

НИЖНЯЯ ОЦЕНКА СТОИМОСТИ БЕСКОНЕЧНОГО АМЕРИКАНСКОГО АЛЬТЕРНАТИВНОГО ОПЦИОНА НА ДВА АКТИВА*

1. Введение.

Бесконечный альтернативный американский опцион-колл представляет собой ценную бумагу, держатель которой имеет право ее предъявления в любой момент времени с целью приобретения по фиксированной цене исполнения одного из двух активов, имеющих наибольшую стоимость. Опционы подобного типа с конечным сроком действия изучались в [1]. Там же отмечалась их связь с инвестиционными проектами. Верхняя оценка стоимости рассматриваемого опциона получена в [2].

В данной статье строится нижняя оценка, основанная на использовании следующих пороговых решающих правил: опцион предъявляется только в тот момент времени, когда отношение стоимости первого актива к стоимости второго впервые достигло одной из двух границ – верхней или нижней. В [3] было показано, что для опциона с нулевой ценой исполнения оптимальное решающее правило предъявления принадлежит классу указанных пороговых правил. В данной работе при частном предположении нижняя оценка стоимости опциона строится как величина максимума в задаче оптимизации функции двух переменных, представленной в виде суммы быстро сходящегося ряда.

2. Постановка задачи.

Рассмотрим модель финансового рынка, где банковская процентная ставка r не зависит от времени t , а стоимости активов $S_i(t)$, $i=1,2$, удовлетворяют уравнениям геометрического броуновского движения

$$dS_i(t) = S_i(t)(\alpha_i dt + \sigma_i dz_i(t)), \quad (1)$$

где $\sigma_i > 0$ – волатильность i -го актива, а $z_i(t)$, $i=1,2$, – стандартные винеровские процессы с коэффициентом корреляции ρ . Пусть $\delta_i > 0$ – интенсивность выплат дивидендов по i -му активу. Будем рассматривать риск-нейтральную модель рынка, для которой $r = \alpha_i + \delta_i$, $i=1,2$. Последнее означает равенство доходности инвестора по депозитному банковскому вкладу и средней доходности каждого актива (включая дивиденды). Предположим, что получаемые по активу дивиденды немедленно реинвестируются, т.е. на них покупается актив того же типа.

* Работа выполнена при поддержке гранта Президента РФ «Поддержка научных школ», проект НШ-693.2008.1, и гранта РФФИ, проект 08-01-00249.

Пусть в начальный момент времени 0 выпускается опцион на покупку единицы актива одного из двух типов по цене исполнения $K \geq 0$. Опцион можно предъявить в любой момент t . Платёж по нему равен

$$f(S_1(t), S_2(t)) = \max [(S_1(t) - K)_+, (S_2(t) - K)_+],$$

где $a_+ = \max(a, 0)$ для любого числа a .

Обозначим через $S_i = S_i(0)$, $i = 1, 2$, начальные стоимости активов. Стоимость опциона $F(S_1, S_2)$ в начальный момент времени может быть определена как верхняя грань средних приведенных платежей, взятая по всем решающим правилам предъявления:

$$F(S_1, S_2) = \sup_T E \left[e^{-rT} f(S_1(T'), S_2(T')) \mid S_i(0) = S_i, i = 1, 2 \right], \quad (2)$$

где E – символ математического ожидания, а T' – решающее правило предъявления (момент останова) [4, т. 2].

