

离散鞅论在多期期权定价中的推广

周一美

(渤海大学 数理学院, 辽宁 锦州 121013)

摘要:研究了离散鞅论在多期期权定价下的推广。通过假设前提, 确定了多期期权模型的结构, 分析其欧式期权的性质, 并运用反证法和单期模型的相关理论得出了多期期权下的关系式。

关键词:离散鞅论; 期权定价; 多期期权定价; 欧式期权

中图分类号:O211.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-349X(2015)06-0007-02

DOI:10.16160/j.cnki.tsxyxb.2015.06.003

Application of Discrete-time Martingale to Multi-period Option Pricing

ZHOU Yi-mei

(College of Mathematics and Physics, Bohai University, Jinzhou 121013, China)

Abstract: In this paper, the authors study the promotion of discrete-time martingale theory in multi-period option pricing, determine the structure of the multi-stage option model by assuming the premise, analyze the nature of the European option, and obtain the relationship under multi-period option with reductio ad absurdum and the single-phase model.

Key Words: discrete-time martingale; option pricing; multi-period option pricing; European option

近年来, 期权模型的应用研究受到国内广大学者的关注, 杨建奇、肖庆宪对期权定价的方法和模型进行了综合描述^[1], 付蕾对鞅理论及其在某些金融模型中的应用进行了相关研究^[2]。在国外, Black F, Scholes M 等将 B-S 模型作为期权定价中的经典方法, 对其假设的局限性和模型本身参数估计中所存在的偏差做出了反思^[3-4]。金融学家们在此基础上建立了资产定价基本定理^[5]。本文将对单期期权模型进行推广, 以得到离散鞅论在多期模型下的关系式。

1 期权定价的多期模型

N 期(多期)模型的假设前提: 金融市场是无套利市场, N 期股票收益是独立分布的。选择 $X = (0, 1)^N$ 作为 N 期模型的适应样本空间, 样本点为 $x = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_N)$, $x \in X$ 。 $n \leq N$ 时, S_n 是期权到期时刻为 n 时的股票价格, 并由 $x^* = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_N)$ 决定。

显然 $S_n(x) \equiv S_n(x^*)$, 则股票价格变化为:

$$S_n(x^*) = \begin{cases} aS_{n-1}(x_{n-1}^*, 1), & \text{概率为 } p \\ bS_{n-1}(x_{n-1}^*, 0), & \text{概率为 } 1-p \end{cases}$$

a, b, p 的定义同单期模型, 且满足 $0 < 1+r < b$ 。

定义空间 X 上的概率测度 P 为:

$$P\{(x_1, x_2, x_3, \dots, x_N)\} = p_{i=1}^N x_i (1-p)^{N-\sum_{i=1}^N x_i}.$$

设不同的期权到期时刻为 $0, 1, 2, \dots, N$, 令 $V_1, V_2, V_3, \dots, V_N$ 为股票价格是 $S_1, S_2, S_3, \dots, S_N$, 且期权的执行价格为 K 时的欧式期权价格, 则有

$$V_N = \begin{cases} \max(a_{i=1}^N x_i b^{N-\sum_{i=1}^N x_i} S_0 - K, 0), & \text{看涨期权} \\ \max(K - a_{i=1}^N x_i b^{N-\sum_{i=1}^N x_i} S_0, 0), & \text{看跌期权} \end{cases}.$$

2 将单期模型中的方法引入到多期模型中

设一个 N 期模型的资产组合系数为 $\{\alpha_n, \beta_n, \gamma_n\}$, $n=0, 1, 2, \dots, N$, $\alpha_n, \beta_n, \gamma_n$ 是定义在 $X = \{0, 1\}^N$ 上的随机变量, 且 $x = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_N)$ 。

引理 1 设金融市场无套利, 欧式期权到期时刻为 n , 则存在组合系数 $(\alpha_{n-1}(x_{n-1}^*), \beta_{n-1}(x_{n-1}^*), \gamma_{n-1}(x_{n-1}^*))$, 且 $\alpha_{n-1}(x_{n-1}^*) = 0$, 满足

$$\beta_{n-1}(x_{n-1}^*) S_n(x_{n-1}^*, x_n) + \gamma_{n-1}(x_{n-1}^*) S_n(x_{n-1}^*, x_n) = V_n(x_{n-1}^*, x_n), x_n \in \{0, 1\},$$

其中:

$$\beta_{n-1} = \frac{V_n(x_{n-1}^*, 0) - V_n(x_{n-1}^*, 1)}{(a-b)S_{n-1}(x_{n-1}^*)},$$

$$r_{n-1} = \frac{1}{(1+r)S_{n-1}(x_{n-1}^*)} \left[\frac{aV_n(x_{n-1}^*, 1) - bV_n(x_{n-1}^*, 0)}{a-b} \right].$$

定理 1 在期权到期时刻为 $1, 2, 3, \dots, N$ 时, 欧式期权价值分别为 $V_1, V_2, V_3, \dots, V_N$, 则有递推关系式:

$$V_{n-1}(x_{n-1}^*) = \frac{1}{1+r} [\tilde{p}V_n(x_{n-1}^*, 0) + (1-\tilde{p})V_n(x_{n-1}^*, 1)], \quad (1)$$

其中 $\tilde{p} = \frac{1+r-b}{a-b}, 1 \leq n \leq N$.

