



دانشگاه صنعتی شریف
دانشکده مهندسی برق

عنوان:

گزارش پروژه

اعضای گروه

برنا قاضی زاده - ۴۰۱۱۰۲۲۸۶
محمدپارسا قادر احمدی - ۴۰۱۱۰۲۲۵۳

نام درس

آمار و احتمال مهندسی

نیمسال اول ۱۴۰۳-۱۴۰۲

نام استاد درس

محمدحسین یاسائی میبدی

۱ قدم برون نه اگر میل جست و جو داری!

۲ پیش نیازها

۱-۲ پرسش تئوری ۱

اثبات قضیه مارکف:

$$\mathbb{E}[X] = \int_a^{\infty} xf_X(x)dx = \int_{-\infty}^a xf_X(x)dx + \int_a^{\infty} xf_X(x)dx$$

$$\implies \mathbb{E}[X] \geq \int_a^{\infty} xf_X(x)dx$$

$$\int_a^{\infty} xf_X(x)dx \geq a \int_a^{\infty} f_X(x)dx$$

$$\implies P\{X \geq a\} \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{a}$$

۲-۲ پرسش تئوری ۲

۱. X را متغیر تصادفی درصدی از مردم که در یک روز در ایستگاه سیرک پیاده می‌شوند

تعریف می‌کنیم:

$$\mathbb{E}[X \geq 85\%] = \frac{75}{85} = \frac{15}{17}$$

.۲

$$P\{X \geq 65\% - P\{X \geq 85\% = P\{65\% \leq X \leq 85\%\}$$

در اینجا حد بازه اهمیتی ندارد چون احتمال یک نقطه از یک بازه پیوسته صفر است.

$$\Rightarrow P\{65\% \leq X \leq 85\% \geq 75\left(\frac{1}{65} - \frac{1}{85}\right) = 15\left(\frac{1}{13} - \frac{1}{17}\right)$$

۳. از نامساوی چبیشف برای یافتن کران پایین استفاده می‌کنیم:

$$P\left\{\left|\frac{\sum X_i}{n} - \mu\right| > \epsilon\right\} \leq \frac{\sigma^2}{n\epsilon^2} \Rightarrow P\left\{\left|\frac{\sum X_i}{n} - \mu\right| \leq \epsilon\right\} \geq 1 - \frac{\sigma^2}{n\epsilon^2}$$

$$n \leq \frac{\sigma^2}{1 - P\left\{\left|\frac{\sum X_i}{n} - \mu\right| \leq \epsilon\right\}\epsilon^2}$$

۳-۲ پرسش تئوری ۳

.۱

$$Z_n = \sum_{i=1}^n X_i \quad , \quad \mathbb{E}[X_i] = \lambda$$

$$\mathbb{E}[Z_n] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] = n\lambda$$

همچنین از قضیه مارکف داریم:

$$\mathbb{P}[Z_n \geq kn\lambda] \leq \frac{\mathbb{E}[Z_n]}{kn\lambda} = \frac{1}{k}$$

۲. متغیر تصادفی Y را به صورت زیر تعریف می کنیم:

$$Y \triangleq \frac{Z_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \xrightarrow{\text{CLT}} Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

$$X_i \sim Poisson(\lambda) \Rightarrow \mu = \lambda \quad , \quad \sigma = \sqrt{\lambda}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[Z_n \geq kn\lambda] &= \mathbb{P}\left[\frac{Z_n - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} \geq \frac{kn\lambda - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}}\right] \\ &= \mathbb{P}[Y \geq \sqrt{n\lambda}(k-1)] \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\sqrt{n\lambda}(k-1)}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \left[\int_0^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx - \int_0^{\sqrt{n\lambda}(k-1)} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right] \\ &= \frac{1}{\sqrt{\pi}} [erf(\infty) - erf(\sqrt{\frac{n\lambda}{2}}(k-1))] \\ &= \frac{1}{\sqrt{\pi}} [1 - erf(\frac{\sqrt{\lambda}}{\sqrt{2}}(k-1))] \approx 0.132 \end{aligned}$$

۴-۲ پرسش تئوری ۴

$$Z_n = \sum_{i=1}^n X_i \implies \psi_{Zn}(s) = \psi_{\Sigma} X_i(s) = \ln \mathbb{E}[e^{s(X_1+X_2+\dots+X_n)}]$$

چون X_i ها هم توزیع و مستقل از هم اند:

$$\psi_{Zn}(s) = \ln \mathbb{E}[e^{sX_1} e^{sX_2} \dots e^{sX_n}]$$

$$\psi_{Zn}(s) = \ln \mathbb{E}[e^{sX_1}] \ln \mathbb{E}[e^{sX_2}] \dots \ln \mathbb{E}[e^{sX_n}] = \ln \mathbb{E}[e^{sX_1}]^n = n \ln \mathbb{E}[e^{sX_1}] = n\psi_X(s)$$

۵-۲ پرسش تئوری ۵

$$P\{Z_n \geq \beta n\} = P\{e^{sZ_n} \geq e^{s\beta n}\}$$

$$P\{e^{sZ_n} \geq e^{s\beta n}\} \leq \frac{\mathbb{E}[e^{sZ_n}]}{e^{s\beta n}}$$

$$\psi_{Z_n}(s) = \ln \mathbb{E}[e^{sZ_n}] \implies e^{\psi_{Z_n}(s)} = \mathbb{E}[e^{sZ_n}]$$

$$P\{e^{sZ_n} \geq e^{s\beta n}\} \leq e^{\psi_{Z_n}(s) - s\beta n} = e^{n(\psi_X(s) - \beta s)}$$

میدانیم نامساوی بالا به ازای هر مقدار مثبتی از s برقرار است و زمانی مینیمم میشود که $\beta s - \psi_X(s)$ بیشینه شود:

$$r = \sup_{s \geq 0} \{\beta s - \psi_X(s)\}$$

$$P\{Z_n \geq \beta n\} = P\{e^{sZ_n} \geq e^{s\beta n}\} \leq e^{-rn}$$

۶-۲ پرسش تئوری ۶

۱. همانطور که سر کلاس اثبات شد، می دانیم تابع مولد گشتاور توزیع گاووسی از رابطه زیر پیروی می کند:

$$\Phi_X(s) = e^{\mu s + \frac{\sigma^2 s^2}{2}}$$

با لگاریتم گرفتن از تابع بالا به نتیجه زیر می رسیم:

$$\psi_X(s) = \mu s + \frac{\sigma^2 s^2}{2}$$

۲. با استفاده از نتیجه بخش قبل داریم:

$$\psi_X(s) = \frac{Var(X)s^2}{2}$$

و نیز با توجه به این نکته که

$$Var(X) = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}^2[X] = \mathbb{E}[X^2]$$

و استفاده از فرض صورت سوال

$$|X| < M \Rightarrow \quad Var(X) < M^2$$

به نتیجه صورت سوال خواهیم رسید:

$$\psi_X(s) < \frac{1}{2}M^2\sigma^2$$

۳. در این بخش از یافته های بخش های قبل استفاده می کنیم. از نتیجه سوال قبل می دانیم:

$$\mathbb{P}[Z_n \geq n\beta] \leq e^{-n \sup_{s \geq 0} \{s\beta - \psi_X(s)\}} = e^{-n \sup_{s \geq 0} \{s\beta - s\mu - \frac{\sigma^2 s^2}{2}\}}$$

که تابعی که از آن سوپریم گرفته می شود، یک سهمی محدب است. در نتیجه ماکسیمم در

- رخ می دهد که در آن b و a پارامتر های سهمی ما هستند. در نتیجه:

$$s^* = \arg \max_s (s(\beta - \mu) - \frac{\sigma^2 s^2}{2}) = \frac{\beta - \mu}{\sigma^2}$$

در نتیجه با جایگذاری :

$$\mathbb{P}[Z_n \geq n\beta] \leq e^{-n \frac{(\beta-\mu)^2}{\sigma^2}}$$

از طرفی نیز:

$$\sigma^2 = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}^2[X] \leq M^2 - \mu^2$$

$$\Rightarrow -\frac{1}{\sigma^2} \leq -\frac{1}{M^2 - \mu^2}$$

$$\Rightarrow e^{-n \frac{(\beta-\mu)^2}{\sigma^2}} \leq e^{-n \frac{(\beta-\mu)^2}{\sigma^2(M^2 - \mu^2)}}$$

و با قرار دادن $\circ = \mu$ به نتیجه زیر می رسیم:

$$\mathbb{P}[Z_n \geq n\beta] \leq e^{-n \frac{\beta^2}{\sigma^2 M^2}}$$

۳ که دراز است ره مقصود و من نوسفرم!

۱-۳ پرسش تئوری ۷

۱. اگر Z_n شماره ایستگاه پس از n مرحله باشد، داریم:

$$Z_n = 1 + \sum_{i=1}^n X_i \implies P\{Z_n = k\} = \binom{n}{k-1} P^{k-1} (1-p)^{n-p+1}$$

در معادله‌ی بالا، عدد یک شماره‌ی ایستگاه اول است.

در واقع Z_n را میتوان یک متغیر *binomial* دانست و به آن مدل کرد.

۲. در واقع هرکدام از X_i ها یک متغیر تصادفی برنولی با پارامتر p هستند.

$$\mathbb{E}[X_i] = p, Var(X_i) = p(1-p)$$

۳. همانطور که گفتیم، Z_n را میتوان یک متغیر *binomial* و یک مقدار ثابت مدل کرد:

$$\mathbb{E}[Z_n] = \sum_{i=1}^n X_i + \mathbb{E}[Z_0] = 1 + np$$

$$Var(Z_n) = Var\left(\sum_{i=1}^n X_i + Z_0\right) = Var\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = np(1-p)$$

۴. ها در واقع نشان می دهد به طور میانگین چنگیز در چه ایستگاهی پیاده میشود.

۲-۳ پرسش تئوری ۸

مطلوب سوال این است که مجموع امتیاز هایش طی حداقل ۸۰ تا س انداختن بیش از ۳۰ می شود.
در نتیجه طی ۷۹ پرتاب اول، کمتر از ۳۰ است:

$$\sum_{i=1}^{79} X_i < 30$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}(X_i) = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} i = 5.5$$

$$\Rightarrow Var(X_i) = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} i^2 - (5.5)^2 = 38.5 - 30.25 = 8.25$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\sum_{i=1}^{79} X_i < 30\right) &= \mathbb{P}\left(\sum_{i=1}^{79} X_i - 79 \times 5.5 < -133.5\right) \\ &= \mathbb{P}\left(\frac{\sum_{i=1}^{79} X_i - 79 \times 5.5}{\sqrt{79(8.25)}} < \frac{-133.5}{\sqrt{79(8.25)}}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{-133.5}{\sqrt{79(8.25)}}\right) \end{aligned}$$

۳-۳ پرسش تئوری ۹

.۱

$$P_{Zn}(z) = \frac{1}{\sqrt{2}} P_{Zn-1}(z-1) + \frac{1}{\sqrt{2}} P_{Zn-1}(z+1)$$

یک ایستگاه جلو آمده $\leftarrow P_{Zn-1}(z-1)$

یک ایستگاه عقب رفته $\leftarrow P_{Zn-1}(z+1)$

۲. باید به صورت بازگشتی جملات را بنویسیم:

$$P_{Z_n}[z] = \frac{1}{\sqrt{2}} [P_{Zn-1}[z-1] + P_{Zn-1}[z+1]]$$

$$P_{Z_n}[z] = \frac{1}{\sqrt{2}} [P_{Zn-2}[z-2] + P_{Zn-2}[z+2] + 2P_{Zn-2}[z]]$$

$$P_{Z_n}[z] = \frac{1}{\sqrt{3}} [P_{Zn-3}[z-3] + P_{Zn-3}[z+3] + 3P_{Zn-3}[z+1] + 3P_{Zn-3}[z-1]]$$

...

$$P_{Z_n}[z] = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} P_{Z_0}[z-n+2i]$$

۳. اگر فرض کنیم تعداد حرکات به سمت راست را r و تعداد حرکات به سمت چپ را l بگذاریم،

داریم:

$$\begin{cases} r + l = n, \\ r - l = z \quad z > 0. \end{cases} \implies r = \frac{n+z}{2}, l = \frac{n-z}{2} \implies$$

عملایک فرایند binomial داریم. یک مجموعه‌ای از حرکات انجام شده و ما میخواهیم r تا از یک چیز و l تا آن چیز دیگری باشند:

$$P\{Z_n = z\} = \binom{n}{\frac{n+z}{2}} p^{\frac{n+z}{2}} q^{\frac{n-z}{2}} = \frac{n!}{(\frac{n+z}{2})!(\frac{n-z}{2})} p^{\frac{n+z}{2}} q^{\frac{n-z}{2}}$$

۴-۳ پرسش تئوری ۱۰

ابتدا یک معادله بازگشتی برای احتمال حضور در ایستگاه n ام مینویسیم:

$$P_n = \frac{1}{3}P_{n-1} + \frac{1}{3}P_{n+1}$$

سپس از بخش دوم برای حل این معادله کمک میگیریم:

$$X^2 - 2X + 1 = 0 \implies (X - 1)^2 = 0 \implies X = 1$$

حال باید شرایط مرزی برای معادله‌ی $P_n = A + B_n$ اعمال کنیم.

فرض میکنیم در باغ وحش متوقف شویم:

$$\begin{cases} P_1 = 1 = A + 2B, \\ P_{-1} = 0 = A - B. \end{cases} \implies B = \frac{1}{3}, A = \frac{1}{3} \implies P_n = \frac{1}{3} + \frac{n}{3}$$

میدانیم ما از ایستگاه صفر شروع میکنیم، پس $P_0 = 0$.

$$P_0 = \frac{1}{3}$$

حالی که در شهربازی متوقف میشیم مکمل حالت فوق است که در بالا حساب کردیم:

$$P_0 = 1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

۵-۳ پرسش تئوری ۱۱

۱. مانند سوال قبل ابتدا معادله بازگشتی مینویسیم:

$$P_n = pP_{n+1} + qP_{n-1} \implies P_n = \lambda^n \implies p\lambda^2 - \lambda + q = 0 \implies \lambda = \frac{1 \pm \sqrt{1 - 4pq}}{2p}$$

حال باید روی p حالت بندی کنیم:

اگر $p = \frac{1}{2}$ باشد، داریم:

$$\lambda^2 - 2\lambda + 1 = 0 \implies (\lambda - 1)^2 = 0$$

$$P_n = A + B_n \implies \begin{cases} P_l = 1 = A + B_l, \\ P_0 = 0 = A. \end{cases} \rightarrow B = \frac{1}{l} \implies P_n = \frac{n}{l}$$

حال فرض میکنیم $p \neq \frac{1}{2}$ باشد:

$$\lambda = \frac{1 \pm \sqrt{1 - 4p(1-p)}}{2p} = \frac{1 \pm (2p-1)}{2p} \implies \lambda_1 = 1, \lambda_2 = \frac{q}{p}$$

$$P_n = A + B\left(\frac{q}{p}\right)^n \implies \begin{cases} P_l = 1 = B\left(\frac{q}{p}\right)^l, \\ P_0 = 0 = A + B. \end{cases} \rightarrow A = -B \implies A(p^l - q^l) = p^l \implies A = \frac{p^l}{p^l - q^l}$$

$$\rightarrow P_n = \frac{p^n - q^n}{p^l - q^l}$$

۲. برای حل این بخش از *conditional expected value* استفاده میکنیم:

$$\mathbb{E}[t_n] = p(1 + \mathbb{E}[t_{n+1}]) + q(1 + \mathbb{E}[t_{n-1}]) = (p+q) + p\mathbb{E}[t_{n+1}] + q\mathbb{E}[t_{n-1}]$$

$$\implies \mathbb{E}[t_n] = 1 + p\mathbb{E}[t_{n+1}] + q\mathbb{E}[t_{n-1}]$$

چون معادله‌ی فوق ناهمگن است باید از روش ناهمگن حل شود، درواقع باید یکبار عدد ۱ را درنظر نگیریم و پاسخ همگن را محاسبه کنیم و سپس جواب مخصوص معادله را بیابیم.

پاسخ معادله‌ی همگن را که عملاً از بخش قبل داریم. اگر $\frac{1}{p} \neq 1$ باشد، ریشه مضاعف است:

$$\mathbb{E}[t_n] = A + B_n$$

حال باید معادله‌ی ناهمگن را حل کنیم:

$$\mathbb{E}[t_n] = 1 + p\mathbb{E}[t_{n+1}] + q\mathbb{E}[t_{n-1}]$$

اگر عدد ثابت بگذاریم جواب نداریم، پس مثل αn می‌گذاریم:

$$\alpha n = 1 + p\alpha(n+1) + q\alpha(n-1) \rightarrow 1 + \alpha p - \alpha q = 0 \Rightarrow (p = q = \frac{1}{2})$$

سپس αn^2 می‌گذاریم:

$$\alpha n^2 = 1 + p\alpha(n+1)^2 + q\alpha(n-1)^2 \rightarrow (1+\alpha)2p\alpha - 2q\alpha = 0 \Rightarrow (\alpha = 1)$$

$$\mathbb{E}[t_n] = A + B_n - n^2 \Rightarrow \begin{cases} \mathbb{E}[t_0] = 0 = A, \\ \mathbb{E}[t_l] = 0 = Bl - l^2. \end{cases} \rightarrow B = l \Rightarrow \mathbb{E}[t_n] = nl - n^2$$

حال فرض می‌کنیم $\frac{1}{p} \neq \frac{1}{2}$ باشد، آنگاه:

$$\lambda = \frac{1 \pm \sqrt{(2p-1)^2}}{2} \rightarrow \lambda_1 = p, \lambda_2 = q$$

اول معادله همگن را حل می‌کنیم:

$$\mathbb{E}[t_n] = Ap^n + Bq^n$$

حال به بخش ناهمگن می‌پردازیم، اگر عدد ثابت بگذاریم جواب نداریم پس $\mathbb{E}[t_n] = \alpha n$

$$\alpha = 1 + p(\alpha) + q(\alpha) \Rightarrow 0 = 1$$

$$\alpha n = 1 + p\alpha(n+1) + q\alpha(n-1) \rightarrow p\alpha - q\alpha = 1 \Rightarrow \alpha = \frac{1}{p-q}$$

$$\mathbb{E}[t_n] = Ap^n + Bq^n + \frac{n}{p-q} \implies \begin{cases} \mathbb{E}[t_\circ] = \circ = A + B, \\ \mathbb{E}[t_l] = \circ = Ap^l + Bq^l + \frac{l}{p-q}. \end{cases}$$

$$\implies A(p^l - q^l) = \frac{l}{q-p} \implies A = \frac{l}{(q-p)(p^l - q^l)}$$

$$\implies \mathbb{E}[t_n] = \frac{l}{(p-q)(p^l - q^l)}(q^n - p^n) + \frac{n}{p-q}$$

حال میخواهیم $\mathbb{E}[t_n] = \circ$ بیشینه شود (اگر $p = \frac{1}{2}$ باشد):

$$\mathbb{E}[t_n] = nl - n \rightarrow \frac{\partial}{\partial t} \mathbb{E}[t_n] = l - n \implies n = \frac{l}{2}$$

اگر بخواهیم دقت به خرج بدیم باید بررسی کرد از زوج است یا نه و از طرفی چک کرد $[\frac{l}{2}]$ و $[\frac{l}{2} + 1]$ اگر زوج l نباشد کدام $\mathbb{E}[t_n]$ را ماقسیم میکند.

$$\implies \frac{\partial}{\partial t} \mathbb{E}[t_n] = \frac{nl}{(p-q)(p^l - q^l)}(q^{n-1} - p^{n-1}) + \frac{1}{p-q} = \circ$$

۶-۳ پرسش تئوری ۱۲

.۱

$$P_n = pP_{n+1} + (1-p)P_{n-1} \longrightarrow P_n = \lambda^n - \lambda + (1-p)\lambda = 0$$

باز هم دو حالت داریم، اگر $p = \frac{1}{2}$

$$\lambda^n - 2\lambda + 1 = 0 \longrightarrow (\lambda - 1)^n = 0 \implies \lambda = 1$$

$$P_n = A + B_n \longrightarrow P_0 = 1, A = 1, P_\infty = 1 + B_\infty = 0 \implies B = \frac{-1}{\infty}$$

در واقع عملاً B ، صفر می‌شود.

