

IMAF 2016– Modèles Mathématiques Continus pour la Finance

TD2 – Martingales et filtrations

Correction Exercice 1 : Martingales.

Item 1

$$\begin{aligned}\mathbb{E} \left[(M_t - M_s)^2 \mid \mathcal{F}_s \right] &= \mathbb{E} \left[M_t^2 + M_s^2 - 2M_s M_t \mid \mathcal{F}_s \right] = \mathbb{E} \left[M_t^2 + M_s^2 \mid \mathcal{F}_s \right] - 2M_s \mathbb{E} \left[M_t \mid \mathcal{F}_s \right] \\ &= \mathbb{E} \left[M_t^2 + M_s^2 \mid \mathcal{F}_s \right] - 2M_s^2 = \mathbb{E} \left[M_t^2 - M_s^2 \mid \mathcal{F}_s \right]\end{aligned}$$

Item 2

$B_t + 4t$ n'est pas une martingale parce qu'elle n'est pas de moyenne constante.

$$\mathbb{E} [X_t \mid \mathcal{F}_s] = \mathbb{E} [tB_t \mid \mathcal{F}_s] = t\mathbb{E} [B_t \mid \mathcal{F}_s] = tB_s = \frac{t}{s}X_s \neq X_s$$

Donc tB_t n'est pas une martingale.

$$\begin{aligned}\mathbb{E} [B_t^2 - t \mid \mathcal{F}_s] &= \mathbb{E} [B_t^2 - B_s^2 \mid \mathcal{F}_s] + B_s^2 - t \stackrel{\text{Item 1}}{=} \mathbb{E} [(B_t - B_s)^2 \mid \mathcal{F}_s] + B_s^2 - t = \mathbb{E} (B_t - B_s)^2 + B_s^2 - t = B_s^2 - s \\ &\text{donc } B_t^2 - t \text{ est une martingale.}\end{aligned}$$

Item 3

Comme \tilde{B} est un mouvement brownien standard sur $\mathbb{R} \times \mathbb{R}$ alors B^1 et B^2 sont des mouvements browniens par rapport à $\mathcal{F}_s^{\tilde{B}}$.

Soit $s < t$:

$$\begin{aligned}\mathbb{E} [B_t^1 B_t^2 \mid \mathcal{F}_s^{\tilde{B}}] &= \mathbb{E} [(B_t^1 - B_s^1)(B_t^2 - B_s^2) \mid \mathcal{F}_s^{\tilde{B}}] + \mathbb{E} [B_t^1 B_s^2 \mid \mathcal{F}_s^{\tilde{B}}] + \mathbb{E} [B_s^1 B_t^2 \mid \mathcal{F}_s^{\tilde{B}}] - \mathbb{E} [B_s^1 B_s^2 \mid \mathcal{F}_s^{\tilde{B}}] \\ &= \mathbb{E} ((B_t^1 - B_s^1)(B_t^2 - B_s^2)) + B_s^2 \mathbb{E} [B_t^1 \mid \mathcal{F}_s^{\tilde{B}}] + B_s^1 \mathbb{E} [B_t^2 \mid \mathcal{F}_s^{\tilde{B}}] - B_s^1 B_s^2 \\ &= \mathbb{E} ((B_t^1 - B_s^1)) \mathbb{E} ((B_t^2 - B_s^2)) + B_s^2 B_s^1 + B_s^1 B_s^2 - B_s^1 B_s^2 \\ &= B_s^1 B_s^2\end{aligned}$$

On a aussi que X_t est $\mathcal{F}_s^{\tilde{B}}$ -mesurable et intégrable, donc (X_t) est une martingale.

Correction Exercice 2 : Martingales et filtrations.

Item 1

Alors $(X_t)_{t \geq 0}$ une \mathcal{F}^X -martingale. Alors, pour tout $t \geq 0$, $X_0 = \mathbb{E} [X_t \mid \mathcal{F}_0^X]$ et en prenant l'espérance:

$$\mathbb{E} (X_0) = \mathbb{E} (\mathbb{E} [X_t \mid \mathcal{F}_0^X]) = \mathbb{E} (X_t)$$

Item 2

Soit $X_t = tB_t$ avec $(B_t)_{t \geq 0}$ un mouvement brownien standard.

$$\mathbb{E} X_0 = t\mathbb{E} B_t = 0 = \mathbb{E} X_t$$

mais X_t n'est pas une martingale.

