





ΣΤΟΧΑΣΤΙΚΑ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΑ  
Σημειώσεις



**ΣΚ**

.....

**ΣΤΟΧΑΣΤΙΚΑ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΑ**  
**Σημειώσεις**

.....

.....

ΕΚΔΟΣΕΙΣ ....

---

ΕΠΙΣΤΗΜΟΝΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ



# Κεφάλαιο 1

## Εισαγωγικές Έννοιες

**Δικαίωμα προαίρεσης:** Συμβόλαιο που δίνει δικαίωμα να αγοράσουμε ή να πωλήσουμε ένα αγαθό σε καθορισμένη τιμή, σε συγκεκριμένη τιμή στο μέλλον.

European Call Option

### Βασικές Έννοιες

- Υποκείμενο Αγαθό (*underlying*)
- $S_t$ , τιμή του υποκειμένου αγαθού την χρονική στιγμή  $t$
- $T$ , ημερομηνία λήξης (*expiry date*).
- $K$ , τιμή εξάσκησης δικαιώματος (*exercise price* ή *strike price*)
- $V(S_t, t)$ , η ανταμοιβή του κατόχου δικαιώματος, την χρονική στιγμή  $t$ .
- **Κάτοχος υποκειμένου αγαθού.** Ο κάτοχος έχει υποχρέωση να πουλήσει.
- **Κάτοχος Δικαιώματος.**

**ΒΑΣΙΚΗ ΕΡΩΤΗΣΗ:** Αν ο κάτοχος δικαιώματος εξασκεί το δικαίωμα, πόσο πρέπει να πληρώσει κάποιος για αυτό το συμβόλαιο; Δηλαδή:  $V(S_t, t) = ?$

### 1.1 Βασικές Σχέσεις

$$V(S_T, T) = \begin{cases} S_T - K, & S_T \geq K \\ 0, & S_T \leq K \end{cases} = \max(S_T - K, 0)$$

$$V(S_t, t) = PV(V(S_T, T)) = e^{-rt}V(S_T, T)$$

Αν η  $S_T$  είναι τυχαία μεταβλητή με σππ  $f(s)$ , τότε:

$$V(S_T, T) = E(\max(S_T - K, 0)) = \int_K^{+\infty} (S_T - K)f(s)ds$$

Γνωρίζουμε ότι:

$$f(s) = \lim_{\Delta s \rightarrow 0} \frac{P(S_i < S < S_i + \Delta s)}{\Delta s} \Rightarrow P(S_i < S < S_i + \Delta s) \approx f(s)\Delta s \Rightarrow$$

$$V(S_T, T) = \sum_{K_i > K} (S_T - K_i) f(s) \Delta S_i = \sum_{K_i > K} (S_T - K_i) P(S_i < S < S_i + \Delta s)$$

## 1.2 Λυμένες Ασκήσεις

**1.1 Αγοράζει κάποιος σήμερα, ένα δικαίωμα να αγοράσει σε 5 μήνες μετοχές για 12 ευρώ. Σήμερα η τιμή της μετοχής είναι 10 ευρώ. Πόσο πρέπει να αγοράσει το δικαίωμα;**

**Λύση:** Έχουμε αρχικά: ημερομηνία λήξης  $T = 5$  μήνες, τιμή εξάσκησης  $K = 12$  ευρώ και αρχική τιμή  $S_0 = 10$  ευρώ. Αν  $S_T < 12$  δεν εξασκείται το δικαίωμα, άρα έχουμε κέρδος μηδέν. Αν  $S_T > 12$ , εξασκούμε το δικαίωμα και το κέρδος είναι  $S_T - 12$ . Επομένως, τελικά:

$$V(S_5, 5) = \max(S_5 - 12, 0)$$

Δηλαδή, όλα εξαρτώνται από την τιμή  $S_5$ , η οποία μεταβάλεται τυχαία.

**1.2 Έστω ένα δικαίωμα πώλησης 100 μετοχών της IBM με τιμή εξάσκησης 90 χρ. μονάδες ανά μετοχή, το οποίο λήγει σε 3 μήνες. Αν σε 3 μήνες η τιμή της μετοχής θα είναι 75 χρ. μονάδες και η τιμή αγοράς του δικαιώματος τώρα είναι 7 χρ. μονάδες ανά μετοχή, πόσα θα κερδίσουμε εξασκώντας το δικαίωμα;**

**Λύση:** Ακολουθούμε τα εξής βήματα:

1. Αγοράζουμε τώρα το δικαίωμα. Κόστος αγοράς =  $100 \cdot 7 = 700$ .
2. Σε 3 μήνες αγοράζουμε από την αγορά 100 μετοχές IBM. Κόστος αγοράς =  $100 \cdot 75 = 7500$ .
3. Πουλάμε τις μετοχές που αγοράσαμε στην τιμή εξάσκησης, κάνοντας χρήση του δικαιώματος. Έσοδα =  $100 \cdot 90 = 9000$

Οπότε το συνολικό κέρδος είναι:

$$P = 9000 - 7500 - 700 = 800$$

**1.3 Μία μετοχή της εταιρείας ΑΒΓ τιμάται. σήμερα 17 χρ. μονάδες. Σε 4 μήνες θα τιμάται 22 χρ. μονάδες. Ένα δικαίωμα αγοράς πωλείται για 2 χρ και έχει τιμή εξάσκησης 18 χρ. Τι συμφέρει, μία αγοροπωλησία των μετοχών ή η εξάσκηση του δικαιώματος;**

**Λύση:** Στην αγοροπωλησία έχουμε αγορά μετοχής 17 και πώληση 22 και επομένως κέρδος  $22 - 17 = 5$ . Το ποσοστό κέρδους είναι:  $(5/17) \cdot 100 \simeq 30\%$ .

Στην περίπτωση ενάσκησθου δικαιώματος θα αγοράσουμε από τον υπόχρεο σε 18 χμ και θα πωλήσουμε σε 22 χμ. Επομένως το κέρδος θα είναι  $22 - 18 - 2 = 2$  χμ. Το ποσοστό κέρδους σε αυτή την περίπτωση, είναι:  $(2/2) \cdot 100 = 100\%$ . Άρα τα δικαιώματα δίνουν τεράστιο κερδος και δεν απαιτούν την κατοχή περυσιακών στοιχείων.



## Κεφάλαιο 2

# Αρχικά Υποδείγματα

### 2.1 Βασικό υπόδειγμα

Έστω  $S_i$  μία ακολουθία τιμών μίας μετοχής τις χρονικές στιγμές  $i = 1, 2, 3, \dots$ . Οι ποσότητες:

$$R_{i+1} = \frac{S_{i+1} - S_i}{S_i}$$

λέγονται αποδόσεις. Συνήθως ακολουθούν την κανονική κατανομή, δηλαδή  $R_{i+1} \sim N(\mu, \sigma^2)$ . Επομένως

$$\frac{R_{i+1} - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1) \Leftrightarrow \frac{R_{i+1} - \mu}{\sigma} = \varphi, \quad \varphi \sim N(0, 1) \Rightarrow$$

$$R_{i+1} = \mu + \sigma \cdot \varphi, \quad \varphi \sim N(0, 1) \Leftrightarrow$$

$$\boxed{S_{i+1} = (\mu + 1)S_i + \sigma S_i \varphi}$$

Η σχέση αυτή αποτελεί το πρωταρχικό βασικό υπόδειγμα σε διακριτό χρόνο και υλοποιείται με μεθόδους *Monte - Carlo*.

### 2.2 Το Διωνυμικό Υπόδειγμα

Θεωρούμε διακριτό χρόνο  $t = 0, 1, 2, 3, \dots$ . Την χρονική στιγμή  $t = 0$  η τιμή μιας μετοχής είναι  $S_0$ . Σε κάθε χρονική στιγμή η τιμή της μετοχής είτε αυξάνει κατά  $a\%$  με πιθανότητα  $p$  είτε φθίνει κατά  $b\%$ , με πιθανότητα  $(1 - p)$ . Στο επόμενο διάγραμμα βλέπουμε την εξέλιξη της τιμής μίας μετοχής, μέχρι την χρονική στιγμή  $t = 2$ .

$$S_0 = \begin{cases} (p) \rightarrow S_1 = aS_0 \rightarrow \begin{cases} (p^2) \rightarrow S_2 = a^2S_0 \\ p(1-p) \rightarrow S_2 = abS_0 \end{cases} \\ (1-p) \rightarrow S_1 = bS_0 \rightarrow \begin{cases} p(1-p) \rightarrow S_2 = abS_0 \\ (1-p)^2 \rightarrow S_2 = b^2S_0 \end{cases} \end{cases}$$

Η αύξηση της τιμής της μετοχής, συνήθως συμβολίζεται ως 1, ενώ η μείωση ως 0. Μία ακολουθία από  $k$  το πλήθος 1 και 0 ονομάζεται **δρόμος** μήκους  $k$  και σημαίνει μία διαδοχή από  $k$  αυξήσεις- μειώσεις. Συμβολίζεται με  $s_k$ . Παραδείγματος χάριν,  $s_6 = 000010$  σημαίνει ότι έχουμε 6 "κινήσεις", 4 διαδοχικές μειώσεις, μία αύξηση και μία ακόμα μείωση.  $s_5 = 11010$ , σημαίνει ότι έχουμε 5 "κινήσεις" της μετοχής, 2 αυξήσεις, μία μείωση, μία αύξηση και μία μείωση.

**Βασικοί Συμβολισμοί.**  $S_k(s_k)$  είναι η τιμή της μετοχής την χρονική στιγμή  $k$ , μέσω του δρόμου  $s_k$ .

$V_k(s_k)$  είναι η αξία του δικαιώματος την χρονική στιγμή  $k$ , μέσω του δρόμου  $s_k$ .

### Παραδείγματα.

$S_2(01) = abS_0$ , η τιμή της μετοχής την χρονική στιγμή 2, μέσω του δρόμου 01, δηλαδή μετά από μία μείωση και διαδοχική αύξηση.

$S_2(11) = a^2S_0$ , η τιμή της μετοχής την χρονική στιγμή 2, μέσω του δρόμου 11, δηλαδή μετά από δύο διαδοχικές αυξήσεις.

$S_1(0) = bS_0$ , η τιμή της μετοχής την χρονική στιγμή 1, μέσω του δρόμου 0, δηλαδή μετά από μία μείωση.

$V_1(0)$ , η αξία του δικαιώματος την χρονική στιγμή 1, μέσω του δρόμου 0, δηλαδή μετά από μία μείωση.

## 2.3 Τιμολόγηση Call Option την χρονική στιγμή 1

Έστω δικαίωμα με υποκείμενη τιμή μετοχής  $S_t$  και τιμή εξάσκησης δικαιώματος:  $K$ . Έστω  $V_0$  η τιμή του δικαιώματος την χρονική στιγμή  $t = 0$ .

**Ερώτηση:** Πως ορίζεται το  $V_0$  με δίκαιο τρόπο;

**Απάντηση:** Διαλέγουμε το  $V_0$  έτσι ώστε, εάν τα χρήματα αυτά τα τοποθετούσαμε σε επενδύσεις λιγότερου κινδύνου, να είχαμε την ίδια απόδοση.

Έστω ότι αγοράζουμε  $\Delta_0$  το πλήθος μετοχές. Εάν  $V_0 - \Delta_0 S_0 > 0$ , τότε θεωρούμε ότι τοκίζουμε αυτή την ποσότητα (του περισσεύματος των χρημάτων) για μία χρονική περίοδο και παίρνουμε τελικά:  $(1 + r)(V_0 - \Delta_0 S_0)$ ,  $r$  το επιτόκιο τοκισμού.

Εάν  $V_0 - \Delta_0 S_0 < 0$ , τότε θεωρούμε ότι δανειζόμαστε τα χρήματα που χρειαζόμαστε για μία χρονική περίοδο και έχουμε τελικά:  $(1 + r)(V_0 - \Delta_0 S_0) < 0$ ,  $r$  το επιτόκιο δανεισμού.

τελικά, το χαρτοφυλάκιο σε 1 χρόνο θα έχει μέση απόδοση:

$$\Delta_0 S_1(1) + (1 + r)(V_0 - \Delta_0 S_0) = \Delta_0 a S_0 + (1 + r)(V_0 - \Delta_0 S_0)$$

ή

$$\Delta_0 S_1(0) + (1 + r)(V_0 - \Delta_0 S_0) = \Delta_0 b S_0 + (1 + r)(V_0 - \Delta_0 S_0)$$

Οι ποσότητες αυτές πρέπει να είναι ίσες με τις αξίες του δικαιώματος την χρονική στιγμή 1. Δηλαδή τις  $V_1(1)$ ,  $V_1(0)$ . Άρα, έχουμε:

$$V_1(1) = \Delta_0 a S_0 + (1 + r)(V_0 - \Delta_0 S_0)$$

ή

$$V_1(0) = \Delta_0 b S_0 + (1 + r)(V_0 - \Delta_0 S_0)$$

Επιλύοντας αυτές τις εξισώσεις, ως προς  $V_0$  και  $\Delta_0$  και λαμβάνοντας υπόψη ότι:

$$V_1(1) = \max(S_1(1) - K, 0) = (aS_0 - K)^+$$

$$V_1(0) = \max(S_1(0) - K, 0) = (bS_0 - K)^+$$

έχουμε τελικά:

$$\Delta_0 = \frac{(aS_0 - K)^+ - (bS_0 - K)^+}{(a - b)S_0}$$

$$V_0 = \frac{1}{r + 1} \left[ \frac{(1 + r) - b}{a - b} (aS_0 - K)^+ + \frac{a - (1 + r)}{a - b} (bS_0 - K)^+ \right]$$

Οι συντελεστές έχουν άθροισμα 1, είναι δηλαδή σαν πιθανότητες.



## Κεφάλαιο 3

# Τυχαίοι Περίπατοι - *Random Walks*

### 3.1 Βασικοί Ορισμοί

Θεωρούμε ένα σημείο, το οποίο κινείται προς τα επάνω με βήμα  $h > 0$  και πιθανότητα  $p$  και προς τα κάτω με βήμα  $-h$  και με πιθανότητα  $1 - p$ . Αρχικά θέτουμε  $h = +1$ ,  $p = 1/2$ . Το όλο φαινόμενο λέγεται **συμμετρικός τυχαίος περίπατος** και για να μελετηθεί ορίζουμε τα εξής:

- $t$ , είναι η χρονική στιγμή, λέγεται και **εποχή**
- $t_2 - t_1$ , είναι η διάρκεια ή ο χρόνος
- $X_t$ , είναι μια τυχαία μεταβλητή, η οποία δηλώνει την **απόφαση** ή την δράση την χρονική στιγμή  $t$ , το εάν δηλαδή το σημείο θα κινηθεί κατά  $h$  ή κατά  $-h$ .
- $S_t$ , είναι μία τυχαία μεταβλητή την **θέση** του σημείου την χρονική στιγμή  $t$ .
- $\{(t, S_t)\}$ , είναι το μονοπάτι (*path*) ή τροχιά την χρονική στιγμή  $t$ .

### 3.2 Ιδιότητες της $X_t$

$$\bullet X_t = \begin{cases} +1, & p = 1/2 \\ -1, & p = 1/2 \end{cases}$$

$$\bullet E(X_t) = 1 \cdot \frac{1}{2} + (-1) \cdot \frac{1}{2} = 0$$

$$\bullet V(X_t) = E(X_t^2) - E^2(X_t) = 1^2 \cdot \frac{1}{2} + (-1)^2 \cdot \frac{1}{2} - 0 = 1$$

- $X_t$  είναι ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές για τις διάφορες χρονικές στιγμές.

### 3.3 Ιδιότητες της $S_t$

- $S_t = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_t$
- $E(S_t) = E(X_1) + E(X_2) + E(X_3) + \dots + E(X_t) = 0$
- $V(S_t) = V(X_1) + V(X_2) + V(X_3) + \dots + V(X_t) = \underbrace{1 + 1 + \dots + 1}_{t\text{-times}} = t$

- $S_t$  είναι *martingale*:

$$E(S_{t+p}|S_t) = S_t$$

- $S_t$  έχει την ιδιότητα *Markov*, δηλαδή:

$$P(S_{t+p}|S_t = k_t, S_{t-1} = k_{t-1}, \dots, S_1 = k_1) = P[S_{t+p}|S_t = k_t]$$

- $S_t = X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{n+t}$  είναι επίσης τυχαίος περίπατος.

- 

$$\frac{S_t}{\sqrt{t}} \sim N(0, 1) \text{ όταν } t \rightarrow +\infty$$

### 3.4 Περαιτέρω Ορισμοί

Κάποιοι σημαντικοί ορισμοί, των οποίων κρίνεται απαραίτητη η γνώση τους για την κατανόηση των συμμετρικών τυχαίων περιπάτων, είναι οι κάτωθι:

**Ορισμός 3.1** Το σύνολο  $\{t, s_t\}$ , όπου  $s_t = S_t$ , οι διάφορες "θέσεις" του σημείου,  $t = 0, \dots, k$ , καλείται "**μονοπάτι**", από 0 έως  $k$ .

**Ορισμός 3.2** Ένα μονοπάτι **επισκέπτεται** την θέση  $k$  την εποχή  $t$ , εάν ισχύει η ισότητα  $s_t = k$ .

**Ορισμός 3.3** Αν για μια θέση  $(t, k)$ , υπάρχει κάποιο μονοπάτι που την επισκέπτεται, τότε η συγκεκριμένη θέση καλείται "**προσιτή θέση**".

