

Раздел II. Информатика

В.В. Морозов, В.А. Бабин

ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ РАЗОРЕНИЯ В МОДЕЛИ МЕРТОНА*

1. Введение

Мертон в [1] исследовал модель оптимального потребления при управлении финансовым портфелем. Как заметили в [2] Сети и Такзар, построенная в [1] оптимальная стратегия допускает два нежелательных для инвестора события: отрицательную стоимость портфеля (техническое разорение) и отрицательное потребление (внешнее финансирование). В настоящей статье дается оценка сверху для вероятности наступления какого-либо из этих событий в модификации модели Мертона, предложенной Лю [3]. С моделями оптимального потребления, учитывающими разорение, можно ознакомиться по монографии Сети [4].

2. Постановка задачи

Рассмотрим модель финансового рынка, где банковская процентная ставка $r > 0$ не зависит от времени, а стоимость рискового актива $S(t)$ удовлетворяет уравнению геометрического броуновского движения

$$dS(t) = S(t)(\alpha dt + \sigma dz(t)),$$

где α – средняя доходность, $\sigma > 0$ – волатильность актива, а $z(t)$ – стандартный винеровский процесс, $z(0) = 0$.

Предположим, что портфель инвестора содержит два актива: рисковый и безрисковый. Пусть $\pi(t)$ – доля рискового актива в стоимости портфеля $w(t)$, а $C(t)$ – интенсивность потребления в момент $t \in [0, T]$. Полезность потребления за отрезок времени $[t, t + dt]$ равна $U(C(t))dt$, где $U(C) = ((1 - \gamma) / \gamma)(C / (1 - \gamma) + \eta)^\gamma$ – гиперболическая функция полезности, $0 < \gamma < 1$, $\eta > 0$. Стратегией инвестора назовем пару измеримых функций $(\pi(\cdot), C(\cdot)) : R \times [0, T] \rightarrow R^2$, удовлетворяющую при всех $t \in [0, T]$ следующим условиям:

$$|w\pi(w, t)| + |C(w, t)| \leq D_1(1 + |w|), \quad \forall w \in R, \quad (1)$$

$$|w_1\pi(w_1, t) - w_2\pi(w_2, t)| + |C(w_1, t) - C(w_2, t)| \leq D_2(|w_1 - w_2|), \quad \forall w_1, w_2 \in R, \quad (2)$$

где D_1, D_2 – положительные константы.

* Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 16-01-00353 а.

Пусть $\{F_t\}_{t \in [0, T]}$ – фильтрация¹, порожденная процессом $z(t)$. Для любой стратегии $(\pi(\cdot), C(\cdot))$ существует единственный непрерывный $\{F_t\}$ -согласованный процесс $w(t)$, удовлетворяющий уравнению

$$dw(t) = w(t)[((\alpha - r)\pi(w(t), t) + r)dt + \sigma dz(t)] - C(w(t), t)dt, \quad w(0) = w_0 \quad (3)$$

(см. [1,5]). Процесс $w(t)$ определяет по стратегии $(\pi(\cdot), C(\cdot))$ процессы $\pi(t) = \pi(w(t), t)$ и $C(t) = C(w(t), t)$. Стратегию $(\pi(\cdot), C(\cdot))$ назовем допустимой, если с вероятностью 1 выполнены неравенства

$$C(t) \geq -(1 - \gamma)\eta, \quad t \in [0, T], \quad w(T) \geq -(1 - \gamma)\eta. \quad (4)$$

Множество всех допустимых стратегий инвестора обозначим через Γ .

