),$$
$$R(1/\bar{X}) = \lambda_{10}P(0/\bar{X}) + \lambda_{11}P(1/\bar{X}),$$

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

принять решение

$$\omega = 0, \text{ если } R(0/\bar{X}) < R(1/\bar{X}),$$
$$\omega = 1, \text{ если } R(1/\bar{X}) > R(0/\bar{X}), \qquad (2)$$

и оно является оптимальным по критерию экономической эффективности (1) [2].

2. МЕТОДОЛОГИЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РИСКА

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

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

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

Предполагается, что дискриминантная функция, по которой строится решающее правило (2), определяется условными плотностями $P(\bar{X}/0)$, $P(\bar{X}/1)$ и вероятностями $P(0)$, $P(1)$. Относительно плотностей $P(\bar{X}/0)$ и $P(\bar{X}/1)$ предполагается их принадлежность одному из классов распределений, характеризующихся несколькими параметрами, часть которых неизвестна. Чаще всего предполагают, что $P(\bar{X}/0)$ и $P(\bar{X}/1)$ являются плотностями d-мерных нормальных распределений с векторами средних m_0 и m_1 и ковариационными матрицами σ_0 и σ_1 соответственно. Цель обучения состоит в нахождении оценок векторов m_0 и m_1 и элементов матриц σ_0 и σ_1 [3].

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

Запишем решающее правило (2) несколько в ином виде. По элементарной формуле Байеса имеем:

$$P(0/\bar{X}) = \frac{P(\bar{X}/0)P(0)}{P(\bar{X})}; \quad P(1/\bar{X}) = \frac{P(\bar{X}/1)P(1)}{P(\bar{X})},$$

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

С учетом этих соотношений решающее правило (2) можно записать в эквивалентной форме:

принять решение

$$\omega = 0, \text{ если } \frac{P(\bar{X}/0)P(0)}{P(\bar{X}/1)P(1)} > \frac{\lambda_{01} - \lambda_{11}}{\lambda_{10} - \lambda_{00}},$$
$$\omega = 1 \text{ в противном случае.} \qquad (3)$$

Решающие правила (2) и (3) эквивалентны, однако форма записи (3) предпочтительнее, так как для непосредственного оценивания более удобны условные вероятности $P(\bar{X}/\omega)$, нежели $P(\omega/\bar{X})$, $\omega = 0, 1$.

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

Поскольку в решающем правиле (3) присутствуют неизвестные нам вероятности $P(\bar{X}/0)$, $P(\bar{X}/1)$ и $P(0)$, $P(1)$, то воспользоваться им непосредственно не удастся. Однако эти вероятности можно заменить их оценками $\tilde{P}(\bar{X}/0)$, $\tilde{P}(\bar{X}/1)$, $\tilde{P}(0)$ и $\tilde{P}(1)$, полученными по обучающей последовательности.

Оценки — это соответствующие частоты, например, $\tilde{P}(\bar{X}/0) = N(\bar{X}, 0)/N$, где N — число пар в обучающей последовательности, $N(\bar{X}, 0)$ — число пар $(\bar{X}, 0)$ в обучающей последовательности с одинаковым составом факторов вектора риска $\bar{X}$, а $\tilde{P}(0) = N(0)/N$, где $N(0)$ — число встречающихся в обучающей последовательности символов $\omega = 0$.

Предполагается, что получена последовательность ситуаций $(\bar{X}_1, \omega_1)$, $(\bar{X}_2, \omega_2)$, ..., $(\bar{X}_N, \omega_N)$, $(\bar{X}_{N+1}, \omega_{N+1})$, ..., $(\bar{X}_{N+m}, \omega_{N+m})$, которая является результатом предыдущей работы лизинговой компании с конкретными лизингополучателями. При этом считается, что вектор $\bar{X}_j$ принадлежит к первому классу, если $\omega_j = 0$, и ко второму, если $\omega_j = 1$, и т. д., $j = 1, 2, ..., N + m$. Эта последовательность состоит из обучающей $(\bar{X}_1, \omega_1)$, $(\bar{X}_2, \omega_2)$, ..., $(\bar{X}_N, \omega_N)$ и контрольной $(\bar{X}_{N+1}, \omega_{N+1})$, ..., $(\bar{X}_{N+m}, \omega_{N+m})$ 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 $(\bar{X}_{N+1}, \omega_{N+1})$, ..., $(\bar{X}_{N+m}, \omega_{N+m})$.

