УДК 336.71

МЕТОДЫ АНАЛИЗА И ОПТИМИЗАЦИИ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ РЕГИОНАЛЬНОГО БАНКА

Л. Д. Хацкевич, В. Х. Дедегкаев, Г. Б. Абричкина

Ассоциация Бизнес-инкубатор «Воронеж»
Северо-Кавказский горно-металлургический институт
Центрально-Черноземный сберегательный банк РФ

Динамичное развитие региона невозможно без функционирования на его территории региональных банков, застрахованных от высокорискованных финансовых вложений, в том числе — путем создания систем, позволяющих адекватно оценивать потенциал кредитуемых этими банками предприятий и проектов. Большинство программ развития региона финансируется в настоящее время из местного бюджета с привлечением средств региональных банков. Эффективность этих программ напрямую зависит от своевременного финансирования с последующим жестким мониторингом проектов и контролем промежуточных результатов. Данная функция под силу устойчивым региональным банкам, заинтересованным в наличии в регионе динамично развивающихся предприятий как потенциальной базы для реализации стратегии своего развития.

Вместе с тем наличие устойчивых банков, осуществляющих помимо инвестирования в региональные программы, пополнение оборотных средств предприятий, способствует повышению инвестиционной привлекательности региона в целом, укреплению финансового состояния предприятий и, как следствие, собираемости налоговых платежей.

Необходимость восполнения дефицита средств в хозяйственном обороте реального сектора экономики с помощью банковского кредита в условиях неустойчивого финансового состояния объектов кредитования представляется на современном этапе одной из ключевых проблем, успешное решение которой в значительной мере влияет на эффективность российской экономики в целом. В этой связи высокую актуальность приобретают вопросы минимизации рисков, связанных с размещением или привлечением кредитных ресурсов.

Важным фактором принятия финансовых решений является то, что кредитные риски, принимаемые на себя банками, напрямую связаны с рисками, которым подвергаются их клиенты; между кредитными рисками банков и финансовыми рисками их клиентов существуют тесные причинные связи. Минимизация рисков, возникающих в процессе деятельности предприятий, является одной из приоритетных задач, решение которой обеспечивает уровень его инвестиционной привлекательности и, как следствие, динамику развития.

Совокупность факторов, обеспечивающих инвестиционную активность в Центрально-Черноземном регионе — близость к деловому центру России, огромный промышленный потенциал, высококвалифицированные кадровые ресурсы, благоприятная политическая обстановка, высокая динамичность развития малого предпринимательства и др., обязательно дополняется возможностью предприятий выбирать оптимальные для их развития программы кредитования.

Эффективность региональных программ по созданию благоприятных для предприятий условий доступа к кредитным ресурсам зависит от возможности предприятий, прежде всего — малых, пользоваться инструментами по оценке собственной кредитоемкости и реальной потребности в кредитных ресурсах. Такие системы позволяют минимизировать кредитные риски предприятий и, как следствие, избегать угрозы банкротства региональным банком.

Динамика основных параметров, характеризующих состояние банковского сектора в 2002—2004 годах, свидетельствует о закреплении тенденции его развития. Высокими темпами увеличиваются активы и капитал кредитных организаций, расширяется их ресурсная база, особенно за счет привлечения средств населения. Рост доверия к банкам со стороны кредиторов и вкладчиков является одним из наиболее важных признаков российского банковского сектора в этот период. До 2005 года сохранялась устойчивая тенденция роста кредитных вложений, согласно отчетности кредитных организаций качество их кредитных портфелей остается в основном удовлетворительным.

Однако в 2005 году в российской банковской системе обозначились некоторые структурные изменения, которые, возможно, приведут в дальнейшем к определенной корректировке базовой модели ее развития.

Самое важное изменение — стагнация на рынке банковского кредитования. Остановка кредитной экспансии не была вызвана нехваткой пассивов, причина сокращения кредитования не в недостатке ресурсов, а в нехватке обеспеченного спроса на кредитные ресурсы по заявленным банками ценам. По нашему мнению, завышенный процент по кредитам обусловлен тем, что банки закладывают в него высокую премию за риск вместо применения современных методов риск-менеджмента с целью гибкого учета возможности потерь и расширения клиентской базы за счет умеренных процентов.