Поставим задачу оптимального потребления [3]. Для любой начальной стоимости портфеля $w > 0$ требуется найти

$$J(w, 0) = \max_{(\pi(\cdot), C(\cdot)) \in \Gamma} E_0 \left[\int_0^T e^{-\beta t} U(C(t)) dt + P e^{-\beta T} U(w(T)) \right].$$

где E_0 – символ математического ожидания при условии $w = w(0)$, β – ставка дисконтирования, $P = (1 - \Delta) / \Delta$, а $\Delta \in (0, 1)$ – коэффициент важности непрерывного потребления. Отметим, что в [1] взято $\Delta = 1$ и терминальное потребление отсутствовало. Более общая задача состоит в нахождении функции

$$J(w, t) = \max_{(\pi(\cdot), C(\cdot)) \in \Gamma_t} E_t \left[\int_t^T e^{-\beta(s-t)} U(C(s)) ds + P e^{-\beta(T-t)} U(w(T)) \right],$$

где Γ_t – сужение множества стратегий Γ на отрезок $[t, T]$, а $w = w(t)$.

В п.3 найдена оптимальная стратегия инвестора. В п.4 при ее использовании дана оценка сверху вероятности осуществления события $A \cup B$, где A – событие разорения инвестора, а B – событие отрицательного потребления в некоторый момент времени $t \in [0, T]$.

3. Оптимальная стратегия инвестора

Пусть функция $J(w, t)$ дважды непрерывно дифференцируема по w и непрерывно дифференцируема по t . Тогда она удовлетворяет уравнению Гамильтона-Якоби- Беллмана (см. [1,3])

$$\beta J = \max_{C \geq -(1-\gamma)\eta, \pi} [U(C) + ((\alpha - r)\pi + r)w - C] J_w + J_t + 0.5\sigma^2 \pi^2 w^2 J_{ww} \quad (5)$$

с терминальным условием $J(w, T) = PU(w)$. Здесь J_w, J_t и J_{ww} – частные производные функции $J(w, t)$. Предположим, что решение уравнения (5) – возрастающая и вогнутая по w функция $J(w, t)$. Тогда оптимальная стратегия инвестора определяется из условий первого порядка

$$\pi^*(w, t) = -\frac{(\alpha - r)J_w(w, t)}{\sigma^2 w J_{ww}(w, t)}, \quad C^*(w, t) = (1 - \gamma)J_w^{1/(\gamma-1)}(w, t) - (1 - \gamma)\eta. \quad (6)$$

¹ Понятия, связанные со стохастическими дифференциальными уравнениями, см. в [5].

После подстановки функций $\pi^*(\cdot)$ и $C^*(\cdot)$ в (5) получим уравнение

$$\beta J = \frac{(1-\gamma)^2}{\gamma} J_w^{\gamma/(\gamma-1)} + [(1-\gamma)\eta + r w] J_w + J_t - \frac{(\alpha-r)^2 J_w^2}{2\sigma^2 J_{ww}}. \quad (7)$$

Решение уравнения (7) будем искать в виде

$$J(w, t) = ((1-\gamma)/\gamma) f(t) (w/(1-\gamma) + g(t))^\gamma.$$

Подставляя это выражение в (7) и сокращая на $(w/(1-\gamma) + g(t))^{\gamma-1}$, приравняем коэффициенты при w и свободные члены левой и правой частей. В результате получим задачу Коши для функций $f(t)$ и $g(t)$:

$$\begin{aligned} \frac{\beta}{\gamma} f(t) &= \frac{1-\gamma}{\gamma} f^{\gamma/(\gamma-1)}(t) + \nu f(t) + \frac{1}{\gamma} f'(t), \quad f(T) = P, \quad \text{где } \nu = r + \frac{(\alpha-r)^2}{2(1-\gamma)\sigma^2}, \\ \frac{\beta(1-\gamma)}{\gamma} f(t)g(t) &= \frac{(1-\gamma)^2}{\gamma} f^{\gamma/(\gamma-1)}(t)g(t) + (1-\gamma)\eta f(t) + \\ &+ \frac{(\alpha-r)^2}{2\sigma^2} f(t)g(t) + \frac{1-\gamma}{\gamma} f'(t)g(t) + (1-\gamma)f(t)g'(t), \quad g(T) = \eta. \end{aligned} \quad (8)$$

Отсюда $f(t) = (\mu^{-1}(1 - (1 - \mu P^{1/(1-\gamma)})e^{-\mu(T-t)}))^{1-\gamma}$, где $\mu = (1-\gamma)^{-1}(\beta - \gamma\nu) \neq 0$.