$\iff P_n = 1$ در واقع احتمال خارج شدن از مترو فارغ از ایستگاهی که وارد می‌شود یک است.

باشد: $p \neq \frac{1}{2}$

$$\lambda = \frac{1 \pm (2p - 1)}{2p} \implies \lambda_1 = 1, \lambda_L = \frac{q}{p}$$

$$P_n = A + B\left(\frac{q}{p}\right)^n \longrightarrow P_0 = A + B = 1 \longrightarrow B = 1 - A \implies P_n = A + (1 - A)\left(\frac{q}{p}\right)^n$$

$$P_n = A\left(1 - \left(\frac{q}{p}\right)^n\right) + \left(\frac{q}{p}\right)^n$$

حال مسئله را به دو قسمت تقسیم می‌کنیم:

اگر $p > \frac{1}{2}$ باشد:

$$q < \frac{1}{2} \longrightarrow \frac{q}{p} < 1 \implies \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{q}{p}\right)^n = 0$$

$$P_\infty = 0 = A(1 - 0) + 0 \longrightarrow B = 1 \implies \left(\frac{q}{p}\right)^n = P_n$$

اگر $p < \frac{1}{2}$ باشد:

$$q > \frac{1}{2} \longrightarrow \frac{q}{p} > 1 \implies \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{q}{p}\right)^n = \infty$$

$$P_\infty = 0 = \left(\frac{q}{p}\right)^n (1 - A) + A \longrightarrow A = 1 \implies P_n = 1$$

بله اگر با احتمال بیشتری به سمت جلو حرکت کنیم، ممکن است هیچ وقت خارج نشویم.

.۲

$$\mathbb{E}[t_n] = p(1 + \mathbb{E}[t_{n+1}]) + q(1 + \mathbb{E}[t_{n-1}]) = (p + q) + p\mathbb{E}[t_n + 1] + q\mathbb{E}[t_n - 1]$$

$$\mathbb{E}[t_n] = 1 + p \mathbb{E}[t_n + 1] + q \mathbb{E}[t_n - 1]$$

مثل بخش قبل باید از روشی برای حل معادله‌ی غیر همگن استفاده کنیم.
از پاسخ‌های بخش قبل استفاده میکنیم، اگر $\frac{1}{p} = \frac{1}{q}$ باشد:

$$\mathbb{E}[t_n] = A + B_n - n^{\gamma} \rightarrow \mathbb{E}[t_{\infty}] = A + B(\infty) - \infty \implies A = \infty, \mathbb{E}[t_{\infty}] = \infty = B(\infty) - (\infty)^{\gamma}$$

نمی‌توان نظر قطعی درمورد B داد.

حال اگر $\frac{1}{p} \neq \frac{1}{q}$ باشد:

$$\mathbb{E}[t_n] = A + B\left(\frac{q}{p}\right)^n + \frac{n}{p-q} \implies p > q \implies \frac{q}{p} < 1 \implies \mathbb{E}[t_{\infty}] = \infty = A + B, \mathbb{E}[t_{\infty}] = \infty$$

$$\mathbb{E}[t_n] = A + B\left(\frac{q}{p}\right)^n + \frac{n}{p-q} = A + B(\infty) + \frac{\infty}{p-q}$$

باز هم نمیتوان درباره A و B نظر قطعی داد.

۷-۳ پرسش تئوری ۱۳

۱. Y_n را متغیر تصادفی تعریف میکنیم که در یک حرکت n گام برداشته شود.
این حرکت برابر با جمع n متغیر تصادفی تک گام است یعنی:

$$Y_n = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_n$$

۲. زیرا احتمال اینکه زمانی بهع ایستگاه یک برسد برابر است با احتمال اینکه زمانی به ایستگاه دو و چپ رود یا زمانی که به ایستگاه صفر برسد و راست رود.

$$P_1 = pP_0 + qP_2$$

ولی چون در اولین گام به ایستگاه صفرم میرویم پس $P_0 = 1$:

$$P_1 = p + qP_2$$

۳. اگر یک گام جلو برویم آنگاه از خانه ۱، انگار مسئله مجدد تکرار میشود. پس با احتمال P_1 به خانه ۱ رسیده و پس از آن مجدد با احتمال P_2 به خانه ۲ میرسیم:

$$P_2 = P_1^*$$

$$P_1 = p + qP_2$$

$$qP_1^* - P_1 + p = 0 \longrightarrow P_1 = \frac{1 \pm \sqrt{1 - 4qp}}{2q} = \frac{1 \pm (1 - 2p)}{2q} \implies P_1 = \begin{cases} \frac{p}{q}, \\ 1. \end{cases}$$

: برای $k > 0$

$$P_k = P_1^k, P_0 = 1 \implies P_{-k} = P_{-1}^k$$

بررسی حالات مختلف برای p :

: $p \geq \frac{1}{2}$ اگر

$$P_k = \begin{cases} 1 & k \geq 0 \\ \left(\frac{q}{p}\right)^{-k} & k < 0 \end{cases}$$

: $p > \frac{1}{2}$ اگر

$$P_k = \begin{cases} 1 & k \leq 0 \\ \left(\frac{p}{q}\right)^k & k > 0 \end{cases}$$

. ۵. اگر $p = \frac{1}{2}$ باشد، با توجه به توضیحات بالا احتمال رسیدن به همه ایستگاه‌ها برابر با ۱ است.

. ۶

$$p = 0.3 \rightarrow p < \frac{1}{2} \implies P_0 = \left(\frac{0.7}{0.3}\right)^0 = \left(\frac{7}{3}\right)^0 \simeq 0.74$$

۱۴ پرسش تئوری ۸-۳

۱. مدت زمانی که طول میکشد از ایستگاه $1 - k$ به ایستگاه k برویم، برابر با مدت زمانی که طول میکشد از ایستگاه صفرم به ایستگاه یکم برویم. در نتیجه:

$$\mathbb{E}[T_k] = \mathbb{E}[T_{k-1}] + \mathbb{E}[T_1]$$

$$\mathbb{E}[T_{k-1}] = \mathbb{E}[T_{k-2}] + \mathbb{E}[T_1]$$

...

$$\mathbb{E}[T_2] = \mathbb{E}[T_1] + \mathbb{E}[T_1]$$

اگر عبارات فوق را باهم جمع کنیم:

$$\mathbb{E}[T_k] = k \mathbb{E}[T_1]$$

.۲

$$\mathbb{E}[T_1] = p(1 + \mathbb{E}[T_0]) + q(1 + \mathbb{E}[T_2]) = p(1 + 0) + q(1 + \mathbb{E}[T_2]) = 1 + q \mathbb{E}[T_2]$$

$$\mathbb{E}[T_2] = 2 \mathbb{E}[T_1] = \frac{\mathbb{E}[T_1] - 1}{q}$$

$$\implies \mathbb{E}[T_1] = \frac{1}{2p - 1} = \frac{1}{1 - 2q}$$

.۳

$$\mathbb{E}[T_k] = \frac{k}{2p - 1}$$

.۴

$$\mathbb{E}[T_{50}] = \frac{50}{50/1} = 50 \times 1$$

۹-۳ پرسش تئوری ۱۵

$$Z_n = Z_0 + \sum_{i=1}^n X_i$$

$$P\{Z_{1.0} > z\} = P\left\{\sum_{i=1}^n X_i > z - Z_0\right\} = P\left\{\sum_{i=1}^n X_i > \delta\right\} = P\left\{\frac{\sum X_i}{\sqrt{1.0}} > \frac{\delta}{\sqrt{1.0}}\right\}$$

$$P\{Z_{1.0} > z\} = 1 - \phi\left(\frac{\delta}{\sqrt{1.0}}\right)$$

۱۰-۳ پرسش تئوری ۱۶

۱۱-۳ پرسش تئوری ۱۷

۱۲-۳ پرسش تئوری ۱۸

۱۳-۳ پرسش تئوری ۱۹

۱

$$\mathbb{E}[Z_n] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] = \sum_{i=1}^n \begin{bmatrix} r\mathbb{E}[\cos \theta_i] \\ r\mathbb{E}[\sin \theta_i] \end{bmatrix}$$

$$\mathbb{E}[\cos \theta] = \int_0^{\pi} \cos \theta \frac{d\theta}{\pi} = 0$$

$$\mathbb{E}[Z_n] = 0$$

$$Z_n = r \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n \cos \theta_i \\ \sum_{i=1}^n \sin \theta_i \end{bmatrix}$$

۲

$$\begin{aligned} \|Z_n\|^r &= r^r ((\sum_{i=1}^n \cos \theta_i)^r + (\sum_{i=1}^n \sin \theta_i)^r) \\ &= r^r (n + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (\cos \theta_i \cos \theta_j + \sin \theta_i \sin \theta_j)) \end{aligned}$$

$$\forall i \neq j : \quad \mathbb{E}[\cos \theta_i \cos \theta_j] = \mathbb{E}[\cos \theta_i] \mathbb{E}[\cos \theta_j] = 0 = \mathbb{E}[\sin \theta_i \sin \theta_j]$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}(\|Z_n\|^r) = nr^r$$

۳

$$\mathbb{E}[\cos^r \theta_i] = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} \cos^r \theta d\theta = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} (1 + \cos 2\theta) d\theta = \frac{\pi}{\pi} = 1$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}[\sin^r \theta_i] = \frac{1}{\pi}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\cos^r \theta_i] &= \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} \cos^r d\theta = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} (1 + \cos 2\theta)^r d\theta \\ &= \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} (1 + \cos^r 2\theta + r \cos^r 2\theta) d\theta \\ &= \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} \left(\frac{r}{2} + \frac{\cos^r 2\theta}{2} + r \cos^r 2\theta \right) d\theta = \frac{r}{2} \\ &= \mathbb{E}[\sin^r \theta_i] \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}[||Z_n||^{\mathfrak{k}}] = r^{\mathfrak{k}}(n\frac{\mathfrak{r}}{\lambda} + \frac{n(n+1)}{\mathfrak{r}}\frac{\sigma}{\mathfrak{r}}) \times \mathfrak{r} + \mathfrak{r} \times (n\frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\mathfrak{r}}\frac{n(n-1)}{\mathfrak{r}})$$

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[||Z_n||^{\mathfrak{k}}] &= r^{\mathfrak{k}}(n + \frac{\mathfrak{r}}{\mathfrak{r}}n(n-1)) \\ &= \frac{nr^{\mathfrak{k}}}{\mathfrak{r}}(\mathfrak{v}n - \mathfrak{r})\end{aligned}$$

$$||Z_n||^{\mathfrak{k}} = r^{\mathfrak{k}}((\sum_{i=1}^n \cos \theta_i)^{\mathfrak{k}} + (\sum_{i=1}^n \sin \theta_i)^{\mathfrak{k}} + \mathfrak{r}(\sum_{i=1}^n \cos \theta_i)^{\mathfrak{k}}(\sum_{i=1}^n \sin \theta_i)^{\mathfrak{k}})$$

$$\forall i \neq j : \quad \quad \mathbb{E}[\cos^{\mathfrak{r}} \theta_i \cos \theta_j] = \circ = \mathbb{E}[\sin^{\mathfrak{r}} \theta_i \sin \theta_j]$$

$$\begin{aligned}\forall i \neq j : \quad \quad \mathbb{E}[\cos^{\mathfrak{r}} \theta_i \cos^{\mathfrak{r}} \theta_j] &= \mathbb{E}[\cos^{\mathfrak{r}} \theta_i]\mathbb{E}[\cos^{\mathfrak{r}} \theta_j] \\ &= \frac{1}{\mathfrak{r}}\end{aligned}$$

۴ گر از این منزل ویران به سوی خانه روم!

۱-۴ پرسش تئوری ۲۰

احتمال اینکه ابتدا روی مبدأ باشد و به آن برگردد، برابر است با اینکه ابتدا یک قدم به چپ رفته و از نقطه ۱ – به مبدأ برسد یا بر عکس از راست همین اتفاق بیوفتد. همچین از سوال ۱۲ میدانیم:

$$P_n = \begin{cases} 1 & p \leq \frac{1}{2}, \\ \left(\frac{q}{p}\right)^n & p > \frac{1}{2}. \end{cases}$$

در این سوال $p = \frac{1}{2}$

$$P\{R\} = pP_1 + qP_{-1} = p + q = 1$$

همچنین از سوال ۲۶ میدانیم:

$$\mathbb{E}[N] = \sum_{i=1}^{\infty} (2i P\{Z_{2i}\})$$

$$P\{Z_{2i}\} = \binom{2n}{n} \left(\frac{1}{2}\right)^{2n}$$

از قضیه ای که در سوال ۲۹ مطرح شد داریم:

$$\frac{1}{\sqrt{\pi(x + \frac{1}{2})}} \leq P\{Z_{2n}\} \leq \frac{1}{\sqrt{\pi n}}$$

احتمال رسیدن به مبدأ متناسب با رادیکال n است. چون رادیکال n در مخرج است پس سری واگر است.

۲-۴ پرسش تئوری ۲۱

$$P\{X_i = x\} = \begin{cases} \frac{1}{3} & x=1, \\ \frac{1}{3} & x=-1, \\ 0 & o.w. \end{cases}$$

$$\begin{aligned} P\{R\} &= \frac{1}{3} * P_1 + \frac{1}{3} * P_{-1} \rightarrow \begin{cases} P_1 = \left(\frac{1}{3}\right)^1 = \frac{1}{3} \\ P_{-1} = 1 \end{cases} \\ \implies P\{R\} &= \frac{1}{3} + \frac{1}{3} = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

← تعداد دفعاتی که مبدأ را دیده است: N

$$P\{N = k\} = P^{k-1}\{R\}(1 - P\{R\})$$

$$\mathbb{E}[N] = \sum_{k=1}^{\infty} k P\{N = k\} = \sum_{k=1}^{\infty} k P^{k-1}\{R\}(1 - P\{R\}) = (1 - P\{R\}) \sum_{k=1}^{\infty} k P^{k-1}\{R\}$$

$$k P^{k-1}\{R\} = \frac{d}{dP\{R\}}(P^k\{R\})$$

$$\mathbb{E}[N] = (1 - P\{R\}) \sum_{k=1}^{\infty} \frac{d}{dP\{R\}}(P^k\{R\})$$

$$= (1 - P\{R\}) \sum_{k=1}^{\infty} \frac{d}{dP\{R\}} \left(\frac{P\{R\}}{1 - P\{R\}} \right) = (1 - P\{R\}) \frac{1}{(1 - P\{R\})^2} = \frac{1}{1 - P\{R\}} = \frac{1}{1 - \frac{2}{3}} = 3$$

۳-۴ پرسش تئوری ۲۲

به تعبیری باید ثابت کنیم $\mathbb{E}[N] = \infty$ که طبق اثباتی که در سوال ۲۹ انجام شده، داریم:

$$\mathbb{E}[N] = \sum_{n=0}^{\infty} P\{Z_{2n} = \circ\}$$

$$P\{Z_{2n} = \circ\} \sim \frac{c}{\sqrt{n}}$$

: $M \rightarrow \infty$ اگر

$$\implies \mathbb{E}[N] = \infty$$

واگرا میشود.

۴-۴ پرسش تئوری ۲۳

احتمال رسیدن به سر چپ بازه قبل از سر راست قضیه را اینجوری بیان میکنیم که این حرکت هم ارز است با اینکه یک گام به راست برویم و از آنجا ادامه دهیم یا یک گام به چپ برویم و از آنجا ادامه دهیم.

اگر یک گام به سمت راست برویم، انگار محورمان را یک واحد شیفت به چپ داده ایم. در نتیجه:

$$f(x) = pf(x+1) + qf(x-1) = \frac{1}{\gamma} [f(x+1) + f(x-1)] \begin{cases} f(-1) = 1 \\ f(M) = 0 \end{cases}$$

معادله دیفرانسیل این سوال مثل سوال ۱۱ است که حل کردیم، پس در نتیجه:

$$f(x) = A + Bx$$

با اعمال شرایط مرزی، داریم:

$$\begin{cases} f(-1) = 1 = A - N \\ f(M) = 0 = A + MB \end{cases} \implies A = \frac{M}{M+1}, B = \frac{-1}{M+1}$$

$$\implies f(x) = \frac{M-x}{M+1}$$

۵-۴ پرسش تئوری ۲۴

.۱

$$f(\circ) = \frac{M}{M+1}$$

.۲. از آنجایی که به ازای هر $M \in \mathbb{N}$ برقرار است، پس برای $M \leftarrow \infty$ نیز برقرار است.

$$\lim_{M \rightarrow \infty} f(\circ) = \lim_{M \rightarrow \infty} \frac{M}{M+1} = 1$$

پس فضا ایستگاه ها را به صورت $(-\infty, 1]$ در نظر بگیرید، در این فضا $f(\circ)$ که همان احتمال رسیدن به $1 -$ است، برابر با ۱ است.

.۳. نتیجه ای که از مسئله قبل میتوانیم بگیریم، این است که در فضای $(-\infty, \infty)$ اگر روی نقطه π باشیم و با احتمال برابر جا به جا شویم، احتمال رسیدن به $(x-1, x+1)$ قبل از رسیدن به $(-\infty, \infty)$ برابر با ۱ است. پس احتمال بازگشت به مبدا:

$$P\{R\} = pP_1 + qP_{-1} = \frac{1}{2}[P_1 + P_{-1}] = \frac{1}{2}[1 + 1] = 1$$

پس نتیجه میگیریم که حرکت وفادار است.