В мировой практике определились два основных метода оценки риска кредитования, которые могут применяться как отдельно, так и в сочетании друг с другом:

— субъективные заключения экспертов или кредитных инспекторов;

— автоматизированные системы и экономико-математические модели.

На наш взгляд целесообразно использовать аппарат экономико-математического моделирования и оптимизации.

Современная наука использует большое число экономико-математических моделей управления банковскими рисками нормативного типа (В. С. Кромонов, А. Н. Русов, Н. Г. Катугин и др.), однако всем им присущи недостатки — прежде всего априорное определение пороговых значений коэффициентов надежности, разграничивающих надежные и ненадежные банки.

Э. Балтенсбергером, С. Сили и др. предложены оптимизационные модели, в основном тяготеющие к классической теории портфеля активов, начало развитию которой было положено в 1952 г., когда появилась статья Гарри Марковица. Что же касается применения оптимизационных методов в управлении другими банковскими активами, то в литературе рекомендуется в основном метод главного критерия с переводом критериев надежности в разряд ограничений.

В этой связи назрела необходимость в единой теории построения оптимальной банковской стратегии в условиях риска, объединяющей названные направления в единую систему, т.е. в разработке теории, включающей стохастическое оценивание финансового состояния, определение вероятности наступления тех или иных банковских рисков, методы повышения доходности и снижения рисков и учитывающей российскую специфику.

Анализ современного состояния региональных банков в России позволил определить основные направления их развития:

1. Разработка теории банковской устойчивости:

— анализ терминологического основания теории, включая понятия «устойчивость», «надежность» и их взаимосвязь;

— анализ основных факторов банковской устойчивости: ликвидности и достаточности капитала.

2. Развитие основных положений экономико-математического моделирования банковской устойчивости в условиях риска:

— анализ понятия риска и видов неопределенных факторов;

— выявление основных принципов успешного построения моделей;

— анализ моделей нормативного типа;

— разработка методики выделения релевантных критериев банковского риска и оценки их пороговых значений;

— определение показателя банковского риска.

3. Разработка методов стохастической оценки банковского риска:

— анализ применимости методов, основанных на гипотезе о законе распределения значений критериев банковского риска;

— разработка методов непараметрического оценивания вероятности нарушения банковской устойчивости;

— разработка методов учета информации о стареющем или молодеющем характере распределения.

4. Развитие методов формирования оптимального портфеля ценных бумаг:

— обоснование критерия гарантированного максимума вероятности того, что доходность портфеля будет не меньше заданной величины;

— разработка метода формирования оптимального портфеля при известной функции распределения доходностей ценных бумаг;

— разработка метода формирования оптимального портфеля при неизвестной произвольной функции распределения доходностей ценных бумаг.

Для реализации поставленных целей разработаны следующие алгоритмы:

— алгоритмы определения нижних и верхних оценок функции распределения (дополнительной функции распределения) значений коэффициентов банковских рисков по реальным данным изменения их значений для случаев неизвестного произвольного, неизвестного стареющего и неизвестного молодеющего распределений;

— алгоритмы формирования оптимального портфеля ценных бумаг по критерию максимума вероятности того, что доходность портфеля не меньше заданного инвестором уровня для случаев известного, неизвестного произвольного, неизвестного стареющего и неизвестного молодеющего распределений;

— алгоритм интерактивной оптимизации структуры банковских активов на основе обобщенного метода уступок на Парето-оптимальном множестве.

Использование в алгоритмах математических и статистических методов позволяет определить надежность и ненадежность региональных банков.

Используя для этих целей параметрические и непараметрические методы статистики, на базе характеристик банков и полученных данных создают выборку их значений и разбивают на 2 $x_1^j, x_2^j, \ldots, x_n^j$, где $j = 1, 2$ соответственно для надежных и ненадежных банков). В случае значимости соответствующей характеристики эти выборки должны иметь разные статистические параметры, то есть являться неоднородными (имеющими разные вероятностные законы распределения). Для проверки гипотезы об однородности распределения следует использовать критерий Колмогорова—Смирнова, основанный на сравнении эмпирических функций распределения выборок, которые характеризуют законы распределения данных в общем виде. Для выборок устойчивых и неустойчивых банков эмпирические функции распределения примут вид:

$$F_j(z)\frac{1}{n}\sum_{m=1}^{n_j} L\{x_m^j \le z\},\ j = 1,2, \qquad (1)$$

где $L\{x_m^j \le z\}$ — функция, принимающая значение 1, если $x_m^j \le z$, и 0 — в противном случае (z — аргумент, изменяющийся с некоторым шагом). Тогда искомая величина T, характеризующая степень однородности (схожести) выборок, будет определяться равенством:

$$T = \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} \max_z |F_1(z) - F_2(z)|, \qquad (2)$$

