

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Black F., Scholes M. The pricing of options and corporate liabilities // J. of Political Economy. – 1973. – May/Jun. – P. 637–657.
2. Merton R. Theory of rational option pricing // Bell J. Economics and Management Science. – 1973. – V. 4. – P. 141–183.
3. Ширяев А.Н. Основы стохастической финансовой математики. – М.: ФАЗИС, 1998. – 1010 с.
4. Ширяев А.Н., Кабанов Ю.М., Крамков Д.О., Мельников А.В. К теории расчетов опционов Европейского и Американского типов. Непрерывное время // Теория вероятностей и ее применения. – 1994. – Т. 39. – № 1. – С. 80–129.
5. Новиков А.А. Хеджирование опционов с заданной вероятностью // Теория вероятностей и её применения. – 1998. – Т. 43. – № 1. – С. 152–161.
6. Follmer H., Len K.P. Quantile hedging // Finance and Stochastic. – 1999. – V. 3. – № 3. – P. 251–273.
7. Rubinstein M. Exotic options // Finance working paper. – 1991. – № 220. – Inst. of Business and Economic research. University of California. Berkley.
8. Кожин К. Все об экзотических опционах // Рынок ценных бумаг. – 2002. – № 15. – С. 53–57; № 16. – С. 60–64; № 17. – С. 68–73.
9. Демин Н.С., Лазатникова А.В. Исследование портфеля, капитала и стоимости опциона в случае стандартного Европейского опциона продажи с непрерывным временем // Вестник ТГУ. Приложение. – 2002. – №1(1). – С. 147–149.

Поступила 16.10.2006 г.

УДК 519.865

ИССЛЕДОВАНИЕ ОПЦИОНА КУПЛИ В СЛУЧАЕ ХЕДЖИРОВАНИЯ С ЗАДАННОЙ ВЕРОЯТНОСТЬЮ

Н.С. Демин, А.И. Трунов

Томский государственный университет

E-mail: anton.trunov@ngs.ru

Получены формулы, определяющие стоимость опциона, а также эволюцию во времени портфеля и капитала для Европейского опциона купли в случае хеджирования с заданной вероятностью (квантильного хеджирования) при непрерывном времени и диффузионной модели (B, S) -финансового рынка. Исследуются некоторые свойства решения.

1. Введение

Используемые на рынках финансовые инструменты становятся более разнообразными и порождают довольно изощренные потоки платежей. Ситуация усложняется тем, что изменение процентных ставок и доходностей на рынках стохастические, а математические модели этих изменений – случайные процессы. Поэтому такая основная задача участников финансовых рынков, как определение цен финансовых инструментов, может быть решена только с привлечением вероятностных методов. При этом построение математической модели финансового рынка и анализ процессов, которые там происходят, требуют использования математических методов на достаточно высоком уровне. В связи с этим большую популярность приобрела финансовая математика, основным объектом исследования которой являются различные модели рынка ценных бумаг [1, 2]. В данной работе проводится исследование неклассической задачи теории опционов – задачи хеджирования с заданной вероятностью выполнения платежного обязательства, для случая опциона купли, когда в отличие от стационарных опционов платежное обязательство выполняется не с вероятностью единица, а с вероятностью меньшей единицы, что более соответствует реалиям финансового рынка.

2. Постановка задачи

Рассмотрим модель финансового рынка, как пары активов: безрискового (банковский счет) B и рискованного (акции) S , представляемых своими ценами B_t и S_t , $t \in [0, T]$. В этом случае говорят о (B, S) – рынке с непрерывным временем [1, 2]. Активы B и S будем называть *основными активами* или *основными ценными бумагами*. Относительно банковского счета B предполагается, что $B = (B_t)_{t \geq 0}$ – детерминированная функция, подчиняющаяся уравнению $dB_t = rB_t dt$, т. е. $B_t = B_0 e^{rt}$, $B_0 > 0$, $r \geq 0$ где r – процентная ставка (банковский процент). Для описания эволюции стоимости акции $S = (S_t)_{t \geq 0}$ будем предполагать, что рассмотрение задачи происходит на винеровском стохастическом базисе $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{F} = (\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}, \mathbb{P})$ [1, 3].

Введение в рассмотрение винеровского процесса обусловлено ролью случайного ингредиента, который определяет «хаотическую» структуру в реально наблюдаемых флуктуациях цен акций. В этой связи П. Самуэльсоном была предложена модель «геометрического», или «экономического», броуновского движения $S = (S_t)_{t \geq 0}$, согласно которой S является случайным процессом с

$$S_t = S_0 \exp \left(\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) t + \sigma W_t \right), \quad (1)$$

где $W=(W_t)_{t \geq 0}$ – винеровский процесс, $\sigma > 0$, $\mu \in \mathbb{R}$. Используя формулу Ито [3] из (1) находим, что стохастический дифференциал $dS_t = S_t(\mu dt + \sigma dW_t)$.

Представим некоторого инвестора, имеющего начальный капитал $X_0 = x$ в момент времени $t=0$, находящийся на банковском счете B и в акциях S в соответствии с портфелем $\pi_0 = (\beta_0, \gamma_0)$, где β_0 – часть безрискового актива (сумма, находящаяся на банковском счете), γ_0 – часть рискованного актива (сумма, вложенная в акции). Таким образом, получим начальный капитал $X_0 = \beta_0 B_0 + \gamma_0 S_0$. Аналогично, пусть $\pi_t = (\beta_t, \gamma_t)$ – есть пара, описывающая состояние портфеля ценных бумаг инвестора в момент времени $t > 0$. Тогда текущий капитал $X_t = \beta_t B_t + \gamma_t S_t$.

