— МАТЕМАТИЧЕСКИЕ И ИНСТРУМЕНТАЛЬНЫЕ — МЕТОДЫ ЭКОНОМИКИ

УДК 330.101.54

*В.Н. Никишов, Л.А. Сараев**

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ И ОПЦИОННЫЙ МЕТОДЫ ОЦЕНКИ СТОИМОСТИ СТРАХОВАНИЯ В ВАЛЮТНОМ ЭКВИВАЛЕНТЕ

В статье предложены варианты опционного и эконометрических методов оценки стоимости страхования в валютном эквиваленте по данным курса доллара за 1993–2012 гг. Получены выражения для расчета значений поправочного коэффициента, применяемого к тарифным ставкам имущественного страхования при заключении договоров страхования с указанием страховой суммы в валюте. Численный анализ модели процесса модернизации предприятия выполнен для случаев дигрессивных и прогрессивных издержек компонентов производства.

Ключевые слова: договор страхования, ставка, волатильность, вероятность, среднее значение, дисперсия, опцион, стоимость, эконометрика, закон распределения.

При заключении договоров страхования страховая сумма устанавливается в размере действительной страховой стоимости имущества на момент заключения договора страхования и является неизменной до конца действия договора страхования. В условиях инфляции действительная стоимость имущества может значительно увеличиться и на момент наступления страхового случая страховая сумма может оказываться значительно ниже действительной стоимости имущества. Поскольку оценка убытков производится на базе неизменной страховой суммы, то страховое возмещение не компенсирует страхователю в полной мере ущерб, нанесенный имуществу даже в годы относительно небольшой инфляции. Если же в период действия договора страхования происходит резкий рост инфляции, то страховое возмещение составляет весьма малую часть реального ущерба.

Так, например, перед августом 1998 года курс доллара составлял около 6 рублей, а через полгода он вырос почти до 25 рублей. Для заключенного в июле 1998 года

Никишов Виктор Николаевич (tsh-sea05@yandex.ru), *Сараев Леонид Александрович* (saraev_leo@mail.ru), кафедра математики и бизнес – информатики Самарского государственного университета, 443011, Российская Федерация, г. Самара, ул. Акад. Павлова, 1.

договора страхования КАСКО транспортного средства стоимостью $ 30 000 страховая сумма составляла 150 000 рублей, или $ 25 000. Однако в конце срока действия договора страхования, после наступления страхового случая в виде хищения полное страховое возмещение всей страховой суммы в размере 150 000 рублей составило лишь $ 6000. Таким образом, страховое возмещение фактически компенсировало страхователю только 24 % от рыночной стоимости похищенного транспортного средства.

Для преодоления негативного влияния инфляции при осуществлении страховой деятельности может быть применен метод так называемого дострахования, который заключается в периодических изменениях страховой суммы договоров страхования, приближающих ее к реальной стоимости имущества. Основным недостатком этого метода является необходимость периодического пересмотра страховой суммы. Такой пересмотр технически трудновыполним, непривлекателен для страхователя, связан с ростом операционных издержек и т. д. Кроме того, дострахование не в полной мере учитывает влияние инфляции.

Другим способом снижения влияния инфляции является установление страховой суммы в иностранной валюте. Такое страхование может осуществляться в соответствие с п. 2 ст. 317 ГК РФ, согласно которому в денежном обязательстве может быть предусмотрено, что оно подлежит оплате в рублях в сумме, эквивалентной определенной сумме в иностранной валюте или в условных денежных единицах.

При включении в текст договора положения: «При расчете размеров страхового взноса и страховой выплаты в качестве страховой суммы используется сумма R рублей, эквивалентная сумме S долларов США по курсу на момент расчета», трудности, связанные с выплатой страхового возмещения, автоматически снимаются, и выплата будет произведена в размере, вполне устраивающем страхователя.

На практике обычно применяется следующая формулировка: «Страховая сумма по настоящему договору страхования составляет сумму R рублей эквивалентную сумме S долларов США». Тем самым и на дату наступления страхового случая страховая сумма сохраняется в этом же размере, несмотря на то, что она соответствует все время различным суммам в рублях в начале и в течение срока действия договора страхования.