где n_1, n_2 — количество банков в группах платежеспособных и неплатежеспособных.

Чем T ближе к 0, тем выборки однороднее, а чем больше отличается от 0, тем выборки менее идентичны. В качестве критического значения T, при превышении которого выборки разумно считать неоднородными, а характеристику значимой, рекомендуется взять $T = 1{,}22$. Таким образом, на первом этапе из всего множества характеристик в качестве значимых выбираются те, чьи выборки в группах надежных и ненадежных банков неидентичны ($T > 1{,}22$). На втором этапе необходимо оценить пороговые значения значимых характеристик работы банка, то есть выявить области их допустимых изменений.

Как правило, область допустимых изменений задается числом таким, что если значение характеристики лежит выше (ниже) данного числа, то вероятность благополучного состояния соответствующего банка выше, чем неблагополучного, и наоборот. Данный принцип в статистике формализуется с помощью метода классификации на основе «отношения правдоподобия».

В нашем случае используется его модификация, основанная на анализе эмпирических функций распределений. На их основе строится новая специальная функция, равная их разности:

$$G(z) = F_1(z) - F_2(z).$$

Далее строится график данной функции, сглаженный тем или иным способом (например, методом скользящего среднего), и на нем четко разделяются области монотонного роста и падения. При этом область монотонного роста является областью допустимых значений характеристики, а монотонного падения — недопустимых.

Таким образом, первым этапом моделирования банковской стратегии в условиях рынка будет выбор наиболее релевантных показателей рискованности и нахождение пороговых значений, отделяющих устойчивые банки от неустойчивых.

Каждому K_i-му показателю, характеризующему финансово-экономическое состояние банка, можно поставить в соответствие определенный банковский риск, обусловленный ненормативным значением показателя. В соответствии с этим показатель банковского риска, обусловленный ненормативным значением коэффициента финансово-экономического состояния K_i, определяется как вероятность того, что данный коэффициент не принадлежит заданному множеству нормативных значений, т.е. он больше или меньше заданного значения K_{id}:

$$Fr_i = P(K_i > (<) K_{id}).$$

Рассмотрим проблемы построения нормативно-стохастических моделей анализа банковского риска.

Основной сложностью при построении нормативно-стохастической модели является проблема, связанная с определением вероятностей

$$P(M_i = 1) = P(K_i > (<) K_{id}).$$

Однако данная проблема вполне разрешима.

В реальной ситуации оценки банковского риска, обусловленного ненормативным значением коэффициента K_i, всегда имеется определенная информация о значениях коэффициента за прошлые периоды $K_{i1}, K_{i2}, \ldots, K_{in}$. Данная информация может рассматриваться как выборка значений коэффициента K_i, который можно рассматривать как случайную величину. Значения $K_{i1}, K_{i2}, \ldots, K_{in}$ можно обработать с помощью известных статистических методов и построить функцию распределения для коэффициента K_i, т. е. найти функцию

$$F(t) = (K_i < t).$$

Множество значений коэффициента $K_i - K_{id}$, при котором финансово-экономическое состояние банка является рискованным, задается в виде $K_i \le K_{id} (K_i \ge K_{id})$. Тогда величина вероятности $P(M_i = 1)$ определится соотношением

$$P(M_i = 1) = P(K_i \le K_{id}) = F(K_{id})$$

или

$$P(M_i = 1) = P(K_i \ge K_{id}) = 1 - F(K_{id}).$$

Пусть K_i — i-й коэффициент, характеризующий финансово-экономическое состояние банка, есть случайная величина, определенная на некотором вероятностном пространстве

$$\langle S, B, P \rangle,$$

где S — пространство элементарных событий; B — борелева алгебра событий на S; P — вероятностная мера, определенная для каждого события $Q \in B$;

$$P(B) = 1.$$

Случайная величина K_i представлена выборкой

$$\rho_i = (K_{i1}, K_{i2}, \ldots, K_{in})$$

значений $(k \ge 2)$ из некоторой генеральной совокупности, характеризуемой функцией распределения $F_i(t)$.

