

## Apêndice B

### Volta à origem do passeio aleatório

Como antecipado no final da Subseção 3.2.1 acima (vide parágrafo logo abaixo de (3.45)), vamos fazer uso da propriedade de falta/perda de memória do passeio aleatório (também conhecida como *propriedade de Markov*), que diz que quando o passeante, saindo da origem, retorna à origem pela primeira vez, num tempo finito  $T$ , então, a partir de  $T$ , tudo se passa, em termos probabilísticos, como se o passeante estivesse começando seu passeio de novo, esquecendo/independente de o que aconteceu até  $T$ . Com isto podemos escrever para  $n \geq 1$  (fazendo  $S(n) = S_n$ )

$$\mathbb{P}(S_n = 0) = \sum_{i=0}^n \mathbb{P}(T = i, S_n = 0) = \sum_{i=0}^n \mathbb{P}(T = i) \mathbb{P}(S_{n-i} = 0). \quad (\text{B.1})$$

Adotando a notação  $u_n = \mathbb{P}(S_n = 0)$  e  $f_n = \mathbb{P}(T = n)$ ,  $n \geq 0$ , notemos primeiramente que  $u_0 = 1$  e  $f_0 = 0$ ; e (B.1) nos diz que

$$u_n = \sum_{i=1}^n f_i u_{n-i}, \quad n \geq 1. \quad (\text{B.2})$$

Fazendo agora  $U_N = \sum_{n=0}^N u_n$ ,  $N \geq 1$ , segue das observações acima que

$$\begin{aligned}
U_N &= 1 + \sum_{n=1}^N \sum_{i=1}^n f_i u_{n-i} = 1 + \sum_{i=1}^N \sum_{n=i}^N f_i u_{n-i} = 1 + \sum_{i=1}^N f_i \sum_{n=i}^N u_{n-i} \\
&= 1 + \sum_{i=1}^N f_i \sum_{\ell=0}^{N-i} u_\ell = 1 + \sum_{i=1}^N f_i U_{N-i} \leq 1 + U_N F_N, \tag{B.3}
\end{aligned}$$

onde, na penúltima igualdade, fizemos, na segunda soma, a troca de variável  $\ell = n - i$ ; usamos ainda o fato de que  $U_{N-i} \leq U_N$  para todo  $i = 1, \dots, N$ , e introduzimos a notação  $F_N = \sum_{i=1}^N f_i$ ; notemos que  $F_N = \mathbb{P}(T \leq N)$ , e logo

$$\mathbb{P}(T = \infty) = \lim_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P}(T > N) = \lim_{N \rightarrow \infty} (1 - \mathbb{P}(T \leq N)) = \lim_{N \rightarrow \infty} (1 - F_N), \tag{B.4}$$

onde o evento  $\{T = \infty\}$  corresponde ao passeante jamais voltar à origem.

Segue de (B.3) que

$$1 - F_N \leq \frac{1}{U_N}; \tag{B.5}$$

logo, para concluir que o passeante volta à origem com probabilidade 1, em outras palavras, que  $\mathbb{P}(T = \infty) = 0$ , basta mostrar o seguinte resultado.

### Lema B.1

$$\lim_{N \rightarrow \infty} U_N = \sum_{n=0}^{\infty} u_n = \infty \tag{B.6}$$

### Demonstração

Lembremos (da Subseção 3.2.1) que  $u_n = 0$ , se  $n$  for ímpar, e que

$$u_{2n} = \mathbb{P}(S_{2n} = 0) = \binom{2n}{n} 4^{-n}, \quad n \geq 0. \tag{B.7}$$

Agora, para  $n \geq 1$ ,

$$\binom{2n}{n} = \frac{(2n)!}{(n!)^2} = \prod_{i=1}^n \frac{2i(2i-1)}{i^2} = 4^n \prod_{i=1}^n \left(1 - \frac{1}{2i}\right) \geq 4^n \frac{1}{2} \prod_{i=2}^n \left(1 - \frac{1}{i}\right). \tag{B.8}$$

