

## **ОБ ОЦЕНКЕ СТОИМОСТИ ФИНАНСОВЫХ ИНСТРУМЕНТОВ В МОДЕЛИ БЕЙТСА**

**Введение.** В настоящее время в условиях неопределенности на рынке ценных бумаг разрабатывается огромное количество различных подходов – технический анализ, применение нейронных сетей, использование регрессионного анализа и т.п. – для прогнозирования цен различных финансовых инструментов. В течение последнего десятилетия при моделировании колебаний рынка становятся популярными случайные процессы со скачками, рассматриваемые в непрерывном времени. Большинство моделей, построенных на таких процессах, задаются с помощью процессов Леви с ненулевой гауссовой компонентой и компонентой, которая является составным пуассоновским процессом, позволяющим моделировать скачки цен [1]. Примерами таких моделей являются диффузионно-скачкообразная модель Мертона с гауссовскими скачками [2]; модель Коу с двойным экспоненциальным скачком [3]; модель Бейтса [4, 5] со скачками, имеющими логарифмически нормальное распределение, и стохастической волатильностью.

В данной работе предлагается рассмотреть модель, разработанную Бейтсом, которая применяется для оценки стоимости опционов и цен активов. Для анализа модели предлагается свести ее к интегро-дифференциальному уравнению в частных производных и применить метод, основанный на спектральной форме математического описания [6–8].

**Описание модели.** В модели Бейтса динамика цены актива состоит из диффузионной части, которая моделируется с помощью броуновского движения, и разрывной или скачкообразной части, которая моделируется пуассоновским процессом. Она относится к классу непрерывных по времени диффузионных моделей со скачками в цене. С помощью модели Бейтса можно получать достаточно сложные распределения. Эти распределения могут возникать как из-за корреляции между волатильностью и ценой актива, так и из-за скачков. Аналогично можно генерировать различные коэффициенты эксцесса и асимметрии, изменяя как волатильность вариации, так и параметры скачков.

В модели сделаны следующие допущения [4]:

- рынки являются идеальными: нет транзакционных выплат, налогов и ограничений на получение кредитов, торговля происходит в непрерывном времени, допускается «short-sale»;
- коэффициент роста является известным и постоянным;
- цена актива моделируется скачкообразно-диффузионным процессом со стохастической вариацией, описываемой CIR-процессом.

Предполагается, что скачки цены актива независимы и одинаково распределены. Они образуют пуассоновский поток событий с постоянной интенсивностью  $\lambda$  (характеризующей среднее количество скачков за единицу времени).

Предположим, что в малый промежуток времени  $\Delta t$  цена актива совершила скачок с  $X$  к  $yX$ , где  $y$  – коэффициент, характеризующий во сколько раз  $yX$  больше  $X$ . Тогда относительный скачок цены будет равен  $\frac{yX-X}{X} = y-1$  и допускается, что коэффициент  $y$  аналогично распределению цены актива является неотрицательной случайной величиной, которая имеет логарифмически нормальное распределение, т.е.  $\ln y \sim N(\gamma, \delta^2)$ . При этом его математическое ожидание равно  $M[y] = e^{\gamma + \frac{1}{2}\delta^2}$ , а дисперсия –  $D[y] = e^{2\gamma + \delta^2}(e^{\delta^2} - 1)$ .

Динамика цены актива в модели Бейтса описывается стохастическими дифференциальными уравнениями [4]

$$dX(t) = (\mu - \lambda\kappa)X(t)dt + \sqrt{v(t)}X(t)dW_1(t) + (y-1)X(t)dP(t), \quad X(0) = X_0, \quad (1)$$

$$dv(t) = k(\theta - v(t))dt + \varepsilon\sqrt{v(t)}dW_2(t), \quad v(0) = v_0, \quad (2)$$

