УДК 368.1+519

С. Д. Голубев, Л. А. Черная

ЗАДАЧА ФОРМИРОВАНИЯ ОПТИМАЛЬНОГО СОСТАВА СТРАХОВОГО ПОРТФЕЛЯ

Рассмотрена задача формирования оптимального состава страхового портфеля компании, специализирующейся на имущественном страховании, и предложен алгоритм ее решения. Формализация задачи сведена к схеме линейного программирования, эффективно реализуемой на ПК с использованием программно-математического пакета Mathcad.

При планировании страховой деятельности страховой компании обычно предполагается, что компания располагает некоторым набором страховых продуктов, которые могут быть включены в состав страхового портфеля. Различные страховые продукты могут существенно отличаться величиной разброса страховых выплат. Поскольку страховые выплаты присутствуют в балансе страховой компании со знаком минус, то больший разброс дохода компании, определяемого как разность суммарной премии и совокупных страховых выплат, означает большую неустойчивость такого финансового показателя, как прибыль компании. Кроме того, будем предполагать, что функция полезности компании $U(Y)$ относится к классу вогнутых (выпуклых вверх) функций (руководители страховой компании не склонны к риску). Для такого типа функций полезности имеет место неравенство Йенсена [1, 2]

$$\mathsf{M}\{U(X)\} \leqslant U\big(\mathsf{M}\{X\}\big). \tag{1}$$

Из неравенства (1) следует, что ожидаемая полезность для произвольной функции распределения дохода X не превышает значения полезности при значении дохода, равном его математическому ожиданию. В случае вырожденного распределения, когда дисперсия распределения дохода равна нулю, неравенство (1) обращается в равенство. Поэтому можно предположить, что любое отклонение функции распределения дохода страховой компании от вырожденного распределения влечет за собой потерю полезности. Другими словами, чем меньше разброс случайной величины дохода вокруг его математического ожидания, тем меньше будет отличаться полезность в точке математического ожидания дохода от ожидаемой полезности. В качестве наиболее простой меры разброса случайной величины дохода относительно его математического ожидания можно принять дисперсию дохода. Тогда задача определения оптимального страхового портфеля может быть сформулирована как задача минимизации дисперсии дохода страховой компании при условии обеспечения требуемого значения математического ожидания дохода.

Для формализации задачи введем следующие обозначения: N_i — число страховых полисов, которое планируется реализовать в i-м виде страхового продукта; $\tilde{S}_i$ — средняя страховая ответственность при страховании объектов в i-м виде страхования; W_i — случайная величина страховых выплат в i-м виде страхования на расчетном (годовом) интервале времени; T_i — уровень страхового тарифа (брутто-ставка), принятый в i-м виде страхования; $X_i = T_i\tilde{S}_iN_i - W_i$ — случайная величина дохода страховой компании от осуществления i-го вида страхования; $\mathsf{M}\{X_i\}$ — математическое ожидание дохода от осуществления i-го вида страхования; $\mathsf{D}\{X_i\}$ — дисперсия дохода в i-м виде страхования.

С учетом принятых обозначений сформулированная выше задача может быть записана следующим образом:

$$\min_{\vec{N}} \left\{ \sum_{i=1}^{m} \mathsf{D}\{X_i\} \,\middle|\, \sum_{i=1}^{m} \mathsf{M}\{X_i\} \geq V_0 \right\}, \tag{2}$$

где $\vec{N}$ — вектор значений объемов продаж N_i, $i = 1, 2, \ldots, m$; m — общее количество страховых продуктов; V_0 — желаемый суммарный доход страховой компании.

Случайные величины доходов в различных видах страхования предполагаются взаимно независимыми случайными величинами, поэтому их суммарная дисперсия равна сумме дисперсий дохода в отдельных видах страхования.

При подсчете математических ожиданий и дисперсий будем предполагать, что основным источником случайности является составляющая W_i (страховые выплаты). Поэтому предварительно построим функцию распределения страховых выплат по i-му виду страхования в предположении, что заданы следующие исходные данные: λ_{i0} — среднее число страховых событий в единицу времени (год) в расчете на один застрахованный объект; $F_{i0}(x)$ — функция распределения страховых выплат при наступлении единичного страхового события. Далее будет видно, что требования к исходной информации могут быть ослаблены: для решения задачи достаточно знать математическое ожидание и дисперсию страховых выплат, обусловленные единичным страховым событием, однако с методической точки зрения представляет интерес проследить вывод расчетных соотношений, используя наиболее общее описание совокупных страховых выплат в форме кумулятивной функции распределения — описание, традиционно используемое при расчете страховых тарифов в имущественных видах страхования.)

