## 《研究ノート》

ルックバックオプションの価格理論についての注意

藤田岳彦

#### 1 はじめに

本論文では、2 つのルックバックオプションをとりあげ、その理論価格を計算する。

1つは、株式を保有する投資家が株式が値下がりする(or 高値で売れない)というリスクをヘッジするオプションで、もう1つは、三浦([8])が導入したα-パーセンタイルオプションをとりあげる。ここでは、ギルサノフの公式を用いてドリフトなしのプラウン運動の結果から、ドリフト付のブラウン運動についての結果を導く、後者のオプションについては、すでに、赤堀([2])、Dassios([3])等の結果があるが、この場合に、ドリフトの変換公式を用いて価格を計算する方法は、新しいと思われる。また、ある同時分布についての新しい結果という副産物も得られるが、これについては後述する。

## 2 第1のルックバックオプション

以下のような状況を設定する。株式を保有している投資家が、期間 [0,T] の間に株式を売却するとする。すると、 $S_t$  を t における株価、 $M_T$  を期間の中で最高値とすると、当然  $M_T \ge S_T$  である。この差  $M_T - S_T$  が最高値での売りを逃した場合の期間 T までの値下がり分である

この値下がり分をリスクヘッジすることを考える。K を正の定数として、ベイオフが、 $\max(M_T-S_T-K,0)$  で与えられるルックパックオブションを買うと $M_T-K \leq \max(M_T-S_T-K,0)+S_T \leq M_T$  より、時点 T で売った場合、最高値からの値下がり幅が、K で抑えられるのである。このようなオプションの価格  $E_c$ [max  $(M_T-S_T-K,0)$ ] (ここで、 $c=S_0$ =初期値)をまず、決定したい。

研究ノート (161)

これは、 $M_T$ 、 $S_T$  の 2 次元同時分布が決定できれば、これによる期待値をとることにより価格式が計算できる。よって、以下は  $M_T$ 、 $S_T$  の 2 次元同時分布を調べる。株価のモデルをドリフト付幾何ブラウン運動(Black-Scholes モデル)にとることにより、その同時分布が決定できることを示す。

## 定理1

$$X_t = \sigma B_t + \mu t, M_T = \max_{0 \le t \le T} X_t$$
 ( $B_t$  は標準 ブラウン運動)とおくと、  $P_x(M_t \in da, X_t \in dy) = \frac{2(2a - x - y)}{|\sigma|^3 \sqrt{2\pi t^3}} e^{-\frac{2\mu(a - y)}{\sigma^2}} e^{-\frac{(2a - x - y - \mu t)^2}{2\sigma^2 t}} dady$  ここで、 $x < a$ ,  $y < a$  ( $\mu = 0$  の場合には、多くの文献がある、例えば、[5])

## 証明

まず
$$\mu=0, \sigma=1$$
の時、鏡像原理より、

$$B_t^a = B_t$$
 on  $\{t < T_a\}$ ,  $B_t^a = 2a - B_t$  on  $\{t > T_a\}$ 

$$T_a = \inf \{t > 0 | X_t = a\}$$
 とおくと,

よって、
$$a \le b$$
、 $b > 0$ とすると

$$P_0(M_t > b, B_t < a) = P_0(T_b < t, B_t < a) = P_0(T_b < t, B_t^b < a)$$

$$= P_0(T_b < t, B_t > 2b - a) = P_0(M_t > b, B_t > 2b - a) = P_0(B_t > 2b - a)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \int_{2b - a}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2a}} dx$$

よって、a.b で偏微分して

$$P_0(M_t \in db, B_t \in da) = \sqrt{\frac{2}{\pi t^3}} (2b - a)e^{-\frac{(2b - a)^2}{2t}} dadb$$

$$P_0^{\mu}(A) = E_0\left(1_A e^{\mu B_t - \frac{1}{2}\mu^2 t}\right)$$
 ここで、 $A$  は、 $\sigma(B_s, s \leq t)$  可測集合