Задача: Найти капитал X_t , соответствующий ему портфель $\pi_t = (\beta_t, \gamma_t)$ и начальное значение $X_0 = C_T$ капитала, как стоимости вторичной ценной бумаги опциона, при котором обеспечивается выполнение платежного обязательства $X_T = f_T(S_T)$, где $f_T(S_T)$ – платежная функция, с вероятностью $P(A) = 1 - \varepsilon$, $0 < \varepsilon < 1$ [2, 4].

Заметим, что в стандартной задаче хеджирования опционов выполнение платежного обязательства обеспечивается с вероятностью единица [1], т. е. на каждой траектории стохастического процесса S_t , моделирующего эволюцию цены рискованного актива.

3. Нахождение цены опциона

Рассмотрим задачу хеджирования с заданной вероятностью $P(A)$ (квантильного хеджирования) стандартного опциона покупателя (*call*-опциона) с функцией выплаты $f_T = (S_T - K)^+ = \max(0, S_T - K)$ [1]. По теореме 6.1 из [2] имеем, что оптимальная стратегия в задаче квантильного хеджирования совпадает с совершенным хеджем платежного обязательства $f = f_T I_A$, где I_A – индикатор множества (события) A , которое имеет вид

$$A = \left\{ \omega : \frac{dP}{dP^*} > \text{const} \cdot f_T \right\}, \quad (2)$$

P^* – мартингальная мера, т. е. мера, относительно которой процесс $\tilde{X}_t = X_t/B_t$ является мартингалом. Используя то, что процесс плотности мартингальной меры P^* относительно P есть ([2], § 3.2)

$$\frac{dP_t^*}{dP_t} = \exp \left\{ -\frac{\mu - r}{\sigma} W_t^* + \frac{1}{2} \left(\frac{\mu - r}{\sigma} \right)^2 T \right\},$$

где $W_t^* = W_t + \left(\frac{\mu - r}{\sigma} \right) t$ – винеровский процесс относительно меры P^* , можем переписать (2) в следующем виде:

$$A = \left\{ \exp \left(\frac{\mu - r}{\sigma} W_T^* - \frac{1}{2} \left(\frac{\mu - r}{\sigma} \right)^2 T \right) > \text{const} \cdot (S_T - K)^+ \right\} = \left\{ \exp \left(\frac{\mu - r}{\sigma^2} \left(\ln S_0 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + \sigma W_T^* \right) \right) > \text{const} \cdot (S_T - K)^+ \right\} =$$

$$\times \exp \left\{ -\frac{\mu - r}{\sigma^2} \left(\ln S_0 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T - \frac{1}{2} \left(\frac{\mu - r}{\sigma} \right)^2 T \right) \right\} > \text{const} \cdot (S_T - K)^+ \right\} = \left\{ S_T^{\frac{\mu - r}{\sigma^2}} \exp \left(-\frac{\mu - r}{\sigma^2} \left(\ln S_0 + \frac{\mu + r - \sigma^2}{2} T \right) \right) > \text{const} \cdot (S_T - K)^+ \right\}. \quad (3)$$

Необходимо рассмотреть отдельно два случая: $(\mu - r)/\sigma^2 \leq 1$, $(\mu - r)/\sigma^2 > 1$.

Замечание 1. Далее всюду $\Phi^{-1}(y)$ означает функцию, обратную функции Лапласа

$$\Phi(y) = \int_{-\infty}^y \varphi(x) dx, \quad \varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}.$$

Теорема 1. Пусть

$$y_0(T, S_0) = \left(\ln \frac{K}{S_0} - \left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T \right) / \sigma \sqrt{T}. \quad (4)$$

Тогда при $(\mu - r)/\sigma^2 \leq 1$ цена опциона определяется формулой

$$C_T = S_0 \left[\Phi \left(\frac{b_c}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T} \right) - \Phi(y_0(T, S_0) - \sigma \sqrt{T}) \right] - K e^{-rT} \left[\Phi \left(\frac{b_c}{\sqrt{T}} \right) - \Phi(y_0(T, S_0)) \right], \quad (5)$$

где константа b_c имеет вид

$$b_c = \sqrt{T} \Phi^{-1}(1 - \varepsilon) + \frac{\mu - r}{\sigma} T. \quad (6)$$

Доказательство. Случаю $(\mu - r)/\sigma^2 \leq 1$ соответствует рис. 1, определяющий структуру множества хеджирования A .