В случае, если множество функций распределения $F_i(t)$ известно, то решение задачи нахождения гарантированной оценки не представляет принципиальных сложностей и может быть выполнено стандартными методами математической статистики. В этом случае на основе выборки ρ_i находят параметры распределения (их точечные оценки или нижние и верхние доверительные оценки), подставляют в выражение для дополнительной функции распределения и в конечном счете находят величину $P_г$.

Задача состоит в том, чтобы на основе реальной информации о значениях коэффициента K_i, представленных выборками малого объема (от двух измерений до нескольких десятков), найти гарантированные оценки вероятности того, что величина показателя K_i не меньше (не больше) некоторого нормативного значения $K_{тр}$, т. е. найти

$$P_г = \min P(K_i \geq K_{тр});$$

в последнем соотношении минимум ищется по всем функциям распределения $F_i(t) \in F_{0i}$, $i = 1, 2, \ldots, n$.

Для получения оценок вероятности $P(K_i \geq K_{тр})$ в случае малых выборок, более предпочтительными являются методы, основанные на результатах решения «проблемы моментов». Эти методы являются непараметрическими методами, они не предполагают точного знания функций распределения случайных величин, характеризующих банковский риск.

В данном случае кроме требования непараметричности к процедуре анализа предъявляется еще требование гарантированности получаемой оценки в классе возможных непараметрических оценок при имеющихся исходных данных.

Задача определения гарантированной оценки вероятности $P(r \geq \varepsilon)$ формулируется следующим образом: найти гарантированную (нижнюю) оценку (границу) вероятности того, что доходность ценной бумаги r превысит некоторый заданный уровень ε при условии, что функция распределения значений коэффициента банковского риска $F(t)$ принадлежит множеству функций распределения F_0 — функций распределения с заданными моментами, т. е. найти $P(\varepsilon)$ такое, что:

$$P_x(\varepsilon) = \min_{F(t)\in F_0} P(r \geq \varepsilon)$$

или

$$F^x(\varepsilon) = \min_{F(t)\in F_0} P(r < \varepsilon),$$

где F_0 — множество функций распределения с заданными моментами $\mu_1, \mu_2, \ldots, \mu_k$.

На основе использования основных теоретических результатов, полученных при решении «проблемы моментов», получены решения последних задач, которые позволили найти оценки банковских рисков.

Пусть выборка значений коэффициента банковского риска представлена двумя значениями; по соотношениям

$$\mu_i = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} r_i^j;\ i = 1, 2, \ldots, k \tag{3}$$

находим два момента μ_1, μ_2. Используя утверждение 1, получим следующий результат:

$$F^x(\varepsilon) = \begin{cases} 0 \text{ при } \varepsilon = 0, \\ \dfrac{\mu_2 - \mu_1^2}{\mu_2 - 2\mu_1\varepsilon + \varepsilon^2} \text{ при } 0 \leq \varepsilon \leq \mu_1, \\ 1 \text{ при } \varepsilon \geq \mu_1. \end{cases} \tag{4}$$

$$P(\varepsilon) = \begin{cases} 1 \text{ при } \varepsilon = 0, \\ \dfrac{(\mu_1 - \varepsilon)^2}{\mu_2 - 2\mu_1\varepsilon + \varepsilon^2} \text{ при } 0 \leq \varepsilon \leq \mu_1, \\ 0 \text{ при } \varepsilon \geq \mu_1. \end{cases} \tag{5}$$