とおくと、ギルサノフの公式より、

$$\begin{split} P_{\mathbf{x}}(M_t \leq a, X_t \leq y) &= P_0\left(\max_{0 \leq s \leq t} \left(\frac{x}{\sigma} + B_s + \frac{\mu}{\sigma} s\right) \leq \frac{a}{\sigma}, \frac{x}{\sigma} + B_t + \frac{\mu}{\sigma} t \leq \frac{y}{\sigma}\right) \\ &= P_0^{\frac{\mu}{\sigma}}\left(\max_{0 \leq s \leq t} \left(\frac{x}{\sigma} + B_s\right) \leq \frac{a}{\sigma}, \frac{x}{\sigma} + B_t \leq \frac{y}{\sigma}\right) \\ &= P_0^{\frac{\mu}{\sigma}}\left(\max_{0 \leq s \leq t} (B_s) \leq \frac{a - x}{\sigma}, B_t \leq \frac{y - x}{\sigma}\right) \end{split}$$

(162) 一橋論叢 第116巻 第5号 平成8年 (1996年) 11月号

$$= \iint\limits_{u \leq \frac{d-x}{\sigma}, v \leq \frac{y-x}{\sigma}, v \leq u} \left( \sqrt{\frac{2}{\pi t^3}} \right) (2u-v) e^{-\frac{(2u-v)^2}{2t}} e^{\frac{\mu}{\sigma}v - \frac{1}{2}\frac{\mu^2}{\sigma^2}t} du dv$$

両辺をa, yで偏微分して証明が終わる.

(証明終)

次のような株価モデルを考える。リスク中立測度のもとでは、株価過程S(t)の従う確率微分方程式のドリフトは、安全利子率をr(正の定数)とすると、rS(t)となるので、

$$dS(t) = rS(t)dt + \sigma S(t)dB(t)$$

を株価 S(t) の満たす確率微分方程式としてとる.

すると、伊藤の公式より、 $S(t) = S(0)e^{\sigma B_t + \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right)t}$ となる。

よって、定理1より求めるオプション価格式は、以下の通り、

$$\begin{aligned} e^{-rT}E_{c}[\max(M_{T}-S_{T}-K,0)] \\ &= e^{-rT}\int_{a>0,a>y} \max(c(e^{a}-e^{y})-K,0) \frac{2(2a-y)}{|\sigma|^{3}\sqrt{2\pi T^{3}}} \\ &e^{-\frac{2(r-\frac{1}{2}\sigma^{2})}{\sigma^{2}}(a-y)}e^{-\frac{(2a-y-(r-\frac{1}{2}\sigma^{2})\tau)^{2}}{2\sigma^{2}T}} dady \end{aligned}$$

#### 注意

定理1は、吸収壁を持つドリフト付ブラウン運動の推移確率密度を求めることに よっても証明できる。([4] 参照)

三浦([7], [8])は、次のような興味深いルックバックオプションを考案した、X(t) を連続な確率過程とし、

$$A(t,x) = \frac{1}{t} \int_0^t 1_{x-}(X(s))ds = \frac{1}{t} \int_0^t 1_{(-\infty,x]}(X(s))ds$$
, また, 
$$1_{(-\infty,x]}(y) = \begin{cases} 1 \cdots y \le x \\ 0 \cdots y > x \end{cases}$$
 のとき

とする.

すると、 $A(t,\cdot)$  は増加関数で、その逆関数  $m(t,\cdot)$  が存在する。

研究ノート (163)

すなわち、 $A(t,m(t,\alpha)) = \alpha(0 \le \alpha \le 1), m(t,A(t,x)) = x$  などが、成立する.  $A(t,x) > \alpha \Leftrightarrow m(t,\alpha) > x$ 

ここで、 $m(t,\alpha)$  を  $X(s)(0 \le s \le t)$  の  $\alpha$ -パーセンタイルと呼ぶ.

例えば、 $\alpha=\frac{1}{2}$  ととると、 $m\left(t,\frac{1}{2}\right)$  は、 $X(s)(0\leq s\leq t)$  のメディアンであり、 $m(t,1)=\max_{0\leq s\leq t}X(s)$  にも、注意しておく、

この m(t, α) によって書かれるオプションを α-パーセンタイルオプションと呼ぶ.