Рассмотрим решение данной задачи в предположении, что число страховых событий, наступающих на единичном интервале времени, описывается распределением Пуассона вида

$$p_k^{(i)}(N_i) = e^{-\lambda_i(N_i)} \frac{\left[\lambda_i(N_i)\right]^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \ldots, \tag{3}$$

где $\lambda_i(N_i)$ — параметр распределения Пуассона для i-го вида страхования, определяемый формулой

$$\lambda_i(N_i) = \lambda_{i0} N_i. \tag{4}$$

Вводя обозначение $F_i^{(k)}(x)$ функции распределения суммарного ущерба от k страховых случаев в i-м виде страхования, определим ее в предположении статистической независимости отдельных страховых событий между собой как k-кратную свертку функции распределения $F_{i0}(x)$, или, что то же самое, через рекуррентную процедуру

$$\begin{aligned}
&F_i^{(1)}(x) \equiv F_{i0}(x),\\
&F_i^{(2)}(x) = \int\limits_0^x F_i^{(1)}(x-y)\,dF_{i0}(y),\\
&\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\\
&F_i^{(k)}(x) = \int\limits_0^x F_i^{(k-1)}(x-y)\,dF_{i0}(y).
\end{aligned} \tag{5}$$

Далее для вычисления функции распределения совокупных страховых выплат по i-му виду страхования воспользуемся так называемой моделью аккумуляции [3]:

$$R_i(x \big| N_i) = p_0^{(i)}(N_i) h(x) + \sum_{k=1}^{\infty} p_k^{(i)}(N_i)\, F_i^{(k)}(x), \tag{6}$$

где $h(x)$ — функция единичного скачка (функция Хевисайда) вида

$$h(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } \ x \le 0,\\ 1, & \text{если } \ x > 0. \end{cases} \tag{7}$$

Перед тем как обратиться к вычислению математического ожидания и дисперсии совокупных страховых выплат, найдем значения первого и второго моментов входящих в выражения (6) функций распределения $F_i^{(k)}(x)$. Имеем

$$\int\limits_0^\infty x dF_i^{(k)}(x) = k m_{i0}, \tag{8}$$

так как по определению $F^{(k)}(x)$ есть функция распределения суммы k статистически независимых слагаемых, каждое из которых описывается функцией распределения $\mathrm{F}_{i0}(x)$, причем

$$m_{i0} = \int\limits_0^\infty x dF_{i0}(x). \tag{9}$$

При вычислении второго момента воспользуемся хорошо известным из теории вероятностей соотношением между моментом второго порядка, дисперсией D_X и математическим ожиданием m_X случайной величины X

$$\mathsf{M}_X^{(2)} = \mathsf{D}_X + m_X^2, \tag{10}$$

где $\mathsf{M}_X^{(2)}$ — начальный момент второго порядка случайной величины X, определяемый формулой

$$\mathsf{M}_X^{(2)} = \int\limits_0^\infty x^2 dF(x).$$

Применяя формулу (10) к случайной величине, представляющей собой сумму k независимых одинаково распределенных значений ущерба в i-м виде страхования, запишем

$$\mathsf{M}_{i,k}^{(2)} = k\mathsf{D}_{i0} + (k m_{i0})^2, \tag{11}$$

где $\mathsf{M}_{i,k}^{(2)}$ — момент второго порядка распределения $F_i^{(k)}(x)$, определяемый формулой

$$\mathsf{M}_{i,k}^{(2)} = \int\limits_0^\infty x^2 dF_i^{(k)}(x), \tag{12}$$

или

$$\int\limits_0^\infty x^2 dF_i^{(k)}(x) = k\mathsf{D}_{i0} + (k m_{i0})^2,$$

где m_{i0} — математическое ожидание, определяемое формулой (9), D_{i0} — дисперсия ущерба единичного страхового события в i-м виде страхования:

$$\mathsf{D}_{i0} = \int\limits_0^\infty x^2 dF_{i0}(x) - m_{i0}^2. \tag{13}$$

Теперь, учитывая формулу (8), вычислим математическое ожидание суммарных страховых выплат в i-м виде страхования:

$$m_{\Sigma,i} = \int\limits_0^\infty x dR_i(x \big| N_i) = \sum_{k=1}^\infty p_k^{(i)}(N_i) \int\limits_0^\infty x dF_i^{(k)}(x), \qquad (14)$$

так как в силу известного свойства интеграла Стилтьеса

$$\int\limits_\Delta f(x) dh(x-a) = f(a),$$

где $f(x)$ — непрерывная функция, a — точка внутри интервала интегрирования Δ, слагаемое, содержащее интеграл $\int\limits_0^\infty x dh(x)$, обращается в нуль.