Item 3

Soit l'espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, $\mathcal{G} \subset \mathcal{F}$ et X une v.a. Alors, il existe une v.a. Z , \mathcal{G} -mesurable tel que pour toute v.a. U \mathcal{G} -mesurable, on a :

$$\mathbb{E} XU = \mathbb{E} ZU \quad \text{avec} \quad Z = \mathbb{E}[X | \mathcal{G}]$$

On sait que $(X_t)_{t \geq 0}$ est \mathcal{N}_t -adapté. \mathcal{F}_t^X est la filtration naturelle de (X_t) donc pour tout $t \geq 0$, $\mathcal{F}_t^X \subset \mathcal{N}_t$. Soit U une v.a. \mathcal{F}_s^X -mesurable et X_t une v.a. Alors par définition :

$$\mathbb{E}(X_t U) = \mathbb{E}(\mathbb{E}[X_t | \mathcal{F}_s^X] U)$$

mais $\mathcal{F}_s^X \subset \mathcal{N}_s$ donc U est aussi une v.a. \mathcal{N}_s -mesurable et donc on a :

$$\mathbb{E}(X_t U) = \mathbb{E}(\mathbb{E}[X_t | \mathcal{N}_s] U)$$

De plus, X_t est une \mathcal{N}_t -martingale.

Donc :

$$\mathbb{E}[X_t | \mathcal{N}_s] = X_s = \mathbb{E}[X_t | \mathcal{F}_s^X]$$

donc $(X_t)_{t \geq 0}$ est aussi une \mathcal{F}_t^X -martingale.

Correction Exercice 3 : La martingale de Wald.

Item 1

Pour tout $t \geq 0$:

$$B_t \sim \mathcal{N}(0, \sqrt{t}) \text{ donc } X_t \sim \mathcal{N}(\mu t, \sigma \sqrt{t}).$$

Item 2

On a que (Z_t^u) est intégrable et \mathcal{F}_t -mesurable

Soit $s < t$:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Z_t^u | \mathcal{F}_s] &= \mathbb{E} \left[\exp \left(uX_t - ut \left(\mu + \frac{u\sigma^2}{2} \right) \right) \mid \mathcal{F}_s \right] \\ &= \exp \left(-ut \left(\mu + \frac{u\sigma^2}{2} \right) \right) \mathbb{E} [\exp(u(\mu t + \sigma B_t)) \mid \mathcal{F}_s] = \exp \left(-\frac{tu^2\sigma^2}{2} \right) \mathbb{E} [\exp(u\sigma B_t) \mid \mathcal{F}_s] \\ &= \exp \left(-\frac{tu^2\sigma^2}{2} \right) \exp(u\sigma B_s) \mathbb{E} [\exp(u\sigma(B_t - B_s)) \mid \mathcal{F}_s] \\ &= \exp \left(-\frac{tu^2\sigma^2}{2} \right) \exp(u\sigma B_s) \mathbb{E} (\exp(u\sigma(B_t - B_s))) \\ &= \exp \left(-\frac{tu^2\sigma^2}{2} \right) \exp(u\sigma B_s) \exp \left(\frac{u^2\sigma^2(t-s)}{2} \right) \\ &= \exp \left(u\sigma B_s - \frac{u^2\sigma^2 s}{2} \right) \\ &= \exp \left(uX_s - u\mu s - \frac{u^2\sigma^2 s}{2} \right) \\ &= Z_s^u \end{aligned}$$

donc (Z_t^u) est une martingale.