Характер разбиения всей последовательности $(\bar{X}_1, \omega_1)$, ..., $(\bar{X}_{N+m}, \omega_{N+m})$ на обучающую и контрольную определяется экспертным путем и целиком лежит на совести исследователя. Соотношение обучающей и контрольной последовательностей, их объемов, варьируется в самых широких

Пример бинаризации вектора риска

$X^{(k)}$	Факторы риска	Значения факторов риска
	Общие	
$X^{(1)}$	Политические	0 (1) — стабильное (нестабильное) состояние социально-политической системы
$X^{(2)}$	Макроэкономические	0 (1) — подъем (кризис) в экономике
$X^{(3)}$	Правовые	0 (1) — статическое (динамическое) состояние законодательства
$X^{(4)}$	Налоговые	0 — четкие формулировки налоговых правил; 1 — противоречия в формулировках
	Специфические	
$X^{(5)}$	Проектные	0 (1) — финансовая состоятельность (несостоятельность) лизингового проекта
	Предметные:	
$X^{(6)}$	возврат лизингового имущества	0 (1) — возврат (невозврат) лизингового имущества
$X^{(7)}$	сохранность лизингового имущества	0 (1) — лизинговое имущество сохранено (утрачено)
$X^{(8)}$	возможность реализации лизингового имущества	0 (1) — реализовано (не реализовано) на вторичном рынке
	Финансовые:	
$X^{(9)}$	портфельные	0 (1) — корректное (некорректное) распределение портфеля лизинговых контрактов
$X^{(10)}$	процентные	0 (1) — фиксированная (плавающая) процентная ставка по банковскому кредиту
$X^{(11)}$	валютные	0 (1) — стабильная (нестабильная) цена валюты
$X^{(12)}$	Инвестиционные	0 (1) — обоснованность (необоснованность) решения о лизинговом проекте
$X^{(13)}$	Неуплата лизингового платежа	0 — выплата лизинговых платежей точно по графику; 1 — неисполнение графика

пределах в зависимости от общего объема всей последовательности, от размерности пространства факторов и т. п. [4].

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 изложенное, из общего байесовского решающего правила (3) получаем для нашего случая следующее:

принять решение

$$\omega = 0, \text{ если } \frac{\tilde{P}(\bar{X}/0)}{\tilde{P}(\bar{X}/1)} > \alpha\frac{\tilde{P}(1)}{\tilde{P}(0)},$$
$$\omega = 1 \text{ в противном случае.} \qquad (4)$$

Строго говоря, это статистическое решающее правило уже не является байесовским, ибо, заменив в выражении (3) вероятности их оценками, мы уже не можем утверждать, что полученное решающее правило (4) минимизирует средние суммарные финансовые потери (1). Однако, следуя традиции, наряду с решающим правилом (3) будем называть байесовским и решающее правило (4), хотя для него более подходит термин «псевдобайесовский». Близость решающего правила (4) к оптимальному определяется точностью оценок вероятностей $\tilde{P}(\bar{X}/i)$ и $\tilde{P}(i)$, $i = 0,1$, что в свою очередь зависит от репрезентативности обучающей последовательности. При формировании статистического решающего правила (4), обучающей служит последовательность $(\bar{X}_1, \omega_1)$, $(\bar{X}_2, \omega_2)$, ..., $(\bar{X}_N, \omega_N)$, сгенерированная в предыдущие моменты, укладывающиеся в интервал времени, в течение которого процесс можно считать стационарным. При этом пара $(\bar{X}_j, \omega_j)$ состоит из значения $\bar{X}_j$ 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 $(\bar{X}, \omega)$, соответствующая данному моменту времени t, используется как для оценки качества прогноза, выданного в момент времени $t - h$, так и для пересчета оценок вероятностей $\tilde{P}(\bar{X}/i)$ и $\tilde{P}(i)$, $i = 0,1$, т. е. для адаптации (дальнейшего обучения) решающего правила (4). 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 $(\bar{X}, \omega)$, а старые не исключаются. Во втором — процесс стационарен лишь на протяжении N контрактов, так что в каждый новый момент времени в состав обучающей последовательности включается пара $(\bar{X}, \omega)$, соответствующая последнему моменту времени t, и одновременно из нее исключается первая пара $(\bar{X}, \omega)$, соответствующая моменту времени $t - N$. При этом адаптируется решающее правило (4), т. е. пересчитываются оценки $\tilde{P}(\bar{X}/i)$ и $\tilde{P}(i)$. Для пересчета требуется немного времени, если учесть, что обучающая последовательность каждый раз меняется не более чем на два члена.