Учитывая равенство (8), из соотношения (14) получим следующее выражение:

$$m_{\Sigma,i} = m_{i0} \sum_{k=1}^\infty p_k^{(i)}(N_i) k. \qquad (15)$$

Аналогично определяется момент второго порядка:

$$\mathsf{M}_{\Sigma,i}^{(2)} = \int\limits_0^\infty x^2 dR_i(x \big| N_i) =$$

$$= \sum_{k=1}^\infty p_k^{(i)}(N_i) \int\limits_0^\infty x^2 dF_i^{(k)}(x) = \sum_{k=1}^\infty p_k^{(i)}(N_i) [k\mathsf{D}_{i0} + (km_{i0})^2] =$$

$$= \mathsf{D}_{i0} \sum_{k=1}^\infty p_k^{(i)}(N_i) k + m_{i0}^2 \sum_{k=1}^\infty k^2 p_k^{(i)}(N_i). \qquad (16)$$

Используя соотношение (10), с помощью формул (15) и (16) найдем выражение дисперсии суммарных страховых выплат в i-м виде страхования:

$$\mathsf{D}\{X_i\} = \mathsf{D}_{\Sigma,i} = \mathsf{M}_{\Sigma,i}^{(2)} - m_{\Sigma,i}^2 =$$

$$= \mathsf{D}_{i0} \sum_{k=1}^\infty k p_k^{(i)}(N_i) + m_{i0}^2 \sum_{k=1}^\infty k^2 p_k^{(i)}(N_i) - m_{i0}^2 \left[\sum_{k=1}^\infty k p_k^{(i)}(N_i) \right]^2. \qquad (17)$$

Формулу (17) преобразуем, предварительно вычислив суммы

$$\sum_{k=1}^\infty k p_k^{(i)}(N_i), \quad \sum_{k=1}^\infty k^2 p_k^{(i)}(N_i).$$

Первая из них представляет собой выражение математического ожидания пуассоновской случайной величины, а вторая — выражение момента второго порядка этой же случайной величины. Как известно из курса теории вероятностей [5, гл. 3, п. 2, с. 94], случайная величина, распределенная по закону Пуассона, имеет математическое ожидание и дисперсию, равные значению параметра распределения:

$$\begin{gathered}\sum_{k=1}^{\infty} k p_k^{(i)}(N_i) = \lambda_{i0} N_i,\\ \sum_{k=0}^{\infty} (k - \lambda_{i0} N_i)^2 p_k^{(i)}(N_i) = \lambda_{i0} N_i.\end{gathered} \tag{18}$$

Из второй формулы непосредственно следует равенство

$$\sum_{k=1}^{\infty} k^2 p_k^{(i)}(N_i) = \lambda_{i0}^2 N_i^2 + \lambda_{i0} N_i. \tag{19}$$

Подставляя формулы (18) и (19) в выражения математического ожидания (15) и дисперсии (17) совокупных страховых выплат, получим

$$m_{\Sigma,i} = m_{i0} \lambda_{i0} N_i, \tag{20}$$

$$\mathsf{D}\{X_i\} = \mathsf{D}_{i0} \lambda_{i0} N_i + m_{i0}^2 (\lambda_{i0}^2 N_i^2 + \lambda_{i0} N_i) - m_{i0}^2 \lambda_{i0}^2 N_i^2 = \\ = \mathsf{D}_{i0} \lambda_{i0} N_i + m_{i0}^2 \lambda_{i0} N_i. \tag{21}$$

С учетом принятого предположения об обусловленности фактора случайности доходов X_i только за счет случайных страховых выплат W_i задача формирования оптимальной структуры страхового портфеля (2) сводится к следующей задаче линейного программирования:

$$\min_{N_i} \left\{ \sum_{i=1}^{m} (\mathsf{D}_{i0} \lambda_{i0} + m_{i0}^2 \lambda_{i0}) N_i \middle| \sum_{i=1}^{m} \left(T_i \tilde{S}_i - m_{i0} \lambda_{i0} \right) N_i \geq V_0 \right\}. \tag{22}$$

