

Esercizi con martingale

Pietro Caputo

23 novembre 2006

Esercizio 1. Sia $\{X_n\}$ la passeggiata aleatoria simmetrica su \mathbb{Z} con $X_0 = 0$, vale a dire che $Z_k = X_k - X_{k-1}$, $k = 1, 2, \dots$ sono indipendenti e valgono ± 1 con probabilità $1/2$. Per $\ell \in \mathbb{Z}$, sia τ_ℓ il tempo di prima visita al punto ℓ :

$$\tau_\ell = \inf \{n \geq 0 : X_n = \ell\}. \quad (0.1)$$

Dimostrare che:

- 1) $\mathbb{P}(\tau_\ell < \infty) = 1$, $\ell \in \mathbb{Z}$,
- 2) $\mathbb{E}\tau_\ell = +\infty$, $\ell \in \mathbb{Z} \setminus \{0\}$

Esercizio 2. Sia $\{X_n\}$ la passeggiata aleatoria simmetrica su \mathbb{Z} con $X_0 = 0$ (come in Esercizio 1). Sia τ_ℓ definito da (0.1). Per $\ell, m \in \{0, 1, 2, \dots\}$ fissati definiamo

$$\tau_{\ell, m} = \tau_{-\ell} \wedge \tau_m, \quad (0.2)$$

ossia il tempo di prima visita al punto $-\ell$ o m .

- 1) Dimostrare che $\mathbb{E}\tau_{\ell, m} < \infty$
- 2) Calcolare $\mathbb{E}\tau_{\ell, m}$ utilizzando un'opportuna martingala associata a X_n .

Esercizio 3. Ripetere l'Esercizio 2 nel caso in cui $\{X_n\}$ è la passeggiata aleatoria asimmetrica su \mathbb{Z} con $X_0 = 0$ (come in Esercizio 1 ma $Z_k = +1$ con prob. p e -1 con prob. $q = 1 - p$, $p > \frac{1}{2}$).

Esercizio 4. Una sequenza viene generata a caso utilizzando i quattro caratteri $\heartsuit, \clubsuit, \diamondsuit, \spadesuit$. Calcolare quanto tempo dobbiamo aspettare in media per vedere per la prima volta la successione

$\clubsuit \heartsuit \clubsuit \heartsuit \clubsuit$.

Esercizio 5. Siano Z_1, Z_2, \dots i.i.d. Bernoulli di parametro $\frac{1}{2}$. Calcolare $\mathbb{E}\tau$ dove

$$\tau = \inf \{n \geq 6 : (Z_{n-5}, Z_{n-4}, Z_{n-3}, Z_{n-2}, Z_{n-1}, Z_n) = (0, 0, 1, 1, 0, 0)\} \quad (0.3)$$

Esercizio 6. Siano Z_1, Z_2, \dots i.i.d. Bernoulli di parametro $p = \frac{3}{4}$. Calcolare $\mathbb{E}\tau$ dove τ è definito da (0.3).

Soluzione Esercizio 1:

1) Sia $\ell \geq 0$. Se $\ell = 0$, si ha $\tau_\ell = 0$ quindi prendiamo $\ell > 0$. Supponiamo che $\omega \in \Omega$ è tale che $\tau_\ell(\omega) = +\infty$. Allora $X_n(\omega) < \ell$ per ogni n , e quindi $\limsup_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) \leq \ell$. Sia $\Omega_{0,\ell}$ l'insieme di ω tali che $\limsup_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) \leq \ell$. Poiché sappiamo che $\limsup_{n \rightarrow \infty} X_n = +\infty$, \mathbb{P} -q.c. (vedi esercitazione 2/11/06) si ha $\mathbb{P}(\Omega_{0,\ell}) = 0$, per ogni $\ell > 0$. Allora

$$\mathbb{P}(\tau_\ell(\omega) = +\infty) \leq \mathbb{P}(\Omega_{0,\ell}) = 0,$$

per ogni $\ell > 0$. Pertanto, $\mathbb{P}(\tau_\ell < \infty) = 1$ per ogni $\ell > 0$. Lo stesso vale, per simmetria, per il caso $\ell < 0$.