Если $\mu = 0$, то $f(t) = (P^{1/(1-\gamma)} + T - t)^{1-\gamma}$. После подстановки $f(t)$ в (8) получим уравнение $0 = \eta - rg(t) + g'(t)$, $g(T) = \eta$, решение которого равно $g(t) = \eta r^{-1}(1 - (1-r)e^{-r(T-t)})$. Отметим, что в [1] $P = 0$, $g(T) = 0$ и поэтому $g(t) = \eta r^{-1}(1 - e^{-r(T-t)})$. Из (6) имеем:

$$\pi^*(w, t) = \frac{(\alpha-r)}{\sigma^2 w} \left(\frac{w}{1-\gamma} + g(t) \right), \quad C^*(w, t) = (1-\gamma) f^{1/(\gamma-1)}(t) \left(\frac{w}{1-\gamma} + g(t) \right) - (1-\gamma)\eta.$$

Поскольку функции $f(t)$ и $g(t)$ ограничены на отрезке $[0, T]$, найденная стратегия $(\pi^*(\cdot), C^*(\cdot))$ удовлетворяет условиям (1) и (2). Осталось проверить условие (4).

Обозначим через $w^*(t)$ процесс, определяемый из (3) по стратегии (6). Как и в [1], введем вспомогательный процесс $X(t) = w^*(t) + (1-\gamma)g(t)$.

Тогда процессы $\pi^*(t)$ и $C^*(t)$ можно записать в виде

$$\begin{aligned} \pi^*(t) &= -\frac{(\alpha-r)J_w(w^*(t), t)}{\sigma^2 w^*(t)J_{ww}(w^*(t), t)} = \frac{(\alpha-r)}{\sigma^2 w^*(t)} \left(\frac{w^*(t)}{1-\gamma} + g(t) \right) = \frac{(\alpha-r)X(t)}{(1-\gamma)\sigma^2 w^*(t)}, \\ C^*(t) &= (1-\gamma)(J_w^{1/(\gamma-1)}(w^*(t), t) - \eta) = \frac{\mu X(t)}{1 - (1 - \mu P^{1/(1-\gamma)})e^{-\mu(T-t)}} - (1-\gamma)\eta. \end{aligned}$$

Подставим $\pi^*(t)$ и $C^*(t)$ в уравнение (3) для $w^*(t)$:

$$dw^*(t) = X(t) \left(\frac{(\alpha - r)^2}{(1 - \gamma)\sigma^2} dt - \frac{\mu}{1 - (1 - \mu P^{1/(1-\gamma)})e^{-\mu(T-t)}} dt + \frac{\alpha - r}{(1 - \gamma)\sigma} dz(t) \right) + (rw^*(t) + (1 - \gamma)\eta)dt.$$

Поскольку $w^*(t) = X(t) - (1 - \gamma)g(t)$, $X(t)$ удовлетворяет уравнению

$$dX(t) = X(t) \left(r + \frac{(\alpha - r)^2}{(1 - \gamma)\sigma^2} - \frac{\mu}{1 - (1 - \mu P^{1/(1-\gamma)})e^{-\mu(T-t)}} \right) dt + \frac{\alpha - r}{(1 - \gamma)\sigma} X(t) dz(t),$$

из которого находим

$$X(t) = X(0) \exp \left(\left(\nu - \mu - \frac{(\alpha - r)^2 \gamma}{2(1 - \gamma)^2 \sigma^2} \right) t + \frac{\alpha - r}{(1 - \gamma)\sigma} z(t) \right) \cdot \frac{1 - (1 - \mu P^{1/(1-\gamma)})e^{-\mu(T-t)}}{1 - (1 - \mu P^{1/(1-\gamma)})e^{-\mu T}}.$$

Отметим, что при $P = 0$ формула для $X(t)$ совпадает с аналогичной формулой, найденной Мертоном (см. [1]). Нетрудно видеть, что процесс $X(t)$ с вероятностью 1 принимает положительные значения. Следовательно, для процесса $C^*(t)$ и случайной величины $w^*(T)$ ограничение (4) выполнено. Поэтому стратегия $(\pi^*(\cdot), C^*(\cdot)) \in \Gamma$.