Поскольку решение задач линейного программирования всегда находится на границе допустимого множества, то, очевидно, множество ограничений, которое в задаче (22) представлено единственным равенством

$$\sum_{i=1}^{m} (T_i \tilde{S}_i - m_{i0} \lambda_{i0}) N_i = V_0,$$

необходимо дополнить системой условий, ограничивающих выбор объемов реализации страховых услуг по видам страхования N_i. Такой системой условий могут, в частности, служить неравенства, ограничивающие наибольшие и наименьшие значения N_i:

$$N_{i\min} \le N_i \le N_{i\max}, \quad i = 1, 2, \ldots, m, \tag{23}$$

где $N_{i\min}$ и $N_{i\max}$ задаются экспертами из соображений минимально целесообразного, максимально возможного объемов реализации данного продукта с точки зрения заполнения соответствующего рыночного сегмента (противодействия проникновению конкурентов в рассматриваемую нишу страхового рынка) и др. Теперь задача оптимизации страхового портфеля принимает следующий вид:

$$\min_{N_i}\left\{\sum_{i=1}^{m}(\mathsf{D}_{i0}\lambda_{i0} + m_{i0}^2\lambda_{i0})N_i \left| \sum_{i=1}^{m}(T_i\tilde{S}_i - m_{i0}\lambda_{i0})N_i \ge V_0; \right.\right.$$
$$\left. N_{i\min} \le N_i \le N_{i\max}\right\}, \quad i = 1, 2, \ldots, m. \tag{24}$$

Несмотря на то, что число продаваемых полисов в каждом виде страхования N_i имеет целочисленные значения, и учитывая, что число продаж полисов определяется сотнями и тысячами, эффектом целочисленности можно пренебречь и оперировать N_i, $i = 1, 2, \ldots, m$, как непрерывными величинами.

Решение задачи линейного программирования (24) может быть получено одним из стандартных методов линейного программирования, однако простая структура ограничений (по сути одно ограничение на линейную форму управляемых переменных вида $\sum_{i=1}^{m}(T_i\tilde{S}_i - m_{i0}\lambda_{i0})N_i \ge V_0$) позволяет свести полученную задачу к простой задаче параметрического программирования. Чтобы построить соответствующие вычислительные алгоритмы, приведем задачу (24) к традиционной форме задач математического (вогнутого) программирования, когда оптимизация критериальной функции состоит в ее максимизации, а ограничительные условия представлены в форме неотрицательности некоторой системы функций.

Обозначая для компактности

$$a_i = \mathsf{D}_{i0}\lambda_{i0} + m_{i0}^2\lambda_{i0}, \quad b_i = T_i\tilde{S}_i - m_{i0}\lambda_{i0}, \quad i = 1, 2, \ldots, m, \tag{25}$$

запишем задачу (24) в эквивалентной форме:

$$\max_{N_i}\left\{-\sum_{i=1}^{m} a_iN_i \left| \sum_{i=1}^{m} b_iN_i - V_0 \ge 0; \quad N_{i\min} \le N_i \le N_{i\max}\right.\right\},$$
$$i = 1, 2, \ldots, m. \tag{26}$$

В теории математического программирования доказывается [4, с. 150]: для того чтобы вектор $\vec{N}$ был решением задачи (26), необходимо и достаточно существование такого значения μ^*, при котором точка (N^*, μ^*) является седловой точкой функции Лагранжа

$$\varphi(\vec{N}, \mu) = -\sum_{i=1}^{m} a_i N_i + \mu\left(\sum_{i=1}^{m} b_i N_i - V_0\right), \tag{27}$$

т. е. для пары N^*, μ^* выполняются неравенства

$$\varphi(\vec{N}, \mu^*) \leq \varphi(\vec{N}^*, \mu^*) \leq \varphi(\vec{N}^*, \mu). \tag{28}$$

Если бы значение μ в функции Лагранжа (27) было известно, то максимизация этой функции по N_i, $i = 1, 2, \ldots, m$, в силу ее сепарабельности не представляла бы сложностей. Поскольку значение μ не известно, можно осуществить максимизацию формы Лагранжа (27) для некоторого семейства значений μ, т. е. решить задачу параметрического программирования, рассматривая μ как параметр. С учетом сепарабельности формы Лагранжа по N_i и наложенных на N_i ограничений имеем

$$\max_{N_i}\left\{-\sum_{i=1}^{m} a_i N_i + \mu\left(\sum_{i=1}^{m} b_i N_i - V_0\right)\middle|\ \forall\mu; \quad N_{i\min} \leq N_i \leq N_{i\max}\right\} =$$

$$= \max_{N_{i\min} \leq N_i \leq N_{i\max}}\left\{\sum_{i=1}^{m}(-a_i + \mu b_i)N_i - \mu V_0\right\}, \quad i = 1, 2, \ldots, m. \tag{29}$$