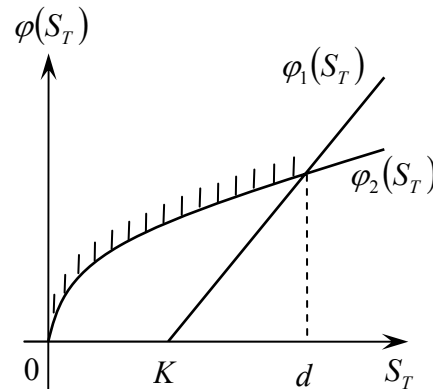


Рис. 1. Структура множества хеджирования: $(\mu - r)/\sigma^2 \leq 1$; $\varphi_1(S_T) = \text{const} \cdot (S_T - K)^+$; $\varphi_2(S_T) = S_T^{(\mu - r)/\sigma^2}$

Заштрихованная область является областью решения неравенства (3). Таким образом, в этом случае множество (событие) A представляется в виде

$$A = \{S_T < d\} = \{W_T^* < b\} = \left\{ S_T < S_0 \exp \left(\left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + b \sigma \right) \right\} \quad (7)$$

при ограничении (E – усреднение по мере P^*) $E(I_A f_T / B_T) = x_0$ [2]. Из (7) имеем, что

$$P(A) = P \left\{ S_T < S_0 \exp \left(\left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + b\sigma \right) \right\}. \quad (8)$$

Так как согласно (1)

$$S_T = S_0 \exp \left\{ \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + \sigma W_T \right\}, \quad (9)$$

то использование (9) в (8) дает, что

$$\begin{aligned} P(A) &= P \left\{ S_0 \exp \left(\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + \sigma W_T \right) < \right. \\ &\quad \left. < L S_0 \exp \left(\left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + b\sigma \right) \right\} = \\ &= P \left\{ \exp \left(\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + \sigma W_T \right) < \right. \\ &\quad \left. < \exp \left(\left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + b\sigma \right) \right\} = \\ &= P \left\{ \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + \sigma W_T < \left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + b\sigma \right\} = \\ &= P \{ \sigma W_T < b\sigma - (\mu - r)T \} = \\ &= P \left\{ W_T < b - \left(\frac{\mu - r}{\sigma} \right) T \right\}. \quad (10) \end{aligned}$$

С учетом того, что винеровский процесс W_t имеет нормальное распределение с нулевым средним и дисперсией t , из (10) получаем

$$P(A) = \Phi \left(\left(b - \frac{\mu - r}{\sigma} T \right) / \sqrt{T} \right),$$

где $P(A) = 1 - \varepsilon$ есть вероятность успешного хеджирования, $0 < \varepsilon < 1$. Следовательно, для нахождения константы $b = b_c$ имеем условие

$$\left(b - \frac{\mu - r}{\sigma} T \right) / \sqrt{T} = \Phi^{-1}(1 - \varepsilon),$$

что и доказывает (6). В соответствии с Теоремой 1 из [1] имеем, что цена опциона купли определяется по формуле

$$C_T = e^{-rT} F_T(S_0), \quad (11)$$

где $F_T(S_0) = E^* \{ I_A f_T(S_T) | S_0 \}$. Тогда, с учетом вида платежной функции для опциона купли, получим

$$\begin{aligned} F_T(S_0) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{b_c/\sqrt{T}} f_T \left(S_0 \exp \left\{ \begin{array}{l} \sigma\sqrt{T}y + \\ + (r - \frac{\sigma^2}{2})T \end{array} \right\} \right) e^{-y^2/2} dy = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{y_0(T, S_0)}^{b_c/\sqrt{T}} \left(S_0 \exp \left\{ \begin{array}{l} \sigma\sqrt{T}y + \\ + (r - \frac{\sigma^2}{2})T \end{array} \right\} - K \right) e^{-y^2/2} dy, \quad (12) \end{aligned}$$

где $y_0(T, S_0)$ – решение уравнения

$$S_0 \exp \{ \sigma\sqrt{T}y + (r - \frac{\sigma^2}{2})T \} - K = 0,$$

которое определяется по формуле (4). Подставив $F_T(S_0)$ вида (12) в (11), получим с учетом (6), что

$$\begin{aligned} C_T &= e^{-rT} F_T(S_0) = \\ &= \frac{e^{-rT}}{\sqrt{2\pi}} \int_{y_0(T, S_0)}^{b_c/\sqrt{T}} \left(S_0 \exp \left\{ \begin{array}{l} \sigma\sqrt{T}y + \\ + (r - \frac{\sigma^2}{2})T \end{array} \right\} - K \right) e^{-y^2/2} dy = \\ &= \frac{S_0}{\sqrt{2\pi}} \int_{y_0(T, S_0)}^{b_c/\sqrt{T}} e^{\frac{1}{2}(y - \sigma\sqrt{T})^2} dy - \frac{Ke^{-rT}}{\sqrt{2\pi}} \int_{y_0(T, S_0)}^{b_c/\sqrt{T}} e^{-y^2/2} dy = \\ &= S_0 \left[\Phi \left(\frac{b_c}{\sqrt{T}} - \sigma\sqrt{T} \right) - \Phi(y_0(T, S_0) - \sigma\sqrt{T}) \right] - \\ &\quad - Ke^{-rT} \left[\Phi \left(\frac{b_c}{\sqrt{T}} \right) - \Phi(y_0(T, S_0)) \right], \end{aligned}$$

то есть пришли к (5). Теорема доказана.