4. Оценка вероятности разорения

Введем следующие обозначения:

$$\alpha_1 = \nu - \mu - \frac{(\alpha - r)^2 \gamma}{2(1 - \gamma)^2 \sigma^2}, \quad \sigma_1 = \frac{|\alpha - r|}{(1 - \gamma)\sigma}, \quad x_1(t) = \alpha_1 t + \sigma_1 z(t), \quad t \in [0, T],$$

$$\psi(t, a, b) = \frac{1 - (1 - ab^{1/(1-\gamma)})e^{-a(T-t)}}{a}, \quad b > 0, \quad a \neq 0, \quad \psi(t, 0, b) = b^{1/(1-\gamma)} + T - t, \quad b > 0,$$

$$\vartheta(t, a, b) = \ln \psi(t, a, b), \quad \theta(t) = \ln \frac{\psi(t, r, 1)}{\psi(t, \mu, P)}, \quad d_0 = \frac{(1 - \gamma)\eta\psi(0, \mu, P)}{X(0)}.$$

Тогда

$$X(t) = e^{x_1(t)} \frac{X(0)\psi(t, \mu, P)}{\psi(0, \mu, P)}, \quad C^*(t) = e^{x_1(t)} \frac{X(0)}{\psi(0, \mu, P)} - (1 - \gamma)\eta, \quad g(t) = \eta\psi(t, r, 1).$$

Теперь событие разорения можно записать как

$$A = \{\exists t \in [0, T]: w^*(t) \leq 0\} = \left\{ \exists t \in [0, T]: e^{x_1(t)} \leq d_0 \frac{\psi(t, r, 1)}{\psi(t, \mu, P)} \right\},$$

а событие отрицательного потребления как

$$B = \{\exists t \in [0, T]: C^*(t) < 0\} = \{\exists t \in [0, T]: e^{x_1(t)} < d_0\}.$$

По теореме 13.1.1 из [6] вероятность касания траекторией процесса $x_1(t)$ уровня $\ln d_0$ равна нулю. Поэтому события B и $\bar{B} = \{\exists t \in [0, T]: e^{x_1(t)} \leq d_0\}$ отличаются на множество меры нуль, и в дальнейшем вместо B будем

использовать событие \bar{B} . Требуется оценить сверху вероятность события $A \cup \bar{B}$. Сначала рассмотрим свойства введенных функций.

Нетрудно проверить, что при $t < T$ функция $\psi(t, a, b)$ убывает по a и возрастает по b . Действительно, $\psi'_b(t, a, b) = b^{\gamma/(1-\gamma)} e^{-a(T-t)} / (1-\gamma) > 0$, а

$$\psi'_a(t, a, b) = \frac{(1 + a(T-t))e^{-a(T-t)} - 1 - a^2 b^{1/(1-\gamma)} (T-t)e^{-a(T-t)}}{a^2} < 0, \quad a \neq 0.$$

Если $P = 1$, то при $\mu < r$ ($\mu > r$) для всех $t \in [0, T]$ выполнено неравенство $\psi(t, \mu, 1) > \psi(t, r, 1)$ ($\psi(t, \mu, 1) < \psi(t, r, 1)$). При $P \neq 1$ взаимное расположение графиков функций $\psi(t, r, 1)$ и $\psi(t, \mu, P)$ по переменной t дается следующим утверждением.