Максимизация каждого из слагаемых по N_i достигается при следующих значениях $\tilde{N}_i$:

$$\tilde{N}_i(\mu) = \begin{cases} N_{i\min}, & \text{если} \quad -a_i + \mu b_i < 0, \\ N_{i\max}, & \text{если} \quad -a_i + \mu b_i \geq 0. \end{cases} \tag{30}$$

Чтобы найти оптимальное значение μ^*, подставим формулы (29) в выражение ограничительного условия, заменив в нем знак нестрогого неравенства на знак равенства, т. е.

$$\sum_{i=1}^{m} b_i \tilde{N}_i(\mu) = V_0. \tag{31}$$

Рассматривая соотношение (31) как уравнение относительно μ, найдем его корень $\mu = \mu^*$, а затем подставим найденное значение в формулы (30), которые при $\mu = \mu^*$ дадут оптимальные значения управляющих переменных N_i^*, $i = 1, 2, \ldots, m$.

Для завершения описания вычислительного алгоритма необходимо указать область значений μ, для которых решается параметрическая задача (29). Границы изменения μ можно найти, анализируя условия в формулах (30). Действительно, условие $-a_i + \mu b_i < 0, \quad i = 1, 2, \ldots, m$, эквивалентно неравенству

$$\mu < \frac{a_i}{b_i}, \quad a_i > 0, \quad b_i > 0. \tag{32}$$

Соответственно условие $-a_i + \mu b_i \geq 0, \quad i = 1, 2, \ldots, m$, можно записать в виде

$$\mu \geq \frac{a_i}{b_i}, \quad a_i > 0, \quad b_i > 0. \tag{33}$$

Из формул (32) и (33) следует, что если принять

$$\mu_{\min} = \min_i \frac{a_i}{b_i} - \varepsilon, \tag{34}$$

$$\mu_{\max} = \max_i \frac{a_i}{b_i}, \tag{35}$$

где ε — достаточно малая положительная величина, то множество значений μ определяется неравенствами

$$\mu_{\min} \leq \mu \leq \mu_{\max}. \tag{36}$$

Действительно, если $\mu = \mu_{\min}$, то для всех i следует принять (см. (30)), что

$$N_i(\mu_{\min}) = N_{i\min}, \quad i = 1, 2, \ldots, m,$$

если же $\mu = \mu_{\max}$, то в соответствии с формулой (30) имеет место равенство

$$N_i(\mu_{\max}) = N_{i\max}, \quad i = 1, 2, \ldots, m.$$

Таким образом, множество значений μ (36) обеспечивает возможные значения формы $\sum_{i=1}^{m} b_i \tilde{N}_i(\mu)$.

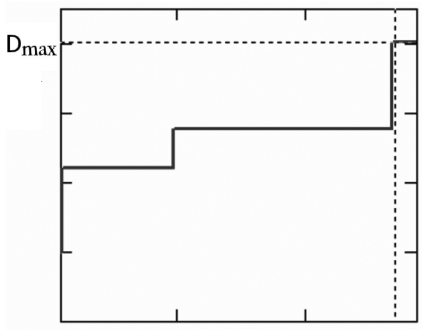
Если окажется, что диапазон (36) будет недостаточным для получения решения уравнения (31), т. е. ни для какого значения μ, удовлетворяющего ограничениям (36), не существует решения уравнения (31), то решение задачи (29) вообще не существует. В частности, такая ситуация имеет место, если ограничение $\sum_{i=1}^{m} b_i N_i \geq V_0$ не совместно с ограничениями на значения N_i: $N_{i\min} \leq N_i \leq N_{i\max}$.

Решение поставленной задачи завершено.

В заключение отметим возможную модификацию рассмотренной задачи оптимизации структуры страхового портфеля. А именно, если коэффициенты нагрузки в различных видах страхования существенно отличаются, то с позиций держателей акций страховой компании, заинтересованных в получении наибольшей прибыли от страховой деятельности компании, целесообразна следующая модификация задачи: в качестве показателей дохода по видам страхования рассматривать выражение

$$X'_i = T_i(1-\delta_i)\tilde{S}N_i - W_i, \quad i = 1, 2, \ldots, m, \tag{37}$$

где δ_i — коэффициент нагрузки в i-м виде страхования.