Введем один класс пороговых решающих правил. Возьмем два числа $c_1 > 1$ и $c_2 \in (0, 1)$. Определим решающее правило T_{c_1, c_2} следующим образом: опцион предъявляется только в том случае, когда процесс $p(t) = S_1(t)/S_2(t)$ впервые достигает либо верхней границы c_1 , либо нижней границы c_2 . При использовании правила T_{c_1, c_2} средний приведенный платеж по опциону равен

$$V(S_1, S_2, c_1, c_2) = E \left[e^{-rT_{c_1, c_2}} f(S_1(T_{c_1, c_2}), S_2(T_{c_1, c_2})) \mid S_i(0) = S_i, i = 1, 2 \right].$$

Искомая нижняя оценка стоимости опциона записывается в виде

$$F_0(S_1, S_2) = \max_{(c_1, c_2): 0 < c_2 < 1 < c_1} V(S_1, S_2, c_1, c_2).$$

Значение функции $V(S_1, S_2, c_1, c_2)$ вычислить весьма непросто. В [3] при $K = 0$ для функции $V(S_1, S_2, c_1, c_2)$ была найдена формула с использованием специального мартингала, зависящего от стоимостей двух активов.

В данной работе показано, что при выполнении равенства $\sigma_2 = \rho\sigma_1$ функцию $V(S_1, S_2, c_1, c_2)$ можно представить в виде среднего значения стоимости европейского опциона на второй актив, что в итоге приводит к необходимости вычисления суммы ряда.

3. Формулировка краевой задачи.

Из формулы Ито [4, т. 2] и уравнения Беллмана можно вывести, что функция $V(S_1, S_2, c_1, c_2)$ является решением краевой задачи

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{1}{2} \sigma_1^2 S_1^2 V''_{S_1 S_1} + \frac{1}{2} \sigma_2^2 S_2^2 V''_{S_2 S_2} + \rho \sigma_1 \sigma_2 S_1 S_2 V''_{S_1 S_2} + \alpha_1 S_1 V'_{S_1} + \alpha_2 S_2 V'_{S_2} - rV = 0, \\ c_2 < \frac{S_1}{S_2} < c_1, \\ V(S_1, S_2, c_1, c_2) = (S_1 - K)_+, \quad S_1 = c_1 S_2, \\ V(S_1, S_2, c_1, c_2) = (S_2 - K)_+, \quad S_1 = c_2 S_2. \end{array} \right. \quad (3)$$

Строгое обоснование этого факта содержится в [5].

Сделаем замену переменных: $x_2 = \ln S_2$, $y = \ln(S_1 / (c_2 S_2))$. Тогда функция

$$H(x_2, y) = V(c_2 e^{y+x_2}, e^{x_2}, c_1, c_2)$$

является решением краевой задачи

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{1}{2} \sigma_2^2 H''_{x_2 x_2} + \frac{1}{2} \sigma^2 H''_{yy} + (\rho \sigma_1 \sigma_2 - \sigma_2^2) H''_{x_2 y} + \tilde{\alpha}_2 H'_{x_2} + (\tilde{\alpha}_1 - \tilde{\alpha}_2) H'_y - rH = 0, \\ 0 < y < l \stackrel{\text{def}}{=} \ln c_1 - \ln c_2, \\ H(x_2, l) = (c_1 e^{x_2} - K)_+, \quad H(x_2, 0) = (e^{x_2} - K)_+, \end{array} \right. \quad (4)$$

где

$$\sigma^2 = \sigma_1^2 - 2\rho\sigma_1\sigma_2 + \sigma_2^2, \quad \tilde{\alpha}_i = \alpha_i - \frac{\sigma_i^2}{2}, \quad i = 1, 2.$$

Заметим, что поскольку $\sigma_2 = \rho\sigma_1$, коэффициент при смешанной производной $H_{x_2 y}$ обращается в нуль и справедливо равенство

$$\tilde{\alpha} \stackrel{\text{def}}{=} \alpha_1 - \alpha_2 - \frac{\sigma^2}{2} = \tilde{\alpha}_1 - \tilde{\alpha}_2.$$

4. Свойства распределения времени первого достижения.

Уравнения (1) имеют решения $S_i(t) = S_i e^{\tilde{\alpha}_i t + \sigma_i z_i(t)}$, $i = 1, 2$, $t \geq 0$.