Аналогично формулируется условие о расчете и выплате страхового возмещения: «Размер страхового возмещения составляет сумму рублей эквивалентную сумме долларов США по курсу ЦБ РФ на момент наступления страхового случая».

Страховые компании с целью сохранения платежеспособности в случае резкого роста курса доллара и, соответственно, резкого роста объема страховых выплат вправе включать в договора срахования оговорку об ограничениях. Например: «Если иное не оговорено в договоре страхования, размер страхового возмещения составляет сумму R рублей эквивалентную сумме S долларов США по курсу ЦБ РФ на момент наступления страхового случая, но не выше 50 % от курса ЦБ от момента заключения договора страхования».

Данные оговорки, соответственно, могут включаться в страховой полис в следующих формулировках:

1. Страхование в валютном эквиваленте без ограничений на рост курса долларов.

2. Страхование в валютном эквиваленте с ограничением на рост курса доллара в размере, не превышающем 50 % от курса доллара на момент заключения договора страхования.

Таким образом, при страховании в валютном эквиваленте с ограничением или без ограничений роста курса валюты страховая компания принимает на себя, помимо обычных имущественных рисков, дополнительный финансовый риск изменения курса валюты, для адекватной оценки которого необходимо определить стоимость страхования и вычислить поправочные коэффициенты к тарифным ставкам. Кроме того, необходимо оценить среднее время наступления страхового случая (время задержки) и обосновать прогноз курса валюты на этот момент.

Пусть момент наступления страхового случая случайная положительная величина ξ распределена в соответствии с экспоненциальным законом. Вероятность предъявления страхового иска на интервале $(0 < \xi < t)$ задается интегральной функцией распределения

$$F(t) = P(\xi < t) = 1 - e^{-\frac{\lambda \cdot t}{T}}, t \in (0, T) \tag{1}$$

или соответствующей функцией плотности распределения

$$f(t) = \frac{\lambda}{T} \cdot e^{-\frac{\lambda \cdot t}{T}}, t \in (0, T). \tag{2}$$

Обозначая $q = F(T) = P(\xi < T)$ – вероятность наступления страхового случая в период действия договора страхования, находим параметр $\lambda = -\ln(1-q)$.

Для нахождения среднего времени наступления страхового случая τ введем условную функцию распределения

$$G(t) = P(\xi < t \mid t < T) = \frac{1}{q}\left(1 - e^{-\frac{\lambda \cdot t}{T}}\right). \tag{3}$$

Она равна вероятности наступления страхового случая на интервале $(0, t)$ при условии наступления страхового случая во время действия договора страхования на интервале $(0, T)$. Очевидно, что имеет место соотношение $G(T) = 1$. Функция плотности распределения для закона (3) имеет вид

$$g(t) = \frac{dG(t)}{dt} = \frac{\lambda}{q \cdot T} \cdot e^{-\frac{\lambda \cdot t}{T}}. \tag{4}$$

Вычислим нормированное среднее время задержки

$$\frac{\tau}{T} = \frac{1}{T} E(\xi) = \frac{1}{T} \int_0^T t \cdot g(t) dt = \frac{1}{\lambda} - \frac{1-q}{q}, \tag{5}$$

и нормированную дисперсию времени задержки

$$\frac{\sigma^2}{T^2} = \frac{1}{\lambda^2} - \frac{1-q}{q^2}. \tag{6}$$

На рис. 1 приведены графики зависимости нормированного среднего времени задержки $\frac{\tau(q)}{T}$ и нормированного среднего квадратичного отклонения времени задержки $\frac{\sigma(q)}{T}$.