Решение задачи формирования оптимальной структуры страхового портфеля

С учетом формул (37) изменятся выражения коэффициентов b_i в формулах (25), а именно:

$$b'_i = T_i(1-\delta_i)\tilde{S}_i - m_{i0}\lambda_{i0}, \qquad i = 1, 2, \ldots, m. \tag{38}$$

При этом весь алгоритм решения задачи остается прежним.

Проведенные по изложенной методике расчеты позволили упорядочить имеющиеся в распоряжении андеррайтеров виды страховых продуктов в конкретном департаменте страховой компании по уровню предпочтительности, определяемому величиной UP, равной отношению риска к доходности. Однако в полной мере реализовать преимущества видов страховых продуктов с малым значением показателя UP не представляется возможным из-за недостаточности доходов, которые могут быть получены за счет этой группы страховых продуктов. В состав портфеля приходится включать значительное число полисов с большим значением показателя UP, что представлено на рисунке. Кроме того, из графика видно, что максимальный доход, который возможно получить от данного портфеля, не превышает $\mathsf{D}_{\max}$.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Д е Г р о т М. Оптимальные статистические решения: Пер. с англ. / Под ред. Ю.В. Линника, А.М. Кагана. – М.: Мир, 1974. – 492 с.
2. Г о л у б и н А. Ю. Математические модели в теории страхования: построение и оптимизация. – М.: Анкил, 2003. – 160 с.
3. Ш т р а у б Э. Математика имущественного страхования. – М.: КРОКУС-Т, 1990. – 147 с.
4. К а р л и н С. Математические методы в теории игр, программировании и экономике: Пер. с англ. / Под ред. Н.Н. Воробьева. – М.: Мир, 1964. – 838 с.
5. П у г а ч е в В. С. Теория вероятностей и математическая статистика. – М.: Наука, 1979. – 496 с.

Статья поступила в редакцию 05.04.2005

Сергей Дмитриевич Голубев родился в 1938 г., окончил в 1962 г. Московский авиационный институт им. С. Орджоникидзе. Канд. техн. наук, главный специалист Центра имущественного страхования ОАО “Росно”. Автор 62 научных работ в области автоматического управления.

S.D. Golubev (b. 1938) graduated from Moscow Aviation Institute n. a. S. Ordzhonikidze in 1962. Ph. D. (Eng.), main specialist of Center of Property Insurance of open stock company “OAO “ROSNO”. Author of 62 publications in the field of automatic control.

Людмила Александровна Черная родилась в 1945 г., окончила в 1969 г. Хабаровский политехнический институт. Канд. техн. наук, доцент кафедры “Теория механизмов и машин” МГТУ им. Н.Э. Баумана, главный специалист Центра имущественного страхования ОАО “Росно”. Автор 69 научных работ в области технической механики и актуарных расчетов.

L.A. Chornaya (b. 1945) graduated from the Khabarovsk Polytechnic Institute in 1969. Ph. D. (Eng.), assoc. professor of “Theory of Mechanisms and Machines” department of the Bauman Moscow State Technical University, main specialist of Center of Property Insurance of open stock company “OAO “ROSNO”. Author of 69 publications in the field of technical mechanics and actuarial calculations.

УДК 336.717.061

В. К. Селюков

ОПТИМИЗАЦИЯ ПРОЦЕССА УПРАВЛЕНИЯ КРЕДИТНЫМ РИСКОМ В БАНКОВСКИХ СКОРИНГОВЫХ СИСТЕМАХ

Рассмотрены подходы к оптимизации процесса управления кредитным риском в скоринговых системах потребительского кредитования на основе методов проверки статистических гипотез. Для анализа использованы критерии минимума среднего риска, максимального правдоподобия, Неймана–Пирсона, а также весовой критерий. Построены кривые оптимального управления кредитным риском. Выбраны основные критерии для корректировки скор-карт.

Рынок потребительского кредитования в России является одним из динамично развивающихся сегментов финансового рынка. За последние три года он увеличился в пять раз [1]. По данным экспертов, этот спрос будет возрастать и в дальнейшем. В настоящее время предоставление кредитов физическим лицам на покупку потребительских товаров (бытовой техники, мебели, в некоторых случаях и автомобилей) может осуществляться не только в офисах банков, но и непосредственно в магазинах. Коммерческим банкам выгодно осуществлять такое кредитование, так как оно позволяет в значительной степени расши-