Поэтому

$$\ln p(t) = \ln \frac{S_1(t)}{S_2(t)} = \ln \frac{S_1}{S_2} + (\tilde{\alpha}_1 - \tilde{\alpha}_2)t + \sigma_1 z_1(t) - \sigma_2 z_2(t).$$

Рассмотрим случайный процесс $y(t) = \ln p(t) - \ln c_2$. Нетрудно видеть, что $y(t) = y + \tilde{\alpha}t + \sigma z(t)$, где $y = y(0) = \ln(S_1 / (c_2 S_2)) \in (0, l)$, а $z(t)$ представляет собой стандартный винеровский процесс.

Пусть T_{c_1} – время первого достижения уровня l процессом $y(t)$ при условии, что он не достиг нуля. Аналогично пусть T_{c_2} – время первого достижения нуля процессом $y(t)$ при условии, что он не достиг уровня l .

Отсюда следует, что определенное в п. 1 решающее правило $T_{c_1c_2}$ является временем первого достижения процессом $y(t)$ одного из концов отрезка $[0, l]$. Поэтому $T_{c_1c_2} = \min(T_{c_1}, T_{c_2})$. Плотность распределения случайной величины T_{c_2} задается формулой Фюрта [6, т. 1]

$$g_2(y, t) = e^{\mu y} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\pi \sigma^2 k}{l^2} e^{-v_k t} \sin\left(\frac{\pi k y}{l}\right), t > 0,$$

где использованы следующие обозначения:

$$\mu = -\frac{\tilde{\alpha}}{\sigma^2}, \quad v_k = \frac{\sigma^2(\pi^2 k^2 + \mu^2 l^2)}{2l^2}, \quad k = 1, 2, \dots$$

Соответствующая (несобственная) функция распределения имеет вид

$$G_2(y, t) = e^{\mu y} \left(\frac{\text{sh}((l-y)|\mu l)}{\text{sh}(l|\mu l)} - \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2\pi k}{\pi^2 k^2 + \mu^2 l^2} e^{-v_k t} \sin\left(\frac{\pi k y}{l}\right) \right), t > 0.$$

Здесь и далее предполагается, что $\mu \neq 0$. В противном случае во всех выражениях μ следует устремить к нулю. Из разложения в ряд Фурье

$$\frac{\text{sh}((l-y)|\mu l)}{\text{sh}(l|\mu l)} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2\pi k}{\pi^2 k^2 + \mu^2 l^2} \sin\left(\frac{\pi k y}{l}\right), \quad 0 < y < l, \quad (5)$$

следует, что $G_2(y, 0) = 0$ при $y \in (0, l)$.

Отметим также, что $G_2(0, t) \equiv 1$, а $G_2(l, t) \equiv 0$. Это свидетельствует о вырожденности распределения величины T_{c_2} : при $y = 0$ оно сосредоточено в нуле, а при $y = l$ – в бесконечности.

Далее, для любого фиксированного $y \in (0, l)$ справедливы равенства

$$\lim_{t \rightarrow 0+} G'_{2y}(y, t) = 0, \quad \lim_{t \rightarrow 0+} G''_{2yy}(y, t) = 0. \quad (6)$$

Докажем первое из них. Имеем:

$$G'_{2y}(y, t) = \mu G_2(y, t) + e^{\mu y} \left(-|\mu| \frac{\text{ch}((l-y)|\mu l)}{\text{sh}(l|\mu l)} - \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2\pi^2 k^2}{l(\pi^2 k^2 + \mu^2 l^2)} e^{-v_k t} \cos\left(\frac{\pi k y}{l}\right) \right).$$

Рассмотрим специальную функцию

$$\vartheta_3(x, t) = 2 \sum_{k=1}^{\infty} \cos(2\pi k x) e^{-\pi^2 k^2 t} + 1, \quad t > 0.$$

Используя разложение в ряд Фурье

$$\frac{\text{ch}((l-y)|\mu l)}{\text{sh}(l|\mu l)} = \frac{1}{l|\mu|} + l|\mu| \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2}{\pi^2 k^2 + \mu^2 l^2} \cos\left(\frac{\pi k y}{l}\right), \quad 0 < y < l,$$