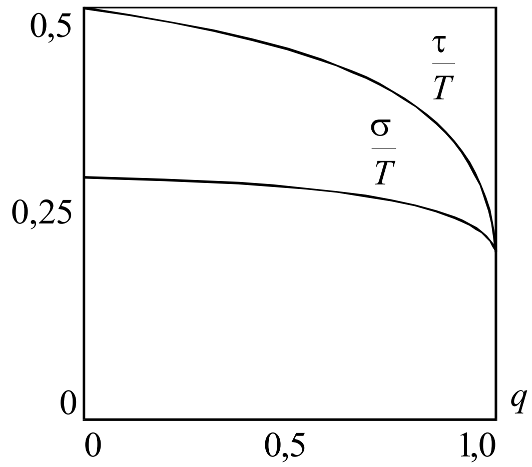

Рис. 1. Графики зависимости нормированного среднего времени задержки и нормированного среднего квадратичного отклонения времени задержки

Соотношение (5) и соответствующий график показывают, что среднее время задержки для значений вероятности $0 \le q \le 0{,}5$ заключается в интервале $0{,}45 \le \dfrac{\tau}{T} \le 0{,}5$. На практике с достаточной степенью точности можно считать среднее время задержки равным $\dfrac{\tau}{T} \approx 0{,}5$.

Предположим, что страховой случай наступил в момент времени $t = \tau$. Если при страховании без учета инфляции размер выплаты был равен $\overline{Y(0)}$, то при страховании в валютном эквиваленте он равен

$$\overline{Y(\tau)} = \overline{Y(0)} \cdot \theta(\tau)\,. \tag{7}$$

Здесь $\theta(\tau) = \dfrac{D(\tau)}{D(0)}$ – поправочный коэффициент, равный отношению курса валюты в начальный момент времени к курсу валюты на момент наступления страхового случая.

Под моментом наступления страхового случая τ понимается среднее время задержки, то есть время от начала действия договора страхования к моменту наступления страхового случая, при условии, что страховой случай имел место.

Тарифная нетто-ставка в модели индивидуального риска с учетом инфляции может быть записана в виде

$$H = H_0 \cdot \theta(\tau), \tag{8}$$

где

$$H_0 = q \cdot \frac{\overline{Y(0)}}{\overline{C}} \cdot \left(1 + \frac{\alpha(\gamma)}{\sqrt{Nq}} \cdot \sqrt{1 - q + \frac{\sigma_0^2(Y)}{\overline{Y}^2}}\right)$$

– тарифная нетто-ставка без учета инфляции, $\theta(\tau)=\dfrac{D(\tau)}{D(0)}$ – отношение курса доллара в момент наступления страхового случая к курсу валюты в начальный момент времени. Здесь использовано очевидное соотношение

$$\frac{\sigma_0^2(Y(\tau))}{\overline{Y^2(\tau)}}=\frac{\sigma_0^2(Y(0))}{\overline{Y^2(0)}}.$$

Брутто-ставка T связана с нетто-ставкой соотношением

$$T=\frac{H}{1-f},$$

где f – нагрузка в целях компенсации расходов на ведение дела, следовательно, для брутто-ставки имеем аналогичное соотношение: $T=T_0\cdot\theta(\tau)$.

Известные статистические изменения курса доллара за период с 1993 г. по 2012 г. показывают, что резкие скачки курса валюты имели место в 1994 г., 1998 г. и 2008 г. В остальное время валюта характеризовалась относительно умеренным ростом курса доллара с небольшими флуктуациями. При описании изменения поведения курса доллара должно опираться на функцию резких скачков $D_1(t)$ и функцию относительного медленного роста курса с флуктуациями $D_2(t)$.

Построим сначала модель резких изменений курса валюты. Пусть p – вероятность наступления скачка курса доллара на интервале $(0,T)$, $\xi\in(0,T)$ – случайная величина, равная моменту времени наступления скачка, при условии его наступления на интервале $(0,T)$. Тогда значение курса валюты в любой момент времени t можно записать в виде

$$D_1(t,\xi,y)=D_0\cdot\left(1+\frac{y-y_0}{y_0}\cdot h(t-\xi)\right). \tag{9}$$

Здесь $h(t)$ – функция Хевисайда, y - случайная величина возможного скачка в момент времени t, y_0 –значение курса доллара перед скачком.