**Ορισμός 3.4** Αν  $(t_0, k_0), (t_1, k_1)$  ανήκουν στο ίδιο μονοπάτι, τότε η θέση  $(t_1, k_1)$  λέγεται **προσιτή από την**  $(t_0, k_0)$ , όταν  $t_1 > t_0$ .

**Ορισμός 3.5** Ως  $N_{t,k}$  ορίζεται το **πλήθος των μονοπατιών**, τα οποία επισκέπτονται την θέση  $(t, k)$ .

**Ορισμός 3.6** Ένας τυχαίος περίπατος ή ένα μονοπάτι **επιστρέφει στην θέση 0 την εποχή**  $t$ , εάν ισχύει ότι  $S_t = 0$  ή  $0 \in S_t$ .

**Ορισμός 3.7** Ένας τυχαίος περίπατος **επιστρέφει στην θέση 0 για πρώτη φορά την εποχή**  $t$ , όταν  $S_1, S_2, \dots, S_{t-1} \neq 0$  και  $S_t = 0$ .

**Ορισμός 3.8** Με  $u_{2m}$  συμβολίζουμε την πιθανότητα να επιστρέψει το σημείο στο 0, την χρονική στιγμή  $2m$ .

**Ορισμός 3.9** Με  $f_{2m}$  συμβολίζουμε την πιθανότητα να επιστρέψει το σημείο για πρώτη φορά στο 0, την χρονική στιγμή  $2m$ .

### 3.4.1 Ιδιότητες Τυχαίων Περιπάτων

**Ιδιότητα 3.1** Προκειμένου ένα ζεύγος  $(t, k)$  να είναι προσιτό, πρέπει να υπάρχουν ακέραιοι  $\phi$  και  $\theta$  έτσι ώστε:

$$t + k = 2\phi \text{ και } t - k = 2\theta$$

Συνεπώς, οι αριθμοί  $t + k$  και  $t - k$  να είναι άρτιοι.

**Ιδιότητα 3.2** Ισχύει η σχέση:

$$N_{t,k} = \binom{t}{\frac{t+k}{2}} = \binom{t}{\frac{t-k}{2}} \text{ όπου } t+k > 0 \text{ και } t-k > 0$$

**Ιδιότητα 3.3** Ισχύει η σχέση:

$$u_{2m} = \frac{N_{2m,0}}{2^{2m}} = \binom{2m}{m} \frac{1}{2^{2m}} \sim \frac{1}{\sqrt{\pi m}}, \quad m \geq 0$$

**Ιδιότητα 3.4** Ισχύει η σχέση:

$$f_{2m} = u_{2m-2} - u_{2m} = \frac{1}{2m-1} \binom{2m}{m} \frac{1}{2^{2m}} = \frac{u_{2m}}{2m-1}, \quad m \geq 0$$

**Ιδιότητα 3.5** Οι παρακάτω πιθανότητες είναι ίσες.

- $P(S_1 \neq 0, \dots, S_{2m} \neq 0)$
- $P(S_1 \geq 0, \dots, S_{2m} \geq 0)$
- $P(S_1 \leq 0, \dots, S_{2m} \leq 0)$
- $2P(S_1 > 0, \dots, S_{2m} > 0)$
- $2P(S_1 < 0, \dots, S_{2m} < 0)$

**Θεώρημα 3.1** Με πιθανότητα 1, ο συμμετρικός τυχαίος περίπατος επιστρέφει στο 0.

**Θεώρημα 3.2** Με πιθανότητα 1, ο συμμετρικός τυχαίος περίπατος επιστρέφει στο 0, απείρως συχνά.

### 3.5 Ασκήσεις

**3.1** Εάν  $S_t$  συμμετρικός τυχαίος περίπατος, να υπολογισθούν οι πιθανότητες:

1.  $P\left(-\sqrt{t} \leq S_t \leq \sqrt{t}\right)$

2.  $P\left(10 \leq S_{100} \leq 15\right)$

**Λύση:**

1. Διαιρούμε με την ρίζα του  $t$  και θα έχουμε ότι,

$$\begin{aligned} P\left(-\sqrt{t} \leq S_t \leq \sqrt{t}\right) &= P\left(-1 \leq \frac{S_t}{\sqrt{t}} \leq 1\right) = P\left(-1 \leq \frac{S_1}{\sqrt{1}} \leq 1\right) \\ &= P(-1 \leq z \leq 1) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 0,6827 \end{aligned}$$

2. Διαιρούμε με την ρίζα του 100 και θα έχουμε ότι,

$$\begin{aligned} P(10 < S_{100} < 15) &= P\left(\frac{10}{\sqrt{100}} < \frac{S_{100}}{\sqrt{100}} < \frac{15}{\sqrt{100}}\right) = P(1 < z < 1,5) \\ &= \Phi(1,5) - \Phi(1) = 0,9332 - 0,8413 = 0,0919 \end{aligned}$$

**3.2** Να δείξετε ότι με πιθανότητα 1 ο τυχαίος περίπατος επιστρέφει στο 0.

**Λύση:**

$$\begin{aligned} P(\text{κάποτε επιστρέφει στο } 0) &= P\left(\bigcup_{m=1}^{\infty} \text{πρώτη επιστροφή την στιγμή } 2m\right) = \sum_{m=1}^{\infty} f_{2m} \\ &= \sum_{m=1}^{\infty} [u_{2m-2} - u_{2m}] = u_0 = 1 \end{aligned}$$

**3.3** Να δείξετε ότι με πιθανότητα 1, ο τυχαίος περίπατος επιστρέφει στο 0, απείρως συχνά, δεδομένου ότι  $u \sim \frac{1}{\sqrt{\pi m}}$ .

**Λύση:**

$$E[(\text{πρώτη επιστροφή } 0)] = \sum_{m=1}^{\infty} 2m f_{2m} = \sum_{m=1}^{\infty} \frac{2m}{2m-1} u_{2m} \quad (1)$$

, αλλά δεδομένου ότι:

$$\frac{2m}{2m-1} u_{2m} = \frac{2m}{2m-1} \frac{1}{\sqrt{\pi m}}$$

,καθώς και από την χρήση των σειρών και συγκεκριμένα της ακολουθίας μερικών αθροισμάτων καταλήγουμε στο ζητούμενο του παραδείγματος,

$$(1) \Rightarrow \sum_{m=1}^{\infty} 2m f_{2m} = \infty$$

**3.4 Έστω δύο παίκτες  $A$  και  $B$ , παίζουν το παιχνίδι κορώνα ή γράμματα με κέρδος  $\pm 1$ . Ο πρώτος παίκτης  $A$  έχει τρία ευρώ στο πορτοφόλι του και ο δεύτερος παίκτης  $B$  έχει έξι ευρώ στο πορτοφόλι του. Ποια είναι η πιθανότητα ο πρώτος παίκτης να κερδίσει στον δέκατο γύρο του παιχνιδιού;**

**Λύση:** Δηλώνουμε ότι η απόφαση, που αντιπροσωπεύει το κέρδος του πρώτου παίκτη  $A$

$$X_t = \begin{cases} 1 & p = 1/2 \\ -1 & p = 1/2 \end{cases}$$

Ο τύπος που χρησιμοποιούμε για να υπολογίσουμε το κέρδος είναι:

$$P_p = \frac{\binom{t}{\frac{t+k}{2}}}{2^t} = \frac{\binom{10}{\frac{10+6}{2}}}{2^{10}} = \frac{8!(10-8)!}{2^{10}} = \frac{1*2*3*4*5*6*7*8*9*10}{1*2*3*4*5*6*7*8*1*2} \Rightarrow$$

$$P_p = \frac{9*10}{2^{11}} \simeq 0$$

Είναι σημαντικό να αναφέρουμε ότι στο βρισκόμαστε σημείο  $(0, 3)$  και θέλουμε να μετακινηθούμε στο σημείο  $(10, 9)$ , που είναι η θέση του πρώτου παίκτη. Επιπροσθέτως, λόγω της συμμετρίας είμαστε στο σημείο  $(0, 0)$  και θέλουμε να μετακινηθούμε στο σημείο  $(10, 6)$ , που είναι η θέση του δεύτερου παίκτη.

**3.5 Να βρεθεί η ροπογεννήτρια και η πιθανογεννήτρια συνάρτηση ενός τυχαίου περιπάτου.**

**Λύση:** Είναι γνωστό ότι εάν γνωρίζει την ροπογεννήτρια μιας τυχαίας μεταβλητής  $X_1$ , τότε το άθροισμα είναι το γινόμενο των ροπογεννητριών.

$$S_t = X_1 + X_2 + \dots + X_t = M_{S_t}(\theta) \Rightarrow M_{X_1}(\theta) * \dots * M_{X_t}(\theta)$$

Επίσης, γνωρίζουμε ότι,

$$M_{X_1}(\theta) = E[e^{\theta X_1}] = e^{\theta} \frac{1}{2} + e^{\theta(-1)} \frac{1}{2} = \frac{1}{2}(e^{\theta} + e^{-\theta})$$

Ως αποτέλεσμα των δύο προηγούμενων εξισώσεων εξάγουμε τον τελικό τύπο, ο οποίος αναπαριστά την πιθανογεννήτρια συνάρτηση του τυχαίου περιπάτου,

$$M_{S_t} = \left[ \frac{1}{2}(e^{\theta} + e^{-\theta}) \right]^t$$

Τέλος, εάν θέλουμε να βρούμε την πιθανογεννήτρια συνάρτηση πρέπει να αντικαταστήσουμε την μεταβλητή  $\theta$  με  $\ln \theta$  και θα έχουμε ότι,

$$P_{S_t} = M_{S_t}(\ln \theta) = \left[ \frac{1}{2}(\theta + \theta^{-1}) \right]^t$$

**3.6 Έστω  $X_i$  είναι η απόφαση ενός τυχαίου περιπάτου και  $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ . Να δείξετε ότι η  $S_n^2 - n$  είναι martingale.**

**Λύση:**

$$\begin{aligned} E[S_{n+1}^2 - (n+1) | \mathcal{F}_n] &= E[(S_n + X_{n+1})^2 - (n+1) | \mathcal{F}_n] \\ &= E[S_n^2 + 2S_n X_{n+1} + X_{n+1}^2 - (n+1) | \mathcal{F}_n] \\ &= E[S_n^2 | \mathcal{F}_n] + E[2S_n X_{n+1} | \mathcal{F}_n] + E[X_{n+1}^2 | \mathcal{F}_n] - (n+1) \\ &= S_n^2 + 2S_n E[X_{n+1} | \mathcal{F}_n] + 1^2 \frac{1}{2} + (-1)^2 \frac{1}{2} - (n+1) \\ &= S_n^2 + 2S_n * 0 + 1 - (n+1) = S_n^2 - n \end{aligned}$$

**3.7 Έστω το ζεύγος  $(n, k)$  είναι προσιτό. Ποια είναι η πιθανότητα η πρώτη επίσκεψη στο  $k$  να συμβεί την εποχή  $t = n$ .**

**Λύση:**

$$P(\text{πρώτης επίσκεψης στο } k \text{ την εποχή } n) = \frac{k}{n} \binom{n}{\frac{n-k}{2}} \frac{1}{2^n}$$

**3.8 Δύο παίκτες Α και Β παίζουν το παιχνίδι κορρόνα ή γράμματα με ένα δίκαιο κέρμα με κέρδος - ζημία =  $\pm 1$ . Ο Α έχει 3 ευρώ και ο Β έχει 6 ευρώ. Ποια είναι η πιθανότητα να κερδίσει ο παίκτης Α στην 10η ρίψη;**

**Λύση:** Είναι κατανοητό ότι η άσκηση αναφέρεται σε έναν τυχαίο περίπατο της μορφής,

$$X_t = \begin{cases} 1 & p = 1/2 \\ -1 & p = 1/2 \end{cases}$$

Θέλουμε ξεκινώντας από το σημείο  $(0, 3)$  να πιάσουμε το σημείο  $(10, 9)$ , που συνεπάγεται ότι ξεκινώντας από το σημείο εκκίνησης  $(0, 0)$ , να πιάσουμε το σημείο  $(10, 6)$ .

$$P[\text{πιάνει το σημείο } (10, 6)] = \frac{\text{πατης φρομ } (10, 6)}{\text{τοταλ νυμβερ οφ πατης}} = \frac{N_{10,6}}{2^{10}} = \frac{\binom{10}{\frac{10-6}{2}}}{2^{10}} = \frac{\binom{10}{2}}{2^{10}}$$

$$\frac{10!}{2!8!2^{10}} = \frac{90}{2^{11}} \simeq 0$$

### 3.6 Ασκήσεις για λύση

**3.9** Να υπολογιστεί η πιθανότητα του φαινομένου της καταστροφής του τζογαδόρου ή *gambler's ruin* εάν ο τυχαίος περίπατος δεν είναι συμμετρικός, δηλαδή εάν  $P(Y_j = 1) = p$  και  $P(Y_j = -1) = 1 - p$  για  $0 < p < 1, p \neq 1/2$ . Για την δική σας βοήθεια ψάξτε για ένα *martingale* που θα είναι της μορφής  $Z_n = r^{X_n}$ .

**3.10** Να δείξετε ότι με πιθανότητα ίση με την μονάδα, ο απλό συμμετρικός τυχαίος περίπατος περνάει από όλους τους ακεραίους απείρως συχνά.

**3.11** Να κατασκευάσετε ένα διάγραμμα απλό συμμετρικού τυχαίου περιπάτου με βήμα  $\pm h$  και πιθανότητα  $p$  και  $1 - p$ , και να το ερμηνεύσετε.

**3.12** Δίνεται ένας απλός τυχαίος περίπατος Ποια είναι η πιθανότητα  $10 < S_{100} < 15$ ;

**3.13** Δεδομένου ενός τυχαίου περιπάτου της μορφής,

$$X_t = \begin{cases} 1 & p = 1/2 \\ -1 & p = 1/2 \end{cases}$$

Ποια είναι η πιθανότητα το σημείο  $(n, k)$  να είναι προσιτό;

**3.14** Έστω ότι μια ασφαλιστική εταιρεία έχει αρχικό κεφάλαιο  $X_0$ , σε κάθε "εποχή" λαμβάνει  $Y_1, Y_2, \dots$  και πληρώνει  $W_1, W_2, \dots$ . Να βρείτε ποθα είναι η πιθανότητα να πάψει την λειτουργία της η εταιρεία.



## Κεφάλαιο 4

# Κίνηση *Brown*

Η βασική ιδέα της κίνησης *Brown* είναι:

Η κίνηση *Brown* δεν είναι παρά ένας συμμετρικός τυχαίος περίπατος με "απειροστό" βήμα, που υλοποιείται σε "απειροστές" χρονικές στιγμές.

Η κίνηση *Brown* είναι το δομικό στοιχείο, ο θεμέλιος λίθος της στοχαστικότητας.

### 4.1 Κατασκευή κίνησης *Brown*

Η κίνηση *Brown* ορίζεται "κατασκευαστικά", ακολουθώντας τα εξής βήματα:

- Έστω  $[0, T]$  μία χρονική περίοδος.
- Την χωρίζουμε σε  $n$  διαστήματα μήκους:  $\Delta t = \frac{T}{n}$ .
- Ισχύει η σχέση:  $t_k = k\Delta t$ ,  $k = 0, 1, 2, \dots, n$ .
- Ορίζουμε τον συμμετρικό τυχαίο περίπατο:

$$X_k = \begin{cases} y, & p = 1/2 \\ -y, & p = 1/2 \end{cases}, \quad k = 0, 1, \dots, n$$

$$S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

- Για την απόφαση  $X_k$ , ισχύει:

$$E[x_k] = y \cdot \frac{1}{2} + (-y) \cdot \frac{1}{2} = 0$$

$$Var[X_k] = E[X_k^2] - E^2[X_k] = \frac{1}{2}y^2 + \frac{1}{2}(-y)^2 - 0 = y^2$$

- Για την μέση τιμή της θέσης  $S_n$ , ισχύει:

$$E[S_n] = E[X_1 + X_2 + \dots + X_n] = E[X_1] + E[X_2] + \dots + E[X_n] = n \cdot 0 = 0$$

- Για την διακύμανση της θέσης  $S_n$ , ισχύει:

$$\begin{aligned}\text{Var}[S_n] &= \text{Var}[X_1 + X_2 + \dots + X_n] = \\ &= \text{Var}[X_1] + \text{Var}[X_2] + \dots + \text{Var}[X_n] = ny^2 = \\ &= \frac{T}{\Delta t} y^2 = \boxed{T \frac{y^2}{\Delta t}}\end{aligned}$$

- Θέλουμε να ορίσουμε το  $y$  έτσι ώστε η παραπάνω ποσότητα να έχει νόημα όταν  $\Delta t \rightarrow 0$ . Ένας τρόπος να το πετύχουμε είναι με  $y = \sqrt{\Delta t}$ .

**Ορισμός 4.1** Έστω ένα διάστημα  $[0, T]$ , διαμοιρασμένο σε  $n$  υποδιαστήματα, μήκους  $\Delta t$ . Ονομάζουμε κίνηση *Brown* στο διάστημα  $[0, T]$ , έναν συμμετρικό τυχαίο περίπατο, με τυχαία μεταβλητή απόφασης:

$$X_k = \begin{cases} \sqrt{\Delta t} & , p = 1/2 \\ -\sqrt{\Delta t} & , p = 1/2 \end{cases} \quad , \quad k = 0, 1, 2, \dots, n$$

με  $\Delta t = T/n \rightarrow 0 \Leftrightarrow n \rightarrow \infty$ .