и тождество Якоби для функции $\vartheta_3(x, t)$ [6, т. 2, с. 710], выводим, что при $0 < y < l$

$$\begin{aligned}\lim_{t \rightarrow 0^+} G'_{2y}(y, t) &= -\frac{1}{l} \lim_{t \rightarrow 0^+} \left[2 \sum_{k=1}^{\infty} \cos\left(\frac{\pi ky}{l}\right) \exp(-\pi^2 k^2 t) + 1 \right] = \\ &= -\frac{1}{l} \lim_{t \rightarrow 0^+} \vartheta_3\left(\frac{y}{2l}, t\right) = -\frac{1}{l} \lim_{t \rightarrow 0^+} \frac{1}{\sqrt{\pi t}} \sum_{k=-\infty}^{k=\infty} \exp\left(-\frac{1}{t} \left(k + \frac{y}{2l}\right)^2\right) = 0.\end{aligned}$$

Второе равенство в (6) доказывается аналогично.

Формулы для плотности $g_1(y, t)$ и функции распределения $G_1(y, t)$ величины T_{c_1} получаются из формул для функций $g_2(y, t)$ и $G_2(y, t)$ заменой параметра μ на $-\mu$ и переменной y на выражение $l - y$.

5. Решение краевой задачи.

Обозначим через $C(x_2, t)$ теоретическую стоимость европейского опциона-колл на второй актив с начальной стоимостью $S_2 = e^{x_2}$, ценой исполнения K и временем исполнения t . Справедлива формула Блэка-Шоулса [4]

$$C(x_2, t) = e^{-\delta_2 t + x_2} \Phi(d_1) - K e^{-rt} \Phi(d_2), \quad (7)$$

где

$$d_1 = \frac{x_2 - \ln K + (\tilde{\alpha}_2 + \sigma_2^2)t}{\sigma_2 \sqrt{t}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma_2 \sqrt{t}, \quad \Phi(d) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^d e^{-x^2/2} dx.$$

При этом $C(x_2, 0) = (e^{x_2} - K)_+$ и $\lim_{t \rightarrow \infty} C(x_2, t) = 0$.

Покажем, что функция $H(x_2, y) = H_1(x_2, y) + H_2(x_2, y)$, где

$$H_1(x_2, y) \stackrel{\text{def}}{=} E \left[C(x_2 + \ln c_1, T_{c_1}) \right] = \int_0^{\infty} C(x_2 + \ln c_1, t) g_1(y, t) dt,$$

$$H_2(x_2, y) \stackrel{\text{def}}{=} E \left[C(x_2, T_{c_2}) \right] = \int_0^{\infty} C(x_2, t) g_2(y, t) dt,$$

является решением краевой задачи (4). Граничные условия для нее выполнены вследствие указанной выше вырожденности функций распределения $G_i(y, t)$ при значениях $y = 0$ и $y = l$.

Проверим, что функция $H_2(x_2, y)$ удовлетворяет уравнению задачи (4) в области $0 < y < l$, $t > 0$. Вначале отметим, что функция $C(x_2, t)$ удовлетворяет уравнению Блэка-Шоулса

$$\frac{1}{2} \sigma_2^2 C''_{x_2 x_2} + \tilde{\alpha}_2 C'_{x_2} - C'_t - rC = 0, \quad (8)$$

а функция $G_2(y, t)$ – уравнению Фоккера-Планка [6, т. 1]

$$\frac{1}{2} \sigma^2 G''_{2yy} + \tilde{\alpha} G'_{2y} - G'_{2t} = 0. \quad (9)$$

Умножим уравнение (8) на $g_2(x_2, t)$ и проинтегрируем его по переменной t в пределах от нуля до бесконечности. В результате получим

$$\frac{1}{2}\sigma_2^2 H''_{2x_2x_2} + \tilde{\alpha}_2 H'_{2x_2} - \int_0^\infty C'_t(x_2, t) g_2(y, t) dt - rH_2 = 0. \quad (10)$$