Exercice 4 : Espérance conditionnelle, martingales, temps d'arrêt : rappels du cas discret

Item 1

Soit $k \geq 0$:

$$\mathcal{F}_k = \sigma(X_1, \dots, X_k) \subset \sigma(\sigma(X_1, \dots, X_k), \sigma(X_{k+1})) = \mathcal{F}_{k+1}$$

Item 2

On utilise les propriétés de l'espérance conditionnelle:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\mathbb{E}[Y | X_k]) &= \mathbb{E}Y \\ \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y | \mathcal{F}_{k+1}] | \mathcal{F}_k] &\stackrel{\mathcal{F}_k \subseteq \mathcal{F}_{k+1}}{=} \mathbb{E}[Y | \mathcal{F}_k] \\ \mathbb{E}[f(X_k)Y | X_k] &\stackrel{f(X_k) \subseteq \mathcal{F}_k}{=} f(X_k)\mathbb{E}[Y | X_k] \\ \mathbb{E}[f(X_{k+1}) | \mathcal{F}_k] &\stackrel{X_{k+1} \perp \mathcal{F}_k}{=} \mathbb{E}(f(X_{k+1})) \end{aligned}$$

Item 3

La filtration \mathcal{F}_{k-1} représente l'ensemble d'informations qu'on a sur le jeu après $k-1$ tirages.

La mise pour le k -ième tirage $-M_k-$ doit être décidée par le joueur avant ce tirage et doit être basée seulement sur l'information qu'on a sur les tirages 1 à $k-1$. Donc la mise M_k est \mathcal{F}_{k-1} -mesurable.

Item 4

Soit $k \geq 1$:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Z_{k+1} | \mathcal{F}_k] &= \mathbb{E}[z + M_1 X_1 + \dots + M_{k+1} X_{k+1} | \mathcal{F}_k] = z + M_1 X_1 + \dots + M_k X_k + \mathbb{E}[M_{k+1} X_{k+1} | \mathcal{F}_k] \\ &\stackrel{M_{k+1} \subseteq \mathcal{F}_k}{=} Z_k + M_{k+1} \mathbb{E}[X_{k+1} | \mathcal{F}_k] \stackrel{X_{k+1} \perp \mathcal{F}_k}{=} Z_k + M_{k+1} \mathbb{E} X_{k+1} = Z_k \end{aligned}$$

De la même manière, on montre que $\mathbb{E}[Z_{k+n} | \mathcal{F}_k] = Z_k$.

On a:

$$\mathbb{E}[Z_{k+n} | \mathcal{F}_k] = Z_k$$

donc en passant à l'espérance:

$$\begin{aligned} \mathbb{E} Z_{k+n} &= \mathbb{E} Z_k = \mathbb{E} Z_1 = z + \mathbb{E} M_1 Z_1 = z + \mathbb{E}(\mathbb{E}[M_1 X_1 | \mathcal{F}_0]) \stackrel{M_1 \subseteq \mathcal{F}_0}{=} z + \mathbb{E}(M_1 \mathbb{E}[X_1 | \mathcal{F}_0]) \\ &\stackrel{X_1 \perp \mathcal{F}_0}{=} z + \mathbb{E}(M_1 \mathbb{E}(X_1)) = z \end{aligned}$$

donc le gain que le joueur peut espérer de gagner est sa mise initiale z .

Item 5

$$\begin{aligned}\mathbb{E} [Z_{T \wedge (k+1)} | \mathcal{F}_k] &= \mathbb{E} [\mathbb{1}_{T \leq k} Z_{T \wedge (k+1)} | \mathcal{F}_k] + \mathbb{E} [\mathbb{1}_{T \geq k+1} Z_{T \wedge (k+1)} | \mathcal{F}_k] \\ &= \mathbb{E} [\mathbb{1}_{T \leq k} Z_T | \mathcal{F}_k] + \mathbb{E} [\mathbb{1}_{T \geq k+1} Z_{k+1} | \mathcal{F}_k]\end{aligned}$$

T est un temps d'arrêt, donc, par définition, $\{T \leq k\}$ et $\{T \leq k\}^c = \{T > k\} = \{T \geq k+1\}$ sont \mathcal{F}_k -mesurables. Donc la v.a:

$$\mathbb{1}_{T \leq k} Z_T = \sum_{i=0}^k \mathbb{1}_{T=i} Z_T = \sum_{i=0}^k \mathbb{1}_{T=i} Z_i$$

est \mathcal{F}_k -mesurable et $\mathbb{E} [\mathbb{1}_{T \leq k} Z_T | \mathcal{F}_k] = \mathbb{1}_{T \leq k} Z_T$.