**Ιδιότητα 4.1** Σε μία κίνηση *Brown*, ισχύουν οι σχέσεις:  $E[S_T] = 0, \text{Var}[S_T] = T$ .

## 4.2 Κατανομή κίνησης *Brown*

Για να βρούμε την κατανομή της κίνησης *Brown* θα χρησιμοποιήσουμε ροπογεννήτριες. Θα υπολογίσουμε την ροπογεννήτρια της θέσης  $S_n$ , την  $M_{S_n}(\theta)$  και θα πάρουμε το όριο της όταν  $\Delta t \rightarrow 0$ . Αυτή θα είναι η ροπογεννήτρια  $M(\theta)$  της κίνησης *Brown* την χρονική στιγμή  $T$ .

Διαδοχικά έχουμε:

$$S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n \Rightarrow M_{S_n}(\theta) = M_{X_1}(\theta) \cdot M_{X_2}(\theta) \cdot \dots \cdot M_{X_n}(\theta) = [M_{X_k}(\theta)]^n$$

αφού όλες οι τυχαίες μεταβλητές  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , έχουν την ίδια κατανομή. Αλλά,

$$M_{X_k}(\theta) = E[e^{\theta X_k}] = \frac{1}{2}e^{\theta\sqrt{\Delta t}} + \frac{1}{2}e^{-\theta\sqrt{\Delta t}}$$

Από το θεώρημα *Taylor* γνωρίζουμε ότι:

$$e^w = 1 + \frac{w}{1!} + \frac{w^2}{2!} + \dots$$

οπότε

$$\begin{aligned}e^{\theta\sqrt{\Delta t}} &= 1 + \frac{\theta\sqrt{\Delta t}}{1!} + \frac{(\theta\sqrt{\Delta t})^2}{2!} + \dots = 1 + \frac{\theta\sqrt{\Delta t}}{1!} + \frac{(\theta\sqrt{\Delta t})^2}{2!} \\ e^{-\theta\sqrt{\Delta t}} &= 1 + \frac{-\theta\sqrt{\Delta t}}{1!} + \frac{(-\theta\sqrt{\Delta t})^2}{2!} + \dots = 1 - \frac{\theta\sqrt{\Delta t}}{1!} + \frac{(\theta\sqrt{\Delta t})^2}{2!}\end{aligned}$$

επειδή παραλείψαμε τους παραπάνω όρους, λόγω του ότι  $\Delta t \rightarrow 0$ . Αντικαθιστώντας, έχουμε για την ροπογεννήτρια :

$$\begin{aligned} M_{X_k}(\theta) &= \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{\theta\sqrt{\Delta t}}{1!} + \frac{(\theta\sqrt{\Delta t})^2}{2!} \right) + \frac{1}{2} \left( 1 - \theta\sqrt{\Delta t} + \frac{(\theta\sqrt{\Delta t})^2}{2} \right) = \\ &= \frac{1}{2} + \theta \frac{\sqrt{\Delta t}}{2} + \frac{\theta^2 \Delta t}{4} + \frac{1}{2} - \frac{\theta\sqrt{\Delta t}}{2} + \frac{\theta^2 \Delta t}{4} = 1 + \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t \implies \\ &\implies \boxed{M_{S_n}(\theta) = \left( 1 + \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t \right)^n} \end{aligned}$$

Καθώς  $n \rightarrow +\infty$ , η κατανομή του  $S_n$  συγκλίνει στην κατανομή που ορίζεται από το όριο της ροπογεννήτριας. Για να το υπολογίσουμε εργαζόμαστε ως εξής :

$$M_{S_n}(\theta) = \left( 1 + \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t \right)^n \implies \ln M_{S_n}(\theta) = n \ln \left( 1 + \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t \right)$$

Γνωρίζουμε ότι όταν  $y \rightarrow 0$ , τότε  $\ln(1 + y) \approx y$ , επομένως, επειδή  $\Delta t \rightarrow 0$ , έχουμε :

$$\left. \begin{aligned} \ln M(\theta) &= n \frac{1}{2} \theta^2 \Delta t \\ T &= n \Delta t \end{aligned} \right\} \implies \ln M(\theta) = \frac{1}{2} \theta^2 T \implies \\ \implies \boxed{M(\theta) = e^{\frac{1}{2} \theta^2 T}}$$

Αυτή είναι η ροπογεννήτρια της κίνησης *Brown* και είναι και η ροπογεννήτρια μίας τυχαίας μεταβλητής που ακολουθεί την κανονική κατανομή με μέση τιμή 0 και διασπορά  $T$ , άρα τελικά :

$$\boxed{B(T) \sim N(0, T)}$$

για κάθε χρονική στιγμή  $T$ .



## Κεφάλαιο 5

# Ορισμός Κίνησης *Brown*

Έστωσαν οι άπειρες τυχαίες μεταβλητές  $B(t)$ ,  $t \geq 0$ . Αυτές αποτελούν μία συνεχή ανέλιξη. Η συνεχής ανέλιξη  $B(t)$ , λέγεται **τυπική κίνηση *Brown*** ή **ανέλιξη *Wiener***, εάν πληροί τις κάτωθι ιδιότητες:

1.  $B(0) = 0$
2.  $B(t)$  συνεχής, για κάθε  $t \geq 0$ .
3. Έχει **ανεξάρτητες προσαυξήσεις** (*independent increments*). Δηλαδή, για οποιοδήποτε  $n$  χρονικές στιγμές:  $0 \leq t_1 < t_2 < t_3 < \dots < t_n$ , οι τυχαίες μεταβλητές:

$$B(t_2) - B(t_1), \quad B(t_3) - B(t_2), \dots, B(t_n) - B(t_{n-1})$$

είναι στοχαστικά ανεξάρτητες.

4. Έχει **σταθμισμένες προσαυξήσεις** (*stationary increments*). Δηλαδή, η κατανομή της τυχαίας μεταβλητής:  $B(t+h) - B(t)$ ,  $t \geq 0, h > 0$ , εξαρτάται μόνο από το  $h$  και όχι από το  $t$ . Ισοδύναμα, αν  $0 < t < s$ , τότε οι τυχαίες μεταβλητές:  $B(s) - B(t)$ ,  $B(s-t)$ , έχουν τις ίδιες κατανομές ή επίσης ισοδύναμα, η τυχαία μεταβλητή  $B(s) - B(t)$ , δεν εξαρτάται από τον χρόνο.

5.

$$\begin{aligned} B(t) &\sim N(0, t) \quad \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow B(t + \Delta t) - B(t) &\sim N(0, \Delta t), \quad t \geq 0, \Delta t > 0 \quad \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow B(t_2) - B(t_1) &\sim N(0, t_2 - t_1), \quad 0 \leq t_1 < t_2 \end{aligned}$$

### 5.1 Ιδιότητες

**Ιδιότητα 5.1** Για κάθε  $a \in \mathbb{R}$ , ισχύει η σχέση:

$$P[B(t) \leq a] = \int_{-\infty}^{\frac{a}{\sqrt{t}}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dt = \Phi\left(\frac{a}{\sqrt{t}}\right)$$

όπου  $\Phi(\cdot)$  η αθροιστική συνάρτηση της τυποποιημένης κανονικής κατανομής.

**Ιδιότητα 5.2** Η ροπογεννήτρια της κίνησης Brown είναι:

$$M_{B(t)}(\theta) = e^{\frac{1}{2}\theta t}$$

**Ιδιότητα 5.3** Η συνδιακύμανση της κίνησης Brown είναι:

$$\text{Cov}[B(s), B(t)] = \min(s, t) \quad , \quad t, s \in \mathbb{R}$$

**Ιδιότητα 5.4** Η αυτοσυσχέτιση (correlation) της κίνησης Brown είναι:

$$\text{Corr}(B(s), B(t)) = \frac{\text{Cov}(B(s), B(t))}{\sigma_{B(s)}\sigma_{B(t)}} = \frac{s}{\sqrt{st}} = \sqrt{\frac{s}{t}}, \quad s < t$$

**Ιδιότητα 5.5** Η κίνηση Brown δεν είναι πουθενά διαφορίσιμη.

**Ιδιότητα 5.6** Ισχύουν οι σχέσεις:

$$E[B^2(t)] = t \quad \Leftrightarrow \quad E[\Delta B^2(t)] = \Delta t$$

## 5.2 Λυμένες Ασκήσεις

**5.1 Έστω ότι η  $B(t)$  είναι κίνηση Brown. Υπολογίστε την πιθανότητα:**  
 $P(1 < B(1) < 2)$ .

**Λύση:** Γνωρίζουμε ότι η τυχαία μεταβλητή:  $B(1)$  ακολουθεί την τυποποιημένη κανονική κατανομή:  $\mathcal{N}(0, 1)$ . Άρα,

$$P(1 < B(1) < 2) = P\left(\frac{1-0}{1} < \frac{B(1)-0}{1} < \frac{2-0}{1}\right) = \Phi(2) - \Phi(1) = 0.136$$

**5.2 Έστω ότι η  $B(t)$  είναι κίνηση Brown. Υπολογίστε την πιθανότητα:**

$$P[B(2) < 3 | B(1) = 1]$$

**Λύση:** Γνωρίζουμε ότι η τυχαία μεταβλητή  $B(2)$  ακολουθεί την κατανομή  $\mathcal{N}(0, 2)$ . Επίσης,

$$B(2) = 1 \Rightarrow B(2) | B(1) = 1 = 1 + [B(2) - 1]$$

Άρα η τυχαία μεταβλητή  $Z = B(2) | B(1) = 1$ , θα ακολουθεί την κανονική κατανομή με μέση τιμή:

$$E(Z) = E[1 + [B(2) - 1]] = E[1 + [B(2) - B(1)]] = 1 + E[B(2) - B(1)] = 1 + E[B(1)] = 1 + 0 = 1$$

και διασπορά:

$$V(Z) = V(1 + [B(2) - 1]) = V(B(2) - B(1)) = V(B(2) - 1) = V(B(1)) = 1$$

Άρα, τελικά  $Z \sim \mathcal{N}(1, 1)$  και επομένως,

$$P[Z < 3] = P\left[\frac{Z-1}{1} < \frac{3-1}{1}\right] = P[Z < 2] = \Phi(2) = 0.98$$

### 5.3 Έστω $B(t)$ μία τυπική κίνηση *Brown*. Βρείτε την πιθανότητα:

$$P[B(1) + B(2) > 2]$$

**Λύση:** Παρατηρούμε καταρχάς ότι τα χρονικά διαστήματα  $[0, 1]$  και  $[0, 2]$  αλληλοεπικαλύπτονται, άρα οι τυχαίες μεταβλητές  $B(1)$  και  $B(2)$  δεν είναι ανεξάρτητες. Πρέπει να ορίσουμε την κατανομή που ακολουθεί το άθροισμα:  $B(1) + B(2)$ . Ακολουθεί την κανονική κατανομή με μέση τιμή:

$$E[B(1) + B(2)] = E[B(1)] + E[B(2)] = 0 + 0 = 0$$

και διασπορά:

$$V[B(1) + B(2)] = V[B(1)] + V[B(2)] + 2 \text{Cov}[B(1), B(2)] = 1 + 2 + 2 = 5$$

Η συνδιακύμανση χρησιμοποιήθηκε στον τύπο, επειδή τα  $B(1), B(2)$  δεν είναι ανεξάρτητα. Επομένως

$$B(1) + B(2) \sim \mathcal{N}(0, 5)$$

Άρα, αν θέσουμε  $U = B(1) + B(2)$ , έχουμε:

$$P[B(1) + B(2) > 2] = P[U > 2] = P\left[\frac{U - 0}{\sqrt{5}} > \frac{2 - 0}{\sqrt{5}}\right] = P\left[Z > \frac{2}{\sqrt{5}}\right] = 1 - \Phi\left(\frac{2}{\sqrt{5}}\right) = 0.1$$

### 5.4 Δείξτε ότι η κίνηση *Brown* δεν είναι διαφορίσιμη, σε οποιοδήποτε σημείο του πεδίου ορισμού της.

**Λύση:** Έστω  $t_0 \geq 0$ , ένα τυχαίο σημείο του πεδίου ορισμού της κίνησης *Brown*. Θα δείξουμε ότι το όριο:

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{B(t_0 + h) - B(t_0)}{h}$$

δεν υπάρχει. Επειδή η  $B(t)$  είναι τυχαία μεταβλητή, το παραπάνω κλάσμα κλίσεων παίρνει τυχαίες τιμές. Θα δείξουμε ότι η πιθανότητα το κλάσμα αυτό να πάρει αυθαίρετα μεγάλες τιμές είναι ίση με 1, δηλαδή το γεγονός αυτό είναι βέβαιο.

Εάν  $h = 1/n$ , τότε, το ότι  $h \rightarrow 0$  είναι ισοδύναμο με το  $n \rightarrow +\infty$  και

$$\frac{B(t_0 + h) - B(t_0)}{h} = \frac{B\left(t_0 + \frac{1}{n}\right) - B(t_0)}{\frac{1}{n}} = n \left[ B\left(t_0 + \frac{1}{n}\right) - B(t_0) \right] = X_n$$

Η  $X_n$  είναι μία τυχαία μεταβλητή που ακολουθεί την κανονική κατανομή με παραμέτρους:

$$E[X_n] = nE\left[B\left(t_0 + \frac{1}{n}\right) - B(t_0)\right] = n \cdot 0 = 0$$

και

$$V[X_n] = n^2 V\left[B\left(t_0 + \frac{1}{n}\right) - B(t_0)\right] = n^2 \cdot \frac{1}{n} = n$$

Έστω τώρα  $K > 0$  αυθαίρετα μεγάλο, τότε:

$$\begin{aligned} P[|X_n| > K] &= 1 - P[|X_n| \leq K] = \\ &= 1 - P[-K \leq X_n \leq K] = \\ &= 1 - P\left[\frac{-K - 0}{\sqrt{n}} \leq \frac{X_n - 0}{\sqrt{n}} \leq \frac{K - 0}{\sqrt{n}}\right] = \\ &= 1 - \left[\Phi\left(\frac{K}{\sqrt{n}}\right) - \Phi\left(\frac{-K}{\sqrt{n}}\right)\right] \end{aligned}$$

καθώς όμως  $n \rightarrow +\infty$ , έπεται ότι  $\frac{K}{\sqrt{n}} \rightarrow 0$  και άρα, τελικά:

$$P[|X_n| > K] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 - [\Phi(0) - \Phi(0)] = 1$$

Επομένως το ηλίκο των διαφορών γίνεται με βεβαιότητα μεγαλύτερο του οποιουδήποτε αριθμού, άρα αποκλείεται να συγκλίνει και η παράγωγος δεν υπάρχει.

**5.5 Αν  $B(t)$  είναι μια κίνηση Brown, δείξτε ότι και η  $-B(t)$  είναι μια κίνηση Brown.**

**Λύση:** Για να αποδείξουμε το ζητούμενο, θα πρέπει να δείξουμε ότι ισχύουν οι πέντε ιδιότητες μιας κίνησης Brown. Ορίζουμε  $X(t) = -B(t)$  και έχουμε ότι,

1.  $X(0) = -B(0) = -0 = 0$ ,
2. η  $X(t)$  είναι συνεχής για κάθε  $t \geq 0$ ,
3. για οποιοδήποτε  $n$  χρονικές στιγμές:  $0 \leq t_1 < t_2 < t_3 < \dots < t_n$ , οι τυχαίες μεταβλητές:

$$X(t_2) - X(t_1) = -B(t_2) - (-B(t_1)) = B(t_1) - B(t_2),$$

$$X(t_3) - X(t_2) = -B(t_3) - (-B(t_2)) = B(t_2) - B(t_3),$$

...

$$X(t_n) - X(t_{n-1}) = -B(t_{n-1}) - (-B(t_n)) = B(t_n) - B(t_{n-1})$$

είναι στοχαστικά ανεξάρτητες, επειδή η  $B(t)$  είναι κίνηση Brown. Άρα έχουμε ανεξάρτητες προσαυξήσεις.

4. Έστωσαν οι χρονικές στιγμές  $t, s$  έτσι ώστε:  $0 < t < s$ . Η ποσότητα:

$$X(s) - X(t) = -B(s) - (-B(t)) = -(B(s) - B(t))$$

δεν εξαρτάται από τον χρόνο, άρα έχουμε την ιδιότητα των σταθμισμένων προσαυξήσεων.

5. η τυχαία μεταβλητή  $X(t) = -B(t)$  ακολουθεί την κανονική κατανομή, επίσης:

$$E[X(t)] = E[-B(t)] = -E[B(t)] = -0 = 0$$

$$V[X(t)] = V[-B(t)] = (-1)^2 V[B(t)] = t$$

άρα ισχύει και η ιδιότητα της κανονικής κατανομής.

Από όλα τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι η  $-B(t)$  είναι κίνηση *Brown*.

**5.6 Έστω  $B(t) = B_t$  μία τυπική κίνηση *Brown*. Ορίζουμε την στοχαστική ανέλιξη:  $X_t = e^{B_t}$ . Υπολογίσατε τις ποσότητες:**

1.  $E[X_t]$

2.  $V[X_t]$

3.  $Cov[X_s, X_t], 0 \leq s \leq t$ .