典型的な例として、 $E_c[\max(m(t,\alpha)-K,0)]$ を挙げておく、またこのオプションの効能については、[8]を参照のこと、

赤堀([2])は、 $E_c[\max(m(t,\alpha)-K,0)]$ の価格式の計算を実行した。また、Dassios([3])も類似の結果を得、さらに分布論からの考察も行っている。本論文では、ギルサノフの公式を用いることにより、価格式を求める。

まず、前のようにドリフト無しのケースについて考察する

B(t) を標準ブラウン運動とし、つぎのような汎関数をとる。

$$f(t,x) = E_x \left[ e^{aB(t)} e^{-\beta \int_0^t i_{0-}(B(s))ds} \right] \qquad (\alpha > 0, \ \beta > 0)$$

すると, ファインマン・カッツの公式より, つぎの偏微分方程式を満足する

$$\frac{\partial f}{\partial t} = \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial r^2} - \beta 1_{0-}(x) f, \ f(0, x) = e^{\alpha x}$$

両辺のラブラス変換  $Lf(\xi) = \hat{f}(\xi) = \int_0^{+\infty} e^{-\xi t} f(t) dt$  をとることにより,

$$-e^{ax}+\xi\hat{f}=\frac{1}{2}\frac{\partial^2\hat{f}}{\partial x^2}-\beta 1_{0-}(x)\hat{f}$$

すると,

$$-rac{1}{2}rac{\partial^2\hat{f}}{\partial x^2}-\xi\hat{f}-e^{ax}=0 \qquad x>0 \quad ext{$\mathcal{D}$ $\xi$},$$
  $-rac{1}{2}rac{\partial^2\hat{f}}{\partial x^2}-(\xi+eta)\hat{f}-e^{ax}=0 \qquad x<0 \quad ext{$\mathcal{D}$ $\xi$},$ 

境界条件を考慮すると,

$$x > 0$$
 のとき、 $\hat{f} = \frac{e^{\alpha x}}{\xi - \frac{1}{2} \alpha^2} + C_1 e^{-\sqrt{2\xi} x}$ 

$$x < 0$$
 のとき,  $\hat{f} = \frac{e^{ax}}{\xi + \beta - \frac{1}{2} \alpha^2} + C_2 e^{\sqrt{2(\xi + \beta)} x}$ 

(164) 一橋論叢 第116巻 第5号 平成8年(1996年)11月号

となる定数  $C_1, C_2$  が存在する.

さらに、fは、連続微分可能なので、

$$\begin{split} \hat{f}(0+) &= \hat{f}(0-), \frac{\partial \hat{f}}{\partial x} \left( 0+ \right) = \frac{\partial \hat{f}}{\partial x} \left( 0- \right) \, \, \& \, \, b \, , \\ C_2 &= \frac{\sqrt{2 \left( \xi + \beta \right)} - \sqrt{2 \xi}}{\left( \sqrt{2 \xi} - \alpha \right) \left( \xi + \beta + \frac{1}{2} \, \alpha^2 \right)} \end{split}$$

$$\hat{f}(0) = \frac{1}{\left(\sqrt{\xi} - \frac{\alpha}{\sqrt{2}}\right)\left(\sqrt{\xi + \beta} + \frac{\alpha}{\sqrt{2}}\right)}$$

ここで、ラブラス変換の公式([1])より

$$\frac{1}{\sqrt{\xi - a} + b} = L\left(e^{at}\left(\frac{1}{\sqrt{\pi t}} - be^{b^2t}erfc(b\sqrt{t})\right)\right) = L\left(e^{(a+b^2)t}\frac{1}{2\sqrt{\pi}}\int_t^{+\infty}\frac{e^{-b^2v}}{v^{\frac{3}{2}}}dv\right)$$

$$erfc(u) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_{u}^{+\infty} e^{-u^{2}} du$$

$$\frac{1}{\sqrt{\xi} - \frac{\alpha}{\sqrt{2}}} = \frac{1}{\sqrt{\xi} + \frac{\alpha}{\sqrt{2}}} + \frac{\sqrt{2}\alpha}{\xi - \frac{\alpha^2}{2}} = L\left(e^{\frac{\alpha^2}{2}t} \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_t^{+\infty} \frac{e^{-\frac{\alpha^2}{2}v}}{v^{\frac{3}{2}}} dv\right) + L\left(\sqrt{2\alpha}e^{\frac{\alpha^2}{2}t}\right)$$

$$\frac{1}{\sqrt{\xi+\beta}+\frac{\alpha}{\sqrt{2}}}=L\left(e^{-\beta t}e^{\frac{\alpha^2t}{2}}\frac{1}{2\sqrt{\pi}}\int_t^{+\infty}\frac{e^{-\frac{\alpha^2}{2}v}}{v^{\frac{3}{2}}}dv\right)$$