Лемма. Если $0 < P < 1$ ($P > 1$), то в случае $\psi(0, r, 1) > \psi(0, \mu, P)$ ($\psi(0, r, 1) < \psi(0, \mu, P)$), в частности, при $\mu \geq r$ ($\mu \leq r$), выполнено неравенство $\psi(t, r, 1) > \psi(t, \mu, P)$ ($\psi(t, r, 1) < \psi(t, \mu, P)$) при всех $t \in [0, T]$, а в случае $\psi(0, r, 1) \leq \psi(0, \mu, P)$ ($\psi(0, r, 1) \geq \psi(0, \mu, P)$) графики функций $\psi(t, r, 1)$ и $\psi(t, \mu, P)$ имеют единственную точку пересечения $t_0 \in [0, T]$.

Доказательство. Пусть $0 < P < 1$ и $\psi(0, r, 1) > \psi(0, \mu, P)$. Заметим, что при этом $\psi(T, r, 1) = 1 > \psi(T, \mu, P) = P^{1/(1-\gamma)}$. Если $r \leq \mu$, то, используя монотонность функции $\psi(t, a, b)$ по переменным a и b , получим неравенства $\psi(t, r, 1) \geq \psi(t, \mu, 1) > \psi(t, \mu, P)$ для всех $t \in [0, T]$. Рассмотрим случай $r > \mu$. Предположим, что утверждение леммы неверно. Тогда графики функций $\psi(t, r, 1)$ и $\psi(t, \mu, P)$ пересекаются в некоторой точке $t_0 \in [0, T]$. Поскольку $r < 1$, справедливы неравенства

$$\psi'_t(0, r, 1) = -(1-r)e^{-rT} > -(1-\mu)e^{-\mu T} \geq -(1-\mu P^{1/(1-\gamma)})e^{-\mu T} = \psi'_t(0, \mu, P).$$

Отсюда следует, что разность производных $\psi'_t(t, r, 1) - \psi'_t(t, \mu, P)$ обращается в нуль по меньшей мере в двух точках $t_1 \in (0, t_0)$ и $t_2 \in [t_0, T]$, что невозможно. Если $0 < P < 1$ и $\psi(0, r, 1) \leq \psi(0, \mu, P)$, то графики функций $\psi(t, r, 1)$ и $\psi(t, \mu, P)$ пересекаются в некоторой точке $t_0 \in [0, T]$. Как и выше, нетрудно доказать, что такая точка единственна. Аналогичное доказательство проводится при $P > 1$. ■

Найдем производные функции $\vartheta(t, a, b)$ по переменной t :

$$\vartheta'_t(t, a, b) = \psi'_t(t, a, b) / \psi(t, a, b) = -(1 - ab^{1/(1-\gamma)})e^{-a(T-t)} / \psi(t, a, b),$$

$$\vartheta''_t(t, a, b) = \psi''_t(t, a, b) / \psi^2(t, a, b) = a / \psi(t, a, b) - 1 / \psi^2(t, a, b).$$

Нетрудно видеть, что при $ab^{1/(1-\gamma)} < 1$ функция $\vartheta(t, a, b)$ убывает и строго вогнута, а при $ab^{1/(1-\gamma)} > 1$ она возрастает и строго выпукла по $t \in [0, T]$.

Утверждение 1. Если $P \neq 1$, то функция $\theta(t)$ либо не имеет нулей на отрезке $[0, T]$, либо имеет единственный нуль. При $\mu P^{1/(1-\gamma)} \geq 1$ она

убывает и строго вогнута. Если $0 < P < 1$ и $\mu \leq r$, то на отрезке $[0, T]$ функция $\theta^+(t) = \max[\theta(t), 0]$ выпукла. Если $P > 1$ и $\mu \geq 2/\psi(t_0, r, 1)$, где $t_0 \in (0, T)$ – нуль функции $\theta(t)$, то функция $\theta(t)$ строго вогнута на отрезке $[0, t_0]$.