证明 与单期模型中的证明方法相同, 首先用反证法证明, 假设 $\epsilon = V_{n-1} - (\beta_{n-1}S_{n-1} + \gamma_{n-1}B_{n-1}) > 0$.

考虑组合系数 $(-1, \beta_{n-1}, \gamma_{n-1} + \frac{\epsilon}{B_{n-1}})$, 在 $t=n-1$ 时刻的财富过程是:

$$W_{n-1} = -V_{n-1} + \beta_{n-1}S_{n-1} + (\gamma_{n-1} + \frac{\epsilon}{B_{n-1}})B_{n-1} = 0. \quad (2)$$

在 $t=n$ 时刻的财富过程是:

$$W_n = -V_n + \beta_{n-1}S_n + (\gamma_{n-1} + \frac{\epsilon}{B_{n-1}})B_n = -V_n + \beta_{n-1}S_n + \gamma_{n-1}B_n + \epsilon \frac{B_n}{B_{n-1}}. \quad (3)$$

将 $V_n = g$ 代入式(3)中得:

$$-V_n + \beta_{n-1}S_n + \gamma_{n-1}B_n = 0, W_n(x) = \epsilon \frac{B_n}{B_{n-1}}.$$

由于对所有的 $x \in X, B_n, B_{n-1}$ 均为正, 故 $W_n(x) > 0$, 与无套利前提矛盾。

令组合数 $(1, -\beta_{n-1}, -\gamma_{n-1} - \frac{\epsilon}{B_{n-1}})$, 利用相同的方法可

证 $\epsilon = V_{n-1} - (\beta_{n-1}S_{n-1} + \gamma_{n-1}B_{n-1}) < 0$ 不成立,

故 $V_{n-1} - (\beta_{n-1}S_{n-1} + \gamma_{n-1}B_{n-1}) = 0$.

将 $\beta_{n-1}, \gamma_{n-1}$ 代入后得到期权的价格递推关系式:

$$V_{n-1}(x_{n-1}^*) = \frac{1}{1+r} [\tilde{p}V_n(x_{n-1}^*, 0) + (1-\tilde{p})V_n(x_{n-1}^*, 1)],$$

其中

$$V_N = \begin{cases} \max(a_{i=1}^N x_i b^{N-\sum_{i=1}^N x_i} S_0 - K, 0), & \text{看涨期权} \\ \max(K - a_{i=1}^N x_i b^{N-\sum_{i=1}^N x_i} S_0, 0), & \text{看跌期权} \end{cases}.$$

N 期模型的等价概率测度 $\tilde{p}$ 定义为:

$$\tilde{p}\{(x_1, x_2, x_3, \dots, x_N)\} = \tilde{p}_{i=1}^N x_i (1-\tilde{p})^{N-\sum_{i=1}^N x_i}. \quad (4)$$

设期权到期时刻 $t=N$ 的随机收益为 g , $\tilde{E}$ 为在价格概率 $\tilde{p}$ 下的条件期望, 期权执行价格为 K , 由 $1 \leq n \leq N$,

$$\text{此时 } V_{i-1} = \tilde{E}\left(\frac{1}{(1+r)} V_i | (S_{i-1}, B_{i-1})\right),$$

$$V_{i-2} = \tilde{E}\left(\frac{1}{(1+r)} V_{i-1} | (S_{i-2}, B_{i-2})\right) =$$

$$\tilde{E}\left(\frac{1}{(1+r)} \tilde{E}\left(\frac{1}{(1+r)} V_i | (S_{i-1}, B_{i-1})\right) | (S_{i-2}, B_{i-2})\right) =$$

$$\tilde{E}\left(\frac{1}{(1+r)^2} V_i | (S_{i-2}, B_{i-2})\right).$$

以此类推分别求出 $V_{i-3}, V_{i-4}, \dots, V_0$.

故期权的初始价格满足:

$$V_0 = \frac{1}{(1+r)^N} \tilde{E}(g | (S_0, B_0)),$$

$$V_0 = \begin{cases} \frac{1}{(1+r)^N} \sum_{i=1}^N \binom{N}{i} \tilde{p}^i (1-\tilde{p})^{N-i} \max(a^i b^{N-i} S_0 - K, 0), & \text{看涨期权} \\ \frac{1}{(1+r)^N} \sum_{i=1}^N \binom{N}{i} \tilde{p}^i (1-\tilde{p})^{N-i} \max(K - a^i b^{N-i} S_0, 0), & \text{看跌期权} \end{cases}.$$

参考文献:

- [1] 杨建奇, 肖庆宪. 期权定价的方法和模型综述[J]. 商业时代, 2008(16): 65-81.
- [2] 付嵩. 鞅理论及其在某些金融模型中的应用[D]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学, 2012.
- [3] Black F, Scholes M. The pricing of options and corporate liabilities[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81: 637-659.
- [4] Harrison J M, Kreps D M. Martingales and arbitrage in multiperiod securities markets[J]. Journal of Economic Theory, 1979, 20: 381-408.
- [5] 邵宇. 微观金融学及其数学基础[M]. 北京: 清华大学出版社有限公司, 2003: 240-243.

(责任编辑: 夏玉玲)