Теорема 2. Пусть $y_0(T, S_0)$ определяется по формуле (4). Тогда при $(\mu - r)/\sigma^2 > 1$ цена опциона определяется формулой

$$\begin{aligned} C_T &= S_0 \left[\Phi \left(\frac{b_1}{\sqrt{T}} - \sigma\sqrt{T} \right) - \Phi(y_0(T, S_0) - \sigma\sqrt{T}) + \right. \\ &\quad \left. + \Phi \left(-\frac{b_2}{\sqrt{T}} + \sigma\sqrt{T} \right) \right] - \\ &\quad - Ke^{-rT} \left[\Phi \left(\frac{b_1}{\sqrt{T}} \right) - \Phi(y_0(T, S_0)) + \Phi \left(-\frac{b_2}{\sqrt{T}} \right) \right], \quad (13) \end{aligned}$$

где константы b_1 и b_2 такие, что удовлетворяют условию

$$\begin{aligned} P(A) = 1 - \varepsilon &= \Phi \left(\left(b_1 - \frac{\mu - r}{\sigma} T \right) / \sqrt{T} \right) + \\ &+ \Phi \left(\left(-b_2 + \frac{\mu - r}{\sigma} T \right) / \sqrt{T} \right). \quad (14) \end{aligned}$$

Доказательство. Случаю $(\mu - r)/\sigma^2 > 1$ соответствует следующий аналог, рис. 2.

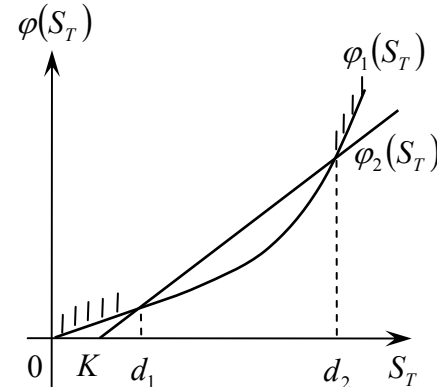


Рис. 2. Структура множества хеджирования: $(\mu - r)/\sigma^2 > 1$; $\varphi_1(S_T) = \text{const}(S_T - K)$; $\varphi_2(S_T) = S_T^{(\mu - r)/\sigma^2}$

В этом случае множество A имеет следующую структуру: $A = \{S_T < d_1\} \cup \{S_T < d_2\} = \{W_T < b_1\} \cup \{W_T > b_2\}$. Так как множества $\{S_T < d_1\}$ и $\{S_T < d_2\}$ не пересекаются, то

$$\begin{aligned} P(A) &= P\{S_T < d_1\} + P\{S_T > d_2\} = \\ &= P\{S_T < S_0 \exp((r - \frac{\sigma^2}{2})T + b_1\sigma)\} + \\ &+ P\{S_T > S_0 \exp((r - \frac{\sigma^2}{2})T + b_2\sigma)\}. \end{aligned} \quad (15)$$

С учетом (9) из (15) следует

$$P(A) = P\{W_T < b_1 - \frac{\mu - r}{\sigma}T\} + P\{W_T > b_2 - \frac{\mu - r}{\sigma}T\}. \quad (16)$$

Так как W_t имеет нормальное распределение с нулевым средним и дисперсией t , то с учетом свойства $\Phi(x) + \Phi(-x) = 1$, из (16) следует (14). Таким образом, получили, что константы b_1 и b_2 должны удовлетворять условию (14), но в явном виде они не находятся. Аналогично (12)

$$\begin{aligned} F_T(S_0) &= \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{b_1/\sqrt{T}} f_T(S_0 \exp\{\sigma\sqrt{T}y + \frac{r - \sigma^2}{2}\}) \cdot e^{-\frac{y^2}{2}} dy + \\ &+ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{b_2/\sqrt{T}}^{\infty} f_T(S_0 \exp\{\sigma\sqrt{T}y + \frac{r - \sigma^2}{2}\}) \cdot e^{-\frac{y^2}{2}} dy. \end{aligned} \quad (17)$$

Дальнейшие преобразования по выводу формулы (13) после подстановки (17) в (11) аналогичны преобразованиям по выводу формулы (5) и поэтому не приводятся. Теорема доказана.

4. Нахождение капитала и портфеля

Обозначим через $\pi^* = (\beta^*, \gamma^*)$ – минимальный хедж (оптимальный портфель), где β^* – часть безрискового актива (сумма, находящаяся на банковском счете), а γ^* – часть рискованного актива (сумма, вложенная в акции). Отрицательное значение β^* либо γ^* означает взятие соответствующего актива в долг.

Теорема 3. Для случая $(\mu - r)/\sigma^2 \leq 1$ капитал X_t и портфель $\pi_t^* = (\beta_t^*, \gamma_t^*)$ определяются формулами

$$\begin{aligned} X_t &= S_t \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}\right) - \right. \\ &\left. - \Phi(y_0(T-t, S_t) - \sigma\sqrt{T-t}) \right] - \\ &- Ke^{-r(T-t)} \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}}\right) - \Phi(y_0(T-t, S_t)) \right], \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \gamma_t^* &= \Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}\right) - \\ &- \Phi(y_0(T-t, S_t) - \sigma\sqrt{T-t}), \end{aligned} \quad (19)$$

$$\beta_t^* = -\frac{K}{B_T} \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}}\right) - \Phi(y_0(T-t, S_t)) \right], \quad (20)$$

где $y_0(T-t, S_t)$ и b_c определяются по формулам (4) и (6) с заменами $T \rightarrow (T-t)$ и $S_0 \rightarrow S_t$.