Преобразуем в этом уравнении интеграл, используя уравнение (9), интегрирование по частям и равенства (5):

$$\begin{aligned} \int_0^\infty C'_t g_2 dt &= \int_0^\infty C'_t G'_{2t} dt = \int_0^\infty C'_t \left(\frac{1}{2}\sigma^2 G''_{2yy} + \tilde{\alpha} G'_{2y} \right) dt = \\ &= C \left(\frac{1}{2}\sigma^2 G''_{2yy} + \tilde{\alpha} G'_{2y} \right) \Big|_0^\infty - \int_0^\infty C \left(\frac{1}{2}\sigma^2 g''_{2yy} + \tilde{\alpha} g'_{2y} \right) dt = -\frac{1}{2}\sigma^2 H_{2yy} - \tilde{\alpha} H_{2y}. \end{aligned}$$

После подстановки этого выражения в (10) завершаем требуемую проверку. Функция $H_1(x_2, y)$ также удовлетворяет уравнению задачи (4).

Найдем явный вид функций $H_1(x_2, y)$ и $H_2(x_2, y)$. Введем следующие обозначения:

$$\begin{aligned} D_{i,k}(y) &= e^{-\mu(l(2-i)-y)} \frac{\sigma^2 \pi k}{l^2} \sin\left(\frac{\pi k(l(2-i) - (-1)^{i-1} y)}{l}\right), \\ \beta_{i,k} &= \frac{-\tilde{\alpha}_2 + (-1)^{i+1} \sqrt{(\tilde{\alpha}_2)^2 + 2(r + \nu_k)\sigma_2^2}}{\sigma_2^2}, \quad i=1,2, \quad k=1,2,\dots, \\ a &= \frac{1}{\sigma} \sqrt{\mu^2 \sigma^2 + 2\delta_2}, \quad b = \frac{1}{\sigma} \sqrt{\mu^2 \sigma^2 + 2r}. \end{aligned}$$

Тогда можно записать $g_i(y, t) = \sum_{k=1}^\infty D_{i,k}(y) e^{-\nu_k t}$, $i=1,2$. Нетрудно проверить справедливость соотношений $\beta_{1,k} > 1$, $\beta_{2,k} < 0$, $\beta_{i,k} = O(k)$, $i=1,2$.

Кроме того, из условия риск-нейтральности $r = \delta_2 + \alpha_2$ следует равенство

$$\left(\frac{\tilde{\alpha}_2}{\sigma_2} + \sigma_2 \right)^2 + 2(\delta_2 + \nu_k) = \left(\frac{\tilde{\alpha}_2}{\sigma_2} \right)^2 + 2(r + \nu_k).$$

С его помощью запишем интеграл

$$\begin{aligned} &\int_0^\infty e^{-(\delta_2 + \nu_k)t} \Phi\left(\frac{\ln S_2 - \ln K + (\tilde{\alpha}_2 + \sigma_2^2)t}{\sigma_2 \sqrt{t}}\right) dt = \\ &= \begin{cases} \frac{1}{\delta_2 + \nu_k} - \frac{K}{S_2} \left(\frac{S_2}{K}\right)^{\beta_{2,k}} \frac{2}{\sigma_2^2 (\beta_{1,k} - \beta_{2,k})(1 - \beta_{2,k})}, & S_2 \geq K, \\ \frac{K}{S_2} \left(\frac{S_2}{K}\right)^{\beta_{1,k}} \frac{2}{\sigma_2^2 (\beta_{1,k} - \beta_{2,k})(\beta_{1,k} - 1)}, & S_2 < K. \end{cases} \end{aligned}$$

Предположим, что выполнено неравенство $S_2 \geq K$. Поскольку

$$\frac{D_{2,k}(y)}{\delta_2 + \nu_k} = e^{\mu y} \frac{2\pi k}{l^2 a^2 + \pi^2 k^2} \sin\left(\frac{\pi k y}{l}\right),$$