**Λύση:** Ας υποθέσουμε ότι  $Y$  είναι μία τυχαία μεταβλητή που ακολουθεί την κανονική κατανομή:  $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ , τότε η ροπογεννήτρια της δίνεται από τον τύπο:  $M_Y(\theta) = e^{\theta\mu + \frac{\sigma^2\theta^2}{2}}$ , γνωρίζουμε όμως ότι:  $M_Y(\theta) = E[e^{\theta Y}]$ , άρα τελικά:

$$Y \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \Rightarrow E[e^{\theta Y}] = e^{\theta\mu + \frac{\sigma^2\theta^2}{2}} \quad (5.1)$$

για κάθε  $\mu, \sigma$  και  $\theta$ . Επομένως, για το πρώτο ερώτημα έχουμε:

$$E[X_t] = E[e^{B_t}] \text{ με } B_t \sim \mathcal{N}(0, t)$$

άρα, θέτοντας στην σχέση (6.1)  $Y = B_t, \mu = 0, \theta = 1, \sigma^2 = t$ , παίρνουμε:  $E[X_t] = e^{t/2}$ .

Για το δεύτερο ερώτημα έχουμε διαδοχικά:

$$E[X_t^2] = E[e^{2B_t}] \Rightarrow E[X_t^2] = e^{2t}$$

όπου θέσαμε στην σχέση (6.1)  $Y = B_t, \mu = 0, \theta = 2, \sigma^2 = t$ . Άρα,

$$V[X_t] = E[X_t^2] - E^2[X_t] = e^{2t} - \left(e^{t/2}\right)^2 = e^{2t} - e^t$$

Για το τρίτο ερώτημα, υποθέτουμε ότι  $0 \leq s \leq t$  και έχουμε:

$$Cov(X_s, X_t) = E[X_s X_t] - E[X_s] E[X_t]$$

με

$$E[X_s] = e^{s/2}, E[X_t] = e^{t/2}$$

Επίσης,

$$E[X_s X_t] = E[e^{B_t + B_s}] = E[e^{B_t + B_s + B_s - B_s}] = E[e^{2B_s}] E[e^{B_t - B_s}] = E[e^{2B_s}] E[e^{B_{t-s}}] = e^{2s}$$

Η παραπάνω διαδικασία έγινε για να περάσουμε από τα αλληλοεπικαλυπτόμενα χρονικά διαστήματα  $[0, t], [0, s]$ , στα ξένα διαστήματα:  $(0, s), (s, t)$  στα οποία οι τυχαίες μεταβλητές  $B_t, B_{t-s}$  είναι ανεξάρτητες. Άρα, τελικά, με αντικατάσταση:

$$Cov(X_s, X_t) = e^{\frac{3s+t}{2}} - e^{\frac{s+t}{2}}$$

**5.7 Εάν η  $B(t)$  είναι τυπική κίνηση Brown, δείξτε ότι:**

$$E[B^2(t)] = t \quad , \quad V[B^2(t)] = 2t^2$$

**Λύση: 1ος Τρόπος (Με ροπογεννήτριες).** Γνωρίζουμε ότι η ροπογεννήτρια της  $B(t)$  είναι  $M_{B(t)}(\theta) = e^{\frac{\theta^2 t}{2}}$ . Γνωρίζουμε επίσης ότι:  $E[B^2(t)] = M''_{B(t)}(0)$ , αλλά

$$M''_{B(t)}(t) = \theta^2 t^2 e^{\frac{\theta^2 t}{2}} + t e^{\frac{\theta^2 t}{2}}$$

οπότε

$$E[B^2(t)] = M''_{B(t)}(0) = 0^2 t^2 e^{\frac{0^2 t}{2}} + t e^{\frac{0^2 t}{2}} = t$$

Για την διακύμανση έχουμε:

$$V[B^2(t)] = E[(B^2(t))^2] - E^2[B^2(t)] = E[B^4(t)] - t^2$$

αλλά  $E[B^4(t)] = M''''_{B(t)}(0)$ , με

$$M''''_{B(t)}(\theta) = \theta^4 t^4 e^{\frac{\theta^2 t}{2}} + 6\theta^2 t^3 e^{\frac{\theta^2 t}{2}} + 3t^2 e^{\frac{\theta^2 t}{2}}$$

οπότε, τελικά:

$$E[B^4(t)] = M''''_{B(t)}(0) = 3t^2 \quad \Rightarrow \quad V[B^2(t)] = 3t^2 - t^2 = 2t^2$$

**2ος Τρόπος (Με κατανομή  $\mathcal{X}_1^2$ ).** Γνωρίζουμε ότι εάν μία τυχαία μεταβλητή  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ , τότε η  $X^2$  ακολουθεί την κατανομή  $\mathcal{X}_1^2$ , με  $E[\mathcal{X}_1^2] = 1$  και  $V[\mathcal{X}_1^2] = 2$ .

Διαδοχικά τώρα έχουμε:

$$B(t) \sim \mathcal{N}(0, t) \quad \Rightarrow \quad \frac{B(t)}{\sqrt{t}} \sim \mathcal{N}(0, 1) \quad \Rightarrow \quad \frac{B^2(t)}{t} \sim \mathcal{X}_1^2$$

άρα,  $B^2(t) = Z \cdot t$ , όπου  $Z$  μία τυχαία μεταβλητή, με  $Z \sim \mathcal{X}_1^2$  και  $E[Z] = 1$ ,  $V[Z] = 2$ . Επομένως τελικά

$$E[B^2(t)] = E[Z] \cdot t = 1 \cdot t = t$$

και

$$V[B^2(t)] = V(Z) \cdot t^2 = 2t^2$$

**5.8 Υπολογίσατε την συνδιακύμανση:  $Cov[B(s), B(t)]$**

**Λύση:** Θεωρούμε ότι  $0 < s \leq t$ . Διαδοχικά έχουμε:

$$\begin{aligned} Cov[B(s), B(t)] &= Cov[B(s), B(t) + B(s) - B(s)] = Cov[B(s), B(s)] + Cov[B(s), B(t) - B(s)] \\ &= Var[B(s)] + Cov[B(s), B(t) - B(s)] = s + Cov[B(s), B(t) - B(s)] \end{aligned}$$

Τα διαστήματα  $s = s - 0$  και  $t - s$  είναι μη αλληλοεπικαλυπτόμενα και επομένως οι τυχαίες μεταβλητές:  $B(s)$ ,  $B(t) - B(s) \sim B(t - s)$  είναι ανεξάρτητες και επομένως  $Cov[B(s), B(t) - B(s)] = 0$ . Άρα, τελικά

$$Cov[B(s), B(t)] = s + 0 = s$$

Ομοίως βρίσκουμε ότι  $Cov[B(s), B(t)] = t$ , όταν  $0 < t \leq s$ . Επομένως, συνδυαστικά, έχουμε:

$$Cov[B(s), B(t)] = \min\{s, t\}$$

**5.9 Έστωσαν  $B(t)$  και  $B^*(t)$  δύο ανεξάρτητες κινήσεις Brown και  $\rho$  ένας πραγματικός αριθμός, έτσι ώστε:  $-1 \leq \rho \leq 1$ . Δείξτε ότι η στοχαστική ανέλιξη:**

$$Z(t) = \rho B(t) + \sqrt{1 - \rho^2} B^*(t)$$

**είναι επίσης κίνηση Brown.**

**Λύση:** Για να αποδείξουμε το ζητούμενο, θα πρέπει να δείξουμε ότι ισχύουν οι πέντε ιδιότητες μιας κίνησης Brown.

1.  $Z(0) = \rho B(0) + \sqrt{1 - \rho^2} B^*(0) = 0$ ,
2. η  $Z(t)$  είναι συνεχής για κάθε  $t \geq 0$ ,
3. για οποιεσδήποτε  $n$  χρονικές στιγμές:  $0 \leq t_1 < t_2 < t_3 < \dots < t_n$ , οι τυχαίες μεταβλητές:

$$Z(t_2) - Z(t_1) = \rho[B(t_2) - B(t_1)] + \sqrt{1 - \rho^2}[B^*(t_2) - B^*(t_1)],$$

$$Z(t_3) - Z(t_2) = \rho[B(t_3) - B(t_2)] + \sqrt{1 - \rho^2}[B^*(t_3) - B^*(t_2)],$$

⋮

$$Z(t_n) - Z(t_{n-1}) = \rho[B(t_n) - B(t_{n-1})] + \sqrt{1 - \rho^2}[B^*(t_n) - B^*(t_{n-1})],$$

είναι στοχαστικά ανεξάρτητες, επειδή οι  $B(t), B^*(t)$  είναι κινήσεις Brown. Άρα έχουμε ανεξάρτητες προσαυξήσεις.

4. Έστωσαν οι χρονικές στιγμές  $t, s$  έτσι ώστε:  $0 < t < s$ . Η ποσότητα:

$$Z(s) - Z(t) = \rho[B(s) - B(t)] + \sqrt{1 - \rho^2}[B^*(s) - B^*(t)],$$

δεν εξαρτάται από τον χρόνο, άρα έχουμε την ιδιότητα των σταθμισμένων προσαυξήσεων.

5. η τυχαία μεταβλητή  $Z(t) = \rho B(t) + \sqrt{1 - \rho^2} B^*(t)$  ακολουθεί την κανονική κατανομή ως άθροισμα δύο τυχαίων μεταβλητών που ακολουθούν την κανονική κατανομή, επίσης:

$$E[Z(t)] = \rho E[B(t)] + \sqrt{1 - \rho^2} E[B^*(t)] = \rho \cdot 0 + \sqrt{1 - \rho^2} \cdot 0 = 0$$

$$\begin{aligned} V[Z(t)] &= \rho^2 V[B(t)] + (\sqrt{1 - \rho^2})^2 V[B^*(t)] = \rho^2 \cdot t + (1 - \rho^2) \cdot t = \\ &= \rho^2 \cdot t + 1 \cdot t - \rho^2 \cdot t = t \end{aligned}$$

άρα ισχύει και η ιδιότητα της κανονικής κατανομής.

Από όλα τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι η  $Z(t)$  είναι κίνηση *Brown*.

### 5.10 Εάν $Z_t$ είναι η στοχαστική ανέλιξη:

$$Z_t = \rho B_t + (\sqrt{1 - \rho^2}) B_t^* \quad , \quad -1 \leq \rho \leq 1$$

**υπολογίσατε την ποσότητα:**  $Corr[Z_t, B_t]$ .

**Λύση:** Έχουμε ότι:

$$Corr[Z_t, B_t] = \frac{Cov[Z_t, B_t]}{\sqrt{Var(Z_t)} \cdot \sqrt{Var(B_t)}}$$

Αλλά,

$$Cov[Z_t, B_t] = Cov[\rho B_t + (\sqrt{1 - \rho^2}) B_t^*, B_t] = Cov[\rho B_t, B_t] + Cov[(\sqrt{1 - \rho^2}) B_t^*, B_t] =$$

$$= \rho Cov[B_t, B_t] + (\sqrt{1 - \rho^2}) Cov[B_t^*, B_t] = \rho Var(B_t, B_t) + \sqrt{1 - \rho^2} \cdot 0 = \rho t$$

$Cov[B_t^*, B_t] = 0$  επειδή οι κινήσεις *Brown*,  $B_t, B_t^*$  είναι ανεξάρτητες. Άρα, τελικά:

$$Corr[Z_t, B_t] = \frac{\rho t}{\sqrt{Var(Z_t)} \cdot \sqrt{Var(B_t)}} = \frac{\rho t}{\sqrt{t} \cdot \sqrt{t}} = \frac{\rho t}{t} = \rho$$

### 5.11 Έστω $B(t)$ μία τυπική κίνηση *Brown* και $t_1, t_2 > 0$ δύο χρονικές στιγμές. Βρείτε την κατανομή της ανέλιξης: $B(t_1) + B(t_1 + t_2)$ .

**Λύση:** Αφού οι  $B(t_1), B(t_1 + t_2)$  ακολουθούν τις κανονικές κατανομές:  $\mathcal{N}(0, t_1), \mathcal{N}(0, t_1 + t_2)$  και το άθροισμα τους θα ακολουθεί κανονική κατανομή. Πρέπει να βρούμε την μέση τιμή της και την διακύμανση της.

$$E[B(t_1) + B(t_1 + t_2)] = E[B(t_1)] + E[B(t_1 + t_2)] = 0 + 0 = 0$$

$$\begin{aligned} V[B(t_1) + B(t_1 + t_2)] &= V[B(t_1)] + V[B(t_1 + t_2)] + 2Cov[B(t_1), B(t_1 + t_2)] = \\ &= t_1 + (t_1 + t_2) + 2 \min\{t_1, t_1 + t_2\} = 2t_1 + t_2 + 2t_1 = 4t_1 + t_2 \end{aligned}$$

Άρα, τελικά  $B(t_1) + B(t_1 + t_2) \sim \mathcal{N}(0, 4t_1 + t_2)$ .

### 5.12 Έστω $B(\cdot)$ μία κίνηση *Brown*. Βρείτε την κατανομή που ακολουθεί η τυχαία μεταβλητή $B(s)$ όταν $B(t) = \rho$ , όπου $t, s$ δεδομένες χρονικές στιγμές με $t > s$ και $\rho$ συγκεκριμένος αριθμός.

**Λύση:** Προκειμένου να βρούμε την κατανομή της τυχαίας μεταβλητής:

$$B(s)|B(t) = \rho, \quad t > s$$

πρέπει να προσδιορίσουμε την δεσμευμένη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας της (σππ),  $f_{s|t}(x | \rho)$ . Ισχύει:

$$f_{s|t}(x | \rho) = \frac{f(x, \rho)}{f_t(\rho)} \tag{5.2}$$

όπου  $f(x, \rho)$  η από κοινού συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας των τυχαίων μεταβλητών  $B(s), B(t)$  και  $f_t(\rho)$  η περιθώρια σππ. Γνωρίζουμε ότι η κίνηση *Brown* ακολουθεί την  $\mathcal{N}(0, t)$ . Άρα η σππ της *Brown* είναι η

$$f_t(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{x^2}{2t}} \text{ επομένως } f_t(\rho) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{\rho^2}{2t}} \quad (5.3)$$

Για να υπολογίσουμε την από κοινού σππ  $f(x, \rho)$ , εργαζόμαστε ως εξής: θέτουμε,

$$\left. \begin{array}{l} B(s) = x \\ B(t) = \rho \end{array} \right\} \Rightarrow \begin{array}{l} B(s) = x \\ B(t) - B(s) = \rho - x \end{array}$$

Η  $B(s)$  ακολουθεί την κατανομή  $\mathcal{N}(0, s)$ , άρα έχει σππ:

$$f_s(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi s}} e^{-\frac{x^2}{2s}} \quad (5.4)$$

Η  $B(t-s)$  ακολουθεί την κατανομή  $\mathcal{N}(0, t-s)$ , άρα έχει σππ:

$$f_{t-s}(\rho - x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(t-s)}} e^{-\frac{(\rho - x)^2}{2(t-s)}} \quad (5.5)$$

Χρησιμοποιώντας την ιδιότητα των σιασίμων αυξήσεων και της ανεξαρτησίας, έχουμε συνδυάζοντας τις σχέσεις (5.2),(5.3),(5.4),(5.5):

$$f(x, \rho) = f_s(x) \cdot f_{t-s}(\rho - x) \Rightarrow f_{s|t}(x | \rho) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot \frac{s(t-s)}{t}}} \cdot e^{-\frac{\left(x - \frac{s\rho}{t}\right)^2}{2 \frac{s(t-s)}{t}}}$$

και άρα τελικά

$$B(s)|B(t) = \rho, \quad t > s \quad \sim \quad \mathcal{N}\left(\frac{s\rho}{t}, \frac{s}{t}(t-s)\right)$$

**5.13 (ΘΕΛΕΙ ΠΡΟΣΟΧΗ)** Ορίζουμε  $X(t) = B(t) - 5$ , όπου  $B(t)$ , τυπική κίνηση *Brown*. Άν  $T_0$  είναι η πρώτη χρονική στιγμή που η ανέλιξη συναντά τον άξονα των  $x$ , δηλαδή  $X(T_0) = 0$ , βρείτε την πιθανότητα:  $P(T_0 \leq 25)$ .