Поскольку вероятности P_{00}, P_{01}, P_{10} и 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 $\tilde{P}_{00} = N(0, 0)/N$, $\tilde{P}_{01} = N(0, 1)/N$, $\tilde{P}_{10} = N(1, 0)/N$, $\tilde{P}_{11} = N(1, 1)/N$; N — длина обучающей последовательности; $N(0, 0)$ — число пар $(\bar{X}, 0)$ и $N(0, 1)$ — число пар $(\bar{X}, 1)$ таких, где вектор риска $\bar{X}$ в контрольной последовательности удовлетворяет неравенству в решающем правиле (4); $N(1, 0)$ — число пар $(\bar{X}, 0)$ и $N(1, 1)$ — число пар $(\bar{X}, 1)$ таких, где $\bar{X}$ не удовлетворяет тому же неравенству.

3. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ РИСКА В ЛИЗИНГОВОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ НА ПРАКТИКЕ

Метод прогнозирования риска в лизинговой деятельности на основе байесовской теории принятия решений экспериментально проверялся 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 $(\bar{X}_k, \omega_k)$, $k = 1, ..., N + m$.

Вся совокупность исходных данных была разделена на три множества, которые были названы соответственно обучающей, контрольной и экзаменационной выборками. Обучающая выборка использовалась для вычисления оценок $\tilde{P}(\bar{X}/0)$, $\tilde{P}(\bar{X}/1)$, $\tilde{P}(0)$ и $\tilde{P}(1)$. Контрольная выборка предназначена для подбора значения α из диапазона $(1, \alpha_{max}]$, максимизирующего долю правильных решений при использовании правила (4). Экзаменационная выборка использовалась для имитации

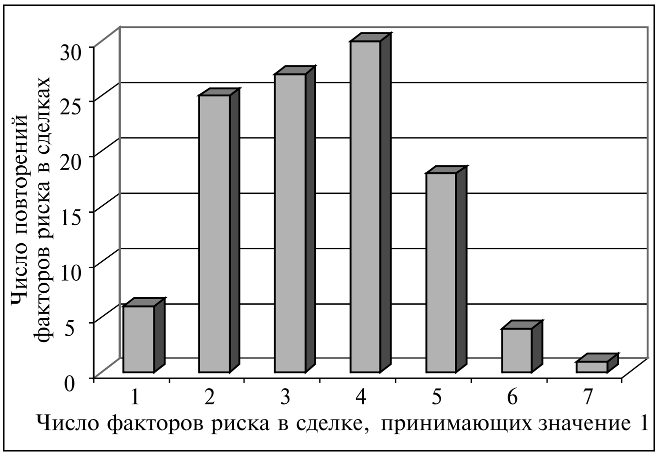

Рис. 1. Статистика лизинговых сделок

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

процесса поступления информации о новой сделке и ее анализа, а также для адаптации правила (4). Адаптация правила (4) необходима, если результат его применения расходится с фактическими данными, т. е. в ситуации, когда правило «объявляет» прибыльную сделку опасной или наоборот. В этом случае переопределяется состав обучающей и контрольной выборок и повторяется процесс настройки правила (4).

Анализ статистики лизинговых сделок показал (рис. 1 и 2), что наибольшее число повторений лизинговых сделок с одинаковым числом факторов риска, относящихся к «кризисной ситуации», принимающих значение 1 в лизинговой сделке, — это 4 фактора. Но в действительности наиболее часто финансовый риск наступал в тех лизинговых сделках, где число факторов риска, относящихся к 1, было равно 5.