используя разложение (5), получим интеграл от первого слагаемого формулы (7)

$$\begin{aligned} S_2 \int_0^\infty e^{-\delta_2 t} \Phi(d_1) g_2(y, t) dt &= S_2 \sum_{k=1}^\infty \int_0^\infty e^{-(\delta_2 + \nu_k)t} \Phi\left(\frac{\ln S_2 - \ln K + (\tilde{\alpha}_2 + \sigma_2^2)t}{\sigma_2 \sqrt{t}}\right) D_{2,k}(y) dt = \\ &= S_2 e^{\mu y} \frac{\text{sh}(a(l-y))}{\text{sh}(al)} - e^{\mu y} \sum_{k=1}^\infty \left(\frac{S_2}{K}\right)^{\beta_{2,k}} \frac{2K\sigma^2 \pi k}{l^2 \sigma_2^2 (\beta_{1,k} - \beta_{2,k})(1 - \beta_{2,k})} \sin\left(\frac{\pi k y}{l}\right). \end{aligned} \quad (11)$$

Аналогично находится интеграл от второго слагаемого формулы (7)

$$\begin{aligned} K \int_0^\infty e^{-r t} \Phi(d_2) g_2(y, t) dt &= K \sum_{k=1}^\infty \int_0^\infty e^{-(r + \nu_k)t} \Phi\left(\frac{\ln S_2 - \ln K + \tilde{\alpha}_2 t}{\sigma_2 \sqrt{t}}\right) D_{2,k}(y) dt = \\ &= K e^{\mu y} \frac{\text{sh}(b(l-y))}{\text{sh}(bl)} - K e^{\mu y} \sum_{k=1}^\infty \left(\frac{S_2}{K}\right)^{\beta_{2,k}} \frac{2\sigma^2 \pi k}{l^2 \sigma_2^2 (\beta_{1,k} - \beta_{2,k})(-\beta_{2,k})} \sin\left(\frac{\pi k y}{l}\right). \end{aligned} \quad (12)$$

Вычитая из равенства (11) равенство (12), находим

$$\begin{aligned} H_2(\ln S_2, y) &= e^{\mu y} \left(S_2 \frac{\text{sh}(a(l-y))}{\text{sh}(al)} - K \frac{\text{sh}(b(l-y))}{\text{sh}(bl)} \right) + \\ &+ K e^{\mu y} \sum_{k=1}^\infty \left(\frac{S_2}{K}\right)^{\beta_{2,k}} \frac{2\sigma^2 \pi k}{l^2 \sigma_2^2 (\beta_{1,k} - \beta_{2,k})(-\beta_{2,k})(1 - \beta_{2,k})} \sin\left(\frac{\pi k y}{l}\right). \end{aligned}$$

Заменяя в правой части последнего равенства S_2 на $c_1 S_2$, y на $l-y$ и μ на $-\mu$, получим

$$\begin{aligned} H_1(\ln S_2, y) &= e^{-\mu(l-y)} \left(c_1 S_2 \frac{\text{sh}(ay)}{\text{sh}(al)} - K \frac{\text{sh}(by)}{\text{sh}(bl)} \right) + \\ &+ e^{-\mu(l-y)} K \sum_{k=1}^\infty \left(\frac{c_1 S_2}{K}\right)^{\beta_{2,k}} \frac{2\sigma^2 \pi k}{l^2 \sigma_2^2 (\beta_{1,k} - \beta_{2,k})(-\beta_{2,k})(1 - \beta_{2,k})} \sin\left(\frac{\pi k(l-y)}{l}\right). \end{aligned} \quad (13)$$

Пусть теперь $S_2 < K$. В этом случае аналогичными преобразованиями можно вывести формулу

$$H_2(\ln S_2, y) = K e^{\mu y} \sum_{k=1}^\infty \left(\frac{S_2}{K}\right)^{\beta_{1,k}} \frac{2\sigma^2 \pi k}{l^2 \sigma_2^2 (\beta_{1,k} - \beta_{2,k})(\beta_{1,k} - 1)\beta_{1,k}} \sin\left(\frac{\pi k y}{l}\right).$$