2) Ricordiamo che X_n è una martingala rispetto alla filtrazione naturale $\mathcal{F}_n = \sigma(Z_1, \dots, Z_n)$. Sia $\ell \neq 0$. Poiché τ_ℓ è tempo d'arresto rispetto a $\{\mathcal{F}_n\}$, si ha che $X_{n \wedge \tau_\ell}$ è una martingala rispetto a $\{\mathcal{F}_n\}$. Inoltre $|Z_k| \leq 1$ quindi X_n ha incrementi limitati da 1. Supponiamo per assurdo che $\mathbb{E}\tau_\ell < \infty$. Poiché $X_{\tau_\ell} = \ell$ q.c., per il teorema di Doob sullo "optional stopping" si avrebbe

$$0 = \mathbb{E}X_{n \wedge \tau_\ell} \rightarrow \mathbb{E}X_{\tau_\ell} = \ell \neq 0.$$

Soluzione Esercizio 2:

1) Siano ℓ, m interi positivi fissati. Sia $k = \ell + m$. Per ogni $j \in \mathbb{N}$ definiamo E_j come l'evento $\{Z_{(j-1)k+1} = Z_{(j-1)k+2} = \dots = Z_{jk} = +1\}$. Abbiamo che gli E_j sono eventi indipendenti e $\mathbb{P}(E_j) = 2^{-k}$. Fissiamo $n \in \mathbb{N}$. Osserviamo che se $\omega \in E_j$ per qualche $j \leq n$ allora $\tau_{\ell, m} \leq nk$. Infatti se $\omega \in E_j$ per un qualche $j \leq n$, allora $X_{jk} - X_{(j-1)k} = k$ e quindi o $X_{jk} \notin (-\ell, m)$ oppure $X_{(j-1)k} \notin (-\ell, m)$.

Ne segue che

$$\{\tau_{\ell, m} > nk\} \subset \bigcap_{j=1}^n E_j^c.$$

Pertanto

$$\mathbb{P}(\tau_{\ell, m} > nk) \leq \prod_{j=1}^n \mathbb{P}(E_j^c) = (1 - 2^{-k})^n. \quad (0.4)$$

Usando una nota formula per il calcolo dell'aspettazione si ha

$$\mathbb{E}\tau_{\ell, m} = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(\tau_{\ell, m} \geq i),$$

e stimando $\mathbb{P}(\tau_{\ell, m} \geq i) \leq \mathbb{P}(\tau_{\ell, m} > nk)$, per ogni i e n tali che $i > nk$, tramite la (0.4) si arriva facilmente a

$$\mathbb{E}\tau_{\ell, m} \leq k \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(\tau_{\ell, m} > nk) \leq k \sum_{n=0}^{\infty} (1 - 2^{-k})^n = k 2^k.$$

[Notiamo che alla stessa conclusione si può giungere osservando che se $\sigma := \inf\{j \geq 1 : 1_{E_j} = 1\}$, allora per quanto visto sopra si ha $\tau_{\ell, m} \leq k\sigma$. Ma σ è una v.a. geometrica di parametro $p = \mathbb{P}(E_j) = 2^{-k}$. Quindi $\mathbb{E}\sigma = p^{-1} = 2^k$ e $\mathbb{E}\tau \leq k 2^k$].

2) Sia $M_n := X_n^2 - n$. Allora

$$M_n - M_{n-1} = (X_{n-1} + Z_n)^2 - X_{n-1}^2 - 1 = Z_n^2 + 2Z_n X_{n-1} - 1.$$

Quindi $\mathbb{E}[M_n - M_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}] = 0$, q.c. ovvero M_n è una martingala rispetto a \mathcal{F}_n . Osserviamo che $|M_n - M_{n-1}| \leq |Z_n^2| + 2|Z_n||X_{n-1}| + 1 \leq 2 + 2|X_{n-1}|$. Quindi per $n \leq \tau_{\ell, m}$ si ha $|M_n - M_{n-1}| \leq 2 + 2k$, con $k = \ell + m$ come sopra. Allora gli incrementi di $M_{n \wedge \tau_{\ell, m}}$ sono limitati. Poiché $\mathbb{E}\tau_{\ell, m} < \infty$ per il punto precedente, possiamo applicare il Teorema di Doob sullo "optional stopping":