Доказательство. По Теореме 1 из [1] имеем, что

$$X_t = e^{-r(T-t)} F_{T-t}(S_t), \quad (21)$$

где $F_{T-t}(S_t) = E^*\{I_t f_T(S_T) | S_t\}$. Тогда, подставив выражение (12) для функции $F_T(S_0)$ с заменами $T \rightarrow (T-t)$ и $S_0 \rightarrow S_t$ в (21), получаем формулу, определяющую эволюцию текущего капитала

$$\begin{aligned} X_t &= e^{-r(T-t)} F_{T-t}(S_t) = \\ &= \frac{e^{-r(T-t)}}{\sqrt{2\pi}} \int_{y_0(T-t, S_t)}^{\frac{b_c/\sqrt{T-t}}{\sigma\sqrt{T-t}}} \left(S_t \exp\left\{ \sigma\sqrt{T-t}y + \right. \right. \\ &\left. \left. + (r - \frac{\sigma^2}{2})(T-t) \right\} - K \right) e^{-y^2/2} dy = \\ &= \frac{S_t}{\sqrt{2\pi}} \int_{y_0(T-t, S_t) - \sigma\sqrt{T-t}}^{\frac{b_c/\sqrt{T-t}}{\sigma\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy - \frac{Ke^{-r(T-t)}}{\sqrt{2\pi}} \int_{y_0(T-t, S_t)}^{\frac{b_c/\sqrt{T-t}}{\sigma\sqrt{T-t}}} e^{-y^2/2} dy = \\ &= S_t \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}\right) - \Phi(y_0(T-t, S_t) - \sigma\sqrt{T-t}) \right] - \\ &- Ke^{-r(T-t)} \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}}\right) - \Phi(y_0(T-t, S_t)) \right], \end{aligned}$$

что доказывает формулу (18).

По формулам (4.22), (4.23) из [1] имеем:

$$\gamma_t^* = e^{-r(T-t)} \frac{\partial F_{T-t}(S)}{\partial S} (S_t), \quad (22)$$

$$\beta_t^* = \frac{1}{B_T} \left[F_{T-t}(S_t) - S_t \frac{\partial F_{T-t}(S)}{\partial S} (S_t) \right] = \frac{X_t - \gamma_t^* S_t}{B_T}. \quad (23)$$

Согласно (18), (21)

$$\begin{aligned} e^{-r(T-t)} F_{T-t}(S) &= \\ &= s \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}\right) - \Phi(y_0(T-t, s) - \sigma\sqrt{T-t}) \right] - \\ &- Ke^{-r(T-t)} \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}}\right) - \Phi(y_0(T-t, s)) \right]. \end{aligned}$$

Тогда из (22) следует

$$\begin{aligned} \gamma_t^* &= \frac{\partial}{\partial S} (e^{-r(T-t)} F_{T-t}(S)) \Big|_{S_t} = \\ &= \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}\right) - \right. \\ &\left. - \Phi(y_0(T-t, S_t) - \sigma\sqrt{T-t}) \right] - \\ &- s \frac{\partial}{\partial S} \Phi(y_0(T-t, s) - \sigma\sqrt{T-t}) \Big|_{S_t} + \\ &+ Ke^{-r(T-t)} \frac{\partial}{\partial S} \Phi(y_0(T-t, s)) \Big|_{S_t}. \end{aligned} \quad (24)$$

С учетом вида функции $y_0(T-t, s)$ получаем

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial S} \Phi(y_0(T-t, s)) &= \frac{\partial}{\partial S} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y_0(T-t, s)} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right) = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y_0(T-t, s))^2}{2}} \frac{\partial}{\partial S} y_0(T-t, s) = \\ &= -\frac{1}{s\sigma\sqrt{2\pi(T-t)}} e^{-\frac{(y_0(T-t, s))^2}{2}}. \end{aligned} \quad (25)$$

Тогда

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial S} \Phi(y_0(T-t, s) - \sigma\sqrt{T-t}) = \\ & = -\frac{1}{s\sigma\sqrt{2\pi(T-t)}} e^{-\frac{(y_0(T-t, s) - \sigma\sqrt{T-t})^2}{2}}. \end{aligned} \quad (26)$$

Из (25), (26) с учетом вида функции $y_0(T-t, s)$ следует, что

$$\begin{aligned} & s \frac{\partial}{\partial S} \Phi(y_0(T-t, s) - \sigma\sqrt{T-t}) - \\ & - Ke^{-r(T-t)} \frac{\partial}{\partial S} \Phi(y_0(T-t, s)) = \\ & = -\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi(T-t)}} e^{-\frac{(y_0(T-t, s) - \sigma\sqrt{T-t})^2}{2}} + \\ & + \frac{Ke^{-r(T-t)}}{s\sigma\sqrt{2\pi(T-t)}} e^{-\frac{(y_0(T-t, s) - \sigma\sqrt{T-t})^2}{2}} = \\ & = -\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi(T-t)}} \times \\ & \times e^{-\frac{(y_0(T-t, s))^2}{2}} \left[\frac{Ke^{-r(T-t)}}{s} - \frac{Ke^{-r(T-t)}}{s} \right] = 0. \end{aligned} \quad (27)$$