В случае, если выборка доходностей представлена тремя значениями, находим по соотношениям (3) три момента и находим оценки банковского риска:

$$P(\varepsilon) = \begin{cases} 1 - p_1 \text{ при } \varepsilon = 0, \\ 1 - p_1 - p_2, \\ \quad \text{при } 0 \leq \varepsilon \leq \min\left(\dfrac{\mu_2}{\mu_1}, \dfrac{\mu_3}{\mu_2}, \sqrt{\dfrac{\mu_3}{\mu_1}}\right), \\ 1 \text{ при } \varepsilon \geq \min\left(\dfrac{\eta_2}{\mu_1}, \dfrac{\mu_3}{\mu_2}, \sqrt{\dfrac{\mu_3}{\mu_1}}\right). \end{cases} \tag{6}$$

Наибольший интерес представляет случай $P(\varepsilon) = 1 - p_1 - p_2$, получим окончательное соотношение для гарантированной оценки $P(\varepsilon)$:

$$P(\varepsilon) = \frac{3\mu_2\mu_1^2\varepsilon^2 - 3\mu_1\mu_2^2\varepsilon - \mu_1^3\varepsilon^3 + \mu_2^3}{2\mu_2^2\varepsilon^2 + \mu_3^2 + \mu_1\mu_3\varepsilon^2 - 3\mu_2\mu_3\varepsilon - \mu_1\mu_2\varepsilon^3}. \tag{7}$$

Аналогично можно получить аналитические выражения для гарантированных оценок при $k = 4$ и даже при $k = 5$, но эти выражения довольно громоздки, поэтому здесь не приводятся.

Более содержательные оценки характеристик банковского риска могут быть получены, если имеется какая-либо дополнительная информация о распределении значений коэффициента банковского риска. Такой информацией может служить информация о характере изменения значений коэффициента банковского риска во времени. Например, если за некоторый интервал времени значения в среднем убывают, то распределение значений может быть отнесено к стареющему распределению.

В работе введено формальное определение стареющих функций распределения значений коэффициента банковского риска и показано, что верхняя (нижняя) оценка функции распределения $F(\varepsilon)$ на множестве стареющих распределений $F_{\text{ос}}$ с $k(k \geq 1)$ фиксированными моментами достигается в классе функций распределения:

$$G(w(t)) = 1 - \exp\{-w(t)\} \in F_{\text{ос}},$$

где $w(t)$ есть кусочно-линейная выпуклая функция, имеющая m точек нелинейного изменения $0 < t_1 < t_2 < \ldots < t_m < \infty$; на интервале $[t_{j-1}, t_j)$ функция $w(t)$ определяется в виде:

$$w(t) = \lambda_{0j} + \lambda_j t.$$

Число m определяется следующим образом:

при $k = 2c + 1$ $(c \geq 0)$

а) при $\lambda_1 > 0$ и $w(t_m) < \infty$ $m = (k-1)/2$;

б) при $\lambda_1 > 0$ и $w(t_m) = \infty$ $m = (k+1)/2$;

в) при $\lambda_1 = 0$ и $w(t_m) < \infty$ $m = (k+1)/2$;

г) при $\lambda_1 = 0$ и $w(t_m) = \infty$ $m = (k+1)/2$;

при $k = 2c + 1$ $(c \geq 1)$

а) при $\lambda_1 > 0$ и $w(t_m) < \infty$ $m = k/2$;

б) при $\lambda_1 > 0$ и $w(t_m) = \infty$ $m = k/2$;

в) при $\lambda_1 = 0$ и $w(t_m) < \infty$ $m = k/2$;

г) при $\lambda_1 = 0$ и $w(t_m) = \infty$ $m = (k+2)/2$;

величины $\lambda_{0j}, \lambda_j (\lambda_{01} = 0)$ $j = 1, 2, \ldots, m+1$; $t_1, \ldots, t_m$ удовлетворяют системе уравнений:

$$\begin{cases} \int\limits_0^{t_1} t^j d[1 - \exp\{-\lambda_1 t\}] + \ldots + \\ + \int\limits_{t_m}^{\infty} t^j d[1 - \exp\{-\lambda_{0m+1} - \lambda_{m+1} t\}] = \mu_j; \\ \quad j = 1, 2, \ldots, k; \\ \lambda_{0j} + \lambda_j t_j = \lambda_{0j+1} + \lambda_{j+1} t_j; \\ \quad j = 1, 2, \ldots, m(m-1). \end{cases} \tag{8}$$