۶-۴ پرسش تئوری ۲۵

از صورت قوی قانون اعداد بزرگ داریم:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} = \mathbb{E}[X]$$

اگر در ابتدا در مبدأ باشیم بعد از N حرکت باید به مبدأ بازگردیم. اگر حرکت تصادفی باوفا باشد، تعداد N هایی که در معادله زیر صدق میکند، بینهایت است:

$$\sum_{i=1}^n X_i = \circ$$

در نتیجه از قانون اعداد بزرگ:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{N} = \circ \neq \mathbb{E}[X_i]$$

که خلاف فرض صورت سوال است، پس حرکت بی وفا است.

۷-۴ پرسش تئوری ۲۶

تعداد دفعات عبور M_z را میتوان به صورت زیر تعریف کرد:

$$M_z = \sum_{i=0}^{\infty} Y_i$$

که در آن Y_i برابر یک است اگر در حرکت i ام، روی نقطه‌ی z باشد و در غیر این صورت برابر صفر است.

$$\mathbb{E}[M_z] = \sum_{i=0}^{\infty} P\{Y_i = 1\} = \sum_{i=0}^{\infty} P\{Z_i = z\}$$

۸-۴ پرسش تئوری ۲۷

اگر در حرکت n ام به نقطه z برسیم، از آنجا به بعد مسئله رسیدن به نقطه z همان مسئله بازگشت به مبدا است.

$$m(z) = P_z m(\circ)$$

که در آن P_z احتمال رسیدن از نقطه صفر به نقطه z برای اولین بار است.

$$\forall z \neq \circ : P_z < 1, \forall z = \circ : P_z = 1$$

$$\implies \forall z \neq \circ : m(z) = P_z m(\circ) < m(\circ)$$

پس نتیجه میگیریم $m(\circ)$ برای تابع $m(z)$ ماکسیمم است.

۹-۴ پرسش تئوری ۲۸

۱. با استفاده از قضیه مارکف:

$$\begin{cases} P\{|Z_n| > 2M\sqrt{n}\} \leq \frac{Var(Z_n)}{4M^2n} \\ Var(Z_n) = nVar(X_i) = n\mathbb{E}[X_i^2] \end{cases}$$

$$\rightarrow P\{|Z_n| > 2M\sqrt{n}\} \leq \frac{\mathbb{E}[X_i^2]}{4M^2}$$

$$|X_i| < M \implies |X_i| < \sqrt{2}M \implies X_i^2 < 2M^2$$

$$\mathbb{E}[X_i^2] < 2M^2, P\{|Z_n| > 2M\sqrt{n}\} \leq \frac{1}{2}$$

$$\implies P\{|Z_n| \leq 2M\sqrt{n}\} = 1 - P\{|Z_n| > 2M\sqrt{n}\} \geq \frac{1}{2}$$

۲. با استفاده از قضیه سوال ۲۶ و بخش بالایی داریم:

$$\sum_{z=-2M\sqrt{n}}^{2M\sqrt{n}} m(z) \geq \sum_{z=-2M\sqrt{n}}^{2M\sqrt{n}} \sum_{i=0}^n P\{Z_i = z\}$$

$$\sum_{z=-2M\sqrt{n}}^{2M\sqrt{n}} m(z) \geq \sum_{i=0}^n P\{|Z_i| < 2M\sqrt{n}\} = \sum_{i=0}^n \frac{1}{2}$$

$$\sum_{z=-2M\sqrt{n}}^{2M\sqrt{n}} m(z) \geq \frac{1}{2}$$

۵ به کوی عشق منه بی دلیل راه، قدم!

۱-۵ پرسش تئوری ۲۹

احتمال بازگشت در مراحل فرد برابر صفر است. احتمال بازگشت در مراحل زوج به صورت زیر است:

$$\mathbb{P}[Z_{4n} = \circ] = \binom{2n}{n} \frac{1}{4^n}$$

و از طرفی طبق نامساوی مفروض در صورت سوال

$$\frac{4^n}{\sqrt{\pi(n + \frac{1}{2})}} \leq \binom{2n}{n} \leq \frac{4^n}{\sqrt{\pi n}}$$

در نتیجه احتمال بین دو کسر با توان منفی یک دوم ساندويچ شده است. پس در مجموع متناسب با آنها خواهد بود. حال کافیست متوسط N را بیابیم:

$$\mathbb{E}[N] = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}[Z_{4n} = \circ] \sim \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{n}} \rightarrow \infty$$

در حالت کلی نامساوی برای d بعد به شکل زیر در می آید:

$$(\frac{1}{\sqrt{\pi(n + \frac{1}{2})}})^d \leq \mathbb{P}[Z_{4n} = \circ] \leq (\frac{1}{\sqrt{\pi n}})^d$$

که سری متناظر برای محاسبه میانگین دفعات بازگشت به مبدا، سری $\frac{-d}{2} = p$ که به ازای d های بزرگتر از ۲ همگرا و در غیر این صورت واگر است. در نتیجه حرکت در کمتر از ۲ بعد با وفا و در بیش از ۲ بعد بی وفا است.

۲-۵ پرسش تئوری ۳۰

$$Z_n = \sum_{i=1}^n X_i$$

$$X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

متغیر های گوسی مستقل، اگر با هم جمع هم بشوند باز هم گوسی اند پس:

$$Z_n \sim \mathcal{N}(\mu, n\sigma^2)$$

$$\implies f_{Z_n}(z_n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi n\sigma^2}} e^{-\frac{z_n^2}{2n\sigma^2}}$$

۳-۵ پرسش تئوری ۳۱

$$f_{Z_{n-1}}(z_n - x_n) = f_{Z_{n-1}}(z_n) + (x_n)^T + \nabla f_{Z_{n-1}}(z_n) + \frac{1}{\gamma} (x_n)^T H_{Z_{n-1}}(z_n)(x_n)$$

$$f_{Z_n}(z_n) = \int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n} f_{Z_{n-1}}(z_n - x_n) dx_n$$

$$= \int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n} f_{Z_{n-1}}(z_n) dx_n + \int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n}(x_n)(x_n)^T \nabla f_{Z_{n-1}}(z_n) dx_n$$

$$+ \frac{1}{\gamma} \int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n}(x_n)(x_n)^T H_{Z_{n-1}}(z_n)(x_n) dx_n$$

$$\int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n} f_{Z_{n-1}}(z_n) dx_n + \frac{1}{\gamma} \int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n}(x_n)(x_n)^T H_{Z_{n-1}}(z_n)(x_n) dx_n$$

$$\implies f_{Z_n}(z_n) = f_{Z_{n-1}}(z_n) + \frac{1}{\gamma} \int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n}(x_n)(x_n)^T H_{Z_{n-1}}(z_n)(x_n) dx_n$$

$$(x_n)^T H_{Z_{n-1}}(z_n)(x_n) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n x_{n_i} [H_{Z_{n-1}}(z_n)]_{ij} x_{n_i}$$

$$\frac{1}{\gamma} \int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n}(x_n)(x_n)^T H_{Z_{n-1}}(z_n)(x_n) dx_n = \frac{1}{\gamma} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n x_{n_i} [H_{Z_{n-1}}(z_n)]_{ij} \int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n}(x_n) x_{n_i} x_{n_j} dx_n$$

$$\int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n}(x_n) x_{n_i} x_{n_j} dx_n = \sigma^r \delta_{ij}$$

دلتای کرونکر:

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & i = j, \\ 0 & i \neq j. \end{cases}$$

$$\frac{1}{\gamma} \int_{\mathbb{R}^r} f_{X_n}(x_n)(x_n)^T H_{Z_{n-1}}(z_n)(x_n) dx_n = \frac{1}{\gamma} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n x_{n_i} [H_{Z_{n-1}}(z_n)]_{ij} \sigma^r \delta_{ij}$$

$$= \frac{1}{\gamma} \sigma^r \text{trace}(H_{Z_{n-1}}(z_n))$$

$$f_{Z_n}(z_n) = f_{Z_{n-1}}(z_n) + \frac{1}{\gamma} \sigma^r \text{trace}(H_{Z_{n-1}}(z_n))$$

$$f_{Z_n}(z_n) = f_{Z_{n-1}}(z_n) + \frac{1}{\gamma} \sigma^r \nabla^r f_{Z_{n-1}}(z_n)$$

۴-۵ پرسش تئوری ۳۲

$$\begin{aligned}
 f_{Z_n}(z_n) &= f_{Z_{n-1}}(z_n) + \frac{1}{\sqrt{\sigma}} \operatorname{trace}(H_{Z_{n-1}}(z_n)) \\
 f_{Z_t}(z_t) &= [f_{Z_t}(z_t) - \frac{\partial f_{Z_t}}{\partial t} \delta t] + \frac{1}{\sqrt{\sigma}} \operatorname{trace}(H_{Z_{t-1}}(z_t)) \\
 \frac{\partial f_{Z_t}}{\partial t} \delta t &= \frac{1}{\sqrt{\sigma}} \operatorname{trace}(H_{Z_{t-1}}(z_t)) \\
 \frac{\partial f_{Z_t}}{\partial t} &= \frac{s}{\sqrt{\sigma}} \operatorname{trace}(H_{Z_t}(z_t)) \\
 \alpha &= \frac{s}{\sqrt{\sigma}} \\
 \operatorname{trace}(H_{Z_t}(z_t)) &= \nabla^T f_{Z_t} \\
 \implies \frac{\partial f_{Z_t}}{\partial t} &= \frac{s}{\sqrt{\sigma}} \nabla^T f_{Z_t}
 \end{aligned}$$

۳۳ پرسش تئوری ۵-۵

$$\tilde{F}(k) \stackrel{\Delta}{=} \mathcal{F}\{f_{Z_t}(z_t)\}$$

$$\frac{d\tilde{F}(k)}{dt} = -\frac{s}{\gamma} F(\tilde{k}), k^{\gamma} = k^T k$$

$$\tilde{F}(k) = A e^{-\frac{sk^T k}{\gamma} t}$$

برای $t = 0$ مکان را دقیقاً میدانیم کجاست پس:

$$f_{Z_t}(z_t) = \left(\frac{1}{\sqrt{\pi}}\right)^3 \int_{\mathbb{R}^3} e^{-\frac{sk^T k}{\gamma} t} e^{jk^T x} d^3 k =$$

$$\left(\frac{1}{\sqrt{\pi}}\right)^3 \int_{-\infty}^{\infty} e^{jk_x x} e^{-\frac{st}{\gamma} k_x^2} dk_x \int_{-\infty}^{\infty} e^{jk_y y} e^{-\frac{st}{\gamma} k_y^2} dk_y \int_{-\infty}^{\infty} e^{jk_z z} e^{-\frac{st}{\gamma} k_z^2} dk_z$$

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{\pi} \sigma} e^{-\frac{t^2}{\gamma \sigma^2}} \iff g(\omega) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-\frac{\sigma^2 \omega^2}{\gamma}}$$

$$f_{Z_t}(z_t) = \left(\frac{1}{\sqrt{\pi} st}\right)^{\frac{3}{2}} e^{-\frac{x^2 + y^2 + z^2}{\gamma st}}$$

۶-۵ پرسش تئوری ۳۴

$$f_{Z_t}(r) = \int_{\phi=0}^{\pi} \int_{\theta=0}^{\pi} \left(\frac{1}{2\pi st}\right)^{\frac{r}{2}} e^{-\frac{r}{2st}} r^2 \sin \theta d\theta d\phi = \frac{\pi r^2}{(2\pi st)^{\frac{r}{2}}} e^{-\frac{r}{2st}}$$

$$\mathbb{E}[|Z_t|] = \int_0^\infty r \frac{\pi r^2}{(2\pi st)^{\frac{r}{2}}} e^{-\frac{r}{2st}} dr = \frac{\pi}{(2\pi st)^{\frac{r}{2}}} \int_0^\infty r^2 e^{-\frac{r}{2st}} dr$$

حال یک تغییر متغیر میدهیم:

$$\alpha = \frac{r^2}{2st}, d\alpha = \frac{rdr}{st}$$

$$\mathbb{E}[|Z_t|] = \frac{\pi}{(2\pi st)^{\frac{r}{2}}} \int_0^\infty e^{-\alpha} st (\Gamma(\alpha)) d\alpha = \frac{\pi (2st)^{\frac{r}{2}}}{(2\pi st)^{\frac{r}{2}}} \int_0^\infty \alpha e^{-\alpha} d\alpha$$

$$\int_0^\infty \alpha e^{-\alpha} d\alpha = \Gamma(2) = 1! = 1$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}[|Z_t|] = \sqrt{\frac{\lambda st}{\pi}}$$

$$\mathbb{E}[|Z_t|^2] = \int_0^\infty r^2 \frac{\pi r^2}{(2\pi st)^{\frac{r}{2}}} e^{-\frac{r}{2st}} dr$$

$$\int_0^\infty \frac{\pi r^2}{(2\pi st)^{\frac{r}{2}}} e^{-\frac{r}{2st}} dr = 1, \frac{(2\pi st)^{\frac{r}{2}}}{\pi} = \int_0^\infty r^2 e^{-\frac{r}{2st}} dr, \alpha = \frac{r^2}{2st}$$

$$-\frac{\partial}{\partial \alpha} \left(\frac{1}{\sqrt{\pi}} \alpha^{-\frac{r}{2}} \right) = \int_0^\infty r^2 e^{-\alpha r^2} dr$$

$$-\frac{\partial}{\partial \alpha} \left(\frac{1}{\sqrt{\pi}} \alpha^{-\frac{r}{2}} \right) = \frac{1}{2} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \alpha^{-\frac{r}{2}} \frac{1}{\alpha}$$

$$\mathbb{E}[|Z_t|^2] = \pi st$$

$$Var[|Z_t|] = \pi st - \frac{1}{\pi} (\pi st) = \frac{\pi - \lambda}{\pi} st$$

۳۵ پرسش تئوری ۷-۵

$$f_{Z_t}(z_t) = \left(\frac{1}{\sqrt{\pi}st}\right)^{\frac{1}{2}} e^{-\frac{x^2+y^2+z^2}{2st}}$$

$$f_{Z_n}(z_n) = \left(\frac{1}{\sqrt{\pi n} \sigma}\right)^{\frac{1}{2}} e^{-\frac{z_n^2}{2n\sigma^2}}$$

اگر با CLT هم برویم به همین را میدهد.

۳۶ پرسش تئوری ۸-۵

$$Z_n = Z_{\circ} \sum_{i=1}^n X_i$$

$$\mathbb{E}[Z_n] = \circ, Var(Z_n) = \sigma_{\circ}^{\gamma} + n\sigma^{\gamma}$$

از X_i ها مستقل است پس Z_n گاوسی است:

$$X_i \sim \mathcal{N}(\circ, \sigma_{\circ}^{\gamma} + n\sigma^{\gamma})$$

$$f_{Z_n} = \left(\frac{1}{\sqrt{\pi(\sigma_{\circ}^{\gamma} + n\sigma^{\gamma})}} \right)^{\frac{n}{2}} e^{-\frac{Z_n^T Z_n}{2(\sigma_{\circ}^{\gamma} + n\sigma^{\gamma})}}$$

$$f_{Z_t} = \left(\frac{1}{\sqrt{\pi(\sigma_{\circ}^{\gamma} + n\sigma^{\gamma})}} \right)^{\frac{n}{2}} e^{-\frac{Z_t^T Z_t}{2(\sigma_{\circ}^{\gamma} + n\sigma^{\gamma})}}$$

۳۷ پرسش تئوری ۹-۵

$$f_{Z_n}(z_n) = f_{X_n}^{(\cdot)}(n)(x_n) * f_{X_{n-1}}^{(\cdot)}(n)(z_n - x_n)$$

$$f_{Z_n}(z_n) = f_{X_1}^{(\cdot)}(1)(x_1) * f_{X_2}^{(\cdot)}(2)(x_2) * f_{X_3}^{(\cdot)}(3)(x_3) * \dots * f_{X_n}^{(\cdot)}(n)(x_n)$$

$$f_{Z_n}(z_n) = \mathcal{F}^{-1}\left(\prod_{m=1}^n f_{X_m}^{(m)}(\vec{k})\right) = \left(\frac{1}{\sqrt{\pi}}\right)^n \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{m=1}^n f_{X_m}^{(m)}(\vec{k}) d^3k$$

۳۸- پرسش تئوری ۱۰-

$$Z_n \sim \mathcal{N}(\circ, \sigma_{\circ}^{\mathfrak{x}} \sum_{m=1}^n m^{\mathfrak{x}})$$

$$Z_n \sim \mathcal{N}(\circ, \sigma_{\circ}^{\mathfrak{x}} \frac{n(n+1)(2n+1)}{6})$$

$$f_{Z_n}(z_n) = \left(\frac{1}{\sqrt{\pi} \sigma_{\circ}^{\mathfrak{x}} \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}} \right)^{\mathfrak{x}} e^{-\frac{z_n^T z_n}{2\sigma_{\circ}^{\mathfrak{x}} \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}}}$$

StaticsProject

February 3, 2024

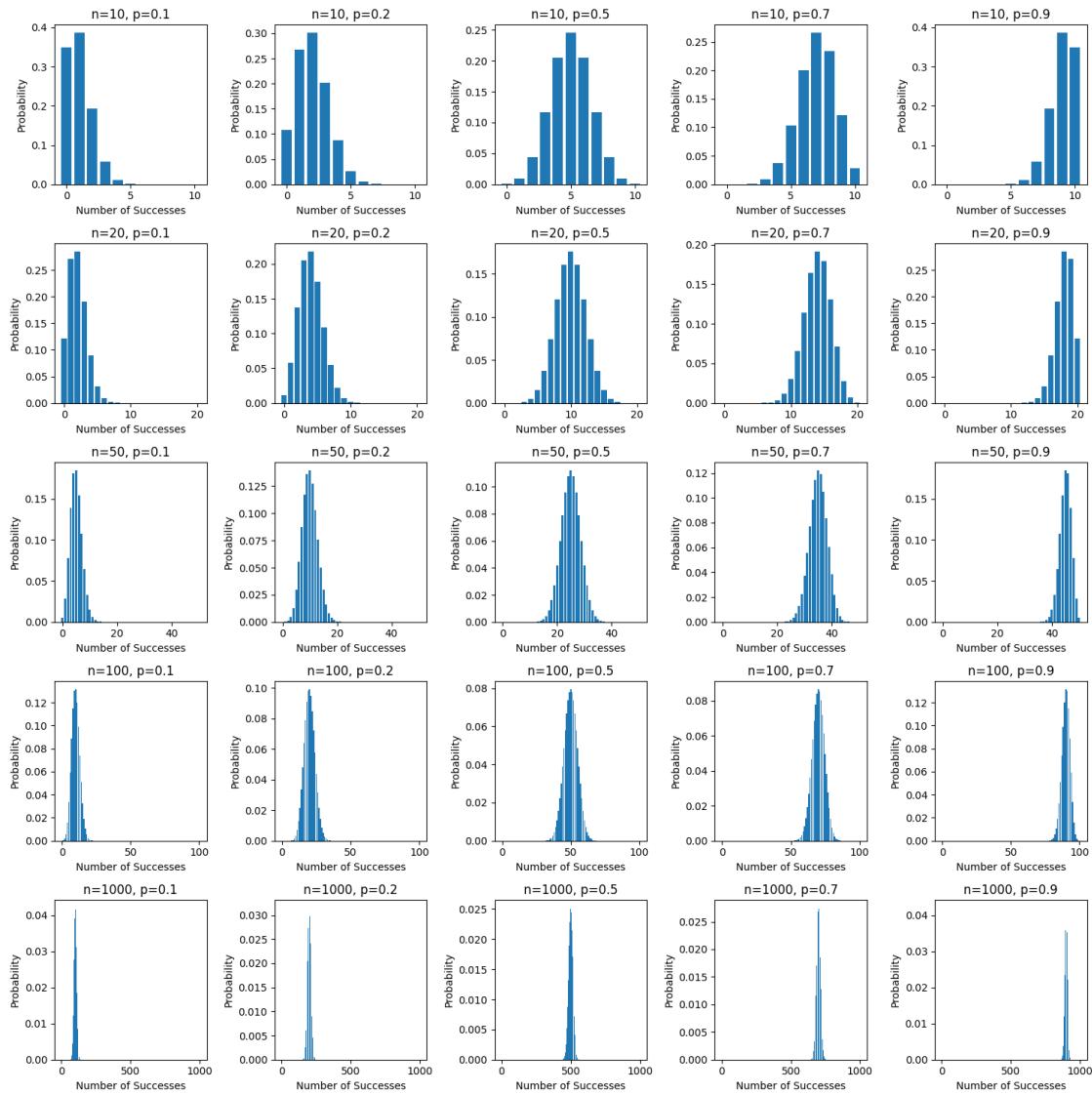
Question 1

```
[2]: import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
import scipy.stats as st

probs = [0.1, 0.2, 0.5, 0.7, 0.9]
nums = [10, 20, 50, 100, 1000]
#here we create a 5*5 figure to plot PMFs
fig, axes = plt.subplots(5, 5, figsize=(15, 15))

#here we just loop through probs and nums
for i, n in enumerate(nums):
    for j, p in enumerate(probs):
        #x-axis
        x = np.arange(0, n+1)
        pmf_values = st.binom.pmf(x, n, p)
        ax = axes[i, j]
        ax.bar(x, pmf_values, align='center')
        ax.set_title(f'n={n}, p={p}')
        ax.set_xlabel('Number of Successes')
        ax.set_ylabel('Probability')

plt.tight_layout()
plt.show()
```