где  $t \in T = [0, t_k]$ ,  $X \in [0, +\infty)$  – цена акции,  $v \in [0, +\infty)$  – вариация (волатильность при этом будет равна  $\sigma = \sqrt{v}$ ),  $\mu$  – процентная ставка,  $\theta$  – равновесная вариация,  $k$  – скорость возвращения к равновесной вариации,  $\varepsilon$  – волатильность вариации,  $\kappa = e^{\gamma + \frac{1}{2}\delta^2} - 1$  – математическое ожидание величины  $y-1$ . Начальная цена  $X_0$  и начальная вариация  $v_0$  независимы и имеют заданные распределения (заданы плотности вероятности);  $W_1(t)$  и  $W_2(t)$  – винеровские случайные процессы с коэффициентом корреляции  $\rho \in [-1, 1]$ ,  $P(t)$  – пуассоновский процесс с интенсивностью  $\lambda$ ;  $W_1(t)$ ,  $W_2(t)$  и  $P(t)$  не зависят от  $X_0$ ,  $v_0$  и  $y$ ;  $t_k$  – момент времени окончания процесса (момент исполнения опциона). Процессы  $W_1(t)$  и  $W_2(t)$  не зависят от  $P(t)$ . Процесс  $W_2(t)$  будем представлять в виде  $W_2(t) = \rho W_1(t) + \sqrt{1 - \rho^2} Z(t)$ , где  $Z(t)$  – винеровский процесс, не зависящий от  $W_1(t)$  и  $P(t)$ .

Для упрощения модели цены актива и, следовательно, последующих расчетов целесообразно сделать замену переменных  $S(t) = \ln X(t)$ .

Используя формулу Ито [1] для функции  $\xi(t, x) = \ln x$ , получаем

$$\begin{aligned} d \ln X(t) &= \frac{\partial \ln X(t)}{\partial t} dt + (\mu - \lambda\kappa)X(t) \frac{\partial \ln x}{\partial x} \Big|_{X(t)} dt + \frac{vX^2(t)}{2} \frac{\partial^2 \ln x}{\partial x^2} \Big|_{X(t)} dt + \\ &+ \sqrt{v}X(t) \frac{\partial \ln x}{\partial x} \Big|_{X(t)} dW(t) + (\ln(yX(t)) - \ln X(t))dP(t) = \\ &= 0 \cdot dt + (\mu - \lambda\kappa)X(t) \frac{1}{X(t)} dt - \frac{vX^2(t)}{2} \frac{1}{X^2(t)} dt + \sqrt{v}X(t) \frac{1}{X(t)} dW(t) + \\ &+ (\ln y + \ln X(t) - \ln X(t))dP(t) = \left( \mu - \lambda\kappa - \frac{v}{2} \right) dt + \sqrt{v}dW(t) + \ln y dP(t). \end{aligned}$$

Таким образом, динамика логарифма цены актива описывается следующим уравнением:

$$dS(t) = \left( \mu - \lambda\kappa - \frac{\nu}{2} \right) dt + \sigma dW(t) + \ln y dP(t), \quad S(0) = S_0, \quad (3)$$

где  $S \in (-\infty, +\infty)$ ,  $S_0$  – начальное состояние (логарифм начальной цены актива), имеющее нормальное распределение:  $S_0 \sim N(\alpha, \beta^2)$ .

Известно, что если математическая модель описывается системой (3) и (2), то плотность вероятности  $\varphi(t, s, \nu)$  состояния  $(S, \nu)$  удовлетворяет уравнению Колмогорова–Феллера:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \varphi(t, s, \nu)}{\partial t} = & -\frac{\partial}{\partial s} \left[ \left( \mu - \lambda\kappa - \frac{\nu}{2} \right) \varphi(t, s, \nu) \right] - \frac{\partial}{\partial \nu} [k(\theta - \nu)\varphi(t, s, \nu)] + \\ & + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial s^2} [\nu \varphi(t, s, \nu)] + \frac{\partial^2}{\partial s \partial \nu} [\rho \varepsilon \nu \varphi(t, s, \nu)] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial \nu^2} [\varepsilon^2 \nu \varphi(t, s, \nu)] - \\ & - \lambda \varphi(t, s, \nu) + \lambda \int_{-\infty}^{+\infty} \psi(s | z) \varphi(t, z, \nu) dz, \quad \varphi(0, s, \nu) = \varphi_0(s, \nu) = \varphi_{10}(s) \varphi_{20}(\nu), \end{aligned} \quad (4)$$

где  $\psi(s | z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\delta}} e^{-\frac{(s-z-\gamma)^2}{2\delta^2}}$  – плотность вероятности величины  $\ln y = s - z$ ,  $\varphi_{10}(s)$  и  $\varphi_{20}(\nu)$  – плотности вероятности логарифма начальной цены  $S_0$  и начальной вариации  $\nu_0$  соответственно,  $t \in T = [0, t_k]$ .