つまり.

$$\hat{f}(0) = L\left(e^{\left(-\beta + \frac{\alpha^2}{2}\right)t} \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_{t}^{+\infty} \frac{e^{-b^2 v}}{v^{\frac{3}{2}}} dv * e^{\frac{\alpha^2}{2}t} \left(\sqrt{2}\alpha + \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_{t}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{\alpha^2}{2}v}}{v^{\frac{3}{2}}} dv\right)\right)$$

(ここで、\*は、たたみこみを表わす.)

$$f * g(t) = \int_0^t f(t-s)g(s)ds$$

ラプラス変換の一意性より,

$$E_0\bigg[e^{aB(t)-\beta\int_0^t \mathbf{1}_{0-}(B(s))ds}\bigg] = e^{\frac{a^2}{2}t} \int_0^t e^{-\beta s} \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_s^{+\infty} \frac{e^{-\frac{a^2}{2}v}}{v^{\frac{3}{2}}} dv \left(\sqrt{2\alpha} + \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_{t-s}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{a^2}{2}u}}{u^{\frac{3}{2}}} du\right)$$

ここで, μ>0 とすると, ギルサノフの公式より

$$E_0 \left[ e^{-\beta \int_0^t \mathbf{1}_{0-}(B(s)+\mu s)ds} \right]$$

$$\begin{split} &=E_0^\mu \bigg[e^{-\beta \int_0^t \mathbf{1}_{0-}(B(s))ds}\bigg] = E_0 \bigg[e^{\mu B(t) - \frac{1}{2}\mu^2 t} e^{-\beta \int_0^t \mathbf{1}_{0-}(B(s))ds}\bigg] \\ &= \int_0^t e^{-\beta s} \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_s^{+\infty} \frac{e^{-\frac{\mu^2}{2}v}}{v^{\frac{3}{2}}} dv \bigg(\sqrt{2}\,\mu + \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_{t-s}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{\mu^2}{2}u}}{u^{\frac{3}{2}}} du \bigg) \\ &= \int_0^t e^{-\beta s} \frac{1}{2}\, \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_s^{+\infty} \frac{e^{-\frac{\mu^2}{2}v}}{v^{\frac{3}{2}}} dv \bigg(2\mu + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{t-s}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{\mu^2}{2}u}}{v^{\frac{3}{2}}} du \bigg) \end{split}$$

よって,

$$\begin{split} P_0\Big(\int_0^t 1_{0-}(B(s) + \mu s) ds &< y\Big) \\ &= \int_0^y \frac{1}{2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_s^{+\infty} \frac{e^{-\frac{\mu^2}{2}v}}{v^{\frac{3}{2}}} dv \bigg(2\mu + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{t-s}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{\mu^2}{2}u}}{u^{\frac{3}{2}}} du \bigg) ds \\ &\quad (= \phi(t, \mu, y) \geq \varpi \, \langle \, , \, \rangle) \\ &\quad A(t, x) = \frac{1}{t} \int_0^t 1_{(B(s) + \mu s < x)}(s) ds \quad \text{The proof of the proof of the$$

x > 0, 0 < y < 1 \( \tau\_{\tau}, \)

$$P_0(A(t,x) > y)$$

$$=P_0\left(\int_0^t 1_{(B(s)+\mu s < x)}(s)ds > ty\right)$$

=  $B(時刻 \ 0 \ \ge t \ o$  間で  $B_s + \mu s$  が x に時刻  $\tau$  で初めて到達し、残りの  $t - \tau$  時間内で x の下側にいる時間が  $ty - \tau$  以上)

$$= \int_0^t h_x^{\mu}(s) P_x \left( \int_0^{t-s} 1_{(B(u) + \mu u < x)}(u) du > ty - s \right) ds$$

$$= \int_0^t h_x^{\mu}(s) P_0\left(\int_0^{t-s} 1_{(B(u)+\mu u<0)}(u) du > ty-s\right) ds$$

$$= \int_0^t h_x^{\mu}(s) P_0\left(A(t-s,0) > \frac{ty-s}{t-s}\right) ds$$

$$= \int_0^t h_x^{\mu}(s) (1 - \phi(t - s, \mu, ty - s)) ds$$

ここで、 $h_z^\mu(s)$  は、 $B(s)+\mu s$ 、(B(0)=0) が、はじめてz に到達する時間zの確率分布密度関数で、

$$h_x^\mu(s) = \frac{|x|}{\sqrt{2\pi s^3}} e^{-\frac{1}{2s}(|x|-\mu s)^2}$$
は、良く知られている。([4], [6])