**Λύση:** Αφού  $T_0$  είναι η πρώτη χρονική στιγμή που η  $X(t)$  πιάνει τον άξονα των  $x$ , έχουμε:

$$X(T_0) = 0 \Rightarrow B(T_0) - 5 = 0 \Rightarrow B(T_0) = 5$$

Άρα η  $T_0$  συμπίπτει με την  $T_5$ , που είναι η πρώτη χρονική στιγμή που η τυπική κίνηση *Brown* " πιάνει " την τιμή 5. Δηλαδή,

$$T_5 = \min\{t : B(t) = 5\}$$

Πρέπει να βρούμε την αθροιστική κατανομή της τυχαίας μεταβλητής  $T_5$ , για να υπολογίσουμε μετά την πιθανότητα:  $P[T_5 \leq 25]$ . Για να υπολογίσουμε την αθροιστική κατανομή πρέπει να βρούμε την πιθανότητα  $P(T_5 \leq t)$ , για κάποιο  $t \in \mathbb{R}$ . Από το ΘΟΠ έχουμε:

$$\begin{aligned} P[B(t) \geq 5] &= \\ &= P[B(t) \geq 5 \mid T_5 \leq t] P[T_5 \leq t] + P[B(t) \geq 5 \mid T_5 > t] P[T_5 > t] \end{aligned}$$

Όταν  $B(t) \geq 5$ , αυτό σημαίνει, λόγω της συνέχειας της  $B(t)$ , ότι προηγουμένως η κίνηση *Brown* έχει διέλθει από το 5. Δηλαδή, υπάρχει  $t^* \leq t$  με  $B(t^*) = 5$ , άρα ή  $T_5$ , που είναι η πρώτη χρονική στιγμή που περνάμε από το 5, πρέπει να είναι μικρότερη του  $t$ . Επομένως, τελικά  $P[B(t) \geq 5 \mid T_5 > t] = 0$  Επίσης,

$$\begin{aligned} P[B(t) \geq 5 \mid T_5 \leq t] &= P[B(t) \geq 5 \mid B(T_5) = 5] = P[B(t) - B(T_5) \geq 0] = \\ &= P[B(t - T_5) \geq 0] = 1 - \Phi\left(\frac{0}{\sqrt{t - T_5}}\right) = 1 - \Phi(0) = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

Αντικαθιστώντας, έχουμε:

$$\begin{aligned} P[B(t) \geq 5] &= \frac{1}{2}P[T_5 \leq t] \Leftrightarrow P[T_5 \leq t] = 2P[B(t) \geq 5] = \\ &= 2(1 - P[B(t) \leq 5]) = 2\left(1 - \Phi\left(\frac{5}{\sqrt{t}}\right)\right) \end{aligned}$$

Τελικά,

$$P[T_5 \leq 25] = 2\left(1 - \Phi\left(\frac{5}{\sqrt{25}}\right)\right) = 2(1 - \Phi(1)) = 2 \cdot 0.1587 = 0.3174$$

## Κεφάλαιο 6

# Ειδικές Κινήσεις *Brown*

### 6.1 Γενικευμένη Κίνηση *Brown*

Η στοχαστική ανάλιξη  $X(t)$  λέγεται γενικευμένη κίνηση *Brown*, αν και μόνον αν:

- i)  $X(0) = 0$
- ii)  $X(t)$  έχει στασιμες ανεξάρτητες προσαυξήσεις
- iii)  $X(t) \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 t)$

Εάν  $\sigma = 1$  μεταπίπτει στην τυπική κίνηση *Brown*. Προκύπτει με την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου, θέτοντας για προσαύξηση την  $y = \sigma\sqrt{\Delta t}$ .

### 6.2 Κίνηση *Brown* με *Drift*

Η στοχαστική ανάλιξη  $X(t)$  λέγεται γενικευμένη κίνηση *Brown* με *drift*, αν και μόνον αν έχει τύπο:

$$X(t) = \mu t + \sigma B(t)$$

$B(t)$  μία τυποποιημένη κίνηση *Brown*. Ο όρος  $\mu t$  ονομάζεται *drift* ενώ ο  $\sigma B(t)$ , *diffusion*. Για αυτήν την κίνηση ισχύουν οι σχέσεις:

$$E(X(t)) = E(\mu t) + E(\sigma B(t)) = \mu t + \sigma \cdot 0 = \mu t$$

$$V(X(t)) = V(\sigma B(t)) = \sigma^2 V(B(t)) = \sigma^2 t$$

### 6.3 Γεωμετρική Κίνηση *Brown*

Η στοχαστική ανάλιξη  $X(t)$  λέγεται γεωμετρική κίνηση *Brown*, αν και μόνον αν έχει τύπο:

$$X(t) = e^{B(t)}$$

$B(t)$  μία τυποποιημένη κίνηση *Brown*.

## 6.4 Γεωμετρική κίνηση *Brown* με *drift*

Η στοχαστική ανέλιξη  $X(t)$  λέγεται γεωμετρική κίνηση *Brown* με *drift*, αν και μόνον αν έχει τύπο:

$$X(t) = e^{\mu t + \sigma B(t)}$$

$B(t)$  μία τυποποιημένη κίνηση *Brown*. Ισχύουν οι ιδιότητες:

$$E[X(t)] = e^{\mu t + \frac{t\sigma^2}{2}}$$

$$V[X(t)] = e^{2\mu t + t\sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1)$$

## 6.5 Λυμένες Ασκήσεις

**6.1 Αν  $X_t$  είναι μια γενικευμένη κίνηση *Brown* με παράμετρο  $\sigma$ , δείξτε ότι η  $Y_t = X_t/\sigma$  είναι μια τυπική κίνηση *Brown*.**

**Λύση:** Για να αποδείξουμε το ζητούμενο, θα πρέπει να δείξουμε ότι ισχύουν οι πέντε ιδιότητες μιας κίνησης *Brown*. Διαδοχικά έχουμε ότι,

$$1. Y_0 = \frac{X_0}{\sigma} = \frac{0}{\sigma} = 0,$$

2. η  $Y_t$  είναι συνεχής για κάθε  $t \geq 0$ , αφού  $X_t$  είναι συνεχής.

3. για οποιοδήποτε  $n$  χρονικές στιγμές:  $0 \leq t_1 < t_2 < t_3 < \dots < t_n$ , οι τυχαίες μεταβλητές:

$$Y_{t_2} - Y_{t_1} = \frac{X_{t_2} - X_{t_1}}{\sigma},$$

$$Y_{t_3} - Y_{t_2} = \frac{X_{t_3} - X_{t_2}}{\sigma},$$

...

$$Y_{t_n} - Y_{t_{n-1}} = \frac{X_{t_n} - X_{t_{n-1}}}{\sigma},$$

είναι στοχαστικά ανεξάρτητες, επειδή η  $X_t$  είναι γενικευμένη κίνηση *Brown*. Άρα έχουμε ανεξάρτητες προσαυξήσεις.

4. Έστωσαν οι χρονικές στιγμές  $t, s$  έτσι ώστε:  $0 < t < s$ . Η ποσότητα:

$$U_s - Y_t = \frac{1}{\sigma}(X_s - X_t)$$

δεν εξαρτάται από τον χρόνο, άρα έχουμε την ιδιότητα των σταθμισμένων προσαυξήσεων.

5. η τυχαία μεταβλητή  $X_t$  ακολουθεί την κανονική κατανομή  $\mathcal{N}(0, \sigma^2 t)$ , άρα :

$$E[Y_t] = E[X_t/\sigma] = E[X_t]/\sigma = 0$$

$$V[Y_t] = V[X_t/\sigma] = (1/\sigma)^2 V[X_t] = (1/\sigma)^2 \cdot \sigma^2 t = t$$

άρα ισχύει και η ιδιότητα της κανονικής κατανομής.

Από όλα τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι η  $-B(t)$  είναι κίνηση *Brown*.

**6.2 Έστω  $Y(t) = \sigma B(t) + \mu t$  μία κίνηση *Brown* με *drift*. Ορίζουμε  $X(t) = e^{Y(t)}$ , βρείτε την  $E[X(t)]$  και την  $Var[X(t)]$ .**

**Λύση:** Διαδοχικά έχουμε :

$$E[X(t)] = E[e^{Y(t)}] = E[e^{\sigma B(t) + \mu t}] = e^{\mu t} E[e^{\sigma B(t)}]$$

Γνωρίζουμε ότι αν μια τυχαία μεταβλητή  $W$ , ακολουθεί την κανονική κατανομή  $\mathcal{N}(\mu, \tilde{\sigma}^2)$ , τότε η ροπογεννήτρια της δίνεται από τον τύπο :

$$E[e^{\theta W}] = e^{\theta \mu + \frac{\tilde{\sigma}^2 \theta^2}{2}} \quad (6.1)$$

επειδή λοιπόν  $B(t) \sim \mathcal{N}(0, t)$  από την (6.1) έχουμε με  $\mu = 0, \theta = \sigma$  και  $\tilde{\sigma}^2 = t$

$$E[e^{\sigma B(t)}] = e^{\sigma \cdot 0 + \frac{t \cdot \sigma^2}{2}}$$

και άρα τελικά :

$$E[X(t)] = e^{\mu t + \frac{t \cdot \sigma^2}{2}}$$

Για την διασπορά έχουμε :

$$V[X(t)] = E[X^2(t)] - E^2[X(t)]$$

αλλά

$$E[X^2(t)] = E[e^{2Y(t)}] = E[e^{2\mu t + 2\sigma B(t)}] = e^{2\mu t} E[e^{2\sigma B(t)}]$$

Χρησιμοποιώντας την (6.1) με  $\mu = 0, \theta = 2\sigma$  και  $\tilde{\sigma}^2 = t$ , έχουμε :

$$E[X^2(t)] = e^{2\mu t} E[e^{2\sigma B(t)}] = e^{2\mu t} e^{2\sigma \cdot 0 + \frac{t \cdot 4\sigma^2}{2}} = e^{2\mu t + 2t\sigma^2}$$

και τελικά :

$$V[X(t)] = e^{2\mu t + 2t\sigma^2} - (e^{\mu t + \frac{t \cdot \sigma^2}{2}})^2 = e^{2\mu t + t\sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1)$$

**6.3 Έστω  $X(t) = \mu t + \sigma B(t)$  μία κίνηση *Brown* με *drift*. Ορίζουμε:  $\Delta X = X(t + \Delta t) - X(t)$ . Βρείτε,  $E[\Delta X], V[\Delta X], E[\Delta X^2]$ .**

**Λύση:** Διαδοχικά έχουμε :

$$\Delta X = X(t + \Delta t) - X(t) = \mu(t + \Delta t) + \sigma(B(t + \Delta t)) - \mu t - \sigma B(t) =$$

$$= \mu \Delta t + \sigma(B(t + \Delta t) - B(t)) \Rightarrow \Delta X = \mu \Delta t + \sigma \Delta B$$

Επομένως,

$$E[\Delta x] = \mu \Delta t + \sigma E(\Delta B) = \mu \Delta t + \sigma \cdot 0 = \boxed{\mu \Delta t}$$

Επίσης, αφού η διαφορά  $\Delta B = B(t + \Delta t) - B(t)$  ακολουθεί την κανονική κατανομή:  $\mathcal{N}(0, \Delta t)$ , έπεται ότι:

$$V[\Delta X] = \sigma^2 V(\Delta B) = \boxed{\sigma^2 \Delta t}$$

Τέλος,

$$\begin{aligned} E[\Delta X^2] &= E[(\mu \Delta t + \sigma \Delta B)^2] = \\ &= E[\mu^2 \Delta t^2 + \sigma^2 (\Delta B)^2 + 2\sigma \Delta B \cdot \Delta t] \end{aligned}$$

αλλά  $(\Delta t)^2 \simeq 0$ , οπότε η παραπάνω σχέση γίνεται:

$$E[\Delta X^2] = \sigma^2 E(\Delta B^2) + 2\mu\sigma E(\Delta B \cdot \Delta t)$$

λαμβάνοντας υπόψη ότι,  $E(\Delta B^2) = \Delta t$  και  $E[\Delta B \cdot \Delta t] = \Delta t E[\Delta B] = 0$ , έχουμε τελικά,

$$E[\Delta X^2] = \sigma^2 \Delta t$$

**6.4 Έστω  $X(t) = \mu t + \sigma B(t)$  μία κίνηση Brown με drift. Ορίζουμε:**

$$T = \inf\{t \geq 0, x(t) = a \text{ ή } x(t) = b\}$$

**δηλαδή, το  $T$  αντιπροσωπεύει την πρώτη χρονική στιγμή που η ανέλιξη εγκαταλείπει το διάστημα  $(a, b)$ . Βρείτε την πιθανότητα:**

$$P[X(T) = b | X(0) = x] \quad , \quad a < x < b$$

**Δηλαδή την πιθανότητα διαφυγής από το σημείο  $b$ , όταν ξεκινάμε μέσα από το διάστημα  $(a, b)$ .**

**Λύση:** Ορίζουμε:

$$u(x) = P[X(T) = b | X(0) = x]$$

Από Θεώρημα Ολικής Πιθανότητας, έχουμε:

$$\begin{aligned} u(x) &= P[X(T) = b | X(0) = x + x_2] P[X(0) = x + x_1] + \\ &+ P[X(T) = b | X(0) = x + x_2] P[X(0) = x + x_2] + \dots + \\ \dots\dots &= \sum_{\Delta x} p[X(T) = b | X(0) = x + \Delta x] \cdot P[X(0) = x + \Delta x] = \\ &= \sum_{\Delta x} u(x + \Delta x) P[X(0) = x + \Delta x] = E[u(x + \Delta x)] \end{aligned}$$

όπου τα  $x_1, x_2, \dots$  είναι "κοντά" στο  $x$ . Άρα τελικά έχουμε:  $u(x) = E[u(x + \Delta x)]$ . Χρησιμοποιώντας το ανάπτυγμα Taylor, παίρνουμε:

$$u(x + \Delta x) = u(x) + u'(x) \cdot \Delta x + \frac{1}{2} u''(x) (\Delta x)^2 + \dots$$

Υπολογίζοντας την μέση τιμή και στα δύο μέρη, έχουμε:

$$E[u(x + \Delta x)] = u(x) + u'(x)E[\Delta x] + \frac{1}{2}u''(x)E[\Delta x^2] + \dots$$

Επειδή η  $X(t)$  ακολουθεί κίνηση *Brown* με *drift*, από προηγούμενη άσκηση, ισχύει:

$$E[\Delta x] = \mu\Delta t \quad , \quad E[\Delta X^2] = \sigma^2\Delta t$$

Αντικαθιστώντας, έχουμε:

$$\begin{aligned} u(x) &= u(x) + u'(x)\mu\Delta t + \frac{1}{2}u''(x)\sigma^2\Delta t \quad \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \quad u'(x)\mu + \frac{1}{2}u''(x)\sigma^2 = 0 \end{aligned}$$

η οποία είναι γραμμική διαφορική εξίσωση, ομογενής με σταθερούς συντελεστές. Η χαρακτηριστική εξίσωση είναι:  $\lambda\mu + \frac{\sigma^2}{2}\lambda^2 = 0$  με ρίζες,  $\lambda_1 = 0$ ,  $\lambda_2 = -\frac{2\mu}{\sigma^2}$ , άρα:

$$u(x) = c_1e^{0t} + c_2e^{(-2\mu x/\sigma^2)} = c_1 + c_2e^{(-2\mu x/\sigma^2)}$$

Χρησιμοποιώντας τις αρχικές συνθήκες  $u(a) = 0$ ,  $u(b) = 1$ , έχουμε τελικά:

$$P[X(T) = b \mid X(0) = x] = \frac{e^{-\frac{2\mu x}{\sigma^2}} - e^{-\frac{2\mu a}{\sigma^2}}}{e^{-\frac{2\mu b}{\sigma^2}} - e^{-\frac{2\mu a}{\sigma^2}}}$$

**6.5 Μία μετοχή ακολουθεί κίνηση *Brown* με *drift*, με  $\mu = 1/10$ ,  $\sigma^2 = 4$ . Κάποιος αγοράζει στην τιμή 100 και πουλάει είτε στα 110 είτε στα 95. Ποιά είναι η πιθανότητα να κερδίσει;**

**Λύση:** Ζητάμε την πιθανότητα:

$$P[X(T) = 110 \mid X(0) = 100]$$

Εφαρμόζοντας τον τύπο της προηγούμενης άσκησης, έχουμε

$$P[X(T) = 110 \mid X(0) = 100] = \frac{e^{-\frac{100}{20}} - e^{-\frac{95}{20}}}{e^{-\frac{110}{20}} - e^{-\frac{95}{20}}} = 0.419$$

**6.6 Σε έναν αγώνα ποδηλάτου με δύο αθλητές, η στοχαστική ανάλυση  $Y(t)$  συμβολίζει τα πόσα δευτερόλεπτα προηγείται ο αθλητής Α, όταν το  $100t\%$ , του αγώνα έχουν διεξαχθεί, με  $0 \leq t \leq 1$ . Εάν  $Y(t)$  είναι μία γενικευμένη κίνηση *Brown* με παράμετρο διασποράς  $\sigma$ , βρείτε:**

1. Την πιθανότητα να κερδίσει ο αθλητής Α, εάν στα μισά του αγώνα προηγείται  $\sigma$  δευτερόλεπτα.
2. Εάν ο αθλητής Α κερδίσει τον αγώνα με διαφορά  $\sigma$  δευτερολέπτων, την πιθανότητα να προηγείτο στα μισά του αγώνα.

**6.7 Εάν  $X(t)$  γεωμετρική κίνηση *Brown* με *drift*, βρείτε την ποσότητα:**  
 $E[X(t)|X(u)]$  όταν  $0 \leq u \leq s \leq t$ .

**Λύση:** Προφανώς  $X(t) = e^{\mu t + \sigma B(t)} = e^{Y(t)}$ , με  $Y(t) = \mu t + \sigma B(t)$ . Διαδοχικά τώρα, έχουμε:

$$\begin{aligned} E[X(t)|X(u)] &= E \left[ e^{Y(t)} | X(u) \right] = E \left[ e^{Y(s) + Y(t) - Y(s)} | X(u) \right] = \\ &= e^{Y(s)} E \left[ e^{Y(t) - Y(s)} | X(u) \right] = e^{Y(s)} E \left[ e^{Y(t) - Y(s)} \right] \end{aligned}$$

η τελευταία σχέση προκύπτει από την ανεξαρτησία των κινήσεων *Brown* στα χρονικά διαστήματα:  $[0, u]$  και  $[s, t]$ , αφού  $0 \leq u \leq s \leq t$ . Η τυχαία μεταβλητή  $Y(t) - Y(s)$  έχει την ίδια κατανομή με την  $Y(t - s)$ . Ακόμα η  $Y(t) = \mu t + \sigma B(t)$  ακολουθεί την  $\mathcal{N}(\mu t, \sigma^2 t)$ , άρα τελικά:

$$Y(t) - Y(s) \sim \mathcal{N}(\mu(t - s), \sigma^2(t - s))$$

Επομένως, από ροπογεννήτριες, έχουμε:

$$E \left[ e^{Y(t) - Y(s)} \right] = e^{1 \cdot \mu(t - s) + \frac{\sigma^2(t - s)}{2}}$$

και τέλος:

$$E[X(t)|X(u)] = e^{Y(s)} \left( e^{\mu(t - s) + \frac{\sigma^2(t - s)}{2}} \right)$$

## **Κεφάλαιο 7**

### *Monte – Carlo*



## Κεφάλαιο 8

# Δεσμευμένη Μέση Τιμή

### 8.1 Προαπαιτούμενα

Έστωσαν δύο τυχαίες μεταβλητές  $X, Y$  και  $R_X$  το πεδίο τιμών της τυχαίας μεταβλητής  $X$ . Η **Δεσμευμένη Μέση Τιμή** του  $X$ , όταν η τυχαία μεταβλητή  $Y$ , πάρει την σταθερή τιμή  $Y = y^*$ , δίδεται από την σχέση:

$$E[X | Y = y^*] = \sum_{x \in R_X} x f_{X|Y}(x | y^*)$$

όταν η  $X$  είναι διακριτή και

$$E[X | Y = y^*] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X|Y}(x | y^*) dx$$

όταν η  $X$  είναι συνεχής.