Доказательство. Утверждение относительно нуля функции $\theta(t)$ следует из леммы. Поскольку $r < 1$, функция $\vartheta(t, r, 1)$ убывает и строго вогнута. При $\mu P^{1/(1-\gamma)} > 1$ функция $\vartheta(t, \mu, P)$ возрастает и строго выпукла, а при $\mu P^{1/(1-\gamma)} = 1$ она постоянна. Поэтому если $\mu P^{1/(1-\gamma)} \geq 1$, то функция $\theta(t) = \vartheta(t, r, 1) - \vartheta(t, \mu, P)$ убывает и строго вогнута на отрезке $[0, T]$.

Пусть $0 < P < 1$ и $\mu \leq r$. Функция $\psi'_i(t, a, 1) = -(1-a)e^{-a(T-t)}$ возрастает по $a < 1$ при любом $t \in [0, T]$. Отсюда

$$\psi'_i(t, r, 1) \geq \psi'_i(t, \mu, 1) = -(1-\mu)e^{-\mu(T-t)} \geq -(1-\mu P^{1/(1-\gamma)})e^{-\mu(T-t)} = \psi'_i(t, \mu, P).$$

Возьмем $t \in [0, T]$, для которого $\theta(t) > 0$ или $\psi(t, r, 1) > \psi(t, \mu, P)$. Имеем:

$$\theta''(t) = \frac{\psi'_i(t, r, 1)}{\psi^2(t, r, 1)} - \frac{\psi'_i(t, \mu, P)}{\psi^2(t, \mu, P)} > \frac{\psi'_i(t, r, 1) - \psi'_i(t, \mu, P)}{\psi^2(t, \mu, P)} > 0.$$

Следовательно, функция $\theta^+(t)$ выпукла на отрезке $[0, T]$.

Пусть $P > 1$ и $\mu \geq 2/\psi(t_0, r, 1)$. Поскольку $\psi(t_0, r, 1) \leq 1/r$, $\mu \geq 2r$. Отсюда при $t \in (0, t_0)$ $\psi(t, r, 1) > \psi(t, \mu, P)$ и

$$\begin{aligned} \theta''(t) &= \frac{r}{\psi(t, r, 1)} - \frac{1}{\psi^2(t, r, 1)} - \frac{\mu}{\psi(t, \mu, P)} + \frac{1}{\psi^2(t, \mu, P)} < \\ &< \left(\frac{1}{\psi(t, r, 1)} - \frac{1}{\psi(t, \mu, P)} \right) \left(\mu - \frac{1}{\psi(t, r, 1)} - \frac{1}{\psi(t, \mu, P)} \right) < \\ &< \left(\frac{1}{\psi(t, r, 1)} - \frac{1}{\psi(t, \mu, P)} \right) \left(\mu - \frac{2}{\psi(t_0, r, 1)} \right) \leq 0. \blacksquare \end{aligned}$$

Отметим, что в случаях, не указанных в утверждении 1, выпуклость или вогнутость функции $\theta(t)$ можно установить, находя численно минимум и максимум ее второй производной на отрезке $[0, T]$.

Построим функцию $\xi(t) = ct + d$, удовлетворяющую следующему свойству: $\xi(t) \geq \theta^+(t) + \ln d_0$ для всех $t \in [0, T]$, где равенство достигается на максимально возможном множестве точек. Приведем примеры функций $\xi(t)$ в зависимости от вида функций $\theta(t)$.

- 1) Функция $\theta(t)$ неотрицательна и вогнута на $[0, T]$. Тогда $\xi(t)$ положим равной касательной к графику функции $\theta(t) + \ln d_0$ в точке $T/2$.
- 2) Функция $\theta(t)$ отрицательна на $[0, T]$. Тогда $\xi(t) \equiv \ln d_0$.
- 3) Функция $\theta^+(t)$ выпукла на $[0, T]$. Тогда

$$\xi(t) = (\theta^+(T) - \theta^+(0))t/T + \theta^+(0) + \ln d_0, \quad t \in [0, T]. \quad (9)$$