Условная функция распределения случайной величины момента скачка ξ

$$U_\xi(t,p)=P(\xi<t|t<T),$$

представляет собой вероятность появления скачка курса на интервале $(0,t)$ при условии наступления этого скачка во время действия договора страхования на интервале $(0,T)$.

Вероятность появления скачка курса на интервале $(0,t)$ равна вероятности события $\xi<t$ и выражается законом распределения

$$\Phi(t)=P(\xi<t)=1-e^{-\frac{L\cdot t}{T}},t\in(0,T), \tag{10}$$

и функцией плотности вероятности

$$\varphi(t)=\frac{L}{T}\cdot e^{-\frac{L\cdot t}{T}},t\in(0,T). \tag{11}$$

Поскольку полная вероятность p наступления скачка во время действия договора страхования T определяется соотношением $\Phi(T)=p$, то параметр L задается формулой $L=-\ln(1-p)$. Следовательно, условная функция распределения случайной величины момента скачка ξ определятся соотношением

$$U_{\xi}(t,p)=P(\xi<t\,|\,t<T)=\frac{1}{p}\cdot\left(1-e^{-\frac{L\cdot t}{T}}\right). \tag{12}$$

Соответствующая функция плотности вероятности имеет вид

$$u_{\xi}(t,p)=\frac{dU_{\xi}(t,p)}{dt}=\frac{L}{p\cdot T}\cdot e^{-\frac{L\cdot t}{T}}. \tag{13}$$

Численный анализ данных курса доллара за период с 1993 г. по 2012 г. дает значение вероятности $p=0{,}15$.

Рассмотрим теперь гамма-распределение $g(\tilde{y})$ случайной величины относительного скачка $\tilde{y}=\frac{y-y_0}{y_0}$.

$$g(\tilde{y},\alpha,\beta)=\frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)}\cdot\tilde{y}^{\alpha-1}\cdot e^{-\beta\cdot\tilde{y}}. \tag{14}$$

Математическое ожидание и дисперсия величины y для такого распределения имеют вид

$$E(Y)=\frac{\alpha}{\beta},D(Y)=\frac{\alpha}{\beta^2}.$$

Вычислим параметры распределения α,β методом моментов.

$$\hat{\beta}=\frac{E(Y)}{D(Y)}\cong\frac{\overline{Y}}{\hat{\sigma}^2(Y)},\hat{\alpha}=\hat{\beta}\cdot E(Y)\cong\hat{\beta}\cdot\overline{Y}. \tag{15}$$

Здесь $\overline{Y}=\frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}Y_j$, $\hat{\sigma}^2(Y)=\frac{1}{m-1}\sum_{j=1}^{m}\left(Y_j-\overline{Y}\right)^2$ – статистические оценки среднего значения и дисперсии.

Численный анализ оценок среднего значения $\overline{Y}$ и дисперсии $\hat{\sigma}^2(Y)$ на основе фактических данных за период максимального изменения курса доллара с августа 1998 г. по август 1999 г. дает

$$\overline{Y} = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m} Y_j = 1{,}627154$$

$$\hat{\sigma}^2(Y) = \frac{1}{m-1}\sum_{j=1}^{m}\left(Y_j - \overline{Y}\right)^2 = 0{,}403936$$

По формулам (15) находим оценки параметров $\hat{\alpha} = 6{,}554578$ и $\hat{\beta} = 4{,}028246$.

Усредняя случайную величину $D_1(t,\xi,y) = E_\xi \cdot E_y\left(D_1(t,\xi,y)\right)$ по переменным ξ и y, находим

$$D_1(t) = D_0 \cdot \left(1 + \int_0^{1+\Delta D} \tilde{y} \cdot g(\tilde{y}) \cdot d\tilde{y} \cdot \int_0^t h(t-\xi) \cdot u(\xi, p) \cdot d\xi\right). \tag{16}$$

Здесь ΔD есть ограничение курса валюты. Если договор страхования заключен на условиях без ограничения курса, то принимается $\Delta D \to \infty$.