#### 8.1.1 Δεσμευμένη Μέση Τιμή

Μέσω αυτής της διαδικασίας μπορούμε να ορίσουμε μία συνάρτηση  $m(y)$ , αντιστοιχούσα σε κάθε τιμή  $y \in \mathbb{R}$  την Δεσμευμένη Μέση Τιμή του  $X$ , όταν η τυχαία μεταβλητή  $Y$ , πάρει την σταθερή τιμή  $Y = y$ . Δηλαδή:

$$m(y) = E[X | Y = y]$$

όταν το  $y$  παίρνει τυχαίες τιμές, δηλαδή είναι τυχαία μεταβλητή  $Y$ , τότε η συνάρτηση  $m(Y)$  είναι τυχαία μεταβλητή, ονομαζόμενη **Δεσμευμένη Μέση Τιμή** και συμβολίζουμε:

$$E[X | Y]$$

#### 8.1.2 Βασική Σχέση

Ισχύει η σχέση:

$$E[E[X | Y]] = E[X]$$

Η σχέση αυτή είναι γνωστή ως το **θεώρημα του πύργου**.

**8.1.3 Ιδιότητες**

Ισχύουν οι εξής σχέσεις:

1.  $E[E[(aX + b)|Y]] = aE[X] + b$
2.  $E[E[g(X) + h(X)|Y]] = E[g(X)] + E[h(X)]$
3.  $E[E[g(X)|Y]] = E[g(X)]$
4.  $E[E[h(Y)|X]] = E[h(Y)]$

όπου  $g(\cdot), h(\cdot)$  συνεχείς πραγματικές συναρτήσεις.

## **Κεφάλαιο 9**

# **Γενικευμένο Θεώρημα Ολικής Πιθανότητας**



## **Κεφάλαιο 10**

### **Δεσμευμένη Διακύμανση**



## Κεφάλαιο 11

### *Martingales*

#### 11.1 Λυμένες Ασκήσεις

**11.1 Έστω  $S_n$  τυχαίος συμμετρικός περίπατος, δείξτε ότι είναι *martingale*.**

**Λύση:** Διαδοχικά έχουμε

$$E[S_{n+1}|\mathcal{F}_n] = E[S_n + X_{n+1}|\mathcal{F}_n] = E[S_n|\mathcal{F}_n] + E[X_{n+1}|\mathcal{F}_n]$$

Αλλά όταν  $\mathcal{F}_n$  δεδομένο το  $S_n$  είναι αιτιοκρατικό και άρα,  $E[S_n|\mathcal{F}_n] = S_n$ , επίσης  $E[X_{n+1}|\mathcal{F}_n] = E[X_{n+1}] = 0$ , αφού το τι αποτέλεσμα θα φέρουμε στην  $n + 1$  ρίψη, δεν εξαρτάται από την ιστορία-μνήμη του φαινομένου. Άρα τελικά:

$$E[S_{n+1}|\mathcal{F}_n] = S_n + 0 = S_n$$

και ο τυχαίος περίπατος είναι *martingale*.

**11.2 Έστω  $S_n$  τυχαίος συμμετρικός περίπατος, δείξτε ότι η στοχαστική ανέλιξη  $S_n^2$  δεν είναι *martingale*.**

Διαδοχικά έχουμε

$$E[S_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] = E[(S_n + X_{n+1})^2|\mathcal{F}_n] = E[S_n^2|\mathcal{F}_n] + 2E[S_n X_{n+1}|\mathcal{F}_n] + E[X_{n+1}^2|\mathcal{F}_n]$$

Αλλά, όταν  $\mathcal{F}_n$  δεδομένο, το  $S_n$  είναι αιτιοκρατικό και άρα  $E[S_n^2|\mathcal{F}_n] = S_n^2$ , ακόμα  $E[S_n X_{n+1}|\mathcal{F}_n] = 2S_n E[X_{n+1}|\mathcal{F}_n]$ , επίσης  $E[X_{n+1}|\mathcal{F}_n] = E[X_{n+1}] = 0$ , αφού το τι αποτέλεσμα θα φέρουμε στην  $n + 1$  ρίψη, δεν εξαρτάται από την ιστορία-μνήμη του φαινομένου, άρα  $E[S_n X_{n+1}|\mathcal{F}_n] = 2S_n \cdot 0 = 0$ . Επιπλέον,

$$E[X_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] = E[X_{n+1}^2] = 1^2 \cdot \frac{1}{2} + (-1)^2 \cdot \frac{1}{2} = 1$$

Άρα τελικά:

$$E[S_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] = S_n^2 + 1 \neq S_n^2$$

και ο  $S_n^2$  δεν είναι *martingale*.

**11.3 Δείξτε ότι η κίνηση Brown είναι *martingale*.**

**Λύση:** Έστωσαν δύο χρονικές στιγμές  $t, s$  με  $t > s$ . Διαδοχικά έχουμε:

$$\begin{aligned} E[B(t) | \mathcal{F}(s)] &= E[B(s) + B(t) - B(s) | \mathcal{F}(s)] = \\ &= E[B(s) | \mathcal{F}(s)] + E[B(t) - B(s) | \mathcal{F}(s)] \end{aligned}$$

αλλά

$$E[B(s) | \mathcal{F}(s)] = B(s)$$

και

$$E[B(t) - B(s) | \mathcal{F}(s)] = E[B(t) - B(s)] = E[B(t - s)] = 0$$

Αφού  $B(t - s) \sim \mathcal{N}(0, t - s)$ . Επομένως, τελικά

$$E[B(t) | \mathcal{F}(s)] = B(s)$$

που σημαίνει ότι η κίνηση *Brown* είναι *martingale*.

**11.4 Δείξτε ότι η στοχαστική ανέλιξη:  $e^{B(t) - \frac{1}{2}t}$ ,  $B(t)$  μία κίνηση *Brown*, είναι *martingale*.**

**Λύση:** Έστω  $s$  μία χρονική στιγμή, με  $t > s$  και  $\mathcal{F}(s)$  μία ιστορία (φίλτρο) μέχρι την στιγμή  $s$ . Διαδοχικά έχουμε:

$$\begin{aligned} E \left[ e^{B(t) - \frac{1}{2}t} | \mathcal{F}(s) \right] &= E \left[ e^{B(s) + (B(t) - B(s)) - \frac{1}{2}s - \frac{1}{2}(t-s)} | \mathcal{F}(s) \right] = \\ &= e^{B(s) - \frac{1}{2}s} E \left[ e^{B(t) - B(s) - \frac{1}{2}(t-s)} | \mathcal{F}(s) \right] \end{aligned}$$

Αφού η τυχαία μεταβλητή  $B(t) - B(s)$  ακολουθεί την κανονική κατανομή:  $\mathcal{N}(0, t - s)$ , αφαιρώντας μία σταθερά θα ακολουθούμε πάλι την κανονική κατανομή, άρα

$$W = B(t) - B(s) - \frac{1}{2}(t - s) \sim \mathcal{N} \left( -\frac{1}{2}(t - s), t - s \right)$$

Χρησιμοποιώντας ροπογεννήτριες, έχουμε την σχέση:

$$E \left[ e^{Y(t)} \right] = e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2} \quad \text{όταν} \quad Y(t) \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

και άρα,

$$\begin{aligned} E \left[ e^{B(t) - B(s) - \frac{1}{2}(t-s)} \right] &= E[e^W] = e^{E[W] + \frac{1}{2}\text{Var}[W]} = \\ &= e^{-1/2(t-s) + 1/2(t-s)} = e^0 = 1 \end{aligned}$$

και τελικά,

$$E \left[ e^{B(t) - \frac{1}{2}t} | \mathcal{F}(s) \right] = e^{B(s) - \frac{1}{2}s} \cdot 1$$

όθεν, η δεδομένη στοχαστική ανέλιξη είναι *martingale*.

## 11.2 Ασκήσεις προς επίλυση

**11.5** Έστω  $S_n$  τυχαίος συμμετρικός περίπατος, δείξτε ότι η στοχαστική ανέλιξη:  $S_n^2 - n$ , είναι *martingale*.

## Κεφάλαιο 12

# Στοχαστικό Ολοκλήρωμα

### 12.1 Βασικό Παράδειγμα

Έστω  $[0, T]$ , δεδομένο χρονικό διάστημα, που χωρίζεται σε  $n$  ισομήκη υποδιαστήματα,

$$[t_0, t_1], [t_1, t_2], \dots, [t_{n-1}, t_n] \quad , \quad t_0 = 0, t_n = T$$

μήκους  $\Delta t = T/n$ . Προφανώς,

$$t_k = k\Delta t, \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots, n$$

Θεωρούμε ότι σε κάθε χρονική στιγμή  $t_k$  κατέχουμε, μέσω συναλλαγής, μία ποσότητα  $q(t_k)$  από μία μετοχή, που έχει τιμή μονάδος αυτή την χρονική στιγμή, ίση με  $S(t_k)$ . Θεωρούμε ότι την χρονική στιγμή  $T$ , όλα ρευστοποιούνται. Το συνολικό κέρδος θα είναι:

$$I_n = \sum_{k=0}^{n-1} q(t_k) [S(t_{k+1}) - S(t_k)] = \sum_{k=0}^{n-1} q(t_k) \Delta S_k$$

Θεωρούμε ότι οι ποσότητες  $q(\cdot)$  είναι τυχαίες μεταβλητές και ότι:

$$\Delta S_k = \mu S(t_k) \Delta t + \sigma S(t_k) \Delta B_k$$

οπότε

$$\begin{aligned} I_n &= \sum_{k=0}^{n-1} q(t_k) [\mu S(t_k) \Delta t + \sigma S(t_k) \Delta B_k] = \\ &= \mu \sum_{k=0}^{n-1} q(t_k) S(t_k) \Delta t + \sigma \sum_{k=0}^{n-1} q(t_k) S(t_k) \Delta B_k \end{aligned}$$

όταν  $n \rightarrow +\infty \Rightarrow \Delta t \rightarrow 0$  και

$$\sum_{k=0}^H q(t_k) \delta(t_k) \Delta t \rightsquigarrow \int_0^T \varphi(t) dt,$$

όπου  $\varphi(\cdot)$  τυχαία μεταβλητή. Επίσης,

$$\sum_{k=0}^k q(t_k) S(t_k) \Delta B_k \rightsquigarrow \int_0^T h(\cdot) dB(t)$$

Το τελευταίο αυτό ολοκλήρωμα ονομάζεται **στοχαστικό ολοκλήρωμα**.

## Κεφάλαιο 13

# Στοχαστικό Ολοκλήρωμα του Ito

Ορίζεται σαν το όριο, σύμφωνα με την ευκλείδια *norm*, ολοκληρωμάτων Ito στοχαστικών διακλαδωτών συναρτήσεων.

$$I(f) = \int_0^T f(t, \omega) dB(t)$$

όπου  $\omega$  είναι μία τυχαία μεταβλητή και  $B(t)$  μία κίνηση *Brown*. Εάν η  $f$  δεν περιέχει τυχαία μεταβλητή, τότε το ολοκλήρωμα μεταπίπτει σε στοχαστική ανέλιξη. Συμβολίζουμε  $I(T)$ .

### 13.1 Ιδιότητες

#### Ιδιότητα 13.1

$$\int_0^T [\alpha f + bg] dB(t) = \alpha \int_0^T f dB(t) + b \int_0^T g dB(t)$$

#### Ιδιότητα 13.2

$$E[I(f)] = 0$$

#### Ιδιότητα 13.3

$$\text{Var}[I(f)] = \int_0^T E[f^2(t, \omega)] dt$$

**Ιδιότητα 13.4** Η στοχαστική ανέλιξη  $I(T)$  είναι *martingale*.

#### Ιδιότητα 13.5

$$E[I(f)I(g)] = \int_0^T E[f \cdot g] dt$$

#### Ιδιότητα 13.6

$$E[I^2(t)] = \int_0^t E[f^2] dt$$

**Ιδιότητα 13.7** Η στοχαστική ανέλιξη:  $I(T) = \int_0^T p(s)dB(s)$ , όπου  $p(s)$  αιτιοκρατική συνάρτηση, ακολουθεί την κανονική κατανομή με μέση τιμή 0 και διασπορά ίση με  $\int_0^T p^2(s)ds$ , δηλαδή

$$I(T) \sim \mathcal{N} \left( 0, \int_0^T p^2(s)ds \right)$$

## Κεφάλαιο 14

# Ο Τύπος του Ito

### 14.1 Βασικές ιδιότητες διαφορικών.

Έστω  $B(t)$  μία κίνηση *Brown*, ισχύουν οι σχέσεις:

$$\boxed{(dt)^2 \approx 0} \quad , \quad \boxed{dt dB \approx 0} \quad , \quad \boxed{(dB)^2 \approx dt}$$

### 14.2 Τύπος του Ito

Έστω  $S$  μία στοχαστική ανέλιξη που ακολουθεί τον τύπο:  $dS = \mu dt + \sigma dB$ , όπου  $\mu, \sigma$  ποσότητες που μπορούν να περιέχουν το  $t, B(t)$  και  $f = f(t, S)$  μία συνάρτηση διαφορίσιμη και ως προς τις δύο μεταβλητές της. Ισχύει ο τύπος:

$$\boxed{df = \left[ \frac{\partial f}{\partial t} + \mu \frac{\partial f}{\partial S} + \frac{1}{2} \sigma^2 \frac{\partial^2 f}{\partial S^2} \right] dt + \sigma \frac{\partial f}{\partial S} dB}$$

### 14.3 Λυμένες Ασκήσεις

#### 14.1 Αποδείξτε τις βασικές ιδιότητες των διαφορικών.

**Λύση:** (α) Η σχέση  $(dt)^2 \approx 0$  προκύπτει από το ότι η ποσότητα  $dt$  θεωρείται απειροστική.

(β) Η ποσότητα  $dt dB$  είναι τυχαία μεταβλητή. Η μέση τιμή της είναι:

$$E[dt dB] = dt E[dB] = dt \cdot 0 = 0$$

η διασπορά της είναι:

$$V[dt dB] = (dt)^2 V[dB] = (dt)^2 dt = (dt)^3 \simeq 0$$

άρα η ποσότητα  $dt dB$  έχει κατα μέσο όρο την τιμή 0, με διασπορά 0, άρα είναι πρακτικά μηδέν.

(γ) Η ποσότητα  $(dB)^2$  είναι επίσης τυχαία μεταβλητή. Έχουμε δείξει σε προηγούμενο κεφάλαιο ότι η μέση τιμή της είναι  $E[(dB)^2] = dt$ , ενώ η διασπορά της είναι:  $V[(dB)^2] \simeq 0$ , άρα η ποσότητα  $(dB)^2$  έχει κατα μέσο όρο την τιμή  $dt$ , με διασπορά 0, άρα είναι πρακτικά ίση με  $dt$ .