Question 2

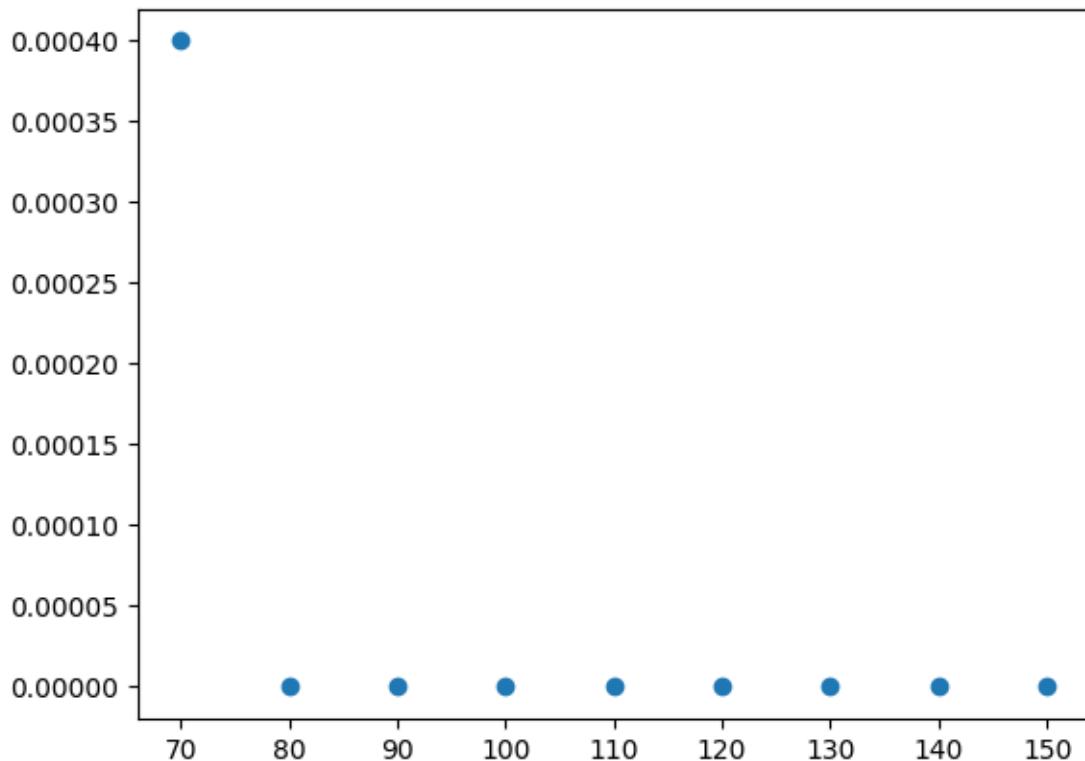
```
[40]: import random
#in this question we use random library to create random nums between 1 and 10
#then we sum all these random nums
count = 0
for i in range(10000):
    sum = 0
    for j in range(79):
        sum += random.randint(1, 10)
    if sum < 301:
        count+=1
```

```
float(count)/10000
```

[40]: 0.0

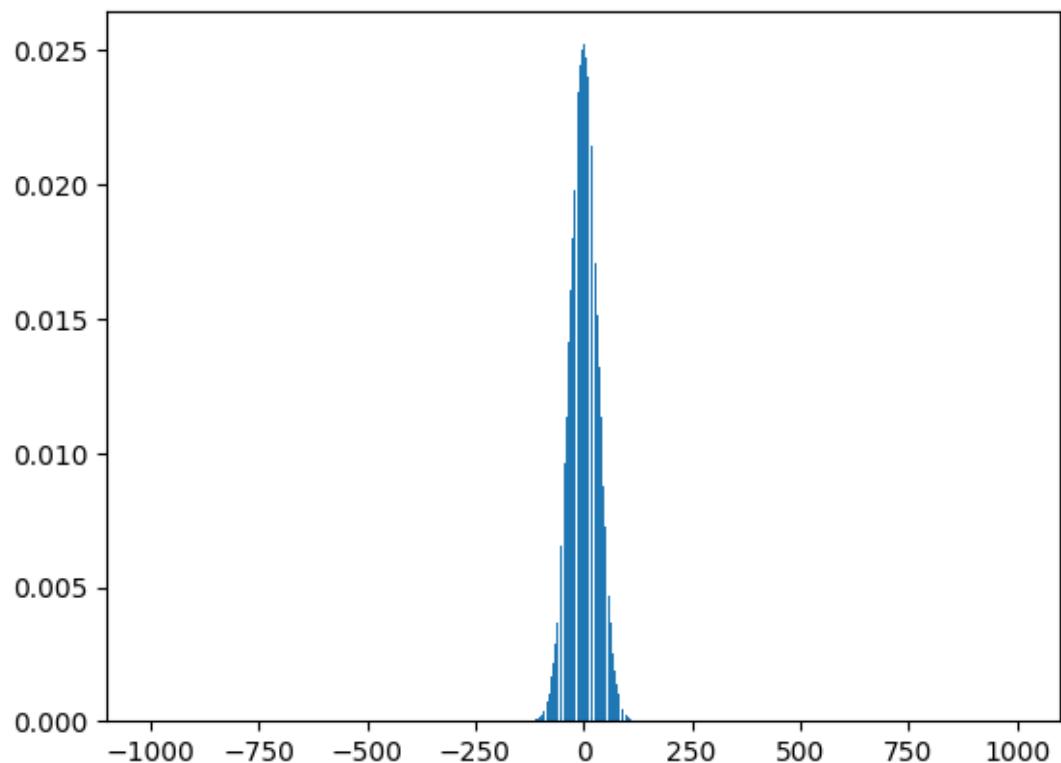
[41]: *#here we do the same thing we did in previous part*

```
probs = []
for j in range(70,151,10):
    count = 0
    for i in range(10000):
        sum = 0
        for k in range(j-1):
            sum += random.randint(1,10)
        if sum < 301:
            count += 1
    probs.append(float(count)/10000)
x = list(range(70,151,10))
plt.scatter(x, probs)
plt.show()
```

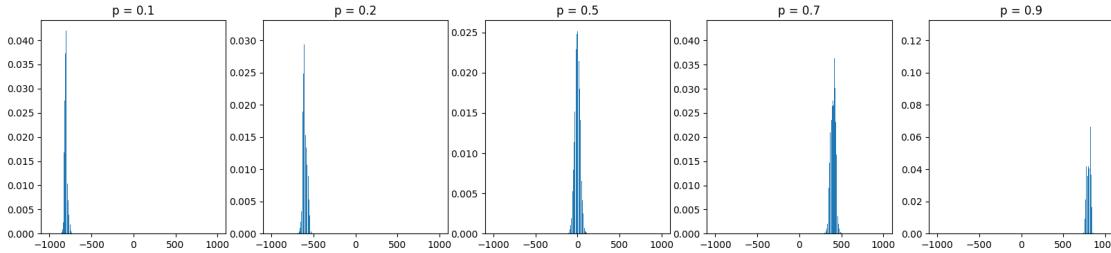


Question 3

```
[30]: import scipy.special as spc
#here to plot PMF we use scipy.special.comb()
z_vals = np.arange(-1000,1001)
n = 1000
pmf = [spc.comb(n, (n+z)//2) * (0.5**n) for z in z_vals]
plt.bar(z_vals, pmf, align='center')
plt.show()
```



```
[35]: probs = [0.1, 0.2, 0.5, 0.7, 0.9]
fig, axes = plt.subplots(1, 5, figsize=(20, 4))
#here we plot the PMF for different values of p
for i in range(5):
    pmf_values = [spc.comb(n, (n+z)//2) * probs[i]**((n+z)/2) * (1-probs[i])**((n-z)/2) for z in z_vals]
    ax = axes[i]
    ax.bar(z_vals, pmf_values, align='center')
    ax.set_title(f'p = {probs[i]}')
```



```
[37]: #here we define a function to find the Mean position after 10000 steps
def mean(N,prob):
    pos = []
    for i in range(N):
        pos.append(np.sum(np.random.choice([-1,1], size=10000, p=[1-prob, prob])))
    return np.mean(pos)
N = 10000
for p in probs:
    print(f'Mean position after 10000 steps with p = {p} is {mean(N,p)}')
```

Mean position after 10000 step with $p = 0.1$ is -7999.6902
 Mean position after 10000 step with $p = 0.2$ is -5999.0114
 Mean position after 10000 step with $p = 0.5$ is -1.684
 Mean position after 10000 step with $p = 0.7$ is 4002.089
 Mean position after 10000 step with $p = 0.9$ is 8000.0512

```
[38]: #now we increase the value of N
N = 100000
for p in probs:
    print(f'Mean position after 10000 step with p = {p} is {mean(N,p)}')
```

Mean position after 10000 step with $p = 0.1$ is -7999.93482
 Mean position after 10000 step with $p = 0.2$ is -6000.25278
 Mean position after 10000 step with $p = 0.5$ is -0.36236
 Mean position after 10000 step with $p = 0.7$ is 3999.58712
 Mean position after 10000 step with $p = 0.9$ is 8000.01598

Question 4

```
[43]: #here we define a function to find whether we stop in zoo or in park
#for the part that we want to pick something out of a sample space with specific
#probabilities
#we use random.choice()
def stop_in_zoo_or_park(N):
    n_zoo = 0
    n_park = 0
    for i in range(N):
```

```

pos = 0
while True:
    x = np.random.choice([-1, 1], p=[0.5, 0.5])
    pos += x
    if pos == 2:
        n_zoo+=1
        break
    if pos == -1:
        n_park+=1
        break
return [n_zoo, n_park]

ans = stop_in_zoo_or_park(100000)
print('Number of times stoped in zoo: ', ans[0])
print('Number of times stoped in park: ', ans[-1])

```

Number of times stoped in zoo: 33513

Number of times stoped in park: 66487

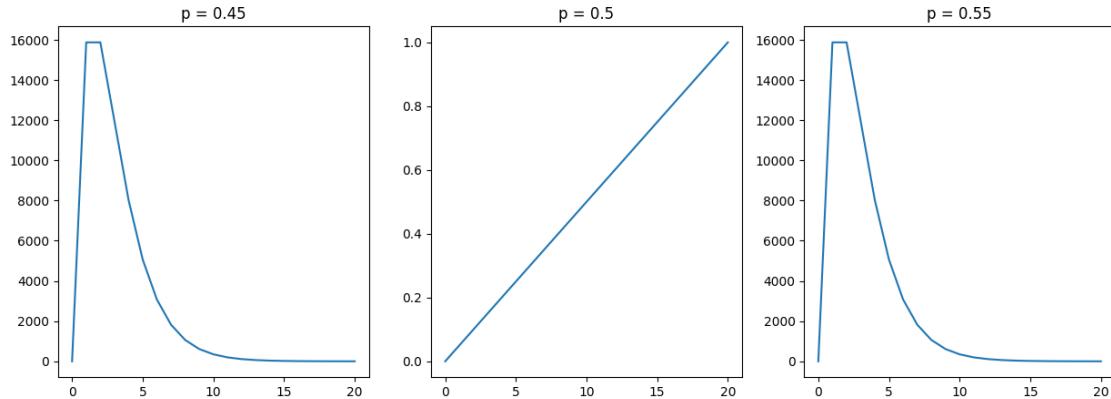
Question 5

```
[46]: def exit(l, probs):
    n = np.arange(0,l+1)

    fig, axes = plt.subplots(1, 3, figsize=(15, 5))

    for i in range(3):
        ax = axes[i]
        ax.set_title(f'p = {probs[i]}')
        if(probs[i] == 0.5):
            P = n / l
            ax.plot(n, P)
        else:
            P = (probs[i]**n - (1-probs[i])**n) / (probs[i]**l - (1-probs[i])**l)
            ax.plot(n, P)

probs = [0.45, 0.5, 0.55]
exit(20, probs)
```



Question 6

```
[86]: def number_of_times_passing(k,n,prob):
    count = 0
    pos = 0
    for i in range(n):
        pos += np.random.choice([-1, 1], p=[1-prob, prob])
        if pos == k:
            count += 1
    return count
count = []
for i in range(1000):
    count.append(number_of_times_passing(2, 10000, 0.3))
print(f'Mean number of times passing from +2 after 10000 steps is ', np.
      mean(count))
```

Mean number of times passing from +2 after 10000 steps is 0.422

Question 7

```
[82]: def time_reaching_position(k, prob):
    pos = 0
    time = 0
    while True:
        time += 1
        pos += np.random.choice([-1, 1], p=[1-prob, prob])
        if pos == k:
            break
    return time
time = []
for i in range(10000):
    time.append(time_reaching_position(50, 0.55))
print(f'Mean time reaching position k is', np.mean(time))
```

Mean time reaching position k is 502.9958

Question 8

```
[45]: n = [10, 20, 50, 100, 200]
N = 10000
z0 = 100
count = []

for i in n:
    c = 0
    for j in range(N):
        pos = z0
        pos += np.sum(np.random.normal(0, 1, size=i))
        if(pos > 105):
            c += 1
    count.append(c)
print(count)
```

[536, 1337, 2401, 2993, 3599]

Question 9

```
[46]: count = 0
for i in range(1000):
    pos = 0
    for j in range(100):
        pos += np.random.normal(5, 1)
        if(pos <= 0):
            count += 1
            break
print((1000-count)/1000)
```

1.0

```
[48]: count = 0
for i in range(1000):
    pos = 0
    for j in range(100):
        pos += np.random.normal(2, np.sqrt(5))
        if(pos <= 0):
            count += 1
            break
print((1000-count)/1000)
```

0.741

```
[50]: count = 0
res = []
for i in range(1000):
    pos = 0
    s = []
```

```

for j in range(100):
    a = np.random.normal(5, 1)
    pos += a
    s.append(pos)
    res.append(len(set(s)))
print(np.sum(res)/(100000))

```

1.0

```

[51]: count = 0
res = []
for i in range(1000):
    pos = 0
    s = []
    for j in range(100):
        a = np.random.normal(2, np.sqrt(5))
        pos += a
        s.append(pos)
    res.append(len(set(s)))
print(np.sum(res)/(100000))

```

1.0

Question 10

```

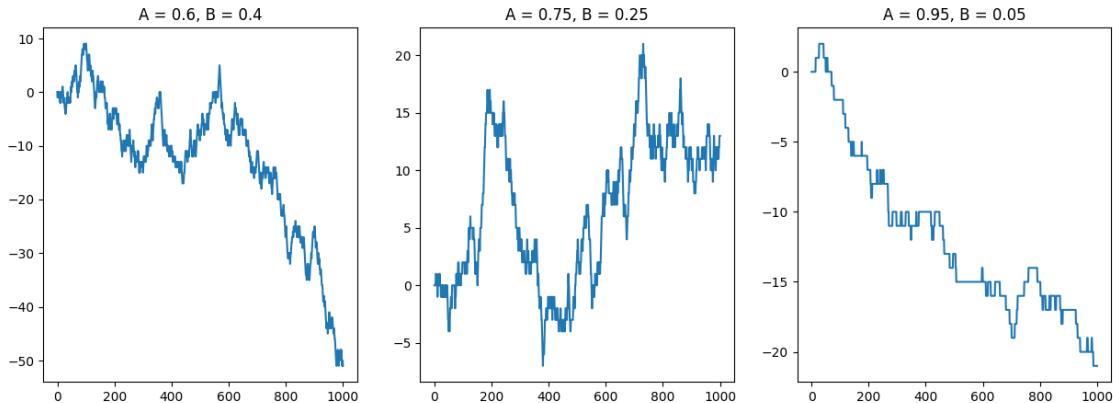
[90]: def Uniform_move(vals, n):
    a = len(vals)

    fig, axes = plt.subplots(1, a, figsize=(a * 5, 5))

    for i in range(a):
        ax = axes[i]
        ax.set_title(f'A = {vals[i][0]}, B = {vals[i][-1]}')
        pos = np.zeros(n+1)
        for j in range(1,n+1):
            Y = np.random.uniform(0, 1)
            if Y >= vals[i][0]:
                pos[j] = pos[j-1] + 1
            elif Y <= vals[i][-1]:
                pos[j] = pos[j-1] - 1
            else:
                pos[j] = pos[j-1]
        ax.plot(range(n+1), pos)

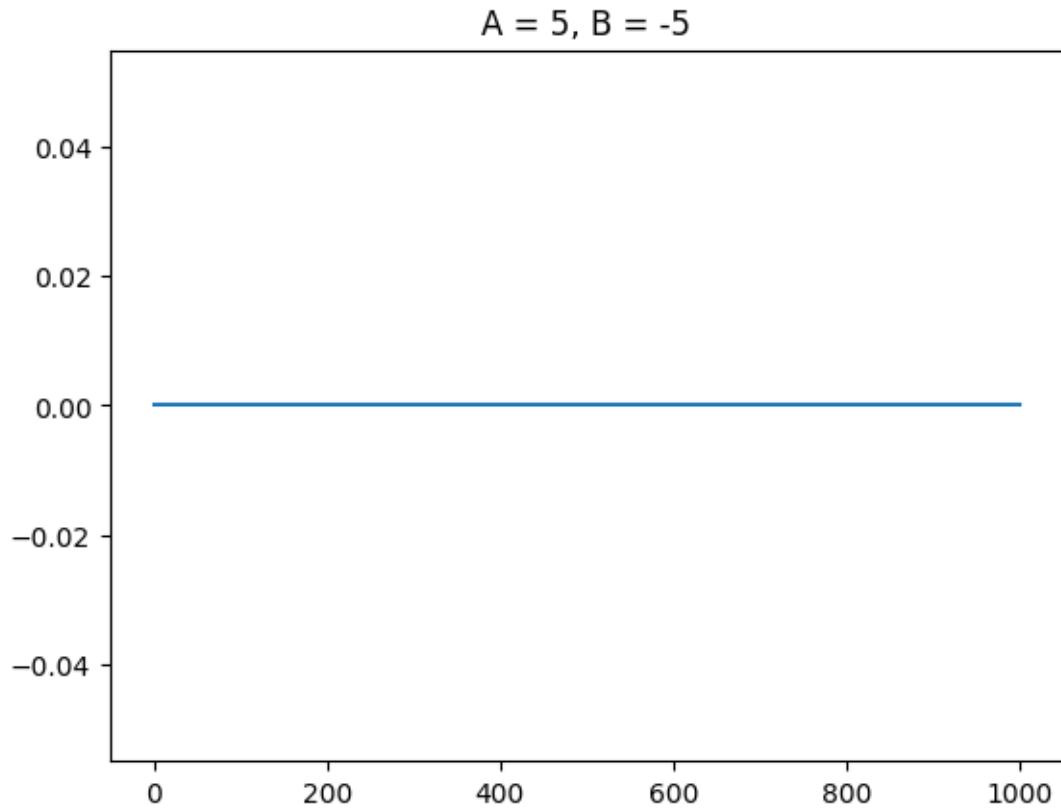
    vals = [[0.6, 0.4], [0.75, 0.25], [0.95, 0.05]]
    Uniform_move(vals, 1000)