Если $S_2 < K$ и $c_1 S_2 < K$, то справедлива формула

$$H_1(\ln S_2, y) = K e^{-\mu(l-y)} \sum_{k=1}^\infty \left(\frac{c_1 S_2}{K}\right)^{\beta_{1,k}} \frac{2\sigma^2 \pi k}{l^2 \sigma_2^2 (\beta_{1,k} - \beta_{2,k})(\beta_{1,k} - 1)\beta_{1,k}} \sin\left(\frac{\pi k(l-y)}{l}\right).$$

Если $S_2 < K$ и $c_1 S_2 \geq K$, то функция $H_1(\ln S_2, y)$ задается формулой (13).

6. Пример.

Возьмем следующие значения параметров:

$$r = 0,05; \delta_1 = \delta_2 = 0,01; \rho = 0,5; \sigma_1 = 0,1; \sigma_2 = 0,05; K = 10.$$

В табл. 1 представлены оценки для стоимости $F(S_1, S_2)$ рассматриваемого опциона при нескольких равных значениях начальных стоимостей активов. В первой строке указана верхняя оценка $\bar{F}(S_1, S_2)$, полученная К.В. Хижняком по уточненному им методу из [2]. Во второй строке содержится нижняя оценка

$$F_0(S_1, S_2) = \max_{(c_1, c_2): 0 < c_2 < 1 < c_1} H(\ln S_2, \ln(S_1 / (c_2 S_2))).$$

Максимизация здесь проводилась градиентным методом. При этом в выражении для функции $H(\ln S_2, \ln(S_1 / (c_2 S_2)))$ брались только первые 8 членов соответствующих рядов. В третьей строке таблицы указана наилучшая из индивидуальных оценок $F_i(S_i)$ бесконечных американских опционов на каждый из активов $\underline{F}(S_1, S_2) = \max(F_1(S_1), F_2(S_2))$, где при $i = 1, 2$

$$F_i(S_i) = \begin{cases} \frac{K}{\beta_i - 1} \left(\frac{S_i (\beta_i - 1)}{\beta_i K} \right)^{\beta_i}, & S_i < S_i^* = \frac{K \beta_i}{\beta_i - 1}, \\ S_i - K, & S_i \geq S_i^*, \end{cases} \quad \beta_i = \frac{-\tilde{\alpha}_i + \sqrt{(\tilde{\alpha}_i)^2 + 2r\sigma_i^2}}{\sigma_i^2}.$$

Табл. 1

Оценки	$S_1 = S_2 = 10$	$S_1 = S_2 = 14$	$S_1 = S_2 = 18$	$S_1 = S_2 = 22$
$\bar{F}(S_1, S_2)$	7,15	10,62	14,24	17,97
$F_0(S_1, S_2)$	6,33	9,85	13,51	17,29
$\underline{F}(S_1, S_2)$	5,65	8,5	11,56	14,75

ЛИТЕРАТУРА

1. Broadie M., Detemple J. The valuation of American options on multiple assets// *Mathematical Finance*. 1997. V. 7. P. 241-285.
2. Vasin A.A., Morozov V.V. Investment decisions under uncertainty and evaluation of American options// *International Journal of Mathematics, Game Theory and Algebra*. 2006. V. 15. N. 3. P. 323-336.
3. Gerber H.U., Shiu E.S.W. Martingale approach to pricing American options// *AUSTIN Bulletin*. 1994. V. 24. P. 195-200.
4. Ширяев А.Н. Основы стохастической финансовой математики. Т.2. Факты. Модели. Т.3. Теория. – М.: ФАЗИС, 1998.
5. Дынкин Е.Б. Марковские процессы. – М.: Физматгиз, 1963.
6. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. Т.1. – М.: Мир, 1963. Т.2. – М.: Мир, 1967.