De plus:

$$\mathbb{E} [\mathbb{1}_{T \geq k+1} Z_{k+1} | \mathcal{F}_k] = \mathbb{1}_{T \geq k+1} \mathbb{E} [Z_{k+1} | \mathcal{F}_k] = \mathbb{1}_{T \geq k+1} Z_k$$

En sommant:

$$\begin{aligned}\mathbb{E} [Z_{T \wedge (k+1)} | \mathcal{F}_k] &= \underbrace{\mathbb{1}_{T \leq k} Z_T}_{\mathcal{F}_k \text{ mesurable}} + \underbrace{\mathbb{1}_{T \geq k+1} Z_k}_{\mathcal{F}_k \text{ mesurable}} \\ &= Z_{T \wedge k}\end{aligned}$$

Donc $Z_{T \wedge k}$ est \mathcal{F}_k -mesurable. En plus, si elle est intégrable:

$$\begin{aligned}\mathbb{E} |Z_{T \wedge k}| &\leq \sum_{i=1}^k \mathbb{E} (|M_i| |X_i|) = \sum_{i=1}^k \mathbb{E} (\mathbb{E} [|M_i| |X_i| | \mathcal{F}_{i-1}]) = \sum_{i=1}^k \mathbb{E} (|M_i| \mathbb{E} [|X_i| | \mathcal{F}_{i-1}]) \\ &= \sum_{i=1}^k \mathbb{E} (|M_i| \mathbb{E} (|X_i|)) = 2 \sum_{i=1}^k \mathbb{E} (|M_i|) \leq 2k C_M < \infty\end{aligned}$$

où C_M est la borne de la suite (M_k) .

On suppose maintenant T borné par N . Alors, pour tout $k \leq 1$:

$$|Z_{T \wedge N}| \leq \sum_{i=0}^{T \wedge k} |M_i X_i| \leq \sum_{i=0}^N |M_i X_i| \leq N C_M < \infty$$

et \mathbb{P} -p.s. $\lim_{k \rightarrow \infty} Z_{T \wedge k} = Z_T$. Donc par le théorème de convergence dominée:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{E} Z_{T \wedge k} = \mathbb{E} Z_T$$

mais d'après le point précédent, $(Z_{T \wedge k})$ est une martingale donc

$$\mathbb{E} Z_{T \wedge k} = \mathbb{E} Z_0 = z$$

donc

$$\mathbb{E} Z_T = \mathbb{E} Z_0 = z$$

$\mathbb{E} Z_{T \wedge N} = \mathbb{E} Z_T$.

si T est un temps d'arrêt bornée.

Remarque: On peut appliquer directement le théorème d'arrêt pour martingales.

Item 6

Pour montrer que $T = \inf\{k \geq 1 \mid Z_k = z + 1\}$ est un temps d'arrêt, il faut montrer que $\{T \leq k\}$ est dans \mathcal{F}_k pour tout $k \geq 1$.

Soit $k \geq 1$:

$$\{T \leq k\} = \bigcup_{i=1}^k \{Z_i \geq z + 1\}$$

Comme Z_i est \mathcal{F}_i -mesurable, alors l'événement $\{Z_i \geq z + 1\}$ est dans \mathcal{F}_i . Ensuite, $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 1}$ est une filtration donc pour tout $i \leq k$, $\mathcal{F}_i \subseteq \mathcal{F}_k$ ce qui montre que l'événement $\{Z_i \geq z + 1\}$ est dans \mathcal{F}_k . On conclut que $\{T \leq k\}$ est l'union finie d'événements dans \mathcal{F}_k , donc $\{T \leq k\} \in \mathcal{F}_k$.

On conclut que T est un \mathcal{F}_k -temps d'arrêt.