```



```
[93]: def Gaussian_move(vals, n, mean, variance):
    a = len(vals)
    for i in range(a):
        plt.title(f'A = {vals[i][0]}, B = {vals[i][-1]}')
        pos = np.zeros(n+1)
        for j in range(1,n+1):
            Y = np.random.normal(mean, np.sqrt(variance))
            if Y >= vals[i][0]:
                pos[j] = pos[j-1] + 1
            elif Y <= vals[i][-1]:
                pos[j] = pos[j-1] - 1
            else:
                pos[j] = pos[j-1]
        plt.plot(range(n+1), pos)

    vals = [[5, -5]]
    Gaussian_move(vals, 1000, 0, 1)
```

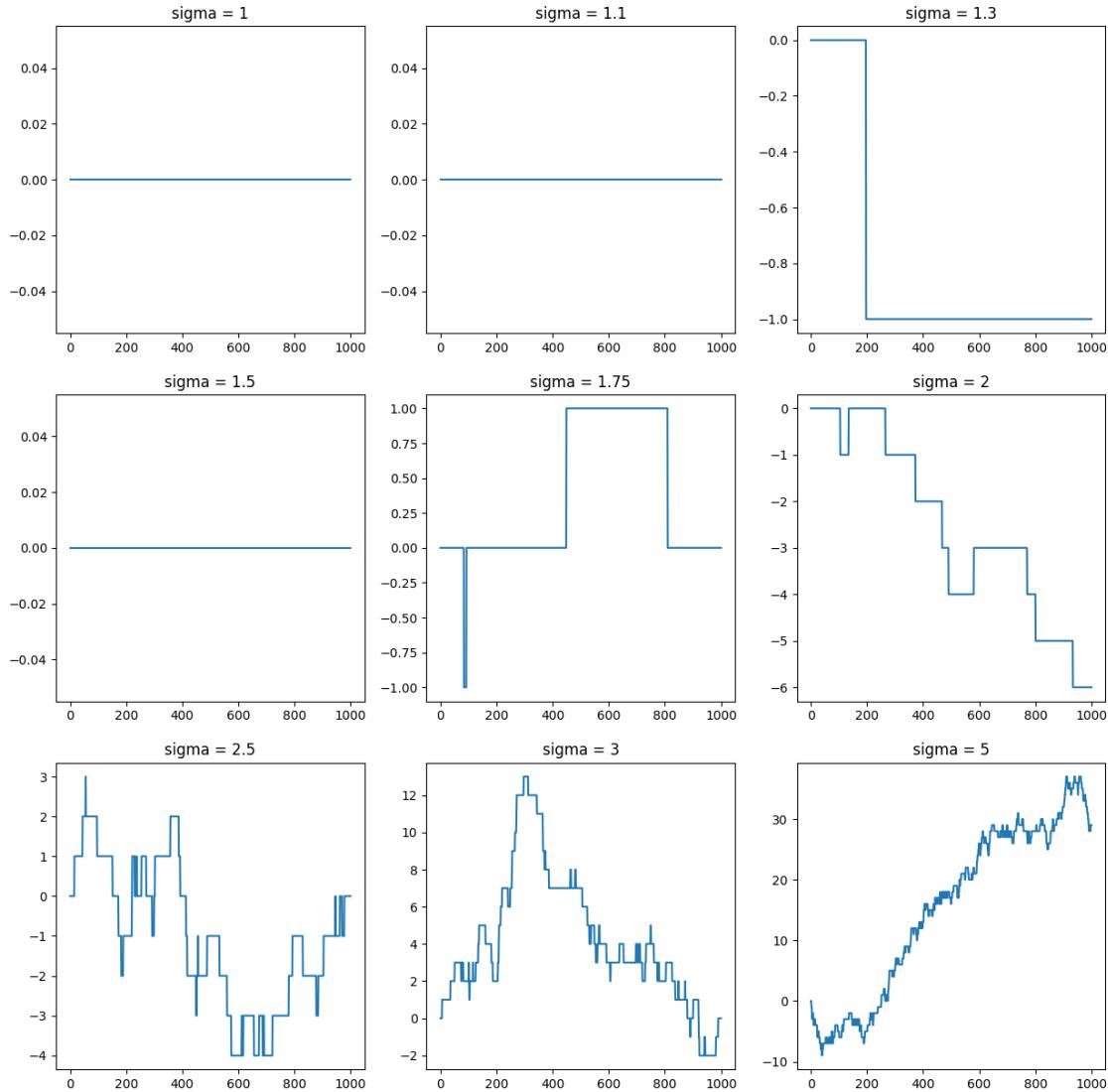


```
[103]: def Gaussian_move_variance(vars, n, mean):
    a = len(vars)

    fig, axes = plt.subplots(3, a//3, figsize=((a//3) * 5, 15))

    for i in range(a):
        ax = axes[i//3][i%3]
        ax.set_title(f'sigma = {vars[i]}')
        pos = np.zeros(n+1)
        for j in range(1,n+1):
            Y = np.random.normal(mean, vars[i])
            if Y >= 5:
                pos[j] = pos[j-1] + 1
            elif Y <= -5:
                pos[j] = pos[j-1] - 1
            else:
                pos[j] = pos[j-1]
        ax.plot(range(n+1), pos)

    vars = [1, 1.1, 1.3, 1.5, 1.75, 2, 2.5, 3, 5]
    Gaussian_move_variance(vars, 1000, 0)
```



```
[108]: def Gaussian_move_variance(vars, n, mean):
    a = len(vars)

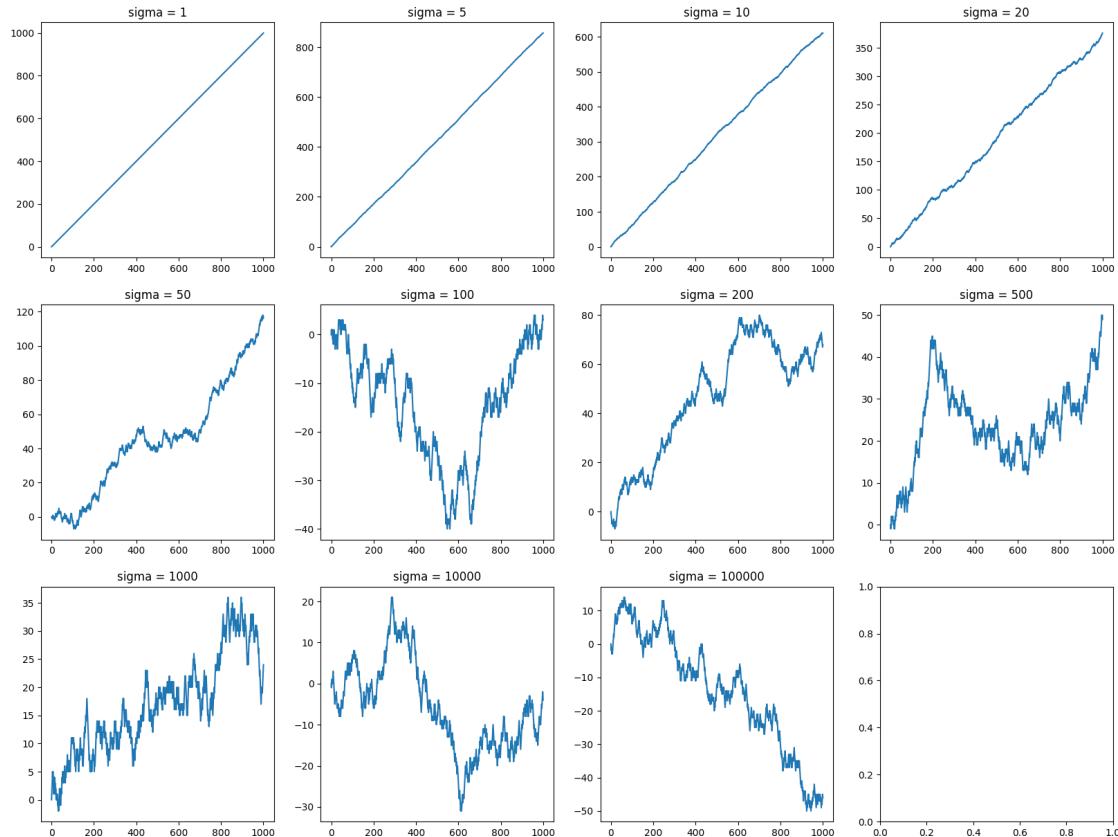
    fig, axes = plt.subplots(3, a//3 + 1, figsize=((a//3 + 1) * 5, 15))

    for i in range(a):
        ax = axes[i//4][i%4]
        ax.set_title(f'sigma = {vars[i]}')
        pos = np.zeros(n+1)
        for j in range(1,n+1):
            Y = np.random.normal(mean, vars[i])
            if Y >= 5:
                pos[j] = pos[j-1] + 1
```

```

    elif Y <= -5:
        pos[j] = pos[j-1] - 1
    else:
        pos[j] = pos[j-1]
    ax.plot(range(n+1), pos)
vars = [1, 5, 10, 20, 50, 100, 200, 500, 1000, 10000, 100000]
Gaussian_move_variance(vars, 1000, 10)

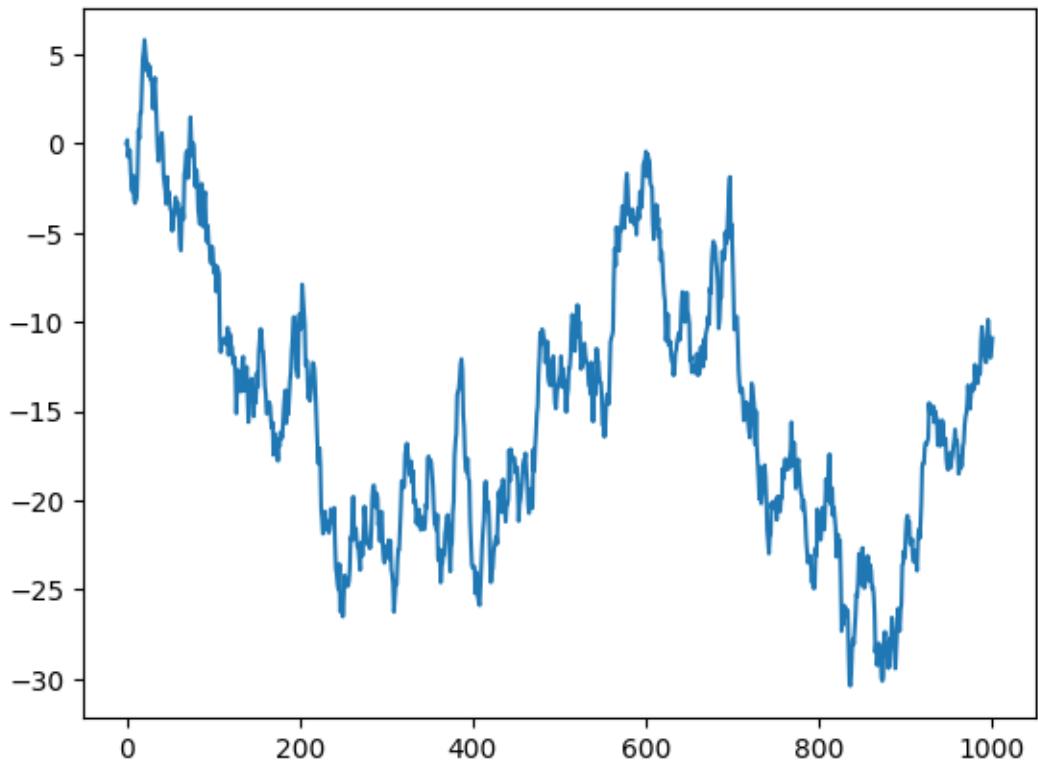
```



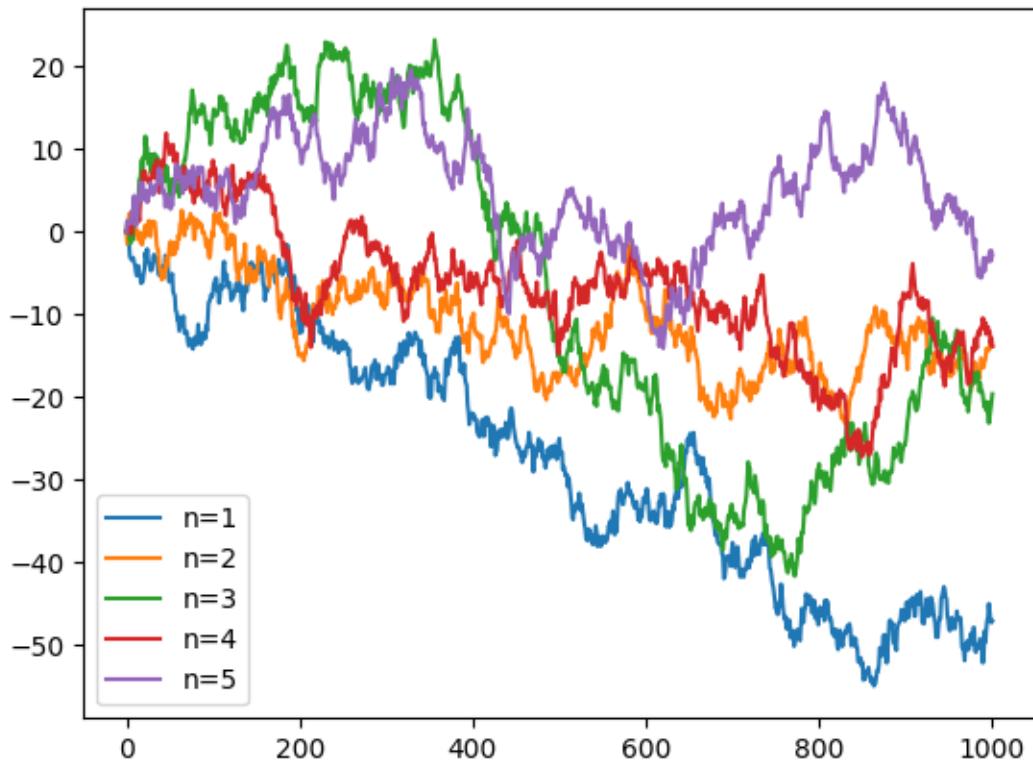
Question 11

```
[110]: n = 1000
pos = np.zeros(n+1)
for i in range(1, n+1):
    x = np.random.normal(0, 1)
    pos[i] = pos[i-1] + x

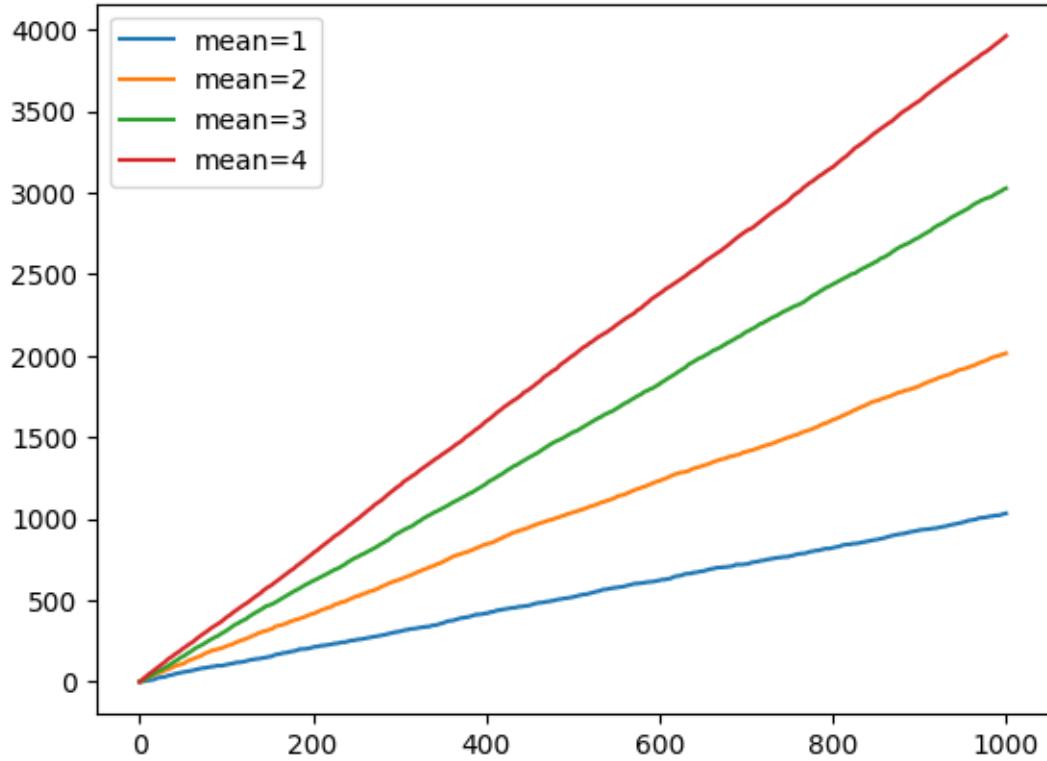
plt.plot(range(n+1), pos)
plt.show()
```