$$\mathbb{E}M_{\tau_{\ell, m}} = \mathbb{E}M_0 = 0. \quad (0.5)$$

Ma $\mathbb{E}M_{\tau_{\ell, m}} = \mathbb{E}X_{\tau_{\ell, m}}^2 - \mathbb{E}\tau_{\ell, m}$. Scrivendo $\rho := \mathbb{P}(X_{\tau_{\ell, m}} = -\ell)$, si ha che $X_{\tau_{\ell, m}}$ vale $-\ell$ con probabilità ρ e vale m con probabilità $1 - \rho$. Allora

$$\mathbb{E}X_{\tau_{\ell, m}}^2 = \rho \ell^2 + (1 - \rho) m^2. \quad (0.6)$$

Allora per la (0.5) abbiamo $\mathbb{E}\tau_{\ell, m} = \rho \ell^2 + (1 - \rho) m^2$. Nel caso $\ell = m$ si ottiene

$$\mathbb{E}\tau_{\ell, \ell} = \ell^2.$$

Per avere la formula nel caso generale $\ell \neq m$ dobbiamo conoscere il valore di ρ nella (0.6). A tal fine basta osservare quanto segue. Per il Teorema di Doob si ha

$$\mathbb{E}X_{\tau_{\ell,m}} = \mathbb{E}M_0 = 0.$$

Quindi, usando $\mathbb{E}X_{\tau_{\ell,m}} = \rho(-\ell) + (1 - \rho)m$, si ottiene

$$\rho = \frac{m}{\ell + m}.$$

Tornando alle (0.5) e (0.6) si ha

$$\mathbb{E}\tau_{\ell,m} = \ell m.$$

Soluzione Esercizio 3:

La dimostrazione del punto 1) è del tutto analoga tranne che ora si ha $\mathbb{P}(E_j) = p^k$ e quindi $\mathbb{E}\tau_{\ell,m} \leq kp^{-k}$. Per il punto 2) si può utilizzare

$$M_n := X_n - n(p - q).$$

Si verifica che M_n è una martingala. Gli argomenti usuali allora portano alla identità

$$\mathbb{E}\tau_{\ell,m} = \frac{-\ell \rho + m(1 - \rho)}{p - q},$$

dove $\rho = \mathbb{P}(X_{\tau_{\ell,m}} = -\ell)$. La probabilità ρ si può calcolare con l'ausilio del processo $W_n := \left(\frac{q}{p}\right)^{X_n}$ come segue. E' facile verificare che W_n è una martingala (prodotto di variabili indipendenti non-negative e a media 1) con $W_0 = 1$. Quindi

$$1 = \mathbb{E}W_{\tau_{\ell,m}} = \rho \left(\frac{q}{p}\right)^{-\ell} + (1 - \rho) \left(\frac{q}{p}\right)^m.$$

Ne segue che

$$\rho = \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^m}{\left(\frac{q}{p}\right)^{-\ell} - \left(\frac{q}{p}\right)^m}.$$

Soluzione Esercizio 4:

Sia Z una variabile aleatoria che assume quattro valori con uguale probabilità:

$$Z = \begin{cases} \clubsuit & \text{con prob. } \frac{1}{4} \\ \heartsuit & \text{con prob. } \frac{1}{4} \\ \spadesuit & \text{con prob. } \frac{1}{4} \\ \diamondsuit & \text{con prob. } \frac{1}{4} \end{cases}$$

Siano Z_1, Z_2, \dots v.a. indipendenti, ciascuna distribuita come Z . Sia $M_n^{(1)}$, $n = 0, 1, 2, \dots$ il processo definito da

$$M_k^{(1)} := \begin{cases} 1 & k = 0 \\ 4 1_{Z_1=\clubsuit} & k = 1 \\ 4^2 1_{Z_1=\clubsuit} 1_{Z_2=\heartsuit} & k = 2 \\ 4^3 1_{Z_1=\clubsuit} 1_{Z_2=\heartsuit} 1_{Z_3=\clubsuit} & k = 3 \\ 4^4 1_{Z_1=\clubsuit} 1_{Z_2=\heartsuit} 1_{Z_3=\clubsuit} 1_{Z_4=\heartsuit} & k = 4 \\ 4^5 1_{Z_1=\clubsuit} 1_{Z_2=\heartsuit} 1_{Z_3=\clubsuit} 1_{Z_4=\heartsuit} 1_{Z_5=\clubsuit} & k \geq 5 \end{cases} \quad (0.7)$$

Sia $\mathcal{F}_n := \sigma(Z_1, \dots, Z_n)$ la filtrazione naturale. Dalla (0.7) vediamo che $M^{(1)}$ è una martingala rispetto a $\{\mathcal{F}_n\}$. Infatti $M_n^{(1)}$ può essere scritto nella forma

$$M_n^{(1)} = \prod_{j=1}^n Y_j, \quad (0.8)$$

con Y_j v.a. indipendenti, tali che per ogni j si ha che Y_j è \mathcal{F}_j -misurabile e $\mathbb{E}[Y_j] = 1$. Basta prendere $Y_j = 1$ per ogni $j > 5$ e la definizione degli Y_j per $j \leq 5$ è evidente dalla (0.7).

