

Биномиальная байесовская модель купонной облигации

Богомолов Р. О., Хаметов В. М.

1. Доклад посвящен описанию дискретной, однофакторной стохастической модели с дискретным временем купонной облигации. Потребность в таких моделях существует у трейдеров, хеджеров, риск-менеджеров, банкиров поскольку они позволяют:

- а) описать вид кривой доходности;
- б) установить временную структуру процентных ставок;
- в) построить прогноз стоимости облигации (до момента её погашения).

В научной литературе в основном описываются модели бескупонных облигаций и методы их калибровки. Считается, что с помощью дюрационного анализа можно свести описание свойств купонной облигации к бескупонной. Однако обоснование этого утверждения отсутствует. Отметим, что к настоящему моменту времени отсутствует корректное описание купонной облигации.

2. Описание модели купонной облигации. Пусть S_0 - начальная стоимость облигации, S_N - её номинал, а N - момент погашения, C_i - детерминированная доходность i - ой купонной выплаты, $i = \overline{1, l}$ (l - количество купонных выплат), а T_i - момент выплаты купона ($T_i \in \{0, \dots, N\} \stackrel{\Delta}{=} N_0$).

Пусть на вероятностном пространстве (Ω, F, P) задана случайная последовательность $\{S_n\}_{n \in N_0}$, описывающая эволюцию стоимости купонной облигации. Предположим, что в моменты T_i , $i = \overline{1, N}$ происходит вмешательство, которое описывается следующим образом

$$S_{T_i} = S_{T_i^-} (1 + C_i), \quad (1)$$

где через $S_{T_i^-}$ обозначена стоимость облигации в момент времени, предшествующий купонной выплате, а через S_{T_i} - обозначена стоимость купонной облигации после осуществления i - ой купонной выплаты. Предположим, что в каждый момент времени $n \in N_0$ наблюдению доступна не только текущая цена облигации S_n , но и ее номинал S_N (т.е. будущее значение ее стоимости). Для описания динамики процесса ценообразования, которое учитывало бы

а) вмешательство в соответствии с формулой (1),

б) что $S_n|_{n=0} = S_0$ - начальная стоимость облигации, а $S_n|_{n=N} = S_N$ - номинал

используем байесовский подход, поэтому в качестве базовой последовательности возьмем геометрическое несимметричное случайное блуждание

$$S_{n+1} = S_n \lambda_i^{\delta_{n+1}}, S_n|_{n=T_i} = S_{T_i}, \quad (2)$$

где $n \in \{T_i, \dots, T_{i+1}\}$, $i = 0, \dots, N-1$, $\{\delta_n\}_{n \in N_0}$ - последовательность независимых случайных величин, принимающих два значения $\{0, 1\}$ с вероятностями q и p , соответственно, а $1 < \lambda_i$ - величина,

зависящая от S_{T_i} и номинала. Очевидно, что для любого $i \in \{0, \dots, N-1\}$ последовательность (2)

описывает блуждание по решётке $\{\lambda_i^n\}$ ($n \in \{T_i, \dots, T_{i+1}\}$), обозначаемой D_i . В этих предположениях с помощью формулы байесса нами установлено что:

а) для любого $x \in D_i$ и $n \in \{t, \dots, N\}$ $p(S_n = x | S_0, \dots, S_t, S_N) = p(S_n = x | S_t, S_N)$ (марковское свойство последовательности, удовлетворяющей (2), т.е. условная вероятность $p(S_n = x | S_0, \dots, S_t, S_N)$ не зависит от S_0, \dots, S_{t-1});

$$\text{б) } p(\delta_{n+1} = k | S_n, S_N) = \begin{cases} 1 - \frac{\log_{\lambda_i} S_N - \log_{\lambda_i} S_n}{N - n}, & \text{если } k = 0 \\ \frac{\log_{\lambda_i} S_N - \log_{\lambda_i} S_n}{N - n}, & \text{если } k = 1 \\ 0, & \text{если } k \geq 2 \text{ и } k < -1 \end{cases}$$

Пусть $a, x \in D_i$ и $n \in \{T_i, \dots, N-1\}$. Обозначим $\pi_{n,i}(x|a, A) \stackrel{\Delta}{=} p(S_n = x | S_{T_i} = a, S_N = A)$.

Тогда $\pi_{n,i}(x|a, A)$ удовлетворяет рекуррентному соотношению

$$\pi_{n+1,i}(x|a, A) = \pi_{n,i}(x\lambda_i^{-1}|a, A) \frac{\log_{\lambda_i} A - \log_{\lambda_i} x\lambda_i^{-1}}{N - T_i} + \pi_{n,i}(x|a, A) \frac{\log_{\lambda_i} A - \log_{\lambda_i} x}{N - T_i}$$

Процесс удовлетворяет начальному условию $p(S_n = x | S_{T_i} = a, S_N = A) \Big|_{n=T_i} = \delta_{x,a}$ и с граничному условию $p(S_n = x | S_{T_i} = a, S_N = A) \Big|_{n=N} = \delta_{x,A}$, где $\delta_{x,z}$ - символ Кронекера.

Выше приведенные построения приводят к рекуррентному описанию модели купонной облигации.

Пусть $n \in \{T_i, \dots, N\}$, $i = 0, N-1$ - любое и

$$S_{n+1} = S_n \lambda_i^{\delta_{n+1}}, S_n \Big|_{n=T_i} = S_{T_i}, \quad (3)$$

причем условные вероятности

$$P(\delta_{n+1} = k | S_n = a, S_N = A) = \begin{cases} 1 - \frac{\log_{\lambda_i} A - \log_{\lambda_i} a}{N - n}, & \text{если } k = 0 \\ \frac{\log_{\lambda_i} A - \log_{\lambda_i} a}{N - n}, & \text{если } k = 1 \\ 0, & \text{если } k \geq 2 \text{ и } k < -1 \end{cases}$$

$$p(\delta_N = k | S_{N-1}, A) = \delta_{k, \log_{\lambda_i} \frac{A}{S_{N-1}}}, \text{ а } S_n \Big|_{n=N} = A.$$

Параметрами модели является набор случайных величин $\{\lambda_0, \dots, \lambda_{N-1}\}$, которые, как легко доказать, вычисляются по формуле

$$\lambda_i = \left(\frac{S_N}{S_{T_i}} \right)^{\frac{1}{(N-T_i)\hat{p}_i}}, \quad (4)$$

$$\text{где } \hat{p}_i = \frac{1}{N - T_i} \sum_{j=T_i+1}^N 1_{\{\ln S_j > \ln S_{j-1}\}}, \quad i = \overline{0, N-1}.$$

Отметим, что с помощью формулы (4) легко осуществить калибровку модели.

3. Для модели облигации, описываемой соотношениями (3), (4) было установлено: а) условия отсутствия арбитражных возможностей, т.е. существование мартингальной вероятностной меры,
- б) значения волатильности для этой модели,
- в) описан и обоснован алгоритм её имитационного моделирования.

Результаты имитационного моделирования показали хорошее совпадение с реальными данными.