Подстановка (27) в (24) приводит к (19). Из (18), (19), (23) следует

$$\begin{aligned} \beta_t^* &= \frac{S_t}{B_t} \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}\right) - \right. \\ & \left. - \Phi(y_0(T-t, S_t) - \sigma\sqrt{T-t}) \right] - \\ & - \frac{Ke^{-r(T-t)}}{B_t} \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}}\right) - \Phi(y_0(T-t, S_t)) \right] - \\ & - \frac{S_t}{B_t} \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}\right) - \right. \\ & \left. - \Phi(y_0(T-t, S_t) - \sigma\sqrt{T-t}) \right] = \\ & = -\frac{Ke^{-r(T-t)}}{B_t} \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}}\right) - \Phi(y_0(T-t, S_t)) \right] = \\ & = -\frac{K}{B_r} \left[\Phi\left(\frac{b_c}{\sqrt{T-t}}\right) - \Phi(y_0(T-t, S_t)) \right], \end{aligned}$$

то есть пришли к (20). Теорема доказана.

Теорема 4. Для случая $(\mu-r)/\sigma^2 > 1$ капитал X_t и портфель $\pi_t^* = (\beta_t^*, \gamma_t^*)$ определяются формулами

$$\begin{aligned} X_t &= S_t \left[\Phi\left(\frac{b_1}{\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}\right) - \right. \\ & \left. - \Phi(y_0(T-t, S_t) - \sigma\sqrt{T-t}) + \right. \\ & \left. + \Phi\left(-\frac{b_2}{\sqrt{T-t}} + \sigma\sqrt{T-t}\right) \right] - \\ & - Ke^{-r(T-t)} \left[\Phi\left(\frac{b_1}{\sqrt{T-t}}\right) - \Phi(y_0(T-t, S_t)) + \right. \\ & \left. + \Phi\left(-\frac{b_2}{\sqrt{T-t}}\right) \right], \end{aligned} \quad (28)$$

$$\begin{aligned} \gamma_t^* &= \Phi\left(\frac{b_1}{\sqrt{T-t}} - \sigma\sqrt{T-t}\right) - \\ & - \Phi(y_0(T-t, S_t) - \sigma\sqrt{T-t}) + \\ & + \Phi\left(-\frac{b_2}{\sqrt{T-t}} + \sigma\sqrt{T-t}\right), \end{aligned} \quad (29)$$

$$\beta_t^* = -\frac{K}{B_r} \left[\Phi\left(\frac{b_1}{\sqrt{T-t}}\right) - \Phi(y_0(T-t, S_t)) + \right. \\ \left. + \Phi\left(-\frac{b_2}{\sqrt{T-t}}\right) \right]. \quad (30)$$

где $y_0(T-t, S_t)$, b_1 и b_2 находятся по формулам (4), (14) с заменами $T \rightarrow (T-t)$ и $S_0 \rightarrow S_t$.

Доказательство данной теоремы проводится аналогично доказательству Теоремы 3 с использованием вместо (12) формулы (17).

Следствие. Пусть $\tilde{C}_T, \tilde{X}_t, \tilde{\gamma}_t, \tilde{\beta}_t^*$ означают соответствующие величины при $\varepsilon=0$, когда достигается совершенное хеджирование. Тогда

$$\tilde{C}_T = S_0 \Phi(\sigma\sqrt{T} - y_0(T, S_0)) - Ke^{-rT} \Phi(-y_0(T, S_0)), \quad (31)$$

$$\begin{aligned} \tilde{X}_t &= S_t \Phi(\sigma\sqrt{T-t} - y_0(T-t, S_t)) - \\ & - Ke^{-r(T-t)} \Phi(-y_0(T-t, S_t)), \end{aligned} \quad (32)$$

$$\gamma_t^* = \Phi(\sigma\sqrt{T-t} - y_0(T-t, S_t)), \quad (33)$$

$$\beta_t^* = -\frac{K}{B_r} \Phi(-y_0(T-t, S_t)). \quad (34)$$

Доказательство. Рассматриваем случай $(\mu-r)/\sigma^2 \leq 1$. Так как $\Phi^{-1}(1) = \infty$, то из (6) следует, что $b_c = \infty$ при $\varepsilon=0$. Так как $\Phi(\infty) = 1$, то согласно (5)

$$\begin{aligned} \tilde{C}_T &= S_0 [1 - \Phi(y_0(T, S_0) - \sigma\sqrt{T})] - \\ & - Ke^{-rT} [1 - \Phi(y_0(T, S_0))]. \end{aligned} \quad (35)$$

Так как $\Phi(x) + \Phi(-x) = 1$, то (31) следует из (35). Формулы (32)–(34) следуют из (18)–(20) аналогичным образом.

Рассмотрим теперь случай $(\mu-r)/\sigma^2 > 1$. Тогда при $\varepsilon=0$ с учетом свойства функции $\Phi(x)$ из (14) следует, что

$$\Phi\left(\left(b_1 - \frac{\mu-r}{\sigma} T\right) / \sqrt{T}\right) = \Phi\left(\left(b_2 - \frac{\mu-r}{\sigma} T\right) / \sqrt{T}\right),$$

т. е. $b_1 = b_2 = b$.