Supposons que T est bornée. Donc

$$\mathbb{E} Z_T = \mathbb{E} Z_0 = z$$

mais par la définition de T , $Z_T \geq z + 1$ \mathbb{P} -p.s. Donc

$$\mathbb{E} Z_T \geq z + 1 \neq z = \mathbb{E} Z_T$$

Contradiction, donc T n'est pas bornée.

Correction Exercice 5 : L'intégrale d'Itô pour des processus élémentaires.

Item 1

Soit $0 < u < t$:

$$\begin{aligned} \mathbb{E} [X_t \mid \mathcal{F}_u^B] &= \mathbb{E} \left[\int_0^t \phi_s dB_s \mid \mathcal{F}_u^B \right] = \mathbb{E} \left[\int_0^t \sum_{i=0}^{N-1} c_i \mathbb{1}_{\{s \in [t_i, t_{i+1}[}\}} dB_s \mid \mathcal{F}_u^B \right] \\ &= \mathbb{E} \left[\sum_{i=0}^{N-1} c_i (B_{t_{i+1} \wedge t} - B_{t_i \wedge t}) \mid \mathcal{F}_u^B \right] \end{aligned}$$

Comme $0 < u < t < T$, donc il existe un indice $j \in \{1, \dots, N-1\}$ tel que $u \in [t_j, t_{j+1}[$. Donc:

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left[\sum_{i=0}^{N-1} c_i (B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \mid \mathcal{F}_u^B \right] &= \mathbb{E} \left[\sum_{i=0}^{j-1} c_i (B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \mid \mathcal{F}_u^B \right] + \mathbb{E} [c_j (B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) \mid \mathcal{F}_u^B] \\ &\quad + \mathbb{E} \left[\sum_{i=j+1}^{N-1} c_i (B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \mid \mathcal{F}_u^B \right] \\ &= \mathbb{E} \left[\sum_{i=0}^{j-1} c_i (B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \mid \mathcal{F}_u^B \right] + \mathbb{E} [c_j (B_u - B_{t_j}) \mid \mathcal{F}_u^B] \\ &\quad + \mathbb{E} [c_j (B_{t_{j+1}} - B_u) \mid \mathcal{F}_u^B] + \mathbb{E} \left[\sum_{i=j+1}^{N-1} c_i (B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \mid \mathcal{F}_u^B \right] \end{aligned}$$

On rappelle que $t_j \leq u < t_{j+1}$.

On a alors que $\sum_{i=0}^{j-2} c_i (B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) + c_j (B_u - B_{t_j})$ est \mathcal{F}_u^B mesurable.

De plus, en utilisant l'indépendance des incréments, on a que $\sum_{i=j+1}^{N-1} c_i (B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \perp \mathcal{F}_u^B$.

Et aussi, comme $t_j \leq u$ et $c_j \in \mathcal{F}_{t_j}^B \subseteq \mathcal{F}_u^B$:

$$\mathbb{E} [c_j (B_{t_{j+1}} - B_u) \mid \mathcal{F}_u^B] = c_j \mathbb{E} [B_{t_{j+1}} - B_u \mid \mathcal{F}_u^B] \stackrel{\perp}{=} c_j \mathbb{E} (B_{t_{j+1}} - B_u) = 0$$

Finalement, en utilisant les propriétés de l'espérance conditionnelle :

$$\begin{aligned}
\mathbb{E} [X_t | \mathcal{F}_u^B] &= \sum_{i=0}^{j-1} c_i(B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) + c_j(B_u - B_{t_j}) \\
&\quad + \mathbb{E} \left(\sum_{i=j+1}^{N-1} c_i(B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \right) \\
&= \sum_{i=0}^{j-1} c_i(B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) + c_j(B_u - B_{t_j}) + \mathbb{E} \left(\sum_{i=j+1}^{N-1} \mathbb{E} [c_i(B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) | \mathcal{F}_{t_i}^B] \right) \\
&= \sum_{i=0}^{j-1} c_i(B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) + c_j(B_u - B_{t_j}) + \mathbb{E} \left(\sum_{i=j+1}^{N-1} c_i \mathbb{E} [(B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) | \mathcal{F}_{t_i}^B] \right) \\
&= \sum_{i=0}^{j-1} c_i(B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) + c_j(B_u - B_{t_j}) + \mathbb{E} \left(\sum_{i=j+1}^{N-1} c_i \mathbb{E} (B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \right) \\
&= \int_0^u \sum_{i=0}^{N-1} c_i \mathbb{1}_{s \in [t_i, t_{i+1}[} dB_s \\
&= \int_0^u \phi_s dB_s \\
&= X_u
\end{aligned}$$