В модели Бейтса справедливая стоимость опциона определяется по форме, соответствующей моделям Блэка–Шоулза и Хестона [4,9,10]:

$$C(t_k, X_0, \nu_0, K) = X_0 P_1(t_k, X_0, \nu_0; K) - K P_2(t_k, X_0, \nu_0; K) e^{-\mu t_k}, \quad (5)$$

где  $P_1$  – дельта европейского call-опциона,  $P_2$  – условная риск-нейтральная вероятность того, что цена на актив будет больше, чем цена исполнения  $K$  в момент исполнения опциона. Величины  $P_1$  и  $P_2$  можно определить следующим образом [1,4]:

$$\begin{aligned} P_r(t, x, \nu; K) = & \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} \frac{1}{\varphi} \operatorname{Im} \left[ e^{-i\varphi \ln \left[ \frac{Ke^{-\mu t}}{x} \right]} f_r(t, x, \nu; \varphi) \right] d\varphi, \quad r = 1, 2, \\ f_r(t, x, \nu; \varphi) = & \exp \left( C_r(t, \varphi) + D_r(t, \varphi) \nu + \lambda t (1 + \kappa)^{u_r + \frac{1}{2}} \left[ (1 + \kappa)^{i\varphi} e^{\delta \left( u_r i \varphi - \frac{1}{2} \varphi^2 \right)} - 1 \right] \right), \end{aligned}$$

где

$$C_r(t, \varphi) = (\mu - \lambda\kappa) i\varphi t - \frac{ht}{\varepsilon^2} (\rho \varepsilon \varphi i - b_r - d_r) - \frac{2h}{\varepsilon^2} \ln \left[ 1 + \frac{1}{2} (\rho \varepsilon \varphi i - b_r - d_r) \frac{1 - e^{d_r t}}{d_r} \right],$$

$$D_r(t, \varphi) = -2 \frac{u_r \varphi i - \frac{1}{2} \varphi^2}{\rho \varepsilon \varphi i - b_r + d_r \frac{1 + e^{d_r t}}{1 - e^{d_r t}}}, \quad d_r = \sqrt{(\rho \varepsilon \varphi i - b_r)^2 - 2\varepsilon^2 (u_r \varphi i - \frac{1}{2} \varphi^2)},$$

$$h = k\theta, \quad u_1 = \frac{1}{2}, \quad u_2 = -\frac{1}{2}, \quad b_1 = k - \rho\varepsilon, \quad b_2 = k.$$

### Постановка задачи анализа.

1. По заданной процентной ставке  $\mu$ , равновесной вариации  $\theta$ , скорости возвращения к равновесной вариации  $k$ , волатильности вариации  $\varepsilon$ , параметрам  $\lambda$ ,  $\gamma$  и  $\delta$ , моменту времени  $t_k$ , законам распределения  $\varphi_{10}(s)$  и  $\varphi_{20}(v)$  логарифма начальной цены  $S_0$  и начальной вариации  $v_0$  требуется найти плотность вероятности  $\varphi(t, s, v)$  состояния  $(S, v)$  (по найденной плотности вероятности  $\varphi(t, s, v)$  можно определить вероятностные характеристики цены актива: математическое ожидание, дисперсию, коэффициенты асимметрии, эксцесса и др.).

2. По заданной цене исполнения  $K$  определить стоимость опциона  $C$  с помощью формулы (5).

**Алгоритм анализа динамики цены актива спектральным методом.** Для нахождения плотности вероятности  $\varphi(t, s, v)$  будем использовать спектральную форму математического описания систем управления [6–8]. Согласно данному подходу искомые функции представляются упорядоченной совокупностью коэффициентов разложения их в ряд Фурье по полной ортонормированной системе базисных функций.