Следовательно, согласно (13),

$$\begin{aligned} \tilde{C}_T &= S_0 \left[\Phi\left(\frac{b}{\sqrt{T}} - \sigma\sqrt{T}\right) - \Phi(y_0(T, S_0) - \sigma\sqrt{T}) + \right. \\ & \left. + \Phi\left(-\frac{b}{\sqrt{T}} + \sigma\sqrt{T}\right) \right] - \\ & - Ke^{-rT} \left[\Phi\left(\frac{b}{\sqrt{T}}\right) - \Phi(y_0(T, S_0)) + \Phi\left(-\frac{b}{\sqrt{T}}\right) \right]. \end{aligned} \quad (36)$$

Тогда формула (31), с учетом свойства $\Phi(x)+\Phi(-x)=1$, следует из (36) очевидным образом, и аналогичным образом формулы (32)–(34) следуют из (28)–(30). Следствие доказано.

Замечание 2. В случае $\varepsilon=0$, когда квантильное хеджирование переходит в совершенное хеджирование (с вероятностью единица), результаты Теорем 1–4 переходят в результаты Теоремы 2 из [1], так как формулы (31)–(34) представляют собой формулы (4.26), (4.29)–(4.31) из [1].

5. Коэффициенты чувствительности

Представляют интерес зависимости цены опциона от параметров μ и ε , отсутствующих в решении задачи совершенного хеджирования [1]. Эти зависимости определяются величинами $C_T^\mu = dC_T/d\mu$ и $C_T^\varepsilon = dC_T/d\varepsilon$.

Теорема 5. Для случая $(\mu-r)/\sigma^2 \leq 1$ коэффициенты чувствительности C_T^μ и C_T^ε определяются формулами

$$C_T^\mu = \frac{\sqrt{T}}{\sigma} \left[S_0 \varphi \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T} \right) - Ke^{-rT} \varphi \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} \right) \right], \quad (37)$$

$$C_T^\varepsilon = \sqrt{2\pi} \cdot e^{\frac{(\Phi^{-1}(1-\varepsilon))^2}{2}} \begin{bmatrix} Ke^{-rT} \varphi \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} \right) - \\ -S_0 \varphi \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T} \right) \end{bmatrix}. \quad (38)$$

Доказательство. Согласно (4) и (6)

$$\frac{dy_0(T, S_0)}{d\mu} = \frac{d(y_0(T, S_0) - \sigma \sqrt{T})}{d\mu} = 0,$$

$$\frac{d\left(\frac{b_C}{\sqrt{T}}\right)}{d\mu} = \frac{d\left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T}\right)}{d\mu} = \frac{\sqrt{T}}{\sigma}.$$

Тогда, с учетом формулы (5) и обозначения для функции $\varphi(x)$ (см. *Замечание 1*)

$$\begin{aligned} C_T^\mu &= \frac{dC_T}{d\mu} = S_0 \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{1}{2} \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T} \right)^2} \cdot \frac{\sqrt{T}}{\sigma} \right] - \\ &\quad - Ke^{-rT} \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{1}{2} \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} \right)^2} \cdot \frac{\sqrt{T}}{\sigma} \right] = \\ &= \sqrt{\frac{T}{2\pi\sigma^2}} \left[S_0 e^{\frac{1}{2} \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T} \right)^2} - Ke^{-rT} e^{\frac{1}{2} \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} \right)^2} \right] = \\ &= \frac{\sqrt{T}}{\sigma} \left[S_0 \varphi \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T} \right) - Ke^{-rT} \varphi \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} \right) \right], \end{aligned}$$

т. е. пришли к формуле (37). Используя правило дифференцирования обратных функций

$$\frac{d(\Phi^{-1}(x))}{dx} = \left[\frac{d\Phi(\Phi^{-1}(x))}{dx} \right]^{-1},$$

получим, что

$$\frac{d(\Phi^{-1}(1-\varepsilon))}{d\varepsilon} = \left[\frac{d\Phi(\Phi^{-1}(1-\varepsilon))}{d\varepsilon} \right]^{-1} = -\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{1}{2}(\Phi^{-1}(1-\varepsilon))^2}.$$

Тогда из формулы (6) следует, что

$$db_C/d\varepsilon = -\sqrt{2\pi T} e^{\frac{1}{2}(\Phi^{-1}(1-\varepsilon))^2}.$$

Таким образом

$$\begin{aligned} C_T^\varepsilon &= \frac{dC_T}{d\varepsilon} = S_0 \left[-e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T} \right)^2} e^{\frac{(\Phi^{-1}(1-\varepsilon))^2}{2}} \right] - \\ &\quad - Ke^{-rT} \left[-e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} \right)^2} e^{\frac{(\Phi^{-1}(1-\varepsilon))^2}{2}} \right] = \\ &= \sqrt{2\pi} e^{\frac{(\Phi^{-1}(1-\varepsilon))^2}{2}} \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}} Ke^{-rT} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} \right)^2} - \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} S_0 e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T} \right)^2} \right] = \\ &= \sqrt{2\pi} e^{\frac{(\Phi^{-1}(1-\varepsilon))^2}{2}} \begin{bmatrix} Ke^{-rT} \varphi \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} \right) - \\ -S_0 \varphi \left(\frac{b_C}{\sqrt{T}} - \sigma \sqrt{T} \right) \end{bmatrix}, \end{aligned}$$

т. е. пришли к формуле (38). Теорема доказана.