De plus, X_t est \mathcal{F}_t^B -mesurable et intégrable comme somme de fonctions \mathcal{F}_t^B -mesurables et intégrables. Donc $(X_t)_{0 \leq t \leq T}$ est une martingale.

Item 2

$$\begin{aligned}
\mathbb{E} X_t^2 &= \mathbb{E} \left(\sum_{i=0}^{N-1} c_i(B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \right)^2 \\
&= \mathbb{E} \left(\sum_{i=0}^{N-1} c_i^2 (B_{t_{i+1}} - B_{t_i})^2 \right) + 2 \mathbb{E} \left(\sum_{i < j}^{N-1} c_i c_j (B_{t_{i+1}} - B_{t_i})(B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) \right) \\
&= \sum_{i=0}^{N-1} \mathbb{E} (\mathbb{E} [c_i^2 (B_{t_{i+1}} - B_{t_i})^2 | \mathcal{F}_{t_i}^B]) + 2 \sum_{i < j}^{N-1} \mathbb{E} (\mathbb{E} [c_i c_j (B_{t_{i+1}} - B_{t_i})(B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) | \mathcal{F}_{t_{i+1}}^B]) \\
&= \sum_{i=0}^{N-1} \mathbb{E} c_i^2 \mathbb{E} (B_{t_{i+1}} - B_{t_i})^2 + 2 \sum_{i < j}^{N-1} \mathbb{E} (c_i (B_{t_{i+1}} - B_{t_i}) \mathbb{E} [c_j (B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) | \mathcal{F}_{t_{i+1}}^B])
\end{aligned}$$

Pour le second terme, si $i + 1 = j$, alors on a pour le terme de l'espérance conditionnelle:

$$\mathbb{E} [c_j (B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) | \mathcal{F}_{t_j}^B] = c_j \mathbb{E} [B_{t_{j+1}} - B_{t_j} | \mathcal{F}_{t_j}^B] \stackrel{\text{II}}{=} c_j \mathbb{E} (B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) = 0$$

Si $i + 1 < j$, alors $\mathcal{F}_{t_{i+1}} \subset \mathcal{F}_{t_j}$ donc:

$$\begin{aligned}
\mathbb{E} [c_j (B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) | \mathcal{F}_{t_{i+1}}^B] &= \mathbb{E} \left[\mathbb{E} [c_j (B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) | \mathcal{F}_{t_j}^B] | \mathcal{F}_{t_{i+1}}^B \right] \\
&= \mathbb{E} [c_j \mathbb{E} [(B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) | \mathcal{F}_{t_j}^B] | \mathcal{F}_{t_{i+1}}^B] \\
&\stackrel{\text{II}}{=} \mathbb{E} [c_j \mathbb{E} (B_{t_{j+1}} - B_{t_j}) | \mathcal{F}_{t_{i+1}}^B] \stackrel{\text{II}}{=} \mathbb{E} B_t = 0
\end{aligned}$$

Donc finalement, on conclut que:

$$\begin{aligned}\mathbb{E} X_t^2 &= \sum_{i=0}^{N-1} \mathbb{E} c_i^2 \mathbb{E} (B_{t_{i+1}} - B_{t_i})^2 \\ &= \sum_{i=0}^{N-1} \mathbb{E} c_i^2 (t_{i+1} - t_i) \\ &= \mathbb{E} \left(\sum_{i=0}^{N-1} c_i^2 (t_{i+1} - t_i) \right)\end{aligned}$$