Подставляя в соотношение (16) формулы (14) и (15), получим

$$D_1(t) = D_0\left(1 + \gamma(\Delta D) \cdot \frac{\alpha}{\beta} \cdot \frac{1}{p} \cdot \left(1 - e^{-\frac{L \cdot t}{T}}\right)\right). \tag{17}$$

Здесь

$$\gamma(\Delta D) = \frac{\beta^{\alpha+1}}{\Gamma(\alpha+1)} \int_0^{1+\Delta D} x^{\alpha+1} \cdot e^{-\beta x} \cdot dx.$$

Следует отметить, что при $\Delta D \to \infty$ величина $\gamma = 1$, что соответствует страхованию без ограничения на курс валюты.

Подставляя в выражение (17) параметр $L = -\ln(1-p)$, находим окончательный вид для функции резких изменений курса валюты

$$D_1(t) = D_0\left(1 + \gamma(\Delta D) \cdot \frac{\alpha}{\beta} \cdot \frac{1}{p} \cdot \left(1 - (1-p)^{\frac{t}{T}}\right)\right), \tag{18}$$

Построим теперь модель медленных изменений курса валюты. Вероятность таких медленных изменений с флуктуациями равна $1-p$, а соответствующая функция имеет вид

$$D_2(t,\xi,y) = D_0 \cdot \left(1 + \frac{y - y_0}{y_0} \cdot h(t-\xi)\right). \tag{19}$$

Здесь случайная величина ξ имеет функцию плотности распределения $u_\xi(t, 1-p)$, а случайная величина $\tilde{y} = \frac{y - y_0}{y_0}$ описывает теперь трендовую составляющую $\tilde{y} = a + bt + \varepsilon(t)$. Численный анализ этой зависимости методом наименьших квадратов оценок среднего значения $\overline{Y}$ и дисперсии $\hat{\sigma}^2(Y)$ на основе фактических данных курса доллара за период с 1993 г. по 2012 г. дает значения параметров $a = 4{,}31 \cdot 10^{-5}$ и $b = 0{,}0205$..

Усредняя соотношение (19) по переменной ξ, получим

$$D_2(t) = D_0 \cdot \left(1 + \frac{a + bt}{1-p} \cdot \left(1 - p^{\frac{t}{T}}\right)\right). \tag{20}$$

С помощью функций (18) и (20) можно представить полное изменение курса валюты в момент времени t в виде

$$D(t) = p \cdot D_1(t) + (1-p) \cdot D_2(t). \tag{21}$$

Отношение курса валюты в момент времени τ к начальному курсу валюты $\theta(\tau) = \frac{D(\tau)}{D_0}$ представляет собой изменение курса валюты. Оно равно поправочному коэффициенту и может быть записано в виде

$$\theta(\tau) = p\left(1 + \frac{\gamma(\Delta D)}{p}\frac{\alpha}{\beta}\left(1 - (1-p)^{\frac{\tau}{T}}\right)\right) + (1-p)\left(1 + \frac{a + b\tau}{1-p}\left(1 - p^{\frac{\tau}{T}}\right)\right). \tag{22}$$

Для полученных выше статистических оценок расчетных параметров

$p = 0{,}15; t = \tau = 0{,}5; \hat{\alpha} = 6{,}554578;$

$\hat{\beta} = 4{,}028246; a = 4{,}31 \cdot 10^{-5}; b = 0{,}0205$

поправочный коэффициент равен $\theta = 1{,}13$. На рис. 2 приведен график зависимости поправочного коэффициента $\theta(\Delta D)$ в зависимости от ограничения на курс ΔD.

