

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 λ (характеризующей среднее количество скачков за единицу времени).

Предположим, что в малый промежуток времени Δt 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 $\sigma = \sqrt{v}$), μ – процентная ставка, θ – равновесная вариация, k – скорость возвращения к равновесной вариации, ε – 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 λ ; $W_1(t)$, $W_2(t)$ 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, ν) 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 ν_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 μ , равновесной вариации θ , скорости возвращения к равновесной вариации k , волатильности вариации ε , параметрам λ , γ и δ , 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 λ (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.