### 14.2 Αποδείξτε τον τύπο του Ito.

**Λύση:** Από τον τύπο του *Taylor* για συνάρτηση δύο μεταβλητών, έχουμε για την  $f(t, S)$ ,

$$df = \frac{\partial f}{\partial S}dS + \frac{\partial f}{\partial t}dt + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial S^2}(dS)^2 + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial t^2}(dt)^2 + \frac{\partial^2 f}{\partial t\partial S}dtdS \implies$$

$$df = \frac{\partial f}{\partial S}(\mu dt + \sigma dB) + \frac{\partial f}{\partial t}dt + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial S^2}(\mu dt + \sigma dB)^2 + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial t^2}(dt)^2 + \frac{\partial^2 f}{\partial t\partial S}dt(\mu dt + \sigma dB)$$

όπου αντικαταστήσαμε το  $dS$  με το ίσο του. Εκτελώντας τις πράξεις, έχουμε:

$$\begin{aligned} df = & \frac{\partial f}{\partial S}\mu dt + \frac{\partial f}{\partial S}\sigma dB + \frac{\partial f}{\partial t}dt + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial S^2}\mu^2(dt)^2 + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial S^2}\sigma^2(dB)^2 + \frac{\partial^2 f}{\partial S^2}\mu\sigma dt dB + \\ & + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial t^2}(dt)^2 + \frac{\partial^2 f}{\partial t\partial S}\mu(dt)^2 + \frac{\partial^2 f}{\partial t\partial S}\sigma dt dB \end{aligned}$$

χρησιμοποιώντας τις βασικές ιδιότητες των διαφορικών έχουμε:

$$\begin{aligned} df = & \frac{\partial f}{\partial S}\mu dt + \frac{\partial f}{\partial S}\sigma dB + \frac{\partial f}{\partial t}dt + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial S^2}\mu^2 \cdot 0 + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial S^2}\sigma^2 \cdot dt + \frac{\partial^2 f}{\partial S^2}\mu\sigma \cdot 0 + \\ & + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 f}{\partial t^2} \cdot 0 + \frac{\partial^2 f}{\partial t\partial S}\mu \cdot 0 + \frac{\partial^2 f}{\partial t\partial S}\sigma \cdot 0 \implies \\ \implies df = & \left[ \frac{\partial f}{\partial t} + \mu\frac{\partial f}{\partial S} + \frac{1}{2}\sigma^2\frac{\partial^2 f}{\partial S^2} \right] dt + \sigma\frac{\partial f}{\partial S}dB \end{aligned}$$

### 14.3 Έστω $B(t)$ μία τυπική κίνηση *Brown*. Υπολογίστε το διαφορικό $dB^4(t)$ .

**Λύση:** Θα χρησιμοποιήσουμε τον τύπο του *Ito*. Ορίζουμε την συνάρτηση:

$$F(t, S) = S^4 \text{ με } S = B(t) \Rightarrow dS = dB(t) = 0 \cdot dt + 1 \cdot dB(t)$$

και άρα  $\mu = 0$ ,  $\sigma = 1$ . Για να εφαρμόσουμε τον τύπο του *Ito*, υπολογίζουμε τις παραγώγους:

$$\frac{\partial F}{\partial t} = 0 \quad , \quad \frac{\partial F}{\partial S} = 4S^3 \quad , \quad \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} = 12S^2$$

Επομένως:

$$\begin{aligned} dF = & \left[ 0 + 0 \cdot 4S^3 + \frac{1}{2} \cdot 1^2 \cdot 12S^2 \right] dt + 1 \cdot 4S^3 dB \implies \\ \implies dB^4(t) = & 6B^2(t)dt + 4B^3(t)dB(t) \end{aligned}$$

όπου θέσαμε  $S = B(t)$ .

### 14.4 Έστω $B(t)$ μία τυπική κίνηση *Brown* και $f(t, B(t)) = e^{\mu t + \sigma B(t)}$ , υπολογίστε την ποσότητα: $df/f$ .

**Λύση:** ορίζουμε  $S = \mu t + \sigma B(t)$ , οπότε  $dS = \mu dt + \sigma dB(t)$  και  $f = e^S$ . Άρα,

$$\frac{\partial f}{\partial t} = 0 \quad , \quad \frac{\partial f}{\partial S} = e^S \quad , \quad \frac{\partial^2 f}{\partial S^2} = e^S$$

Από τον τύπο του Ito έχουμε:

$$df = \left[ \mu e^S + \frac{1}{2} \sigma e^S \right] dt + \sigma e^S dB = e^S \left( \left[ \mu + \frac{1}{2} \sigma \right] dt + \sigma dB \right) = f \left( \left[ \mu + \frac{1}{2} \sigma \right] dt + \sigma dB \right) \Rightarrow$$

$$\frac{df}{f} = \left[ \mu + \frac{1}{2} \sigma \right] dt + \sigma dB$$

**14.5 Έστω  $B(t)$  μία τυπική κίνηση Brown και  $f(t, B(t)) = 2B^3(t) + t$ , υπολογίσατε την ποσότητα:  $df$ .**

**Λύση:** Ορίζουμε  $S = B(t)$ , οπότε  $dS = 0 \cdot dt + 1 \cdot dB(t) = \mu dt + \sigma dB(t)$  με  $\mu = 0$ ,  $\sigma = 1$  και  $f = 2S^3 + t$ . Άρα,

$$\frac{\partial f}{\partial t} = 1 \quad , \quad \frac{\partial f}{\partial S} = 6S^2 \quad , \quad \frac{\partial^2 f}{\partial S^2} = 12S$$

Από τον τύπο του Ito έχουμε:

$$df = \left[ 1 + 0 + \frac{1}{2} \cdot 1 \cdot 12B(t) \right] dt + 1 \cdot 6 \cdot B^2(t) dB(t) = [1 + 6B(t)] dt + 6B^2(t) dB(t)$$

**14.6 Εάν ένα περουσιακό στοιχείο ακολουθεί την επανερχόμενη στο μέσο, στοχαστική ανέλιξη  $W(t)$ , δηλαδή ικανοποιεί την σχέση:**

$$dW(t) = \lambda(\hat{\mu} - W(t))dt + \hat{\sigma}W(t)dB(t)$$

**Βρείτε μία σχέση για το διαφορικό της ποσότητας:**

$$F = \frac{1}{1-t} + e^{W(t)} + t^2$$

**Λύση:** Έχουμε ότι:  $dW(t) = \mu dt + \sigma dB(t)$  με  $\mu = \lambda(\hat{\mu} - W(t))$  και  $\sigma = \hat{\sigma}W(t)$ . Για να εφαρμόσουμε τον τύπο του Ito, υπολογίζουμε κατ' αρχάς τις παραγώγους:

$$\frac{\partial F}{\partial t} = \frac{1}{(1-t)^2} + 2t \quad , \quad \frac{\partial F}{\partial W} = e^W \quad , \quad \frac{\partial^2 F}{\partial W^2} = e^W$$

και άρα

$$dF = \left[ \frac{1}{(1-t)^2} + 2t + \lambda(\hat{\mu} - W(t))e^{W(t)} + \frac{1}{2} \hat{\sigma}^2 W^2(t) e^{W(t)} \right] dt +$$

$$+ \hat{\sigma} W(t) e^{W(t)} dB(t)$$

**14.7 Βρείτε στοχαστική ανέλιξη  $X(t)$ , έτσι ώστε να ικανοποιείται η σχέση:**

$$dX(t) = X^3(t)dt - X^2(t)dB(t)$$

με  $X(0) = 1$ .

**Λύση:** Θεωρούμε ότι  $X(t) = F(t, S)$ , όπου  $F$  άγνωστη συνάρτηση προς προσδιορισμόν, με  $S = B(t)$ , οπότε  $dS = 0 \cdot dt + 1 \cdot dB(t) = \mu dt + \sigma dB(t)$  με  $\mu = 0$ ,  $\sigma = 1$ . Από τον τύπο του *Ito* έχουμε:

$$\begin{aligned} dX(t) &= \left[ \frac{\partial F}{\partial t} + 0 + \frac{1}{2} 1^2 \cdot \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} \right] dt + 1 \cdot \frac{\partial F}{\partial S} dB(t) \Rightarrow \\ &\Rightarrow dX(t) = \left[ \frac{\partial F}{\partial t} + \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} \right] dt + \frac{\partial F}{\partial S} dB(t) \end{aligned}$$

ακόμα ισχύει από τα δεδομένα της άσκησης, ότι:  $dX(t) = F^3(t, S)dt - F^2(t, S)dB(t)$ , άρα

$$\frac{\partial F}{\partial t} + \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} = F^3(t, S) \quad (14.1)$$

$$\frac{\partial F}{\partial S} = -F^2(t, S) \quad (14.2)$$

Επιλύοντας την 14.2 έχουμε:

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial S} = -F^2(t, S) &\Rightarrow \frac{\partial F}{F^2} = -\partial S \Rightarrow \frac{\partial F}{F^2} = - \Rightarrow \int \frac{\partial F}{F^2} = - \int \partial S \Rightarrow \\ &\Rightarrow \frac{F^{-1}}{-1} = -S + C \Rightarrow F(t, S) = \frac{1}{S - C} \end{aligned}$$

Αντικαθιστώντας στην 14.1 έχουμε:

$$0 + \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{(S - C)^3} = \frac{1}{(S - C)^3}$$

που ισχύει. Άρα η ζητούμενη ανέλιξη είναι:

$$X(t) = F(t, S(t)) = \frac{1}{S - C} = \frac{1}{B(t) - C}$$

Για να προσδιορίσουμε την σταθερά, θα χρησιμοποιήσουμε την αρχική συνθήκη. Διαδοχικά έχουμε:

$$X(0) = 1 \Rightarrow X(0) = \frac{1}{B(0) - C} = 1 \Rightarrow \frac{1}{0 - C} = 1 \Rightarrow C = -1$$

οπότε τελικά:

$$\boxed{X(t) = \frac{1}{B(t) + 1}}$$

## Κεφάλαιο 15

# Υπολογισμός Στοχαστικών Ολοκληρωμάτων

Για να υπολογίσουμε το στοχαστικό ολοκλήρωμα:  $\int \varphi(s)dB$  ακολουούμε τα εξής βήματα:

1. Διαλέγουμε μία συνάρτηση  $F(t, S)$  έτσι ώστε:

(α) Το  $\int_0^T \frac{\partial F}{\partial S} dB(t)$  να είναι το ολοκλήρωμα που θέλουμε, δηλαδή  $\frac{\partial F}{\partial S} = \varphi(S)$ .

(β) Τα ολοκληρώματα  $\int_0^T \frac{\partial F}{\partial t} dt$ ,  $\int_0^T \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} dB(t)$  να είναι υπολογίσιμα.

2. Εφαρμόζουμε τον τύπο του *Ito* και αντικαθιστούμε το διαφορικό με ολοκλήρωμα.



## Κεφάλαιο 16

### *Black – Sholes*

#### 16.1 *Portfolio*

Ένα απλό χαρτοφυλάκιο (*portfolio*) αποτελείται από μία μετοχή και ένα παράγωγο. Έχει την γενική μορφή:

$$P = P(t, S, F)$$

ή ειδικότερα:

$$P = \sum_{j=1}^n \alpha_j S_j + \sum_{k=1}^m b_k F_k$$

όπου  $a_j$  οι χρηματικές μονάδες ανά μετοχή  $S_j$  και  $b_k$  οι χρηματικές μονάδες ανά παράγωγο  $F_k$ . ένα χαρτοφυλάκιο είναι θετικό όταν αγοράζουμε και αρνητικό όταν πουλάμε. Ένα χαρτοφυλάκιο είναι αυτοχρηματοδοτούμενο εάν

$$dP = \sum_{j=1}^n \alpha_j dS_j + \sum_{k=1}^m b_k dF_k$$

Ένα χαρτοφυλάκιο είναι ακίνδυνο, (*risk – less*) εάν οι μεταβολές  $dP$  είναι προβλέψιμες, δηλαδή

$$dP = rPdt$$

όπου  $r$ , το αιτιοκρατικό επιτόκιο.

#### 16.2 Υπολογισμός $dP$

Έστω ότι η τιμή της μετοχής ακολουθεί μία Γεωμετρική *Brown*:

$$dS = \mu S dt + \sigma S dB$$

Τότε, για ένα παράγωγο  $F = F(t, S)$ , θα έχουμε:

$$dF = \left( \frac{\partial F}{\partial t} + \mu S \frac{\partial F}{\partial S} + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} \right) dt + \sigma S \frac{\partial F}{\partial S} dB$$

και άρα για ένα χαρτοφυλάκειο, αποτελούμενο από μία μετοχή και ένα παράγωγο,  $P = P(t, S, F)$ , θα ισχύει:

$$dP = \left[ \frac{\partial P}{\partial t} + \mu S \frac{\partial P}{\partial S} + \left( \frac{\partial F}{\partial t} + \mu S \frac{\partial F}{\partial s} + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} \right) \cdot \frac{\partial P}{\partial F} + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 P}{\partial S^2} + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \left( \frac{\partial F}{\partial S} \right)^2 \right] dt + \sigma S \frac{\partial P}{\partial S} dB + \sigma S \frac{\partial F}{\partial S} \frac{\partial P}{\partial F} dB + \sigma S \frac{\partial F}{\partial S} \cdot \sigma S \frac{\partial^2 P}{\partial S \partial F} dB dB$$

Λαμβάνοντας υπόψη ότι:  $(dB)^2 = dt$ , η προηγούμενη παράσταση γίνεται:

$$dP = \left[ \frac{\partial P}{\partial t} + \mu S \left( \frac{\partial P}{\partial S} + \frac{\partial P}{\partial F} \cdot \frac{\partial F}{\partial S} \right) + \left( \frac{\partial P}{\partial F} \right) \left( \frac{\partial F}{\partial t} + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} \right) + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \left( \frac{\partial^2 P}{\partial S^2} + \frac{\partial^2 P}{\partial F^2} \left( \frac{\partial F}{\partial S} \right)^2 \right) \right] dt + \sigma S \left( \frac{\partial P}{\partial S} + \frac{\partial P}{\partial F} \frac{\partial F}{\partial S} \right) dB(t)$$

### 16.3 Δ Χαρτοφυλακίου

**Ορισμός 16.1** Έστω  $P = P(t, S, F)$  ένα χαρτοφυλάκειο. Η ποσότητα  $dP/dS$  ονομάζεται δέλτα του χαρτοφυλακίου.

**Ιδιότητα 16.1** Ένα χαρτοφυλάκειο είναι χωρίς κίνδυνο εάν  $\Delta = 0$ .

**Απόδειξη:** Το χαρτοφυλάκειο είναι χωρίς κίνδυνο, εάν το  $dP$  δεν έχει στοχαστικό μέρος. Δηλαδή εάν

$$\frac{\partial P}{\partial S} + \frac{\partial P}{\partial F} \cdot \frac{\partial F}{\partial S} = 0$$

αλλά

$$\frac{dP}{dS} = \frac{\partial P}{\partial t} \cdot \frac{\partial t}{\partial S} + \frac{\partial P}{\partial S} \cdot \frac{\partial S}{\partial S} + \frac{\partial P}{\partial F} \cdot \frac{\partial F}{\partial S} = \frac{\partial P}{\partial S} + \frac{\partial P}{\partial F} \cdot \frac{\partial F}{\partial S} = 0$$

### 16.4 Πρωταρχική Black – Sholes

Όταν ένα χαρτοφυλάκειο δεν έχει κίνδυνο θα ισχύει ότι:  $dP = rPdt$ . Εξισώνοντας με τον συντελεστή του  $dt$  από την προηγούμενη εξίσωση έχουμε και χρησιμοποιώντας το γεγονός ότι  $\Delta = 0$ , έχουμε:

$$\frac{\partial P}{\partial t} + \left( \frac{\partial P}{\partial F} \right) \left( \frac{\partial F}{\partial t} + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} \right) + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \left( \frac{\partial^2 P}{\partial S^2} + \frac{\partial^2 P}{\partial F^2} \left( \frac{\partial F}{\partial S} \right)^2 \right) = rP$$

Θεωρώντας ότι  $P = F - \lambda S$ , έχουμε

$$\frac{\partial P}{\partial t} = 0, \quad \frac{\partial P}{\partial F} = 1, \quad \frac{\partial P}{\partial S} = -\lambda, \quad \frac{\partial^2 P}{\partial S^2} = 0, \quad \frac{\partial^2 P}{\partial F^2} = 0$$

αντικαθιστώντας, παίρνουμε

$$\frac{\partial F}{\partial t} + \frac{1}{2}\sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} = r(F - \lambda S)$$

αλλά επειδή έχουμε όχι-κίνδυνο, έχουμε:

$$\Delta = 0 \Rightarrow \frac{\partial P}{\partial S} + \frac{\partial P}{\partial F} \cdot \frac{\partial F}{\partial S} = 0 \Rightarrow -\lambda + 1 \cdot \frac{\partial F}{\partial S} = 0 \Rightarrow \lambda = \frac{\partial F}{\partial S}$$

αντικαθιστώντας έχουμε τελικά:

$$\boxed{\frac{\partial F}{\partial t} + rS \frac{\partial F}{\partial S} + \frac{1}{2}\sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} = rF}$$

**Ορισμός 16.2** Κάθε παράγωγο  $F(t, S)$ , που ικανοποιεί την πρωταρχική Black–Sholes, λέγεται *tradeable*.

## 16.5 Λυμένες Ασκήσεις

**16.1** Δείξτε ότι το παράγωγο  $F(t, S) = ce^{rt}$  είναι *tradeable*.

**16.2** Βρείτε όλες τις σταθερές  $a$ , έτσι ώστε το παράγωγο  $F(t, S) = S^a$  να είναι *tradeable*.

**Λύση:** Υπολογίζουμε καταρχάς τις μερικές παραγώγους:

$$\frac{\partial F}{\partial S} = \alpha S^{\alpha-1}, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} = \alpha(\alpha-1)S^{\alpha-2}$$

και αντικαθιστώντας στην πρωταρχική BS, έχουμε:

$$\begin{aligned} rS\alpha S^{\alpha-1} + \frac{1}{2}\sigma^2 S^2 \alpha(\alpha-1)S^{\alpha-2} &= rS^\alpha \Rightarrow ra + \frac{1}{2}\sigma^2 \alpha(\alpha-1) = r \Rightarrow \\ \Rightarrow (\alpha-1) \left( r + \frac{1}{2}\sigma^2 \alpha \right) &= 0 \Rightarrow \alpha = 1 \quad \text{ή} \quad a = -\frac{2r}{\sigma^2} \end{aligned}$$

**16.3** Έστω  $F = F(S)$  ένα χρονικά αμετάβλητο παράγωγο. Εάν είναι *tradeable*, τότε:

$$F(S) = c_1 S + c_2 S^{-\frac{r}{\sigma^2}}$$

**Λύση:** Αφού  $\frac{\partial F}{\partial t} = 0$  η εξίσωση *Black – Sholes* θα γίνει:

$$rS \frac{\partial F}{\partial S} + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} = rF \quad \Leftrightarrow \quad rSF'(S) + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 F''(S) = rF$$