6. Заключение

1. В случае совершенного хеджирования, согласно (31)–(34), решение обладает существенным недостатком, т. к. не зависит от параметра изменчивости μ , характеризующего тенденцию в изменении цены рискованного актива: если $\mu=0$, то цена в среднем флуктуирует возле начального значения S_0 , т. е. процесс S_t ведет себя как мартингал; если $\mu>0$, то цена в среднем возрастает, т. е. процесс S_t ведет себя как субмартингал; если $\mu<0$, то цена в среднем убывает, т. е. процесс S_t ведет себя как супермартингал. Полученное решение задачи хеджирования с заданной вероятностью снимает этот недостаток, т. к. содержит зависимость от μ через b_C , b_1 и b_2 .

2. Численные исследования показали, что $C_T^\mu > 0$ и $C_T^\varepsilon < 0$, т. е. с ростом параметра μ цена опциона купли будет возрастать, а с ростом параметра ε – убывать. Действительно, с ростом μ происходит увеличение в среднем цены рискованного актива S_t , что уменьшает риск для покупателя опциона купли, а за меньший риск следует больше платить. С ростом ε вероятность успешного хеджирования $P(A)=1-\varepsilon$ уменьшается, что приводит к увеличению риска, а за возросший риск следует меньше платить.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ширяев А.Н., Кабанов Ю.М., Крамков Д.О., Мельников А.В. К теории расчетов опционов европейского и американского типа. II. Непрерывное время // Теория вероятностей и ее применения. – 1994. – Т. 39. – № 1. – С. 80–129.
2. Мельников А.В., Волков С.Н., Нечаев М.Л. Математика финансовых обязательств. – М.: ГУ ВШЭ, 2001. – 260 с.
3. Скороход А.В., Гихман И.И. Введение в теорию случайных процессов. – М.: Наука, 1975.
4. Новиков А.А. Хеджирование опционов с заданной вероятностью // Теория вероятностей и ее применения. – 1998. – Т. 43. – № 1. – С. 152–161.

Поступила 26.10.2006 г.

УДК 539.371

ТЕОРИИ «МАЛЫХ» И «БОЛЬШИХ» ИСКРИВЛЕНИЙ СТЕРЖНЕЙ В ОБЩЕМ АНАЛИТИЧЕСКОМ ПРЕДСТАВЛЕНИИ

А.В. Анфилофьев

Томский политехнический институт

E-mail: zvm@tpu.ru

Анализируются теории «малых» и «больших» перемещений при изгибе стержней с оценкой и определением назначения их разделяющих допущений. Формируется общее математическое обеспечение на базе выражений кривизны линии в параметрической форме. Краевая задача определения геометрии искривления стержня представляется двумя задачами: «восстановление линии» по функции кривизны и начальным условиям, затем «спрямление линии» – определение длины дуги кривой по условиям на конце.

1. Введение

Механика деформируемых тел призвана устанавливать функциональные связи между параметрами, характеризующими их состояния, и внешними воздействиями. Её задачи сводятся, в основном, к установлению изменений геометрии тел.

Для большинства конструкций требование жесткости ограничивает величину изменений формы и размеров, образующих их элементов, и соответственно представлений о «малом» и «большом» сформировано два подхода в определении геометрии деформирования. Различают короткие (жёсткие) стержни, у которых физический ресурс упругости материалов исчерпывается при «малых» изменениях форм и размеров, и длинные (гибкие), допускающие «большие» изменения в геометрии при том же ресурсе упругости.

Для определения «малых» изменений сформирован ряд «руководящих правил и принципов» (несущественное изменение формы, правило относительной жесткости, принцип неизменности начальных размеров), образующих понятийный аппарат теории «малых перемещений» или «малых деформаций», методы и приемы которой составляют основное содержание инженерного курса «Сопротивление материалов». В этой теории по виду функциональной связи между нагрузкой и «характерным перемещением» возникает деление систем на линейные и нелинейные, появляются и терминологические тонкости: слабо искривлённая ось стержней называется упругой линией или упругой кривой, «точная форма упругой оси» называется эластикой [1].

Подход к задаче определения геометрии деформирования систем с длинными (гибкими) стержнями характерен убеждением, что к решению её «нельзя применить обычную теорию сопротивления материалов. Необходимо построить совершенно иную прикладную теорию изгиба, справедливую для сколь угодно больших упругих перемещений и коренным образом отличающуюся от обычной теории, начиная с основных положений и понятий» [2].

Основные уравнения механики деформируемых тел любой формы «давно сведены к определяющим уравнениям» [3] и к настоящему времени «теория больших перемещений, отличающаяся от обычной теории» существует [2], имеются отдельные исследования [1, 4], которые отличает сложность преобразований, сводящих решение к специальным функциям без видимой физической связи их переменных с определяемыми параметрами эластичности.

Замечено [3], что «механика деформируемых тел состоит не только из уравнений, а также из определений точного физического смысла всех входящих в эти уравнения параметров и функций и самих уравнений». Очевидно, по причине отсутствия этих определений специальная теория без общих основ и видимых связей с обычной теорией не стала инструментом инженера. В инженерном образовании доминирует приближённая «теория малых перемещений», а результаты решения отдельных задач по специальной теории используются для подтверждения результатов приближённой теории и демонстрации нелинейного поведения некоторых систем при «малых» изменениях [5].