# (166) 一橋論叢 第116巻 第5号 平成8年(1996年)11月号

以下は、リスク中立測度のもとで、株価の満たす確率微分方程式を 2 節と同じように  $dS(t) = rS(t)dt + \sigma S(t)dB(t)$  として、 $m(t,\alpha)$  の確率分布密度関数を以下のようにして求める。

$$\begin{split} &P(m^{S}(T,\alpha)>x|S(0)=c)\\ &=P_{(0,c)}(m^{S}(T,\alpha)>x)\\ &=P_{(0,c)}(A^{S}(T,x)>\alpha)\\ &=P_{0}\left(\frac{1}{T}\int_{0}^{T}\mathbf{1}_{\left(\alpha^{\sigma\mathcal{B}(\mathcal{U})}+\left(r-\frac{1}{2}\sigma^{s}\right)^{1}\alpha\right)\\ &=P_{0}\left(\frac{1}{T}\int_{0}^{T}\mathbf{1}_{\left(\mathcal{B}(t)+\left(\frac{r}{|\sigma|}-\frac{1}{2}|\sigma|\right)^{1}<\frac{1}{|\sigma|}\log\left(\frac{x}{c}\right)}(t)dt>\alpha\right)\\ &=P_{0}\left(A\left(T,\frac{1}{|\sigma|}\log\left(\frac{x}{c}\right)\right)>\alpha\right)\\ &=\int_{0}^{T}h^{\frac{r}{|\sigma|}-\frac{1}{2}|\sigma|}_{\frac{1}{|\sigma|}\log\left(\frac{x}{c}\right)}(s)\left(1-\phi\left(T-s,\frac{\mu}{|\sigma|}-\frac{1}{2}|\sigma|,Ty-s\right)\right)ds \end{split}$$

後は,両辺を微分して確率分布密度関数  $g_{m(T,a)}(x)$  を求めて,オプション価格式は,

$$e^{-rT}E_{(0,c)}[\max(m(T,\alpha)-K,0)]$$

$$=e^{-rT}\int_{K}^{+\infty}\max(x-K,0)g_{m(T,\alpha)}(x)dx$$

### 注意

途中式で、B(t)、 $\int_0^t 1_{0-}(B(s))ds$  の 2 次元同時分布がラブラス変換の形ではあるが、求まっていることに注意する。これの逆変換は非常に複雑そうである。またドリフト付の場合にもこのような同時分布がわかると他のペイオフを持つオブションの価格式がもとめられるのだが、さらに込み入った形になりそうである。

### 参考文献

- [1] Abramowitz, M. and Stegun, I. A. (1972) Handbook of Mathematical functions, Dover, U. S. A.
- [2] Akahori, J. (1995) Some formulae for a new type of path-dependent option. Ann. Appl. Probab. 5, 383-388.

- [3] Dassios, A. (1995) The distribution of the quantile of a Brownian motion with drift and the pricing of related path-dependent options. Ann. Appl. Probab. 5, 389-398.
- [4] 藤田岳彦 (1995)拡散過程講義, Quick 総研での報告ノート.
- [5] Ito, K. and McKean, H. P., Jr. (1974) Diffusion Processes and Their Sample Pathes. Springer-Verlag, Berlin.
- [6] Karatzas, I., and Schreve, S. E. (1988) Brownian motion and stochastic calculus. Springer, Berlin Heidelberg New York.
- [7] Miura, R. (1992) A note on look-back option based on order statistics. Hitotsubashi Journal of Commerce and Management 27, 15-28.
- [8] 三浦良造 (1992) 順序統計量にもとづくルックバック・オプション: 試論 一橋論叢 第107巻 第5号 650-664.

(一橋大学助教授)