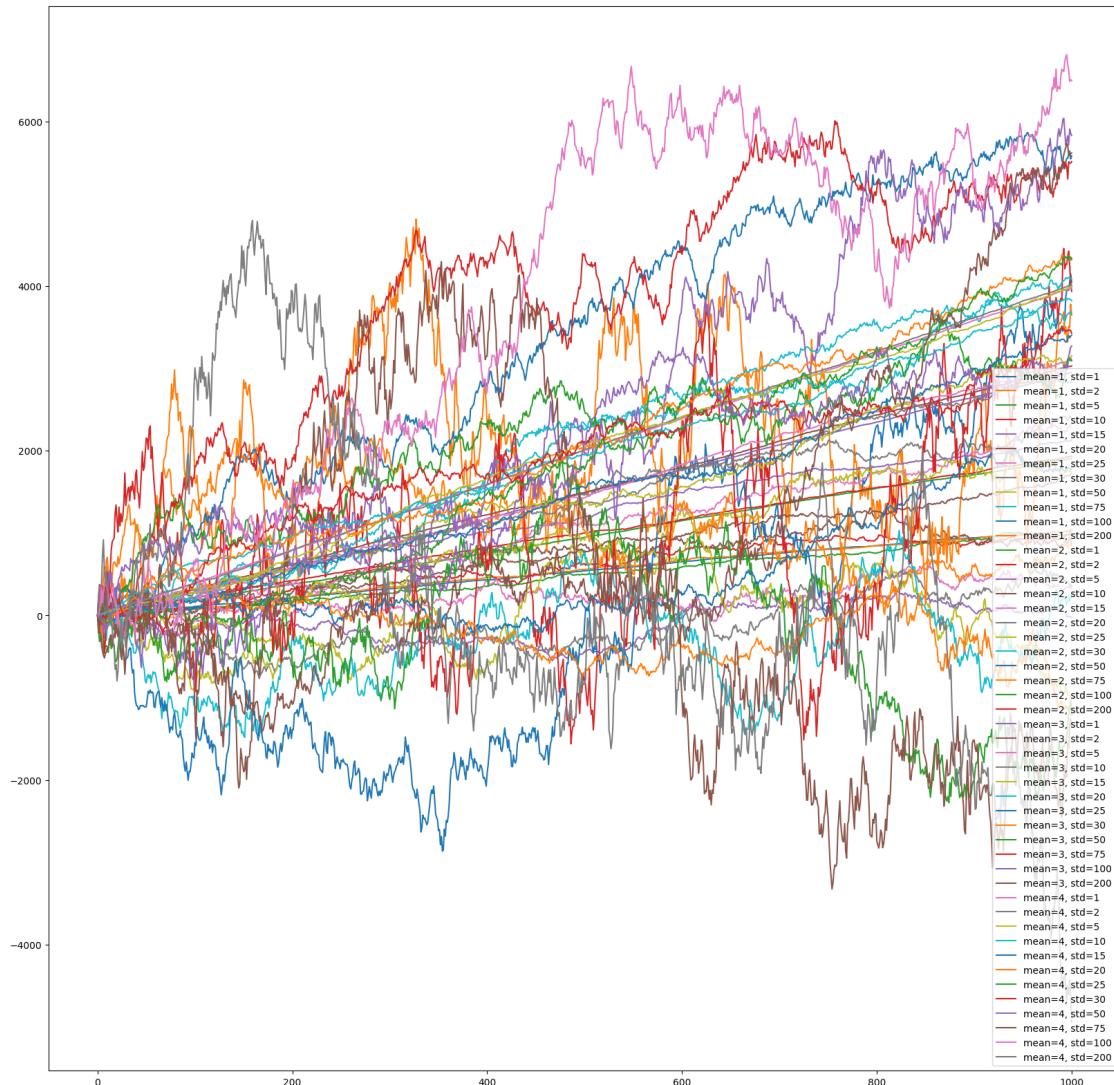
```
[112]: for i in range(5):
    pos = np.zeros(n+1)
    for j in range(1, n+1):
        x = np.random.normal(0, 1)
        pos[j] = pos[j-1] + x
    plt.plot(range(n+1), pos, label=f'n={i+1}')
plt.legend()
plt.show()
```



```
[113]: means = [1, 2, 3, 4]
for i in means:
    pos = np.zeros(n+1)
    for j in range(1, n+1):
        x = np.random.normal(i, 1)
        pos[j] = pos[j-1] + x
    plt.plot(range(n+1), pos, label=f'mean={i}')
plt.legend()
plt.show()
```



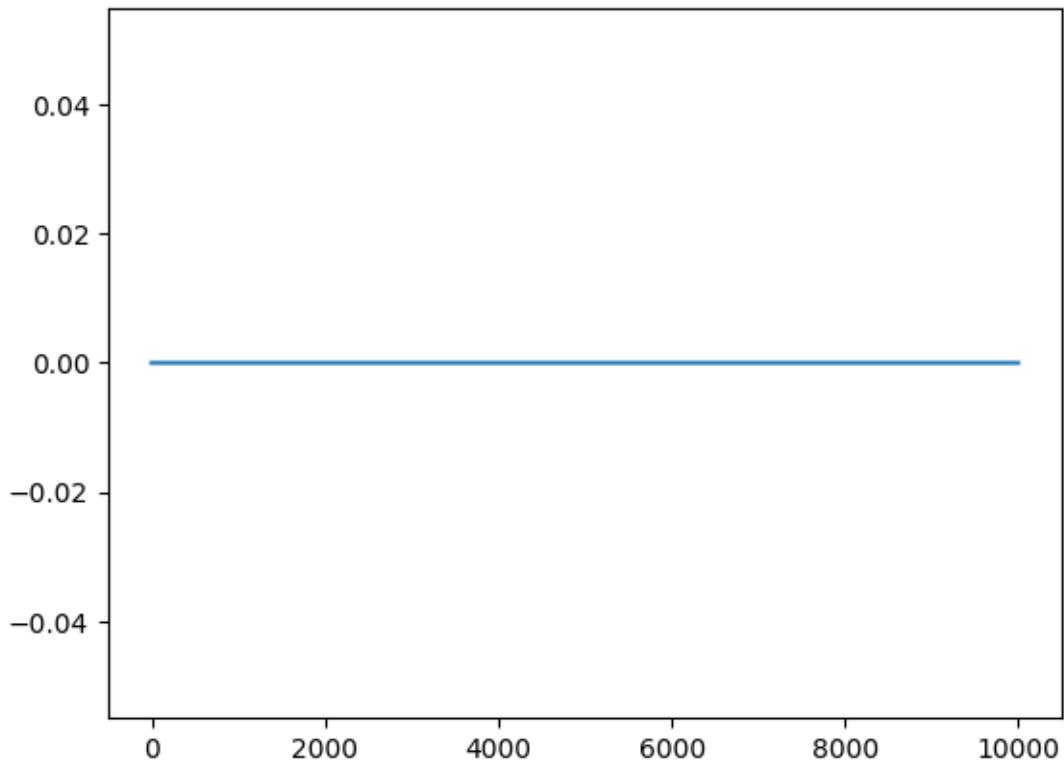
```
[118]: vars = [1, 2, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 50, 75, 100, 200]
plt.figure(figsize=(20, 20))
for m in means:
    for v in vars:
        for j in range(1, n+1):
            x = np.random.normal(m, v)
            pos[j] = pos[j-1] + x
plt.plot(range(n+1), pos, label=f'mean={m}, std={v}')
```



Question 12

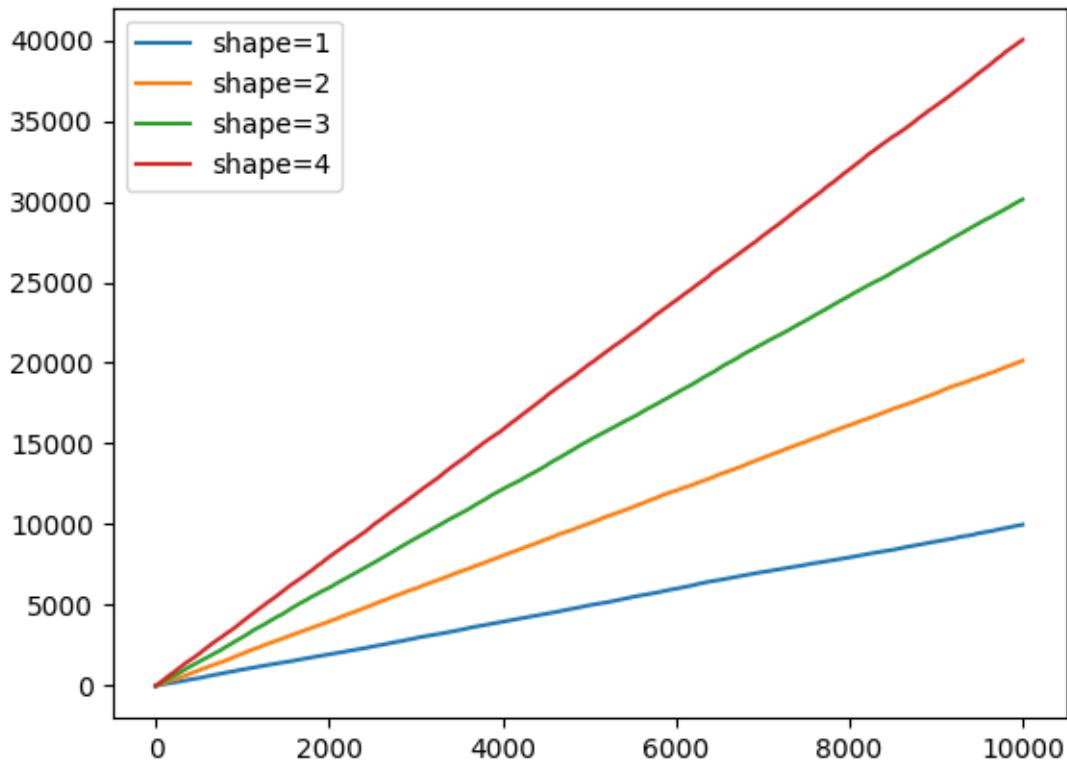
```
[121]: n = 10000
pos = np.zeros(n+1)
for i in range(1, n+1):
    x = np.random.gamma(shape=0, scale=1)
    pos[i] = pos[i-1] + x

plt.plot(range(n+1), pos)
plt.show()
```

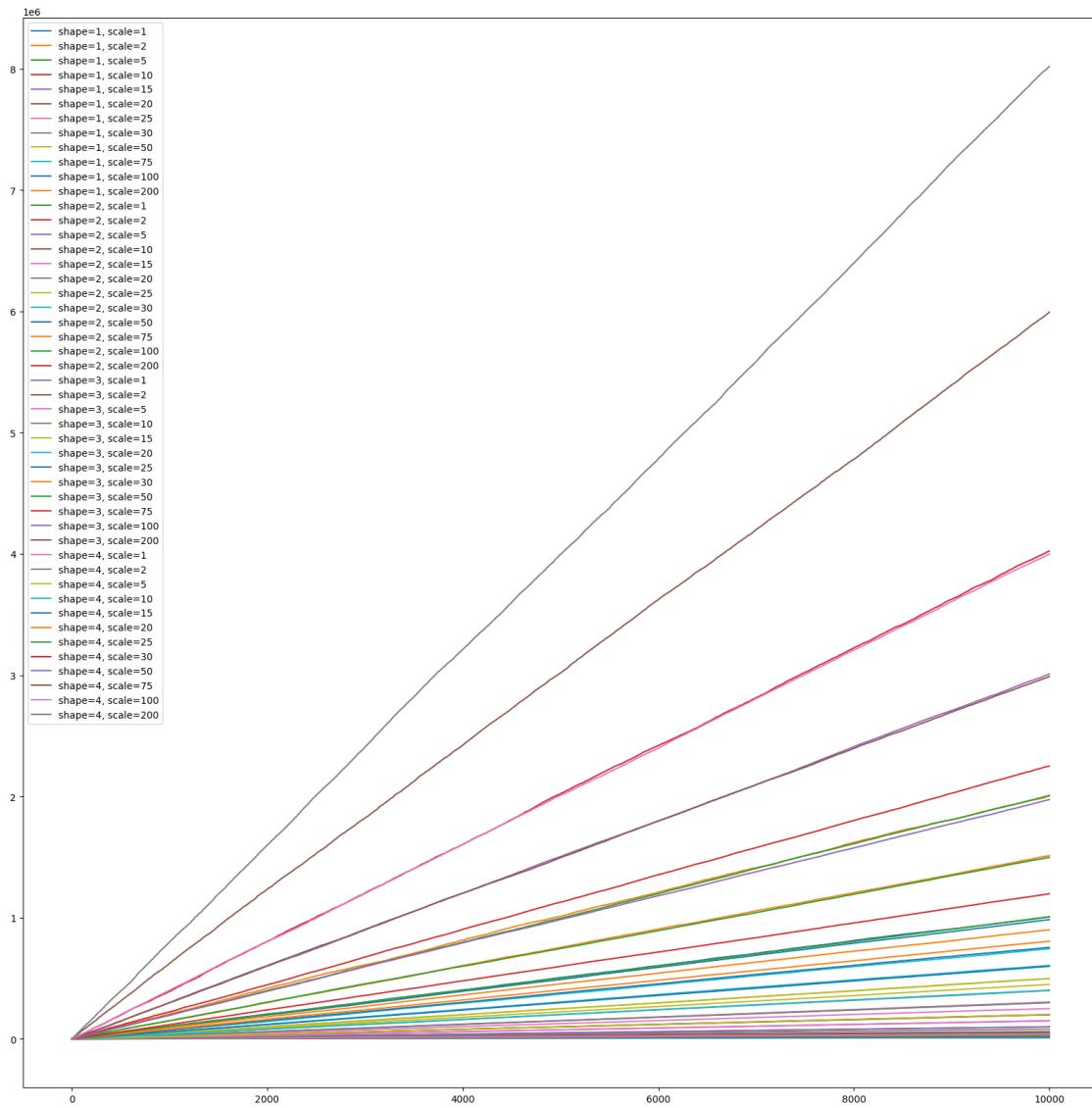


```
[122]: #the result is as same as above there is no need to replot the shape above
```

```
[123]: shapes = [1, 2, 3, 4]
for i in shapes:
    pos = np.zeros(n+1)
    for j in range(1, n+1):
        x = np.random.gamma(shape=i, scale=1)
        pos[j] = pos[j-1] + x
    plt.plot(range(n+1), pos, label=f'shape={i}')
plt.legend()
plt.show()
```



```
[124]: vars = [1, 2, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 50, 75, 100, 200]
plt.figure(figsize=(20, 20))
for m in means:
    for v in vars:
        for j in range(1, n+1):
            x = np.random.gamma(m, v)
            pos[j] = pos[j-1] + x
        plt.plot(range(n+1), pos, label=f'shape={m}, scale={v}')
```



Question 13

```
[4]: def check_origin(n,prob):
    count = 0
    pos = 0
    for i in range(n):
        pos += np.random.choice([1, -1], p=[prob, 1-prob])
        if pos == 0:
            count += 1
    return count
count = []
for i in range(10000):
    count.append(check_origin(100, 0.5))
```

```

print(f'Probability of getting back to origin is ', (len(count) - count.
    ↪count(0))/10000)
print(f'Mean number of times that gets back to origin is ', np.mean(count))

```

Probability of getting back to origin is 0.919
Mean number of times that gets back to origin is 7.0434

[5]: *#here we increase n to see the result*

```

count = []
for i in range(10000):
    count.append(check_origin(1000, 0.5))
print(f'Probability of getting back to origin is ', (len(count) - count.
    ↪count(0))/10000)
print(f'Mean number of times that gets back to origin is ', np.mean(count))

```

Probability of getting back to origin is 0.9741
Mean number of times that gets back to origin is 24.5106

[6]: *#here we just change the value of p*

```

count = []
for i in range(10000):
    count.append(check_origin(100, 0.6666667))
print(f'Probability of getting back to origin is ', (len(count) - count.
    ↪count(0))/10000)
print(f'Mean number of times that gets back to origin is ', np.mean(count))

```

Probability of getting back to origin is 0.6661
Mean number of times that gets back to origin is 1.9974

[7]:

```

count = []
for i in range(10000):
    count.append(check_origin(200, 0.6666667))
print(f'Probability of getting back to origin is ', (len(count) - count.
    ↪count(0))/10000)
print(f'Mean number of times that gets back to origin is ', np.mean(count))

```

Probability of getting back to origin is 0.6554
Mean number of times that gets back to origin is 1.9522

Question 14

[132]:

```

def Check_if_reached(n,l,h):
    pos = 0
    for i in range(n):
        pos += np.random.choice([1, -1], p=[0.5,0.5])
        if pos == l:
            return True
        elif pos == h:
            return False

```

```

for j in range(5,31,5):
    count = 0
    for i in range(1000):
        if Check_if_reached(1000, -1, j):
            count += 1
    print(f'Probability of reaching -1 earlier than {j} is ', count/1000)

```

Probability of reaching -1 earlier than 5 is 0.831
 Probability of reaching -1 earlier than 10 is 0.91
 Probability of reaching -1 earlier than 15 is 0.948
 Probability of reaching -1 earlier than 20 is 0.954
 Probability of reaching -1 earlier than 25 is 0.96
 Probability of reaching -1 earlier than 30 is 0.958