Таким образом, была получена последовательность ситуаций, которую разделили на обучающую и контрольную выборки. Длина N обучающей последовательности задавалась равной 111, длина m контрольной — 11, 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 ($\bar{X}_j$, ω_j), где значение ω_j = 0, 1 — не определено.

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

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

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

2) если набор факторов риска $\bar{X}_j$ встречался в обоих классах, решение принимается по правилу (4);

3) если набор факторов риска $\bar{X}_j$ не встречался ни в одном из классов, то ищем среди всех ситуаций самую «близкую» к $\bar{X}_j$ (пусть это будет ситуация $\bar{X}_p$) и для нее повторяем шаги *1* и *2*. Относим $\bar{X}_j$ к тому же классу, к которому была бы отнесена ситуация $\bar{X}_j$. В качестве меры близости ситуаций может использоваться расстояние Хемминга $d_H(\bar{X}_p, \bar{X}_j) = \sum_{a=1}^{d} \omega a |x_p^{(a)} - x_j^{(a)}|$, где ωa — экспертно определяемый «вес» фактора $X^{(a)}$, $\sum_{a=1}^{d} \omega a = 1$.

В рамках нашего примера вектор риска $\bar{X}_j$ содержит следующий набор факторов риска (см. таблицу) $\bar{X} = (0\,0\,0\,1\,0\,0\,1\,1\,0\,0\,1\,0)^T$.

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-ти 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.

Алгоритм распознавания (прогнозирования) риска реализован в виде программы на языке C^{++}. Данный программный продукт позволяет анализировать любую сделку по факторам риска, относить ее к прибыльным или опасным и прогнозировать ее результат. Программу можно применять как в производственных условиях, так и в научных исследованиях.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Атрощенко В.В., Атрощенко П.В.* Прогнозировние аварийных ситуаций в сложных технологических объектах. — Уфа: Гилем, 2003. — 58 с.
2. *Горемыкин В.А.* Лизинг. Практическое учебно-справочное пособие. — М.: ИНФРА-М, 1997. — 384 с.
3. *Джуха В.М.* Лизинг. — Ростов-на-Дону: Феникс, 1999.
4. *Растригин Л.А., Эренштейн Р.Х.* Метод коллективного распознавания. — М.: Энергоиздат, 1981. — 77 с.
5. <www.riskmanager.ru>.

☎ *(347) 273-77-17, e-mail: atroshchenko_pv@mail.ru, yussupova@ugatu.ac.ru*

Статья представлена к публикации членом редколлегии Р.М. Нижегородцевым. ❑

УДК 658.5;658.012.2

СТРАТЕГИЧЕСКИЙ ПОТЕНЦИАЛ КОМПАНИИ И ЕГО ОЦЕНКА

Е.В. Лагунова

Филиал Дальневосточного государственного университета, г. Спасск-Дальний

Рассмотрены вопросы формирования нового механизма оценки стратегического потенциала с целью выбора стратегии развития. Дана методика оценки стратегического потенциала и предложено формировать стратегию путем усиления ключевых способностей, увязанных с ней компетенций и ресурсов с использованием стратегий как внутреннего (персонал, развитие продукта, привлечение финансовых ресурсов и т. п.), так и внешнего (стратегические альянсы, слияния и поглощения, партнерства) развития.

ВВЕДЕНИЕ

Проблема оценки стратегического потенциала вытекает из ресурсной теории стратегического менеджмента, основателями которой можно назвать Р. Гранта [1], И. Ансоффа [2], Г. Минцберга [3], Г. Хэмела и К. Прахалада [4]. В рамках этой теории ресурсы и возможности предприятия занимают центральное место. Однако единый механизм оценки стратегического потенциала в теории менеджмента еще не сформировался. Трудности создания универсальной методики кроются в противоречивой сущности самого понятия стратегического потенциала.

Под стратегическим потенциалом будем понимать ресурсы и способности, которые могут быть адаптированы к рыночным потребностям с помощью имеющихся компетенций. Таким образом, основные элементы стратегического потенциала