4) $P > 1$ и функция $\theta(t)$ вогнута на отрезке $[0, t_0]$, $\theta(t_0) = 0$ (см. рис. 1). Тогда используем формулу (9) с $\theta^+(T) = 0$, $\theta^+(0) = \theta(0)$, если $-\theta(0)/T \geq \theta'(0)$. В противном случае $\xi(t) = \theta'(t^*)(t - T) + \ln d_0$ – касательная к графику функции $\theta(t) + \ln d_0$, проведенная в точке $t^* \in (0, t_0)$, определяемой из уравнения $\theta'(t^*)(t^* - T) = \theta(t^*)$.

Вероятность события $A \cup \bar{B}$ оценивается сверху вероятностью Q первого достижения нуля процессом $x_2(t) = x_1(t) - \xi(t) = (\alpha_1 - c)t + \sigma_1 z(t) - d$ за время T , которая задается формулой (см., например, [7])

$$Q = \Phi\left(\frac{d - (\alpha_1 - c)T}{\sigma_1 \sqrt{T}}\right) + \exp\left(\frac{2(\alpha_1 - c)d}{\sigma_1^2}\right) \Phi\left(\frac{d + (\alpha_1 - c)T}{\sigma_1 \sqrt{T}}\right),$$

где Φ – функция распределения стандартного нормального закона.

5. Примеры

Возьмем следующие значения параметров:

$$r = 0.03, \quad \alpha = 0.02, \quad \beta = 0.06, \quad \gamma = 0.5, \quad \sigma = 0.4, \quad w = 15, \quad T = 4, \quad \eta = 10, \quad P = 1.1.$$

Здесь $\theta(t)$ – убывающая вогнутая функция с нулем в точке $t_0 = 2.243$, $\xi(t)$ находится по формуле (9) (рис. 1), а $Q = 0.000247$. Если взять $T = 8$, то вероятность $Q = 0.3875$ резко возрастает. В этом случае $\xi(t)$ – касательная к графику функции $\theta(t) + \ln d_0$ в точке $t^* = 0.5487$. Но положив при этом $w = 30$ (или $\eta = 5$), получаем $Q = 0.0186$. Пусть в исходных данных $P = 2$. Тогда $\xi(t) \equiv \ln d_0 = -0.2173$ и $Q = 0.6623$ – вероятность отрицательного потребления. Однако увеличение w (или уменьшение η) в два раза приводит к $Q = 0.0136$.

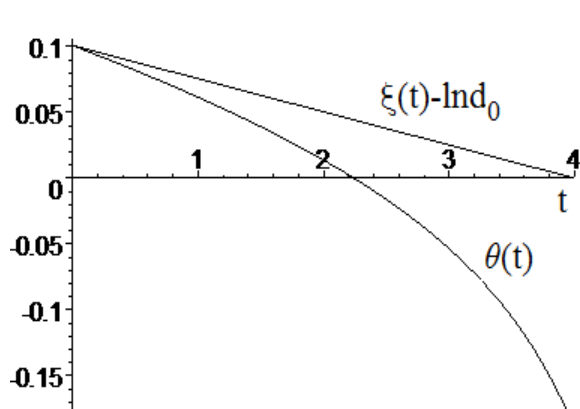


Рисунок 1.

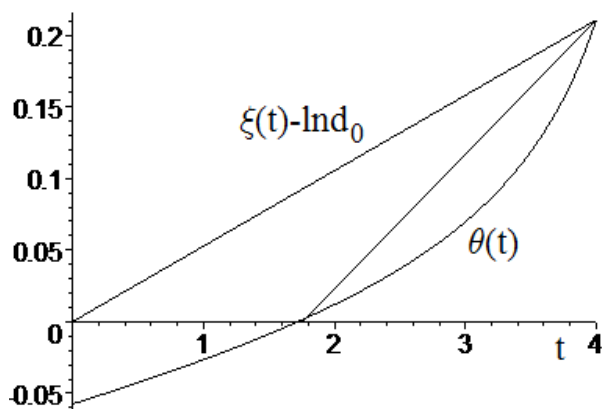


Рисунок 2.