Più in generale definiamo la martingala $M^{(\ell)}$, per ogni $\ell \in \mathbb{N}$ come segue

$$M_k^{(\ell)} := \begin{cases} 1 & k < \ell \\ 4 1_{Z_\ell=\clubsuit} & k = \ell \\ 4^2 1_{Z_\ell=\clubsuit} 1_{Z_{\ell+1}=\heartsuit} & k = \ell + 1 \\ 4^3 1_{Z_\ell=\clubsuit} 1_{Z_{\ell+1}=\heartsuit} 1_{Z_{\ell+2}=\clubsuit} & k = \ell + 2 \\ 4^4 1_{Z_\ell=\clubsuit} 1_{Z_{\ell+1}=\heartsuit} 1_{Z_{\ell+2}=\clubsuit} 1_{Z_{\ell+3}=\heartsuit} & k = \ell + 3 \\ 4^5 1_{Z_\ell=\clubsuit} 1_{Z_{\ell+1}=\heartsuit} 1_{Z_{\ell+2}=\clubsuit} 1_{Z_{\ell+3}=\heartsuit} 1_{Z_{\ell+4}=\clubsuit} & k \geq \ell + 4 \end{cases} \quad (0.9)$$

Scegliendo $Y_j = 1$ per $j < \ell$ o $j > \ell + 4$ si vede dalla (0.9) che $M^{(\ell)}$ può essere rappresentata nella forma (0.8). Quindi per ogni $\ell \in \mathbb{N}$, $M^{(\ell)}$ è una martingala rispetto a $\{\mathcal{F}_n\}$.

Sia ora Q_n , $n = 0, 1, 2, \dots$ il processo definito da

$$Q_n = \sum_{\ell=1}^n M_n^{(\ell)} \quad n \geq 1, \quad Q_0 := 0. \quad (0.10)$$

Usando la proprietà di martingala per ogni $M^{(\ell)}$ si ha:

$$\mathbb{E}[Q_n | \mathcal{F}_{n-1}] = \sum_{\ell=1}^n \mathbb{E}[M_n^{(\ell)} | \mathcal{F}_{n-1}] = \sum_{\ell=1}^n M_{n-1}^{(\ell)} = Q_{n-1} + M_{n-1}^{(n)}.$$

Dalla (0.9) abbiamo che $M_{n-1}^{(n)} = 1$. Poniamo $X_n := Q_n - n$. Inoltre, per definizione, $X_0 = 0$. In particolare, da quanto visto sopra si ha che

$$X_n - X_{n-1} = \sum_{\ell=1}^n \left[M_n^{(\ell)} - M_{n-1}^{(\ell)} \right]. \quad (0.11)$$

La (0.11) mostra che X_n è una martingala rispetto a $\{\mathcal{F}_n\}$. Inoltre, la (0.11) mostra anche che X_n ha incrementi limitati: $|X_n - X_{n-1}| \leq 6 \cdot 4^5$ poiché $M_n^{(\ell)}$ è sempre uguale a 1 tranne che in $n = \ell, \ell + 1, \dots, \ell + 4$ dove assume valori tra 0 e 4^5 .

Sia ora τ il primo momento in cui si vede la sequenza $\clubsuit \heartsuit \clubsuit \heartsuit \clubsuit$. Allora τ è tempo d'arresto per $\{\mathcal{F}_n\}$. Dimostriamo prima di tutto che $\mathbb{E}\tau < \infty$. Definiamo E_j come l'evento

$$\{Z_{5(j-1)+1} = \clubsuit, Z_{5(j-1)+2} = \heartsuit, Z_{5(j-1)+3} = \clubsuit, Z_{5(j-1)+4} = \heartsuit, Z_{5(j-1)+5} = \clubsuit\}.$$

Sia $\sigma := \inf\{j \geq 1 : 1_{E_j} = 1\}$. Allora poiché $\{E_j\}$ sono eventi indipendenti e equiprobabili si ha che σ è una v.a. geometrica di parametro $p = \mathbb{P}(E_j) = 4^{-5}$. Quindi $\mathbb{E}\sigma = p^{-1} = 4^5$. Ma è chiaro che $\tau \leq 5\sigma$ e quindi $\mathbb{E}\tau \leq 5 \cdot 4^5$.