Спектральный метод позволяет сводить уравнения Фоккера–Планка–Колмогорова и Колмогорова–Феллера к линейным алгебраическим уравнениям относительно коэффициентов разложения, форма которых не зависит от выбора базисных систем и их свойств, а также от вида областей изменения времени и координат вектора состояния [6,7].

*Замечание.* Для повышения устойчивости расчетов спектральным методом преобразуем систему (3) и (2) так, чтобы  $S$  и  $v$  измерялись в одном масштабе. Для этого проведем замену переменных  $l(t) = av(t)$ . Число  $a$  выбирается, например, исходя из отношения средних значений случайных величин  $S_0$  и  $v_0$ . Плотность вероятности  $\varphi(t, s, l)$  состояния  $(S, l)$  в этом случае удовлетворяет уравнению

$$\begin{aligned} \frac{\partial \varphi(t, s, l)}{\partial t} = & -\frac{\partial}{\partial s} \left[ \left( \mu - \lambda k - \frac{l}{2a} \right) \varphi(t, s, l) \right] - \frac{\partial}{\partial l} [k(a\theta - l)\varphi(t, s, l)] + \\ & + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial s^2} \left[ \frac{l}{a} \varphi(t, s, l) \right] + \frac{\partial^2}{\partial s \partial l} [\rho \varepsilon l \varphi(t, s, l)] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial l^2} [a \varepsilon^2 l \varphi(t, s, l)] - \\ & - \lambda \varphi(t, s, l) + \lambda \int_{-\infty}^{+\infty} \psi(s | z) \varphi(t, z, l) dz, \quad \varphi(0, s, l) = \varphi_0(s, l), \end{aligned}$$

где  $\varphi_0(s, l)$  – плотность вероятности начального состояния  $(S_0, l_0)$ ,  $l_0 = av_0$ , которая определяется по заданным плотностям вероятности  $\varphi_{10}(s)$  и  $\varphi_{20}(v)$ . Кроме того, снимем формальные ограничения на значения величины  $l$ , т.е. будем полагать, что  $l \in R = (-\infty, +\infty)$ .

Приведем алгоритм анализа динамики цены актива.

1. Выбрать базисную систему  $\{e(i_0, i_1, i_2, t, s, l) = q(i_0, t) p_1(i_1, s) p_2(i_2, l)\}_{i_0, i_1, i_2=0}^{\infty}$  пространства  $L_2(T \times R \times R)$  для представления плотности вероятности  $\varphi(t, s, l)$ , а

также операторов дифференцирования и умножения. В качестве системы функций  $\{q(i_0, t)\}_{i_0=0}^{\infty}$  предлагается использовать полиномы Лежандра  $P(i_0, t)$ , а в качестве систем функций  $\{p_1(i_1, s)\}_{i_1=0}^{\infty}$  и  $\{p_2(i_2, l)\}_{i_2=0}^{\infty}$  – функции Эрмита  $\Psi(i_1, s)$  и  $\Psi(i_2, l)$ . Кроме того, возможны и другие варианты выбора базисных систем [6,7].

2. Вычислить: спектральные характеристики операторов дифференцирования, а именно  $P(3,3)$  – по времени с учетом значения функции в начальный момент;  $P_1(3,3)$ ,  $P_2(3,3)$  и  $P_{11}(3,3)$ ,  $P_{12}(3,3)$ ,  $P_{22}(3,3)$  – первого и второго порядков по координатам  $s$  и  $l$ ; спектральные характеристики  $F_1(3,3)$ ,  $F_2(3,3)$  и  $G_{11}(3,3)$ ,  $G_{12}(3,3)$ ,  $G_{22}(3,3)$  операторов умножения на коэффициенты сноса:  $f_1(t, s, l) = \mu - \lambda\kappa - \frac{l}{2a}$ ,  $f_2(t, s, l) = k(a\theta - l)$ , и диффузии:  $g_{11}(t, s, l) = \frac{l}{a}$ ,  $g_{12}(t, s, l) = \rho\epsilon l$ ,  $g_{22}(t, s, l) = a\epsilon^2 l$  соответственно; спектральную характеристику  $\Phi_0(2,0)$  плотности вероятности  $\varphi_0(s, l)$ ; матрицу-столбец  $q(1,0;0)$  значений функций базисной системы  $\{P(i_0, t)\}_{i_0=0}^{\infty}$  в точке  $t_0$ ; спектральную характеристику  $\Lambda(3,3)$  оператора умножения на функцию  $\lambda$  (согласно свойствам спектрального преобразования операторов умножения  $\Lambda(3,3) = \lambda E(3,3)$ , где  $E(3,3)$  – шестимерная единичная матрица); спектральную характеристику  $K(3,3)$  интегрального оператора:

$$K(3,3) = \lambda(E(1,1) \otimes K(1,1) \otimes E(1,1)),$$

где  $E(1,1)$  – двумерная единичная матрица, а элементы  $K_{ij}$  матрицы  $K(1,1)$  определяются следующим образом [8]:

$$K_{ij} = \int_{-\infty}^{+\infty} \Psi(i, s) \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi\delta}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(s-z-\gamma)^2}{2\delta^2}} \Psi(j, z) dz \right) ds.$$

3. Составить уравнение обобщенной характеристической функции [5,6]:

$$\begin{aligned} &P(3,3) \cdot \Phi(3,0) - q(1,0;0) \otimes \Phi_0(2,0) = \\ &= \left( -P_1(3,3) \cdot F_1(3,3) - P_2(3,3) \cdot F_2(3,3) + \frac{1}{2} P_{11}(3,3) \cdot G_{11}(3,3) + \right. \\ &\left. + P_{12}(3,3) \cdot G_{12}(3,3) + \frac{1}{2} P_{22}(3,3) \cdot G_{22}(3,3) - \Lambda(3,3) + K(3,3) \right) \cdot \Phi(3,0), \end{aligned}$$

где  $\Phi(3,0)$  – спектральная характеристика плотности вероятности  $\varphi(t, s, l)$ , и найти его решение:

$$\begin{aligned} \Phi(3,0) = &\left( P(3,3) + P_1(3,3) \cdot F_1(3,3) + P_2(3,3) \cdot F_2(3,3) - \frac{1}{2} P_{11}(3,3) \cdot G_{11}(3,3) - \right. \\ &\left. - P_{12}(3,3) \cdot G_{12}(3,3) - \frac{1}{2} P_{22}(3,3) \cdot G_{22}(3,3) + \Lambda(3,3) - K(3,3) \right)^{-1} \cdot (q(1,0;0) \otimes \Phi_0(2,0)). \end{aligned}$$

4. Найти плотность вероятности  $\varphi(t, s, l)$  по решению уравнения обобщенной характеристической функции, используя обратное спектральное преобразование:

$$\varphi(t, s, l) = \sum_{i_0=0}^{\infty} \sum_{i_1=0}^{\infty} \sum_{i_2=0}^{\infty} \varphi_{i_0 i_1 i_2} P(i_0, t) \Psi(i_1, s) \Psi(i_2, l), \quad (t, s, l) \in T \times R \times R,$$

где  $\varphi_{i_0 i_1 i_2}$  – координаты спектральной характеристики  $\Phi(3, 0)$ .

5. Вычислить  $J_k(0, 1)$  – спектральную характеристику функционала  $J_k$ , ставящего в соответствие заданной функции  $h(s)$  интеграл по множеству  $R$  от произведения этой функции на  $s^k$ :

$$J_k h(s) = \int_{-\infty}^{+\infty} s^k h(s) ds,$$

и найти спектральные характеристики  $M^{\{k\}}(1, 0)$  начальных моментов  $m^{\{k\}}(t)$  порядка  $k$  логарифма цены актива  $S$  и величины  $l$ , используя соотношения [6]:

$$M_s^{\{k\}}(1, 0) = (E(1, 1) \otimes J_k(0, 1) \otimes J_0(0, 1)) \cdot \Phi(3, 0),$$

$$M_l^{\{k\}}(1, 0) = (E(1, 1) \otimes J_0(0, 1) \otimes J_k(0, 1)) \cdot \Phi(3, 0), \quad k = 1, 2, \dots$$

6. Найти начальные моменты  $m^{\{k\}}(t)$  по спектральным характеристикам  $M^{\{k\}}(1, 0)$ , применяя формулы обращения:

$$m^{\{k\}}(t) = \sum_{i_0=0}^{\infty} m_{i_0}^{\{k\}} P(i_0, t), \quad t \in T,$$

где  $m_{i_0}^{\{k\}}$  – координаты спектральной характеристики  $M^{\{k\}}(1, 0)$ .