O último produto acima vale

$$\begin{aligned} \prod_{i=2}^n \frac{i-1}{i} &= \frac{1}{2} \times \frac{2}{3} \times \frac{3}{4} \times \cdots \times \frac{n-2}{n-1} \times \frac{n-1}{n} \\ &= \frac{1}{\cancel{2}} \times \frac{\cancel{2}}{\cancel{3}} \times \frac{\cancel{3}}{\cancel{4}} \times \cdots \times \frac{\cancel{n-2}}{\cancel{n-1}} \times \frac{\cancel{n-1}}{n} = \frac{1}{n}. \end{aligned} \quad (\text{B.9})$$

Basta então mostrar que

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n} = \infty. \quad (\text{B.10})$$

Este é um resultado bem conhecido, mas vamos apresentar um argumento simples. Façamos  $B_1 = \{1, 2\}$ , e para  $k \geq 2$ ,  $B_k = \{2^{k-1}+1, 2^{k-1}+2, \dots, 2^k\}$ . Notemos que

- se  $n \in B_k$ , então  $\frac{1}{n} \geq 2^{-k}$ ;
- $|B_1| = 2$  e, para  $k \geq 2$ ,  $|B_k| = 2^{k-1}$ .

Segue que

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n} = \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n \in B_k} \frac{1}{n} \geq \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{n \in B_k} 2^{-k} = \sum_{k=1}^{\infty} |B_k| 2^{-k} = 1 + \sum_{k=2}^{\infty} 2^{k-1} 2^{-k} \geq \sum_{k=2}^{\infty} \frac{1}{2},$$

que obviamente vale  $\infty$ .  $\square$

### Observações.

1. A desigualdade em (B.8) é de fato excessiva. Pode-se mostrar, com um pouco mais de trabalho, que o penúltimo produto em (B.8) é de fato da ordem de magnitude de  $\frac{1}{\sqrt{n}}$  — i.e., o produto de  $\sqrt{n}$  por aquele produto é cotado uniformemente para todo  $n \geq 1$ , inferior e superiormente, por constantes estritamente positivas e finitas; de fato, o limite quando  $n \rightarrow \infty$  existe.

Esta correção é importante em outras considerações sobre o passeio aleatório, mas para os nossos propósitos neste apêndice, a cota inferior obtida em (B.8) é suficiente, e nos permite na sequência concluir com um argumento bastante simples (usando a decomposição da soma de (B.10) nos blocos  $B_k$ ,  $k \geq 1$ , e suas propriedades, como indicado acima).

2. Como antecipado ao final da Subseção 3.2.1, os argumentos acima respondem à questão sobre a volta à origem do passeante com probabilidade 1 (de forma positiva, como acabamos de ver acima), por um lado, e por outro lado prescinde dos argumentos da Subseção 3.2.1 envolvendo o princípio da reflexão. Aqueles argumentos são no entanto importantes para obter (3.45), que fornece a distribuição de probabilidades (dos valores finitos) da variável aleatória  $T$ . Como por sua vez (3.45) não fornece de forma muito imediata resposta à questão da finitude de  $T$  com probabilidade 1 (i.e., não há um argumento muito direto para estabelecer (3.46) substituindo as expressões à direita de (3.45) nos somandos), em certo sentido os resultados da Subseção 3.2.1 e deste apêndice se complementam.
3. Podemos formular uma versão do passeio aleatório da Subseção 3.2.1 em  $\mathbb{Z}^d$ ,  $d \geq 2$  (lembramos que o passeio aleatório estudado até agora toma valores em  $\mathbb{Z}$ ): a cada passo, o passeante, independentemente do que ocorreu nos passos anteriores, escolhe uma das direções de  $\mathbb{Z}^d$  com iguais probabilidades (logo, iguais a  $\frac{1}{d}$  cada uma), e em seguida dá um passo de tamanho 1, ou no sentido positivo daquela direção, ou no sentido negativo, de novo com iguais probabilidades (de forma que temos um total de  $2d$  possibilidades para cada passo, todas com a mesma probabilidade).

De novo, podemos fazer a pergunta sobre a volta à origem com probabilidade 1, e notavelmente a resposta depende de  $d$ . Se  $d = 2$ , então a volta ocorre com probabilidade 1, como no caso unidimensional, mas para  $d \geq 3$  temos que a probabilidade de o passeante jamais voltar à origem é positiva. (Isto pode ser verificado com a mesma estratégia usada acima, estendendo e/ou refinando algumas das passagens.)