Sappiamo dunque che $\mathbb{E}\tau < \infty$ e X_n è martingala con incrementi uniformemente limitati. Il teorema di Doob sullo "optional stopping" permette allora di concludere che

$$\mathbb{E}X_\tau = \mathbb{E}X_0 = 0. \quad (0.12)$$

Poiché $X_\tau = Q_\tau - \tau$, la (0.12) mostra che $\mathbb{E}\tau = \mathbb{E}Q_\tau$. Calcoliamo ora Q_τ tramite l'identità $Q_\tau = \sum_{\ell=1}^{\tau} M_\tau^{(\ell)}$. Per costruzione è evidente che $M_\tau^{(\ell)} = 0$ per ogni $\ell \leq \tau - 5$. Inoltre le (0.9) mostrano che in maniera deterministica possiamo asserire: $M_\tau^{(\tau-4)} = 4^5$, $M_\tau^{(\tau-3)} = 0$, $M_\tau^{(\tau-2)} = 4^3$, $M_\tau^{(\tau-1)} = 0$, $M_\tau^{(\tau)} = 4$. Otteniamo quindi

$$\mathbb{E}\tau = \mathbb{E}Q_\tau = 4 + 4^3 + 4^5 = 1092. \quad (0.13)$$

Costruzione alternativa per l'esercizio 4:

Consideriamo il seguente problema generale. Siano $\{Z_i, i \in \mathbb{N}\}$ variabili aleatorie i.i.d. uniformi nell'insieme finito $\{1, \dots, L\}$. Definiamo $\tau_{a_1 \dots a_\ell}$ come il primo $k \in \mathbb{N}$ tale che

$$(Z_{k-\ell+1}, \dots, Z_k) = (a_1, \dots, a_\ell).$$

Vale a dire che $\tau_{a_1 \dots a_\ell}$ è il primo tempo in cui osserviamo la stringa (a_1, \dots, a_ℓ) se a ogni passo estraiamo una lettera uniformemente a caso nell'alfabeto $\{1, \dots, L\}$. La seguente ricetta permette di calcolare $\mathbb{E}[\tau_{a_1 \dots a_\ell}]$. Definiamo, per ogni $j = 0, 1, \dots$,

$$X_n^{(j)} = \sum_{i=1}^n W_i^{(j)}, \quad X_0^{(j)} = 0,$$

dove

$$W_i^{(j)} = \begin{cases} L \mathbf{1}_{Z_i = a_{i-j}} - 1 & \text{se } j+1 \leq i \leq j+\ell \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Notiamo che le $W_i^{(j)}$, $i = 1, 2, \dots$ sono indipendenti, limitate, e hanno media 0, e dunque $X^{(j)}$ è una martingala, per ogni $j \geq 0$, rispetto alla filtrazione $\mathcal{F}_n = \sigma(Z_1, \dots, Z_n)$, $\mathcal{F}_0 = \{\emptyset, \Omega\}$. Definiamo ora, per ogni $j = 0, 1, \dots$, il processo

$$C_i^{(j)} := \begin{cases} 0 & i \leq j \\ 1 & i = j+1 \\ L \mathbf{1}_{Z_{j+1} = a_1} & i = j+2 \\ \dots & \dots \\ L^{\ell-1} \mathbf{1}_{Z_{j+1} = a_1, \dots, Z_{j+\ell-1} = a_{\ell-1}} & i = j+\ell \\ 0 & i > j+\ell \end{cases} \quad (0.14)$$