7. Вычислить стоимость call-опциона  $C$  с помощью формулы (5) при цене исполнения  $K$ .

*Замечания.*

1. Пункты 5 и 6 выполняются при необходимости расчета моментных характеристик. По начальным моментам могут быть вычислены, например, дисперсия, коэффициенты асимметрии и эксцесса.

2. С помощью полученной плотности вероятности и обратной замены переменных можно найти плотность вероятности и моментные характеристики процесса, описываемого системой (1) и (2), т.е. непосредственно цены актива.

3. Для получения приближенного решения задачи анализа проводится усечение спектральных характеристик [6].

4. В модели Бейтса рассматривается только один актив. Однако можно проводить расчеты и для совокупности активов. Это приведет к увеличению размерности вектора цен, следовательно, и размерности спектральных характеристик. При этом алгоритм поиска цены актива практически не изменится. Также при использовании этой модели можно учесть выплату дивидендов, в результате чего изменится коэффициент сноса, а именно добавится дивидендная доходность.

**Основные результаты.** Основным итогом является разработка алгоритма решения задачи анализа динамики цены актива в модели Бейтса и его апро-

бация на ряде примеров. Рассмотренная модель позволяет учесть мгновенное изменение цены, контролировать коэффициенты асимметрии и эксцесса, учитывать эффект отрицательной корреляции волатильности и относительных доходностей, свойство волатильности возвращаться к равновесным уровням [1,4,5]. При хорошей калибровке модель позволяет достаточно точно прогнозировать будущую цену актива, оценивать стоимость опциона, генерировать функции распределения цен и поверхности предполагаемой волатильности, хорошо совпадающие с реальными.

В качестве направления дальнейших исследований необходимо по реальным данным получить параметры модели, например с помощью обобщенного метода наименьших квадратов, учесть скачки для волатильности и зависимость процентной ставки от времени.

### Библиографический список

1. Cont R., Tankov P. Financial Modelling with Jump Processes. – Chapman and Hall, 2004.
2. Merton R. Option Pricing when Underlying Stock Returns are Discontinuous // Journal of Financial Economics. – 1976. V. 3. – P. 125–144.
3. Kou S. A Jump-Diffusion Model for Option Pricing // Management Science. – 2002. V. 48 – P. 1086–1101.
4. Bates D. Jump and Stochastic Volatility: Exchange Rate Processes Implicit in Deutsche Mark Options // Review of Financial Studies. – 1996. V. 9. – P. 69–107.
5. Кожевников А.С. Анализ динамики цены актива в модели Бейтса спектральным методом // Материалы 48-й Межд. науч. студ. конф. «Студент и научно-технический прогресс»: Математика / Новосиб. гос. ун-т. – Новосибирск, 2010. – С. 294–295.
6. Пантелеев А.В., Рыбаков К.А., Сотскова И.Л. Спектральный метод анализа нелинейных стохастических систем управления. – М.: Вузовская книга, 2006.
7. Рыбаков К.А., Сотскова И.Л. Алгоритмическое обеспечение спектрального метода анализа систем управления в неограниченных областях изменения времени и фазовых координат // Электронный журнал «Труды МАИ». – 2004. № 16. – <http://www.mai.ru>.
8. Рыбаков К.А., Хакимов З.Р. Алгоритмическое обеспечение решения линейных интегральных уравнений спектральным методом // Научный Вестник МГТУ ГА. – 2010. 157(7). – С. 51–57.
9. Black F., Scholes M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities // The Journal of Political Economy. – 1973. V. 81. № 3. – P. 637–654.
10. Heston S.L. A Closed-Form Solution for Options with Stochastic Volatility with Applications to Bond and Currency Options // Review of Financial Studies. – 1993. V. 6. – P. 327–343.