Экстремальные (верхние, нижние) оценки функции распределения на множестве $F_{\text{си}}$ стареющих распределений с изменяющимися моментами из параллелепипеда:

$$\Pi = \{\mu : \mu_j^{\text{н}} \leq \mu_j \leq \mu_j^{\text{в}}; j = 0, 1, 2, \ldots, k\}$$

достигаются в классе функций распределения вида

$$F(w(t)) = 1 - \exp(-w(t)),$$

где $F(w(t)) \in F_{\text{си}}$, а $w(t)$ есть кусочно-линейная выпуклая функция, имеющая m точек нелинейного изменения $0 < t_1 < t_2 < \ldots < t_m < \infty$; на интервале $[t_{j-1}, t_j)$ функция $w(t)$ определяется в виде

$$w(t) = \lambda_{0j} + \lambda_j t.$$

Число точек нелинейного изменения m, величины λ_{0j}, λ_j, числа $t_1, t_2, \ldots, t_m$ определяется как и в утверждении 4.

Пусть, например, известен один j-й момент μ_j; $j \geq 1$. Применяем непосредственно утверждение 4, находим, что $F^x(\varepsilon)$ достигается при $\lambda_1 > 0$, $m = 0$. Из уравнения для j-го момента находим, что

$$\int\limits_0^{\infty} t d(1 - \exp\{-\lambda_1 t\}) = \mu_1.$$

Откуда находим

$$F^*(\varepsilon) = 1 - \exp\left\{-\varepsilon \left(\frac{j!}{\mu_j}\right)^{1/j}\right\}.$$

Из уравнения для j-го момента видно, что данная оценка справедлива для $\varepsilon \in [0, \mu_j^{1/j}]$.

Приведены примеры нахождения нижних и верхних оценок функции распределения значений коэффициента банковского риска в классе стареющих распределений с заданными моментами при двух и произвольном числе моментов (как правило, все оценки при числе моментов большем одного находятся численно).

Рассмотрим вопрос анализа банковского риска при молодеющих распределениях значений коэффициента. Молодеющие распределения следует использовать тогда, когда за некоторый интервал времени значения коэффициента банковского риска в среднем возрастают.

Введено формальное определение молодеющих функций распределения значений коэффициента банковского риска; показано, что верхняя (нижняя) оценка функции распределения $F(\varepsilon)$ на множестве молодеющих распределений $F_{\text{ом}}$ с $k(k \geq 1)$ фиксированными моментами достигается в классе функций распределения:

$$G(w(t)) = 1 - \exp\{-w(t)\} \in F_{\text{ом}},$$

где $w(t)$ есть кусочно-линейная вогнутая функция, имеющая m точек нелинейного изменения $0 < t_1 < t_2 < \ldots < t_m < \infty$; на интервале $[t_{j-1}, t_j)$ функция $w(t)$ определяется в виде:

$$w(t) = \lambda_{0j} + \lambda_j t.$$

Число m определяется следующим образом:

при $k = 2c + 1$ $(c \geq 0)$

а) при $\lambda_{0m} < \lambda_{0m+1}; \lambda_m > \lambda_{m+1}$ $m = (k-1)/2$;

б) при $\lambda_{0m} = \lambda_{0m+1}; \lambda_m = \lambda_{m+1}$ $m = (k+1)/2$;

при $k = 2c$ $(c \geq 1)$

а) при $\lambda_{0m} < \lambda_{0m+1}; \lambda_m > \lambda_{m+1}$ $m = k/2$;

б) при $\lambda_{0m} = \lambda_{0m+1}; \lambda_m = \lambda_{m+1}$ $m = k/2$;

величины $\lambda_{0j}, \lambda_j (\lambda_{01} = 0)$ $j = 1, 2, \ldots, m+1$; $t_1, \ldots, t_m$ удовлетворяют системе уравнений (7).

Случай а) функция $w(t)$ не имеет точек нелинейного изменения. Из соотношения для первого момента:

$$\int_0^\infty td(1 - \exp\{-\lambda_{01} - \lambda_1 t\}) = \mu_1$$

получим:

$$\frac{\exp\{-\lambda_{01}\}}{\lambda_1} = \mu_1. \qquad (9)$$

В итоге приходим к задаче: найти

$$\min \lambda_{01} + \lambda_1 \varepsilon$$

при условии (9).