Για να την επιλύσουμε, θέτουμε  $S = e^x$  και έχουμε:

$$\frac{dF}{dx} = \frac{dF}{dS} \cdot \frac{dS}{dx} = \frac{dF}{dS} \cdot e^x = \frac{dF}{dS} \cdot S = F'(S)S \quad (16.1)$$

$$\begin{aligned} \frac{d^2 F}{dx^2} &= \frac{d}{dx} \left( \frac{dF}{dS} \right) S + \frac{dF}{dS} \frac{dS}{dx} = \frac{d}{dS} \left( \frac{dF}{dS} \right) \frac{dS}{dx} S + \frac{dF}{dS} \frac{dS}{dx} = \\ &= \frac{d^2 F}{dS^2} \frac{dS}{dx} S + \frac{dF}{dS} \frac{dS}{dx} = \frac{d^2 F}{dS^2} e^x S + \frac{dF}{dS} e^x = F''(S)S^2 + F'(S)S \end{aligned} \quad (16.2)$$

Αντικαθιστώντας τις 16.1 και 16.2 στην *Black – Sholes* έχουμε:

$$r \frac{dF}{dx} + \frac{1}{2} \sigma^2 \left( \frac{d^2 F}{dx^2} - \frac{dF}{dx} \right) = rF(e^x)$$

Θέτοντας  $G(x) = F(e^x)$  η παραπάνω διαφορική εξίσωση γίνεται:

$$\frac{1}{2} \sigma^2 G''(x) + \left( r - \frac{1}{2} \sigma^2 \right) G'(x) - rG(x) = 0$$

πρόκειται για γραμμική ομογενή, δευτέρας τάξεως με σταθερούς συντελεστές. Επιλύοντας, έχουμε για την χαρακτηριστική εξίσωση:

$$\frac{1}{2} \sigma^2 \lambda^2 + \left( r - \frac{1}{2} \sigma^2 \right) \lambda - r = 0 \quad \Rightarrow \quad \lambda = 1 \quad , \quad \lambda = -\frac{r}{\sigma^2}$$

οπότε τελικά:

$$G(x) = c_1 e^x + c_2 e^{-\frac{r}{\sigma^2} x} \quad \Rightarrow \quad F(S) = c_1 S + c_2 S^{-\frac{r}{\sigma^2}}$$

## Κεφάλαιο 17

# Επίλυση *Black – Sholes – I*

### 17.1 Μετασχηματισμός *Black – Sholes*

Θεωρούμε την εξίσωση:

$$\frac{\partial F}{\partial t} + \frac{1}{2}\sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} + rS \frac{\partial F}{\partial S} = rF$$

και την αρχική συνθήκη:

$$F(T, S_T) = f_T(S_T) \quad , \quad 0 \leq t \leq T$$

Ζητάμε να βρούμε την συνάρτηση:  $F(t, S)$ . Θα την επιλύσουμε μέσω διαδοχικών κινήσεων που θα μας οδηγήσουν σε μία απλούστερη μορφή.

#### 17.1.1 Κίνηση 1η

Θέτουμε

$$S = e^x \quad \Leftrightarrow \quad x = \ln S$$

και η άγνωστη συνάρτηση γίνεται:

$$F(t, S) = F(t, e^x)$$

την τελευταία συνάρτηση την ονομάζουμε  $V(t, x)$ , δηλαδή  $F(t, e^x) = V(t, x)$  και έχουμε:

$$\frac{\partial V}{\partial x} = \frac{\partial F}{\partial x} = \frac{\partial F}{\partial t} \cdot \frac{\partial t}{\partial x} + \frac{\partial F}{\partial S} \cdot \frac{\partial S}{\partial x} = \frac{\partial F}{\partial S} \cdot e^x = \frac{\partial F}{\partial S} \cdot S$$

και

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 V}{\partial x^2} &= \frac{\partial}{\partial x} \left( \frac{\partial F}{\partial S} \right) \cdot S + \frac{\partial F}{\partial S} \cdot \frac{\partial S}{\partial x} = \\ &= \frac{\partial^2 V}{\partial x^2} = \left( \frac{\partial^2 f}{\partial t \partial S} \cdot \frac{\partial t}{\partial x} + \frac{\partial^2 f}{\partial S^2} \cdot \frac{\partial S}{\partial x} \right) S + \frac{\partial F}{\partial S} \cdot S = \\ &= \frac{\partial^2 F}{\partial S^2} S^2 + \frac{\partial F}{\partial S} \cdot S \end{aligned}$$

χρησιμοποιώντας το γεγονός ότι  $\frac{\partial t}{\partial x} = 0$  και αντικαθιστώντας, η πρωταρχική *Black – Sholes* γίνεται:

$$\frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2}\sigma^2 \frac{\partial^2 V}{\partial x^2} + \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right) \frac{\partial V}{\partial x} = rV$$

με άγνωστη πλέον την συνάρτηση  $V(t, x)$ .

### 17.1.2 Κίνηση 2η

Χρησιμοποιούμε τον μετασχηματισμό:

$$\tau = \frac{1}{2}\sigma^2(T - t) \quad \Leftrightarrow \quad t = T - \frac{2\tau}{\sigma^2}$$

ορίζουμε:

$$W(\tau, x) = V\left(T - \frac{2\tau}{\sigma^2}, x\right) = V(t, x)$$

και οι παράγωγοι γίνονται:

$$\frac{\partial W}{\partial \tau} = \frac{\partial V}{\partial t} \cdot \frac{\partial t}{\partial \tau} + \frac{\partial V}{\partial x} \cdot \frac{\partial x}{\partial \tau} = \frac{\partial V}{\partial t} \cdot \left(-\frac{2}{\sigma^2}\right) + \frac{\partial V}{\partial x} \cdot 0 = \frac{\partial V}{\partial t} \cdot \left(-\frac{2}{\sigma^2}\right)$$

$$\frac{\partial W}{\partial x} = \frac{\partial V}{\partial t} \cdot \frac{\partial t}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial x} \cdot \frac{\partial x}{\partial x} = \frac{\partial V}{\partial t} \cdot 0 + \frac{\partial V}{\partial x} \cdot 1 = \frac{\partial V}{\partial x}$$

$$\frac{\partial^2 W}{\partial x^2} = \frac{\partial^2 V}{\partial x^2}$$

Αντικαθιστώντας η πρωταρχική *Black – Sholes* γίνεται:

$$\left(-\frac{\sigma^2}{2}\right) \frac{\partial W}{\partial \tau} + \frac{1}{2}\sigma^2 \frac{\partial^2 W}{\partial x^2} + \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right) \frac{\partial W}{\partial x} = rW \quad \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \left(-\frac{2}{\sigma^2}\right) \left(-\frac{\sigma^2}{2}\right) \frac{\partial W}{\partial \tau} + \left(-\frac{2}{\sigma^2}\right) \frac{1}{2}\sigma^2 \frac{\partial^2 W}{\partial x^2} + \left(-\frac{2}{\sigma^2}\right) \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right) \frac{\partial W}{\partial x} = \left(-\frac{2}{\sigma^2}\right) rW \quad \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \frac{\partial W}{\partial \tau} - \frac{\partial^2 W}{\partial x^2} + (1 - k) \frac{\partial W}{\partial x} = -kW$$

με  $k = 2r/\sigma^2$ . Οπότε, τελικά, έχουμε την εξίσωση:

$$\frac{\partial W}{\partial \tau} = \frac{\partial^2 W}{\partial x^2} + (k - 1) \frac{\partial W}{\partial x} - kW \quad (17.1)$$

### 17.1.3 Κίνηση 3η

Θεωρούμε τον μετασχηματισμό:

$$W(\tau, x) = e^{\alpha x + \beta \tau} u(\tau, x)$$

όπου  $\alpha, \beta$  σταθερές προς προσδιορισμό και  $u(\tau, x)$  μία νέα άγνωστη συνάρτηση. Προκειμένου να αντικαταστήσουμε στην εξίσωση (17.1) υπολογίζουμε τις παραγώγους:

$$\begin{aligned}\frac{\partial W}{\partial x} &= e^{\alpha x + \beta \tau} \left( \alpha u + \frac{\partial u}{\partial x} \right) \\ \frac{\partial^2 W}{\partial x^2} &= e^{\alpha x + \beta \tau} \left( \alpha^2 u + 2\alpha \frac{\partial u}{\partial x} + \frac{\partial^2 u}{\partial x^2} \right) \\ \frac{\partial W}{\partial \tau} &= e^{\alpha x + \beta \tau} \left( \beta u + \frac{\partial u}{\partial \tau} \right)\end{aligned}$$

αντικαθιστώντας στην (17.1) έχουμε:

$$\frac{\partial u}{\partial \tau} - \frac{\partial^2 u}{\partial x^2} + (2\alpha + k - 1) \frac{\partial u}{\partial x} + (\alpha^2 + \alpha(k - 1) - k - \beta) u = 0$$

Διαλέγω τα  $\alpha, \beta$  έτσι ώστε

$$2\alpha + k - 1 = 0 \quad , \quad \alpha^2 + \alpha(k - 1) - k - \beta = 0$$

οπότε

$$\alpha = \frac{1 - k}{2} \quad , \quad \beta = -\frac{1}{4}(k + 1)^2$$

και η (17.1) γίνεται:

$$\boxed{\frac{\partial u}{\partial \tau} = \frac{\partial^2 u}{\partial x^2}} \quad (17.2)$$

με αρχική συνθήκη:

$$\begin{aligned}u(0, x) &= e^{-\alpha x - \beta \cdot 0} W(0, x) = \\ &= e^{-\alpha x} V(T, x) = \\ &= e^{-\alpha x} F(T, e^x) = \\ &= e^{-\alpha x} F(T, S) = e^{-\alpha x} f_T(S)\end{aligned}$$

## 17.2 Τελική Λύση

Η εξίσωση 17.2 είναι η γνωστή από την φυσική εξίσωση της διάδοσης της θερμότητας και η λύση της δίνεται από την συνέλιξη:

$$u(\tau, x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\sqrt{\pi\tau}} e^{-\frac{(y-x)^2}{4\tau}} \cdot u(0, y) dy$$

οπότε διαδοχικά έχουμε:

$$\begin{aligned}F(t, S) &= F(t, e^x) = V(t, x) = \\ &= W(\tau, x) = e^{\alpha x + \beta \tau} u(\tau, x) =\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= e^{\alpha\tau + \beta x} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\sqrt{\pi\tau}} e^{-\frac{(y-x)^2}{4\tau}} u(0, y) dy = \\
&= e^{-r(T-t)} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2(T-t)}} \cdot e^{-\frac{(z - \ln S - (r - \frac{1}{2}\sigma^2)(T-t))^2}{2\sigma^2(T-t)}} \cdot F(T, S_T) dz
\end{aligned}$$

και τελικά έχουμε την λύση της εξίσωσης *Black – Sholes*

$$\boxed{F(t, S) = e^{-r(T-t)} E[f_T(S_T)]}$$

## Κεφάλαιο 18

# Ευρωπαϊκό δικαίωμα

Στο κεφάλαιο αυτό θα εφαρμόσουμε την λύση της *Black-Sholes* στην περίπτωση ενός ευρωπαϊκού δικαιώματος, με τα εξής στοιχεία:

- $T$ , maturity time
- $K$ , strike price
- $S_t$  ακολουθεί την γεωμετρική *Brown*.

Γνωρίζουμε ότι το κέρδος  $f_T$ , την χρονική στιγμή  $T$ , είναι  $S_T - K$ , όταν  $S_T > K$  και μηδέν όταν  $S_T < K$ . Δηλαδή:

$$f_T = F(T, S_T) = \max\{S_T - K, 0\} = (S_T - K)^+$$

Γνωρίζουμε ακόμα, ότι όταν η  $S_t$  ακολουθεί την γεωμετρική *Brown*, τότε:

$$\ln\left(\frac{S_T}{S_t}\right) \sim \mathcal{N}\left[\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T - t), \sigma^2(T - t)\right]$$

Ζητάμε να υπολογίσουμε την τιμή:

$$F(t, S) = c(t) = e^{-r(T-t)} E[f_T], \quad 0 \leq t \leq T$$

Δηλαδή, ουσιαστικά την μέση τιμή  $E[f_T]$ . Διαδοχικά, έχουμε:

$$E[f_T] = E[\max\{S_T - K, 0\}] = E[\max\{S_t e^x - K, 0\}]$$

όπου χρησιμοποιήσαμε το γεγονός ότι:

$$x = \ln\left(\frac{S_T}{S_t}\right) \Leftrightarrow S_T = e^x S_t$$

επομένως

$$E[\max\{S_t e^x - K, 0\}] = \int_{-\infty}^{+\infty} \max\{S_t e^x - K, 0\} p(x) dx \quad (18.1)$$

όπου  $p(x)$  η συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας της κανονικής κατανομής με μέση τιμή και διασπορά ίσες με:

$$\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T - t) \quad , \quad \sigma^2(T - t)$$

αντίστοιχα, δηλαδή

$$p(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi(T-t)}} \cdot e^{-\frac{\left[x - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)\right]^2}{2\sigma^2(T-t)}}$$

Δεδομένου τώρα ότι  $S_t e^x - K > 0$  εάν και μόνο εάν  $x > \ln(K/S_t)$ , η 18.1 γίνεται:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{+\infty} \max\{S_t e^x - K, 0\} p(x) dx &= \int_{\ln(K/S_t)}^{+\infty} (S_t e^x - K) p(x) dx = \\ &= \underbrace{\int_{\ln(K/S_t)}^{+\infty} (S_t e^x) p(x) dx}_{I_2} - \underbrace{\int_{\ln(K/S_t)}^{+\infty} K p(x) dx}_{I_1} = I_2 - I_1 \end{aligned}$$

### 18.1 Υπολογισμός Ολοκληρώματος $I_1$

Ας υπολογίσουμε πρώτα το ολοκλήρωμα  $I_1$ . Θα χρησιμοποιήσουμε την αντικατάσταση:

$$y = \frac{x - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{(T-t)}} \quad (18.2)$$

οπότε για  $x = \ln(K/S_t)$ , το κάτω άκρο του ολοκληρώματος γίνεται:

$$\frac{\ln\left(\frac{K}{S_t}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{(T-t)}} = \frac{-\ln\left(\frac{S_t}{K}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{(T-t)}} = -d_2$$

όπου για  $d_2$  θέσαμε

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{S_t}{K}\right) + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{(T-t)}}$$

και επίσης:

$$dy = \frac{dx}{\sigma\sqrt{T-t}} \Leftrightarrow dx = \sigma\sqrt{T-t} dy$$

άρα, αντικαθιστώντας το ολοκλήρωμα τελικά γίνεται:

$$\begin{aligned} I_1 &= K \int_{\ln(K/S_t)}^{+\infty} p(x) dx = K \int_{-d_2}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \\ &= K(1 - \Phi(-d_2)) = K(1 - (1 - \Phi(d_2))) = K\Phi(d_2) \end{aligned}$$

## 18.2 Υπολογισμός Ολοκληρώματος $I_2$

Ας υπολογίσουμε τώρα το ολοκλήρωμα  $I_2$ .

$$I_2 = S_t \int_{\ln(\frac{K}{S_t})}^{+\infty} e^x p(x) dx = S_t \int_{\ln(\frac{K}{S_t})}^{+\infty} \frac{\exp\left(x - \frac{(x - (r - \frac{\sigma^2}{2})(T-t))^2}{2\sigma^2(T-t)}\right)}{\sqrt{2\pi}\sigma\sqrt{T-t}} dx$$

Θα χρησιμοποιήσουμε την αντικατάσταση 18.2 ή ισοδύναμα:

$$x = \sigma y \sqrt{T-t} - \frac{1}{2}(2r - \sigma^2)(t-T) \Leftrightarrow dx = \sigma \sqrt{T-t} dy$$

και το ολοκλήρωμα διαδοχικά γίνεται:

$$\begin{aligned} I_2 &= S_t \int_{-d_2}^{+\infty} \frac{\exp\left(r(T-t) + \frac{1}{2}\sigma^2(t-T) + \sigma y \sqrt{T-t} - \frac{y^2}{2}\right)}{\sqrt{2\pi}} dy = \\ &= S_t e^{r(T-t)} \int_{-d_2}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(y^2 - 2\sigma y \sqrt{T-t} + \sigma^2(t-T))} dy = \\ &= S_t e^{r(T-t)} \int_{-d_2}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(y - \sigma \sqrt{T-t})^2} dy \end{aligned}$$

χρησιμοποιώντας έναν νέο μετασχηματισμό:  $z = y - \sigma \sqrt{T-t}$ , το κάτω όριο της ολοκλήρωσης θα γίνει  $-d_2 - \sigma \sqrt{T-t} = -d_1$ , όπου

$$\boxed{d_1 = d_2 + \sigma \sqrt{T-t}}$$

το διαφορικό θα γίνει  $dz = dy$  και το ολοκλήρωμα:

$$\begin{aligned} I_2 &= S_t e^{r(T-t)} \int_{-d_1}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz = S_t e^{r(T-t)} (1 - \Phi(-d_1)) = \\ &= S_t e^{r(T-t)} (1 - (1 - \Phi(d_1))) = S_t e^{r(T-t)} \Phi(d_1) \end{aligned}$$

## 18.3 Τελικός τύπος

$$\boxed{c(t) = S_t \Phi(d_1) - K e^{-r(T-t)} \Phi(d_2)}$$



# Ευρετήριο

*tradeable*, 65

Δεσμευμένη Μέση Τιμή, 45

ανέλιξη *Wiener*, 27

θεώρημα του πύργου, 45

ιδιότητες διαφορικών, 57

τυπική κίνηση *Brown*, 27

τύπος του *Ito*, 57