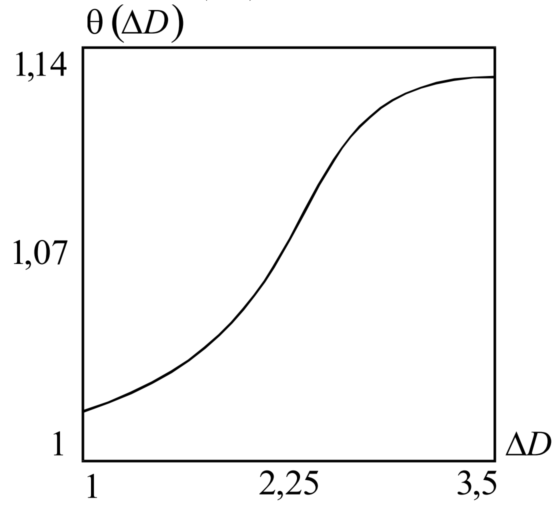

Рис. 2. Зависимость поправочного коэффициента $\theta(\Delta D)$ от ограничения курса валюты ΔD

Следует отметить довольно слабую зависимость поправочного коэффициента от ограничения на изменение курса валюты. Например, ограничение его размера на 50 % дает значение коэффициента $\theta = 1{,}0481$, а ограничение его размера на 100 % дает значение коэффициента $\theta = 1{,}084$. Наибольшее значение коэффициента при страховании без ограничения на курс $\theta = 1{,}13$ достигается при значении $\Delta D = 2{,}4$.

Проведем оценку стоимости страхования в валютном эквиваленте на основе модели Блэка – Шоулза [1,2]. Необходимость выплаты страхового возмещения в долларовом эквиваленте ведет к необходимости располагать возможностью купить валюту в момент времени исполнения опциона τ по оговоренной цене исполнения. Курс доллара на этот момент $S = S(\tau)$ может значительно отличаться от начального курса. Возникающий финансовый риск можно нейтрализовать покупкой опциона колл.

Для оценки стоимости покупки колл-опциона целесообразно применить модель Блэка – Шоулза.

В качестве цены исполнения при оценке роста стоимости страхования в валютном эквиваленте понимается начальный курс валюты на момент заключения договора страхования $X = S(0) = S_0$, а стоимость этого опциона является оценкой дополнительной стоимости страхования в валютном эквиваленте.

Случайная величина $s = \dfrac{S(\tau)}{X}$ имеет логарифмическое распределение [1,2]

$$f(s) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi T}}\frac{1}{s}e^{-\frac{(\ln s - mT)^2}{2\sigma^2 T}}.$$

Связь между переменными r, m, σ^2 устанавливается с помощью условия

$$e^{-rT}\,E(s) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi T}}\int_0^{\infty} e^{\frac{-(\ln s - mT)^2}{2\sigma^2 \tau}}\,ds = 1. \tag{23}$$

Из условия (23) следует соотношение

$$m = r - \frac{\sigma^2}{2}. \tag{24}$$

Здесь $r = \dfrac{\ln(1+i)}{T}$ – процентная ставка без учета риска.

Вычисляем стоимость колл-опциона C без ограничения на рост курса валюты на момент времени $\tau = \dfrac{T}{2}$

$$C = \frac{e^{-r\cdot\tau}}{\sigma\sqrt{2\pi\tau}}\cdot\int_d^{\infty}\frac{s-d}{s}\cdot e^{\frac{-(\ln s - m\tau)^2}{2\sigma^2\tau}}\cdot ds. \tag{25}$$

Здесь $d = \frac{X}{S_0}$. Стоимость колл-опциона (25) с учетом соотношения (24) можно записать в виде

$$\frac{C}{S_0} = N(a_1) - d \cdot e^{-r \cdot \tau} \cdot N(a_2). \tag{26}$$

Здесь

$$a_1 = \frac{-\ln d + \left(r + 0{,}5\sigma^2\right)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}, a_2 = \frac{-\ln d + \left(r - 0{,}5\sigma^2\right)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}},$$

$N(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int\limits_{-\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$ – функция нормального распределения.