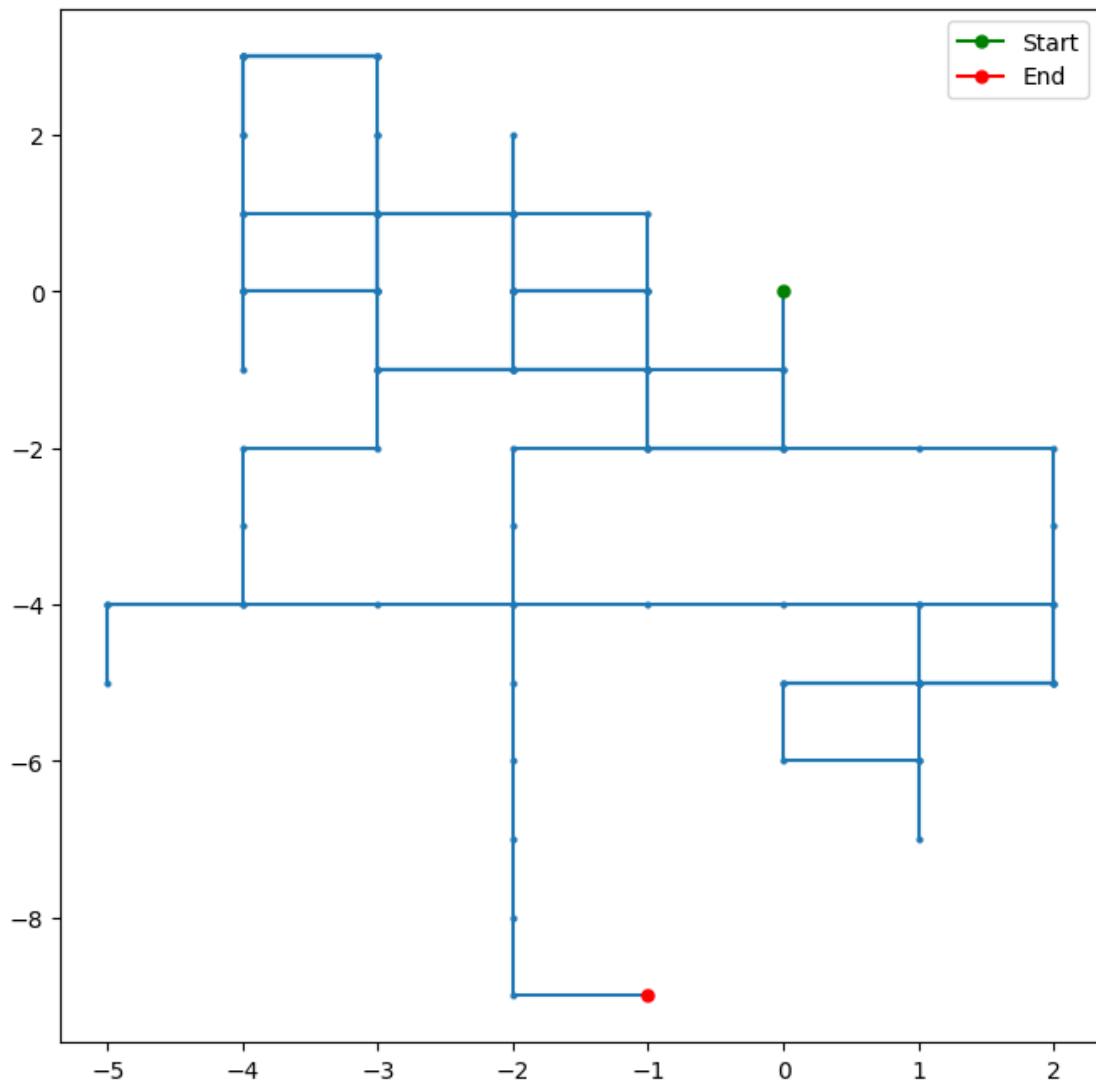
Question 15

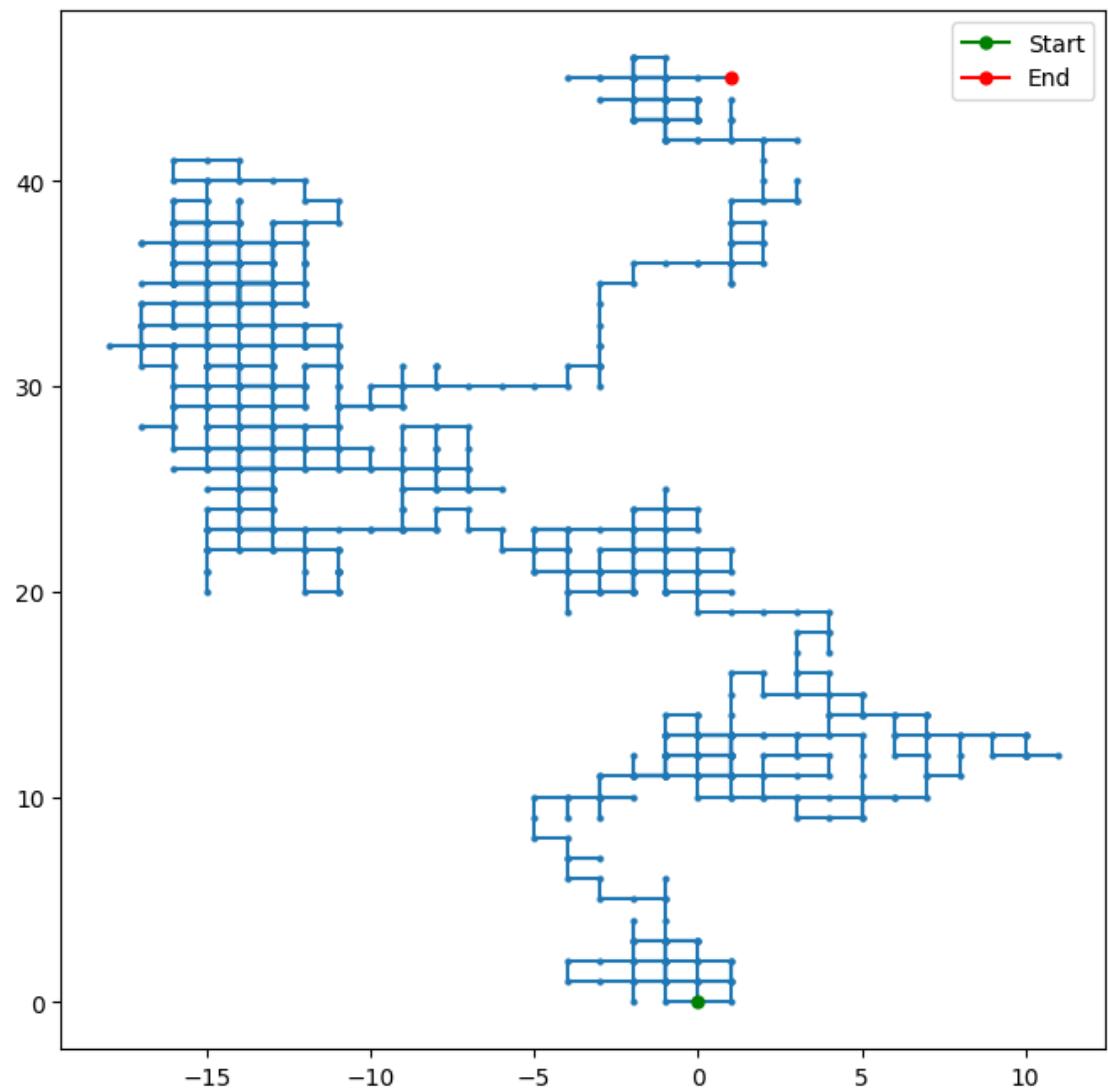
```
[18]: def random_walk_2D(n, dxdy):
    pos = np.zeros((n+1, 2))
    pos[0] = [0, 0]

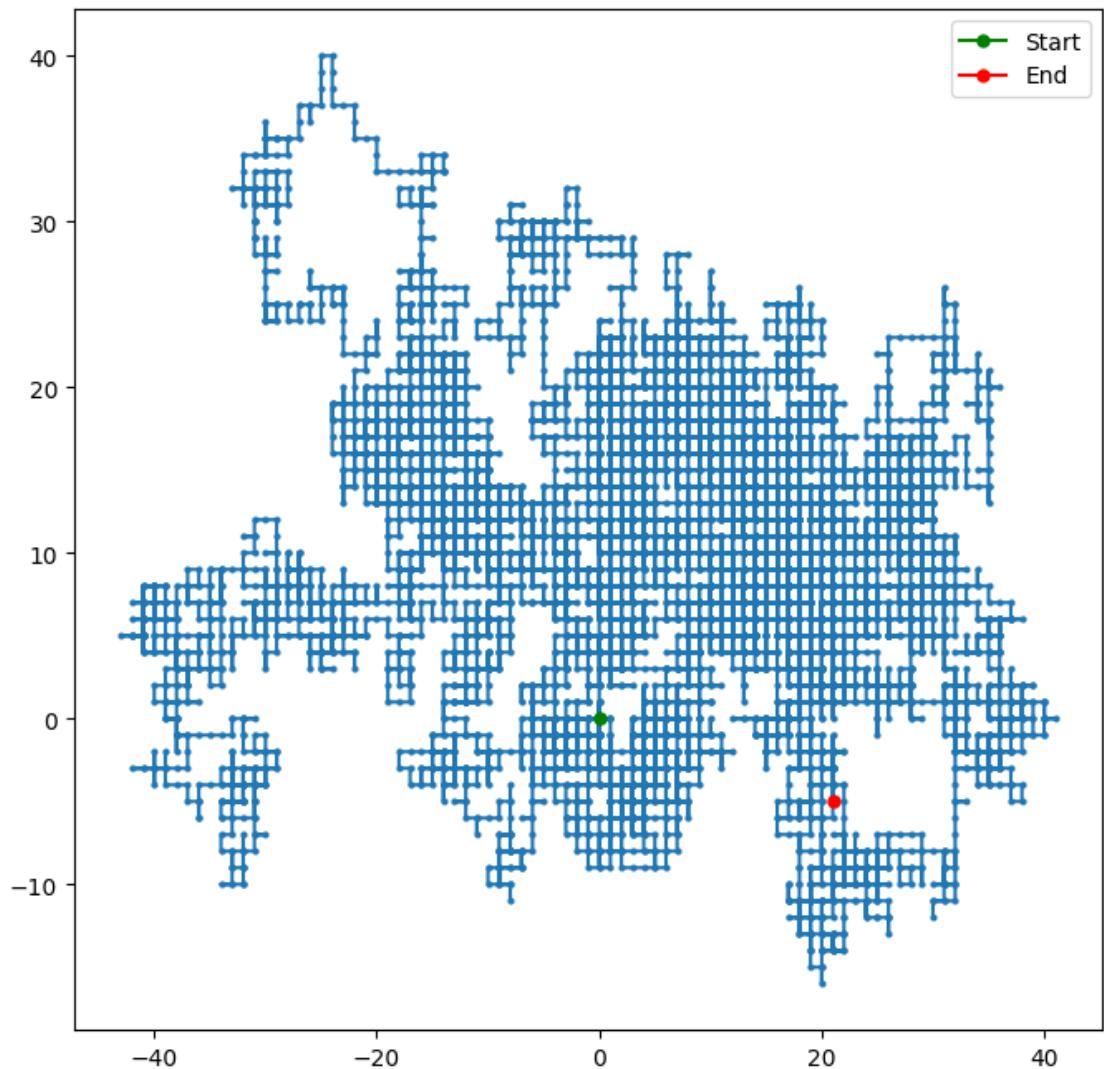
    for i in range(1, n+1):
        x = dxdy[np.random.choice(len(dxdy), p=[1/len(dxdy) for i in
→range(len(dxdy))])]
        pos[i] = pos[i-1] + x

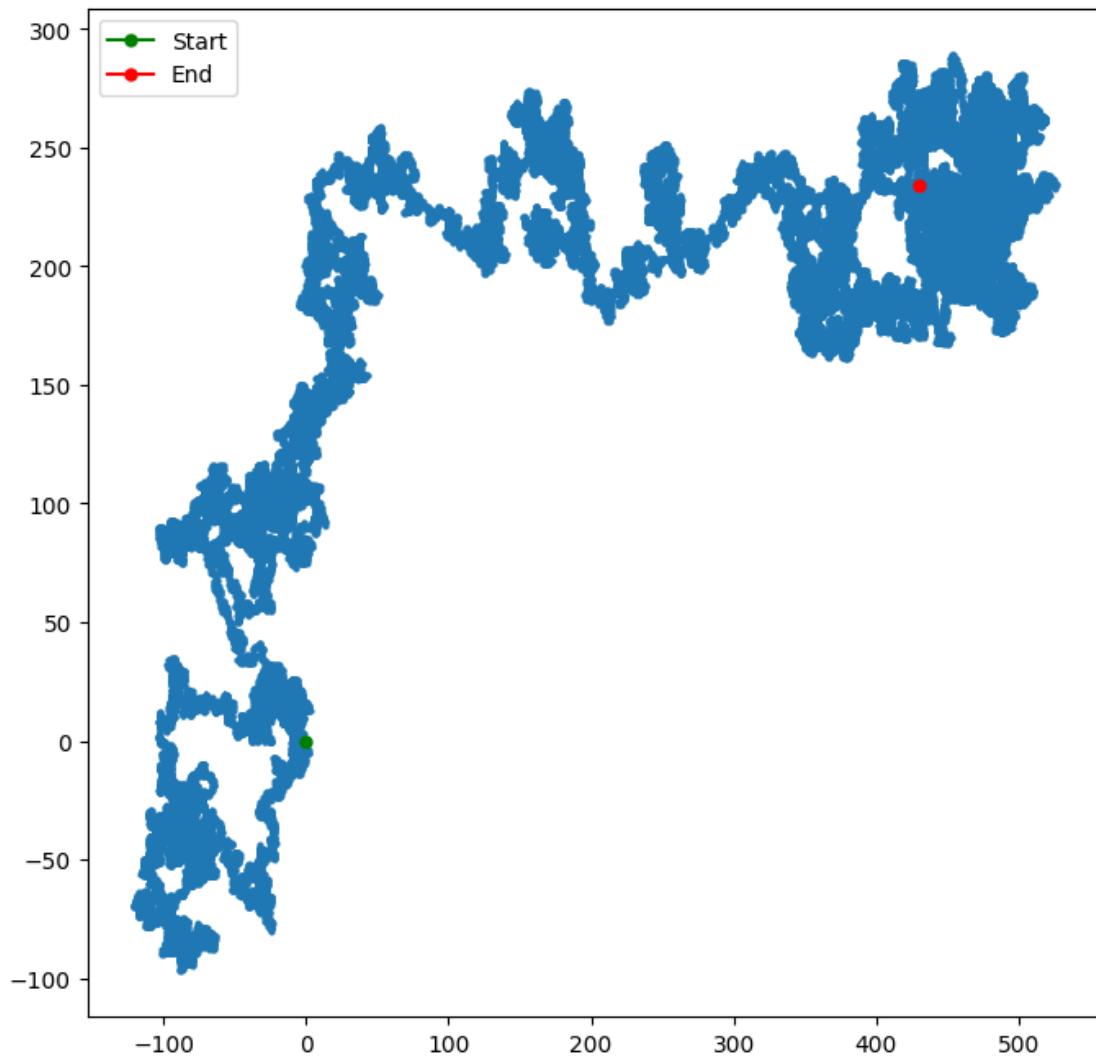
    plt.figure(figsize=(8, 8))
    plt.plot(pos[:, 0], pos[:, 1], linestyle='-', marker='o', markersize=2)
    plt.plot(pos[0][0], pos[0][1], marker='o', markersize=5, color='green', u
→label='Start')
    plt.plot(pos[:, 0][-1], pos[:, 1][-1], marker='o', markersize=5, u
→color='red', label='End')
    plt.legend()

n = [10**i for i in range(2, 6)]
dxdy = np.array([[1, 0], [-1, 0], [0, 1], [0, -1]])
for i in n:
    random_walk_2D(i, dxdy)
```