Подставляя $\lambda_{01} = -\ln(\lambda_1 \mu_1)$ из соотношения (9) в последнее выражение, получаем $\lambda_{01} + \lambda_1 \varepsilon = -\ln(\lambda_1 \mu_1) + \lambda_1 \varepsilon$.

Дифференцируя правую часть последнего выражения и приравнивая производную к нулю, находим, что $\lambda_1 = 1/\varepsilon$; находим также вторую производную от правой части и убеждаемся, что она положительна, следовательно $\min(\lambda_{01} + \lambda_1 \varepsilon) = 1 - \ln(\mu_1/\varepsilon)$ и нижняя оценка для функции распределения будет равна:

$$F_x(\varepsilon) = -\frac{\mu_1}{\varepsilon} e^{-1} + 1.$$

Очевидно, что данная оценка верна при $\varepsilon \geq \mu_1$.

Случай б) функция имеет точку нелинейного изменения, но $\lambda_{01} = \lambda_{02}$; $\lambda_1 = \lambda_2$ и, следовательно, реально этой точки нет. Из соотношения для первого момента:

$$\int_0^{t_1} td(1 - \exp\{-\lambda_1 t\}) + \int_{t_1}^\infty td(1 - \exp\{-\lambda_1 t\}) = \mu_1$$

получим

$$\frac{1}{\lambda_1} = \mu_1.$$

Нижняя оценка для функции распределения будет равна:

$$F_x(\varepsilon) = 1 - \exp\left\{-\frac{\varepsilon}{\mu_1}\right\}.$$

Очевидно, что данная оценка верна при $\varepsilon \leq \mu_1$.

Полученные оценки совпадают с известными оценками для нижней границы молодеющей функции распределения, но в настоящей работе они получены по более простой схеме, которая допускает обобщение на произвольное число моментов.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Современное состояние, проблемы и направления развития системы коммерческих банков России, показывают, что основной причиной стагнации кредитования реального сектора являются чрезмерно высокие процентные ставки, обусловленные заложенной в них премией за риск. Предлагается альтернативный путь расширения кредитования и снижения процентных ставок за счет внедрения новых методик анализа и управления банковским риском, исключающих необходимость в избыточно высокой премии.

Рассмотрены вопросы использования дополнительной информации о характере распределения коэффициентов банковского риска, в частности информации о характере изменения значений коэффициента банковского риска во времени. Введено формальное определение «стареющих» и «молодеющих» функций распределения значений коэффициента банковского риска и доказаны утверждения, позволяющие находить нижние и верхние оценки функции распределения значений коэффициента банковского риска в классе стареющих и молодеющих распределений с заданным произвольным числом моментов.

Рассмотрение частного случая проблемы управления банковскими активами — управления портфелем ценных бумаг — привело к выводам, что инвестор выберет оптимальный портфель из множества портфелей, каждый из которых:

— обеспечивает максимальную ожидаемую доходность для некоторого уровня риска.

— обеспечивает минимальный риск для некоторого значения ожидаемой доходности.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Колемаев В.А.* Математическая экономика. — М.: ЮНИТИ, 1998. — 240 с.

2. *Колесников В.И., Кроливецкая Л.П.* Банковское дело. — М.: Финансы и статистика, 1999. — 464 с.

3. *Кудрявцев М.А., Королев А.Ю.* Методы формирования портфеля ценных бумаг с учетом рисков // Финансы. 2001. — № 3. — С. 57—59; № 4. — С. 70—71.

4. *Пенкина И.* Изменение банковского законодательства в России и его воздействие на риски банковской системы // Оперативное управление и стратегический менеджмент в коммерческом банке. 2005. — № 1.

5. *Тарханова Е.А.* Устойчивость коммерческих банков. — Тюмень: Вектор Бук, 2003. — 186 с.

6. *Усоскин В.М.* Современный коммерческий банк: управление и операции. — М.: Вазар-Ферро, 1994. — 433 с.

7. Банковская система России. Настольная книга банкира. Книга I. — М.: ДеКА, 1995. — 688 с.

8. *Багриновский К.А., Матюшок В.М.* Экономико-математические методы и модели. — М.: РУДН, 1999. — 183 с.