Пусть теперь в исходных данных $\beta = 0.01$, $P = 0.9$, $\sigma = 0.2$. Здесь $\theta(t)$ – возрастающая выпуклая функция с нулем $t_0 = 1.785$ (рис. 2), а

$Q = 0.0452$. Оценку Q можно улучшить следующим приемом. Положим $d_1 = \ln d_0$. Поскольку $\xi(t) \geq \theta(T)(t-t_0)^+ / (T-t_0) + d_1 \geq \theta^+(t) + d_1$, справедливо неравенство $Q \geq Q^*$, где Q^* – вероятность пересечения нуля за время T процессом $x_3(t) = \alpha_1 t + \sigma_1 z(t) - d_1 - \theta(T)(t-t_0)^+ / (T-t_0)$. При этом Q^* оценивает сверху вероятность события $A \cup \bar{B}$. Для Q^* справедлива формула

$$Q^* = Q_1 + \int_0^{\infty} f_1(y) G_1(y) dy, \quad Q_1 = \Phi\left(\frac{d_1 - \alpha_1 t_0}{\sigma_1 \sqrt{t_0}}\right) + \exp\left(\frac{2\alpha_1 d_1}{\sigma_1^2}\right) \Phi\left(\frac{d_1 + \alpha_1 t_0}{\sigma_1 \sqrt{t_0}}\right),$$

где Q_1 обозначает вероятность достижения нуля за время t_0 процессом $x_4(t) = \alpha_1 t + \sigma_1 z(t) - d_1$, $f_1(y) / (1 - Q_1)$, $y \geq 0$, – плотность распределения случайной величины $x_4(t_0)$ при условии, что за время t_0 процесс $x_4(t)$ нуля не достигнет (см. [7]), а $G_1(y)$ – вероятность достижения нуля за время $T - t_0$ процессом $x_5(t) = \alpha_2 t + \sigma_1 z(t) + y$, $\alpha_2 = \alpha_1 - \theta(T) / (T - t_0)$. Здесь

$$f_1(y) = \frac{1}{\sigma_1 \sqrt{t_0}} \left[\varphi\left(\frac{-y - d_1 + \alpha_1 t_0}{\sigma_1 \sqrt{t_0}}\right) - \exp\left(\frac{2\alpha_1 d_1}{\sigma_1^2}\right) \varphi\left(\frac{-y + d_1 + \alpha_1 t_0}{\sigma_1 \sqrt{t_0}}\right) \right],$$

$$G_1(y) = \Phi\left(\frac{-y - \alpha_2(T - t_0)}{\sigma_1 \sqrt{T - t_0}}\right) + \exp\left(-\frac{2\alpha_2 y}{\sigma_1^2}\right) \Phi\left(\frac{-y + \alpha_2(T - t_0)}{\sigma_1 \sqrt{T - t_0}}\right).$$

В рассматриваемом случае $Q^* = 0.0375$.

Литература

1. Merton R.C. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model// Journal of Economic Theory. 1971. V. 3. № 4. P. 373–413.
2. Sethi S.P., Taksar M. A note on Merton's « Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model»// Journal of Economic Theory. 1988. V. 46. № 2. P. 395–401.
3. Liu Jun. Portfolio Selection in stochastic environments. Oxford: Oxford University Press, 2006.
4. Sethi S.P. Optimal consumption and investment with bankruptcy. Norwell, Massachussets: Kluwer Academic Publisher, 1997.
5. Оксендаль Б. Стохастические дифференциальные уравнения. М.: Мир, 2003.
6. Питербарг В.И. Двадцать лекций о гауссовских процессах. М.: Издательство МЦНМО, 2015.
7. Ширяев А. Н. О мартингальных методах в задачах о пересечении границ броуновским движением// Современные проблемы математики. Т. 8. М.: МИАН, 2007.