Стоимость колл-опциона при страховании в условиях ограничения курса доллара в размере $\frac{D}{D_0} - 1 = \Delta D$ имеет вид

$$C(\Delta D) = \frac{e^{-r \cdot \tau}}{\sigma\sqrt{2\pi\tau}} \cdot \int\limits_{d}^{d \cdot (1+\Delta D)} \frac{s-d}{s} \cdot e^{\frac{-(\ln s - m\tau)^2}{2\sigma^2\tau}} \cdot ds. \tag{27}$$

Стоимость колл-опциона (27) с учетом соотношения (24) принимает вид

$$\frac{C(\Delta D)}{S_0} = N(a_1) - N(a_1 - \delta) - d\, e^{-r\tau} \left(N(a_2) - N(a_2 - \delta)\right). \tag{28}$$

Здесь $\delta = \frac{\ln(1+\Delta D)}{\sigma\sqrt{\tau}}$.

Следует отметить, что при неограниченном увеличении значения величины $d(1+\Delta D)$ стоимость колл –опциона (28) стремится к стоимости колл-опциона без ограничения курса.

Поправочный коэффициент для тарифных ставок при страховании в валютном эквиваленте определяется выражением

$$\theta(\Delta D) = 1 + \frac{C(\Delta D)}{S_0}. \tag{29}$$

На рис. 3 приведены графики зависимостей значений поправочного коэффициента в зависимости от ограничения на рост курса валюты для разных значений процентной ставки.

Результаты расчетов показывают, что значения поправочных коэффициентов, рассчитанных эконометрическим методом и методом на основе колл-опциона, достаточно близки. Так, например, для страхования без ограничений на рост курса валюты эконометрический метод дает значение $\theta = 1{,}13$, а опционный метод дает значения $1{,}063 \le \theta \le 1{,}113$ в зависимости от значений безрисковых процентных ставок.

Оценка ежемесячной волатильности по логарифмированным данным курса доллара за период с января 1993 г. по декабрь 2012 г.

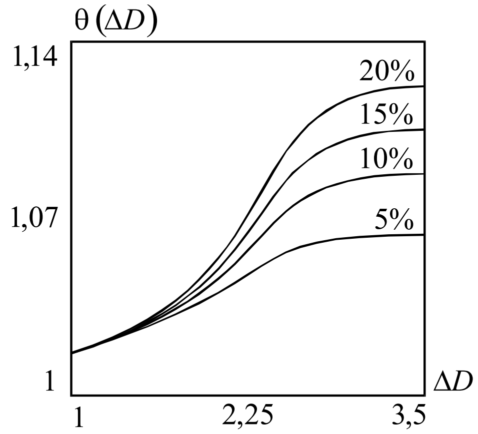

Рис. 3. Кривые зависимостей поправочных коэффициентов $\theta(\Delta D)$ от ограничения курса валюты ΔD. Цифры у кривых – значения безрисковых процентных ставок.

$$x_t = \ln \frac{S(t)}{S(t-1)}$$

составила $\hat{\sigma} = 6{,}442\%$ при оценке для среднего $\hat{m} = 1{,}662\%$.

Библиографический список

1. Мельников А.В., Попова Н.В. , Скорнякова В.С. Математические методы финансового анализа. М.: Изд-во «Анкил», 2006. 440 с.

2. Панджер Х., Бойль Ф., Гербер Х. Финансовая экономика с приложениями к инвестированию, страхованию и пенсионному делу. М.: Изд-во «Янус-К», 2005. 550 с.

V.N. Nikishov, L.A. Saraev*

ECONOMETRIC AND OPTIONAL METHODS OF ASSESSMENT OF COST OF INSURANCE IN CURRENCY EQUIVALENT

In the published article the variants of optional and econometric methods of assessment of cost of insurance in foreign currency equivalent according to the exchange rate of dollar for 1993 - 2012. The terms for calculating the values of correction factors that are applied to the base wage rates of property insurance in the insurance contract, indicating the insured amount in currency. Numerical analysis of the model of modernization process of the company is carried out for the cases of digressive and progressive costs of components of production.

Key words: insurance contract, rate, volatility, probability, mean value, dispersion, option, costs, econometrics, distribution law.

---

* *Nikishov Viktor Nikolaevich* (tsh-sea05@yandex.ru), *Saraev Leonid Alexandrovich* (saraev_leo@mail.ru), the Dept. of Mathematics and Business-Informatics, Samara State University, Samara, 443011, Russian Federation.