Notiamo che per ogni $i \in \mathbb{N}$, $C_i^{(j)}$ è \mathcal{F}_{i-1} -misurabile. Ossia per ogni $j = 0, 1, \dots$, il processo $\{C_i^{(j)}, i \in \mathbb{N}\}$ è prevedibile. Allora

$$Y_n^{(j)} = \sum_{i=1}^n C_i^{(j)} (X_i^{(j)} - X_{i-1}^{(j)}), \quad Y_0^{(j)} = 0, \quad (0.15)$$

definisce una martingala, per ogni $j = 0, 1, \dots$. E' evidente che $Y_n^{(j)} = 0$ se $j \geq n$. Notiamo che se $n \geq j + \ell$ allora

$$\begin{aligned} Y_n^{(j)} &= C_{j+1}^{(j)} W_{j+1}^{(j)} + \dots + C_{j+\ell}^{(j)} W_{j+\ell}^{(j)} \\ &= (L \mathbf{1}_{Z_{j+1} = a_1} - 1) + \dots + (L^\ell \mathbf{1}_{Z_{j+1} = a_1, \dots, Z_{j+\ell} = a_\ell} - L^{\ell-1} \mathbf{1}_{Z_{j+1} = a_1, \dots, Z_{j+\ell-1} = a_{\ell-1}}) \\ &= L^\ell \mathbf{1}_{Z_{j+1} = a_1, \dots, Z_{j+\ell} = a_\ell} - 1. \end{aligned}$$

Inoltre, se $n = j + \ell - h$, con $1 \leq h \leq \ell - 1$ si ha

$$Y_n^{(j)} = L^{\ell-h} \mathbf{1}_{Z_{j+1} = a_1, \dots, Z_{j+\ell-h} = a_{\ell-h}} - 1.$$

In particolare, se $j < \tau_{a_1, \dots, a_\ell} - \ell$, allora necessariamente $Y_{\tau_{a_1, \dots, a_\ell}}^{(j)} = -1$, mentre se $j = \tau_{a_1, \dots, a_\ell} - \ell$, allora

$$Y_{\tau_{a_1, \dots, a_\ell}}^{(\tau_{a_1, \dots, a_\ell} - \ell)} = L^\ell - 1.$$

Inoltre, se $j = \tau_{a_1, \dots, a_\ell} - \ell + h$, con $h = 1, \dots, \ell - 1$ si ha

$$Y_{\tau_{a_1, \dots, a_\ell}}^{(\tau_{a_1, \dots, a_\ell} - \ell + h)} = L^{\ell-h} \mathbf{1}_{(a_1, \dots, a_{\ell-h})=(a_{h+1}, \dots, a_\ell)} - 1.$$

L'interpretazione è che $Y_n^{(j)}$ rappresenta la vincita netta al tempo n di un giocatore che arriva al tempo j e comincia a scommettere puntando 1 al tempo $j + 1$; il giocatore scommette sulla stringa a_1, \dots, a_ℓ , e finché questa si realizza egli continua a scommettere puntando a ogni passo tutta la posta realizzata fino a quel punto; non appena la stringa smette di realizzarsi oppure si realizza completamente, allora il giocatore smette di puntare.

Consideriamo ora la somma

$$M_n = \sum_{j=0}^{\infty} Y_n^{(j)}, \quad M_0 = 0. \quad (0.16)$$

Per linearità $\{M_n\}$ è una martingala. Notiamo che per ogni n si ha che solo un numero finito di j contribuisce al valore di M_n . Con gli argomenti usuali possiamo giustificare l'applicazione del teorema di optional stopping, e otteniamo

$$\mathbb{E}[M_{\tau_{a_1, \dots, a_\ell}}] = 0. \quad (0.17)$$

Con le osservazioni fatte sopra possiamo calcolare $M_{\tau_{a_1, \dots, a_\ell}}$:

$$\begin{aligned} M_{\tau_{a_1, \dots, a_\ell}} &= -(\tau_{a_1, \dots, a_\ell} - \ell) + (L^\ell - 1) + \sum_{h=1}^{\ell-1} (L^{\ell-h} \mathbf{1}_{(a_1, \dots, a_{\ell-h})=(a_{h+1}, \dots, a_\ell)} - 1) \\ &= -\tau_{a_1, \dots, a_\ell} + L^\ell + \sum_{h=1}^{\ell-1} L^{\ell-h} \mathbf{1}_{(a_1, \dots, a_{\ell-h})=(a_{h+1}, \dots, a_\ell)}. \end{aligned}$$

Allora concludiamo che

$$\mathbb{E}[\tau_{a_1, \dots, a_\ell}] = L^\ell + \sum_{h=1}^{\ell-1} L^{\ell-h} \mathbf{1}_{(a_1, \dots, a_{\ell-h})=(a_{h+1}, \dots, a_\ell)}. \quad (0.18)$$

Poiché $\mathbf{1}_{(a_1, \dots, a_{\ell-h})=(a_{h+1}, \dots, a_\ell)} = 1$ se $h = 0$, possiamo riscrivere la (0.18) in forma più compatta come segue:

$$\mathbb{E}[\tau_{a_1, \dots, a_\ell}] = \sum_{h=0}^{\ell-1} L^{\ell-h} \mathbf{1}_{(a_1, \dots, a_{\ell-h})=(a_{h+1}, \dots, a_\ell)}. \quad (0.19)$$

Per risolvere l'esercizio (4) allora possiamo scegliere $L = 4$, $\ell = 5$, e $(a_1, \dots, a_\ell) = (1, 2, 1, 2, 1)$. Troviamo che la (0.17) diventa

$$\mathbb{E}[\tau_{12121}] = 4^5 + 4^3 + 4,$$

che coincide infatti con la (0.13). Possiamo anche osservare che le due martingale utilizzate, $Q_n - n$ dalla (0.10) e M_n dalla (0.16) sono equivalenti.

Soluzione Esercizio 5:

Con lo stesso metodo visto nell'Esercizio 4 si ottiene

$$\mathbb{E} \tau = 2 + 2^2 + 2^6 = 70.$$

Soluzione Esercizio 6:

Dobbiamo adattare l'argomento generale visto nella soluzione dell'esercizio 4 al caso di lettere non equiprobabili nell'alfabeto $\{1, \dots, L\}$. Possiamo procedere come in (0.15). L'unica differenza è che ora ciascuna lettera $w \in \{1, \dots, L\}$ ha probabilità $p(w) = \mathbb{P}(Z_1 = w)$, che dipende da w . Allora dobbiamo porre

$$W_i^{(j)} = \begin{cases} \frac{\mathbf{1}_{Z_i = a_{i-j}}}{p(a_{i-j})} - 1 & \text{se } j+1 \leq i \leq j+\ell \\ 0 & \text{altrimenti } i > \ell \end{cases}$$

dove $p(a_i) = \mathbb{P}(Z_1 = a_i)$. Le $W_i^{(j)}$ sono i.i.d. limitate, e hanno media 0, e dunque $X^{(j)}$ è una martingala, per ogni $j \geq 0$, rispetto alla filtrazione $\mathcal{F}_n = \sigma(Z_1, \dots, Z_n)$, $\mathcal{F}_0 = \{\emptyset, \Omega\}$. Definiamo ora, per ogni $j = 0, 1, \dots$, il processo

$$C_i^{(j)} := \begin{cases} 0 & i \leq j \\ 1 & i = j+1 \\ \frac{\mathbf{1}_{Z_{i+1} = a_1}}{p(a_1)} & i = j+2 \\ \dots & \dots \\ \frac{\mathbf{1}_{Z_{i+1} = a_1, \dots, Z_{i+\ell-1} = a_{\ell-1}}}{p(a_1) \dots p(a_{\ell-1})} & i = j+\ell \\ 0 & i > j+\ell \end{cases} \quad (0.20)$$

Come sopra calcoliamo $M_{\tau_{a_1, \dots, a_\ell}}$:

$$M_{\tau_{a_1, \dots, a_\ell}} = -\tau_{a_1, \dots, a_\ell} + \prod_{i=1}^{\ell} \frac{1}{p(a_i)} + \sum_{h=1}^{\ell-1} \left(\prod_{i=1}^{\ell-h} \frac{1}{p(a_i)} \right) \mathbf{1}_{(a_1, \dots, a_{\ell-h}) = (a_{h+1}, \dots, a_\ell)}.$$

La (0.19) in questo caso diventa:

$$\mathbb{E}[\tau_{a_1, \dots, a_\ell}] = \sum_{h=0}^{\ell-1} \left(\prod_{i=1}^{\ell-h} \frac{1}{p(a_i)} \right) \mathbf{1}_{(a_1, \dots, a_{\ell-h}) = (a_{h+1}, \dots, a_\ell)}. \quad (0.21)$$

Nel problema richiesto si ottiene, con $L = 2$, $p(1) = p$, $p(0) = q = 1 - p$: ottiene:

$$\mathbb{E} \tau = q^{-1} + q^{-2} + q^{-4} p^{-2}.$$