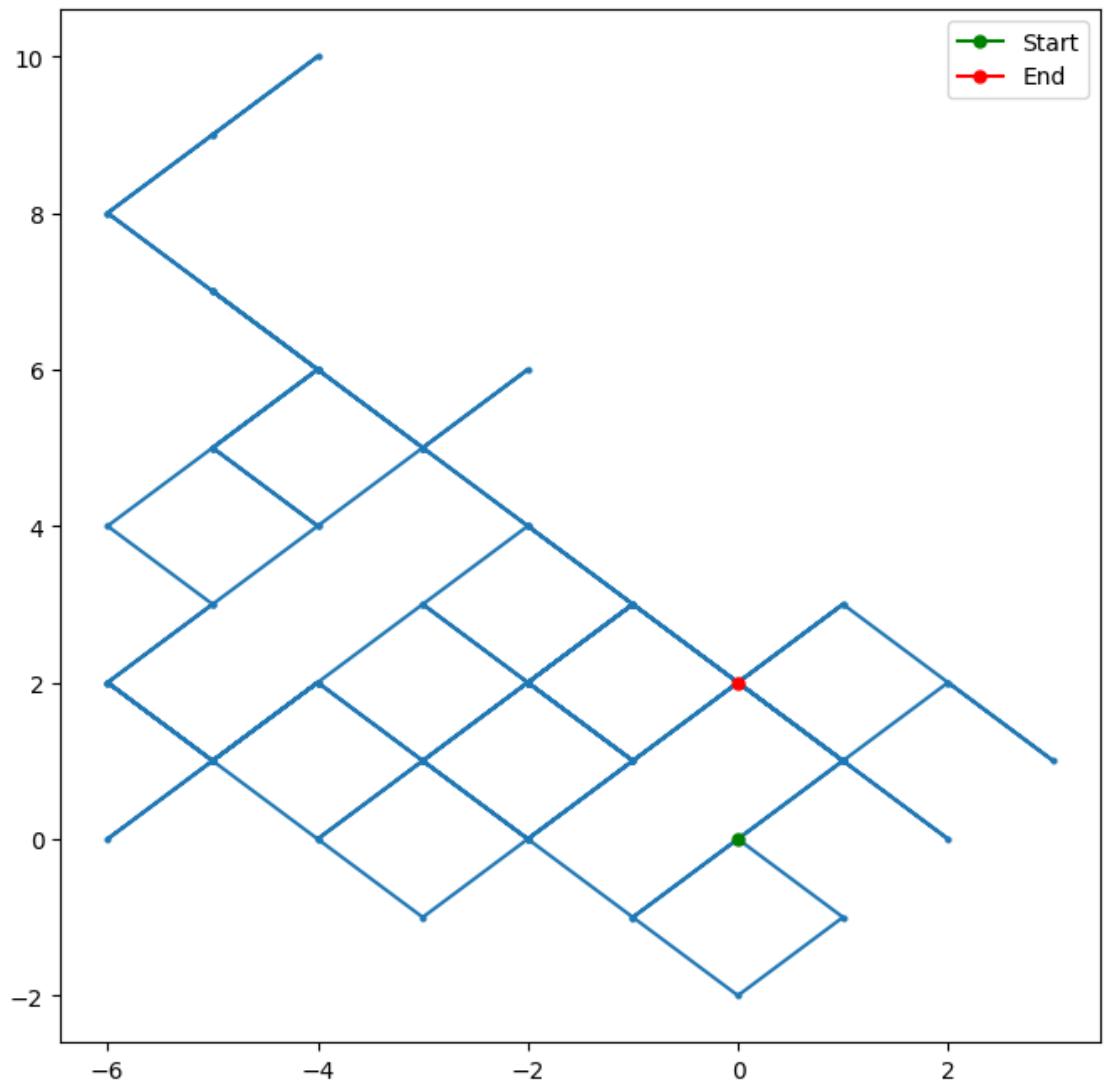


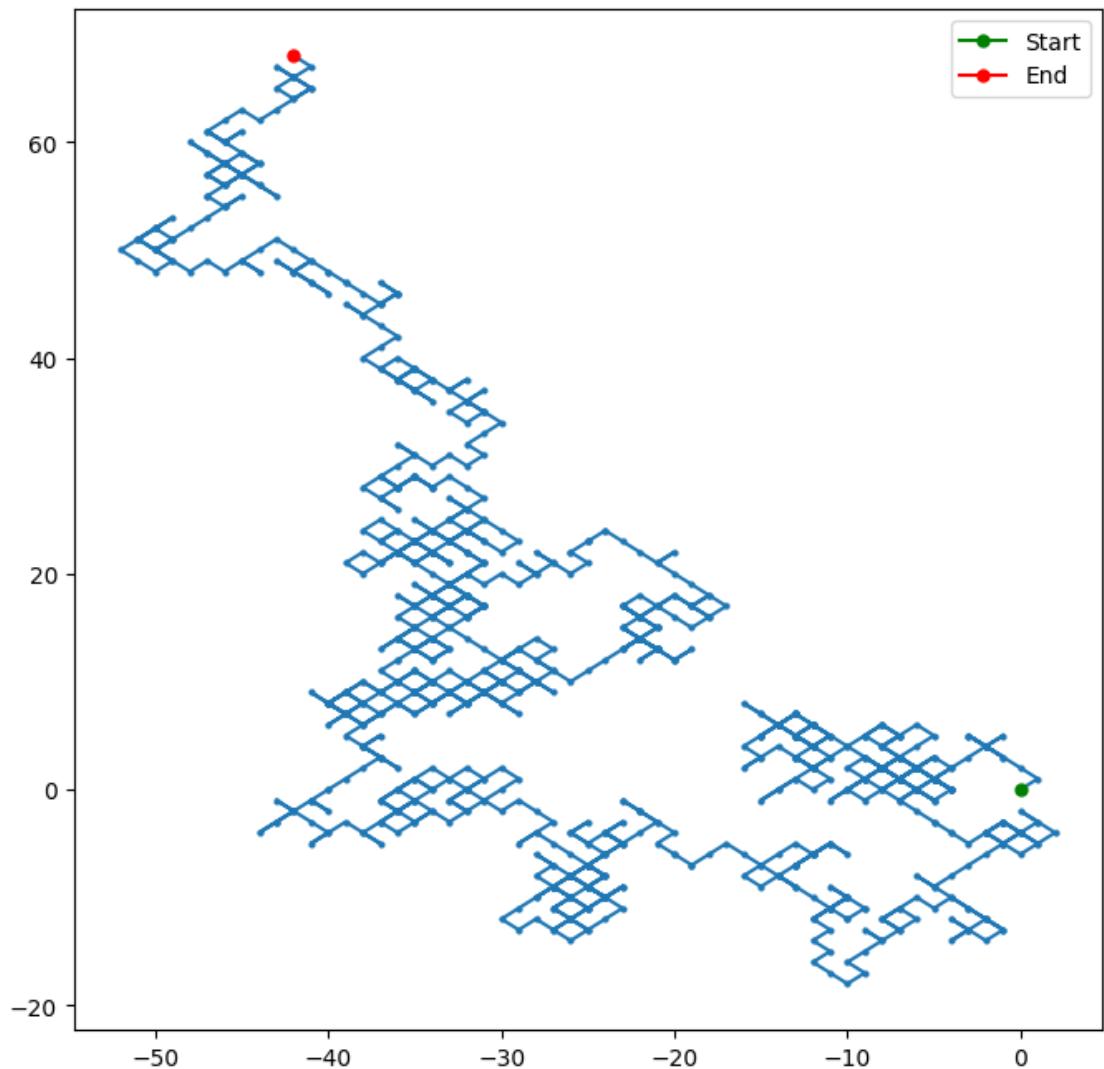


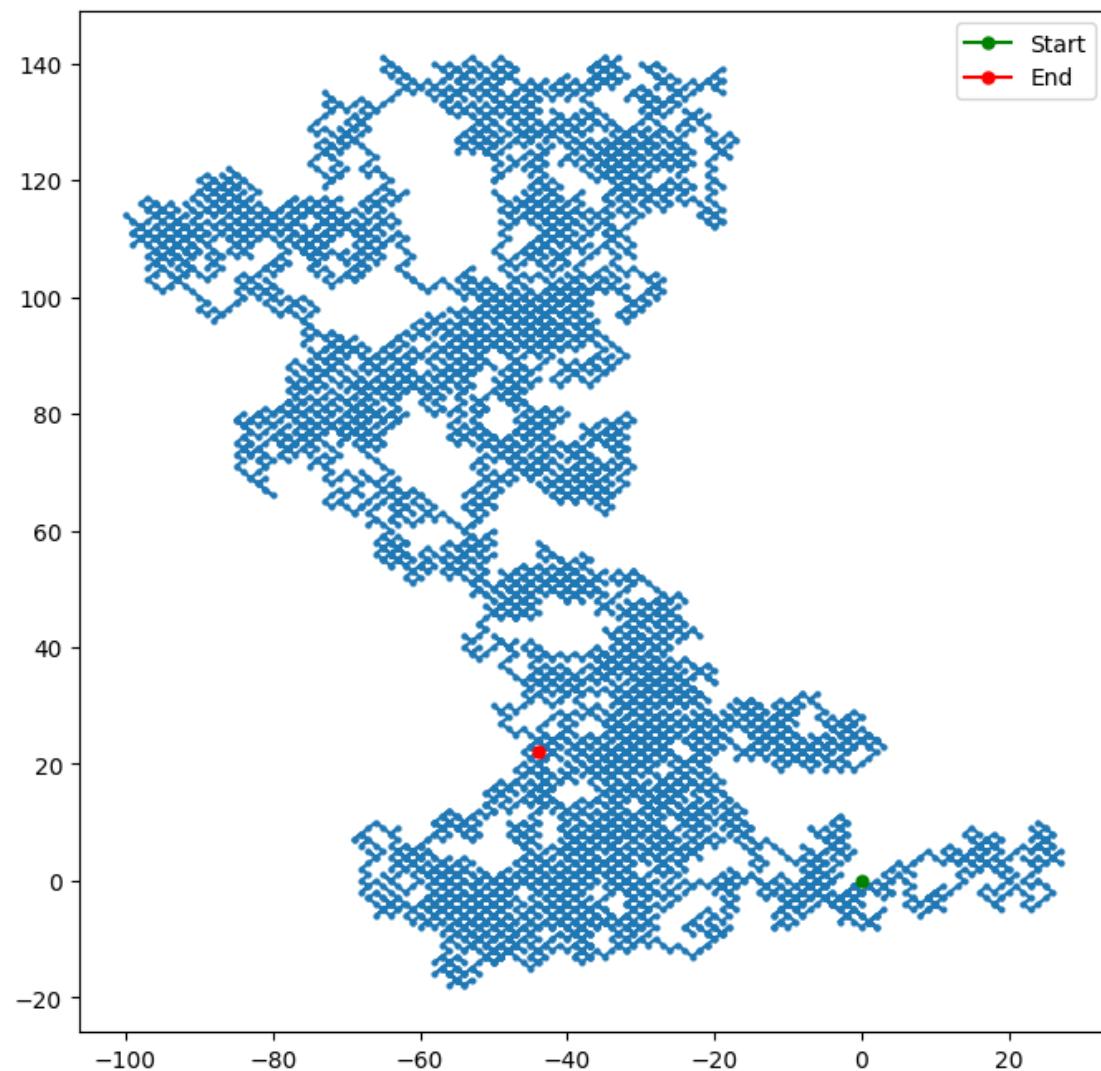


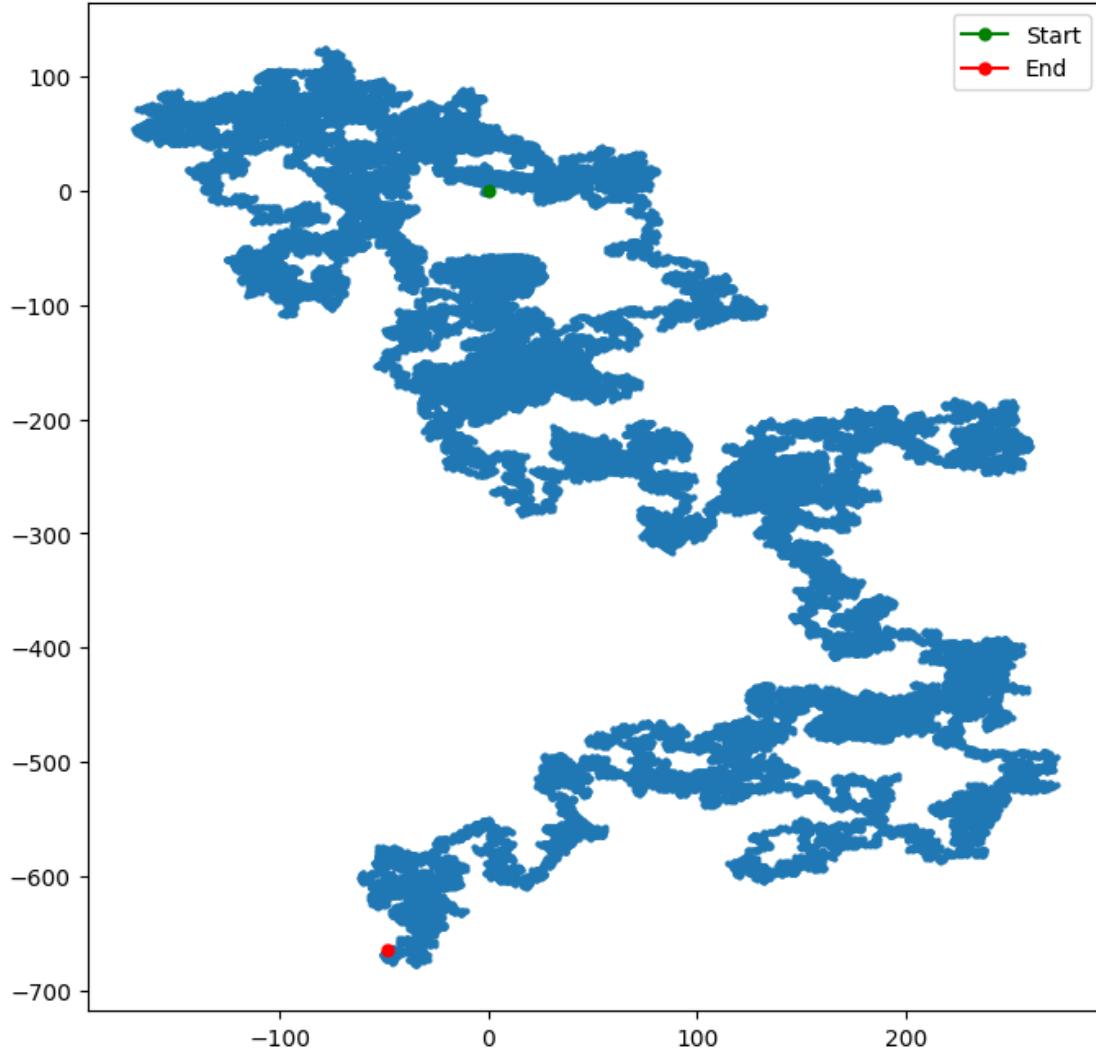


```
[19]: dxdy = [[1, 1], [-1, -1], [-1, 1], [1, -1]]
for i in n:
    random_walk_2D(i, dxdy)
```









```
[22]: def random_walk_2D_uniform_step(n, dxdy):
    pos = np.zeros((n+1, 2))
    pos[0] = [0, 0]

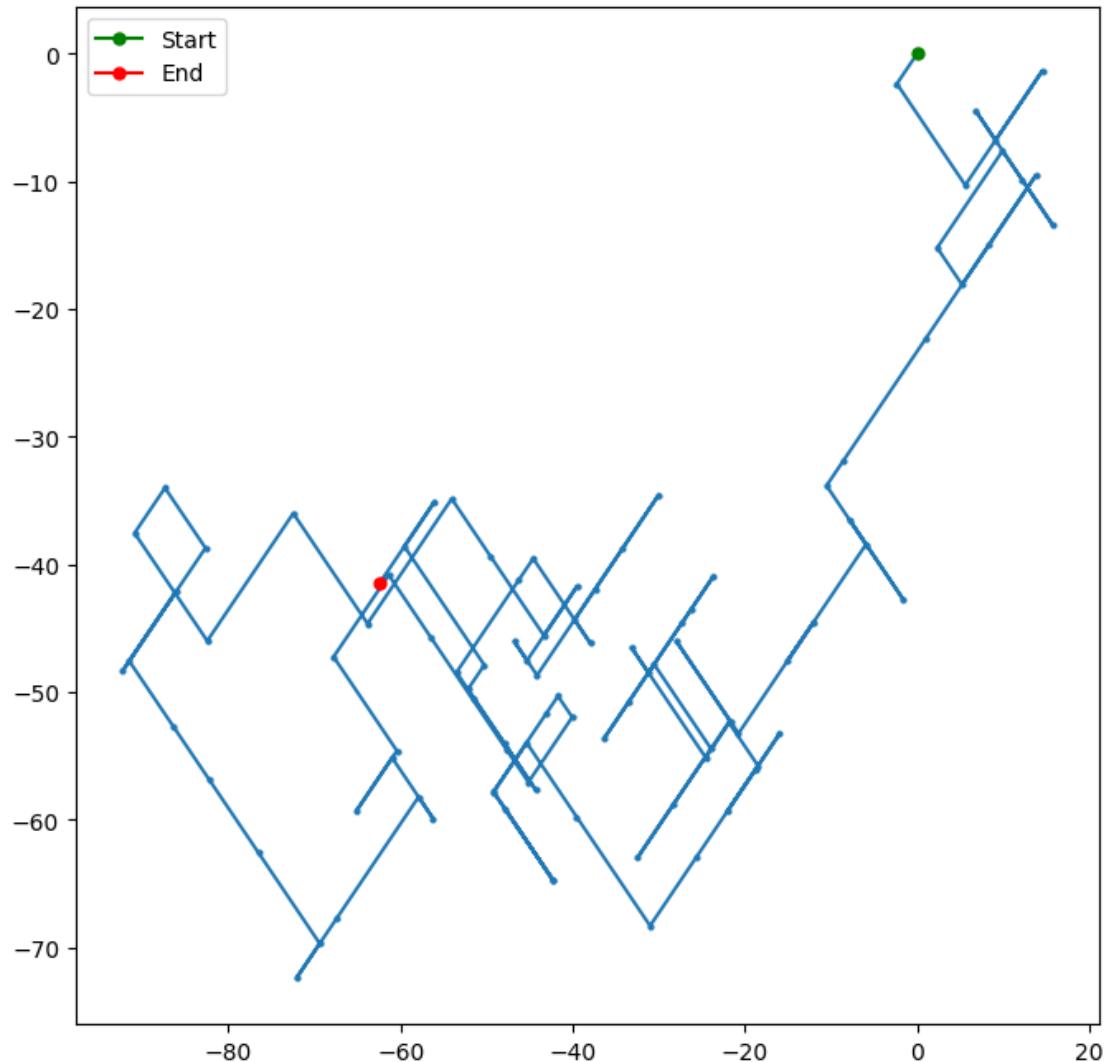
    for i in range(1, n+1):
        k = np.random.uniform(1, 10)
        x = dxdy[np.random.choice(len(dxdy), p=[1/len(dxdy) for i in
→range(len(dxdy))])]
        pos[i] = pos[i-1] + x * k

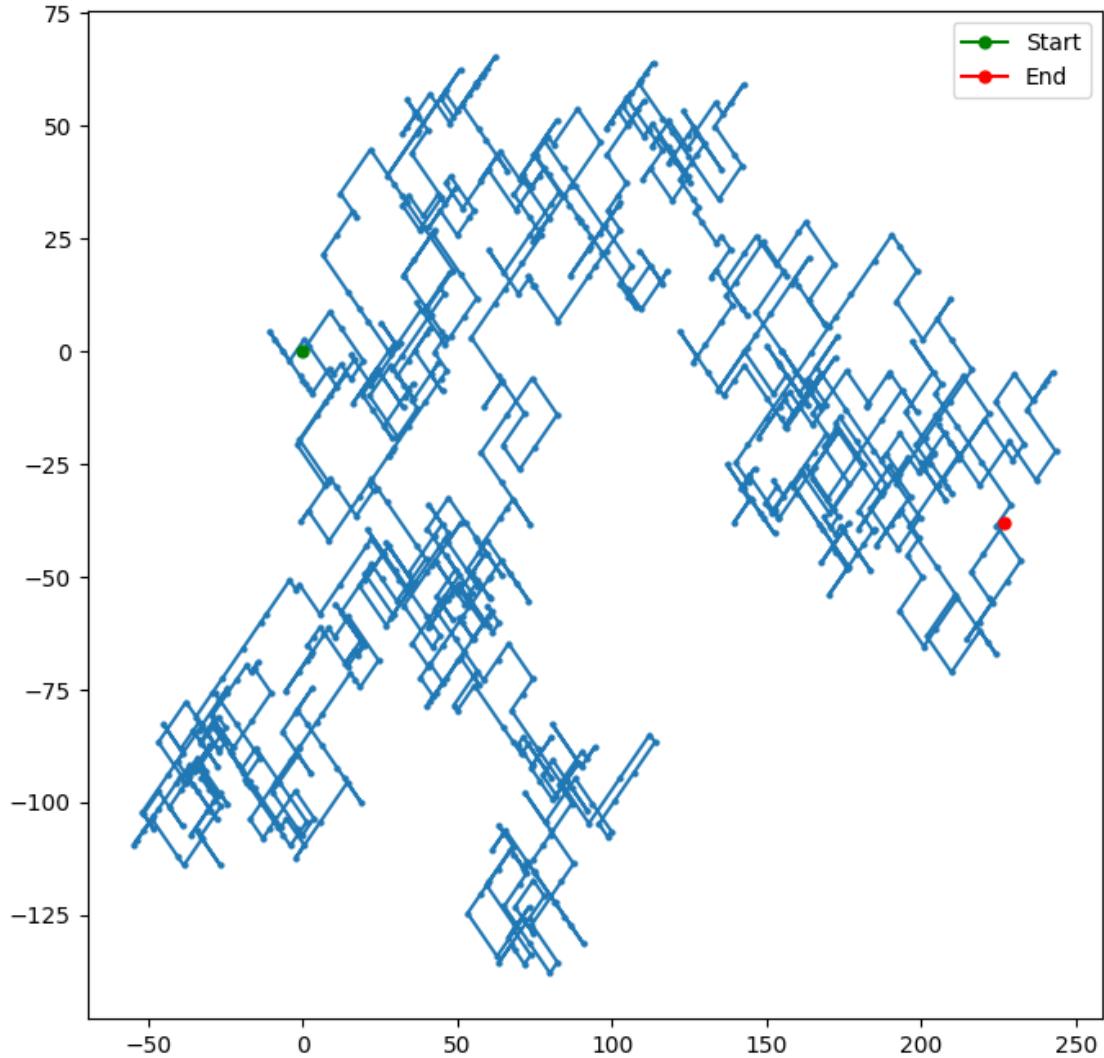
    plt.figure(figsize=(8, 8))
    plt.plot(pos[:, 0], pos[:, 1], linestyle='-', marker='o', markersize=2)
    plt.plot(pos[0][0], pos[0][1], marker='o', markersize=5, color='green', u
→label='Start')
```

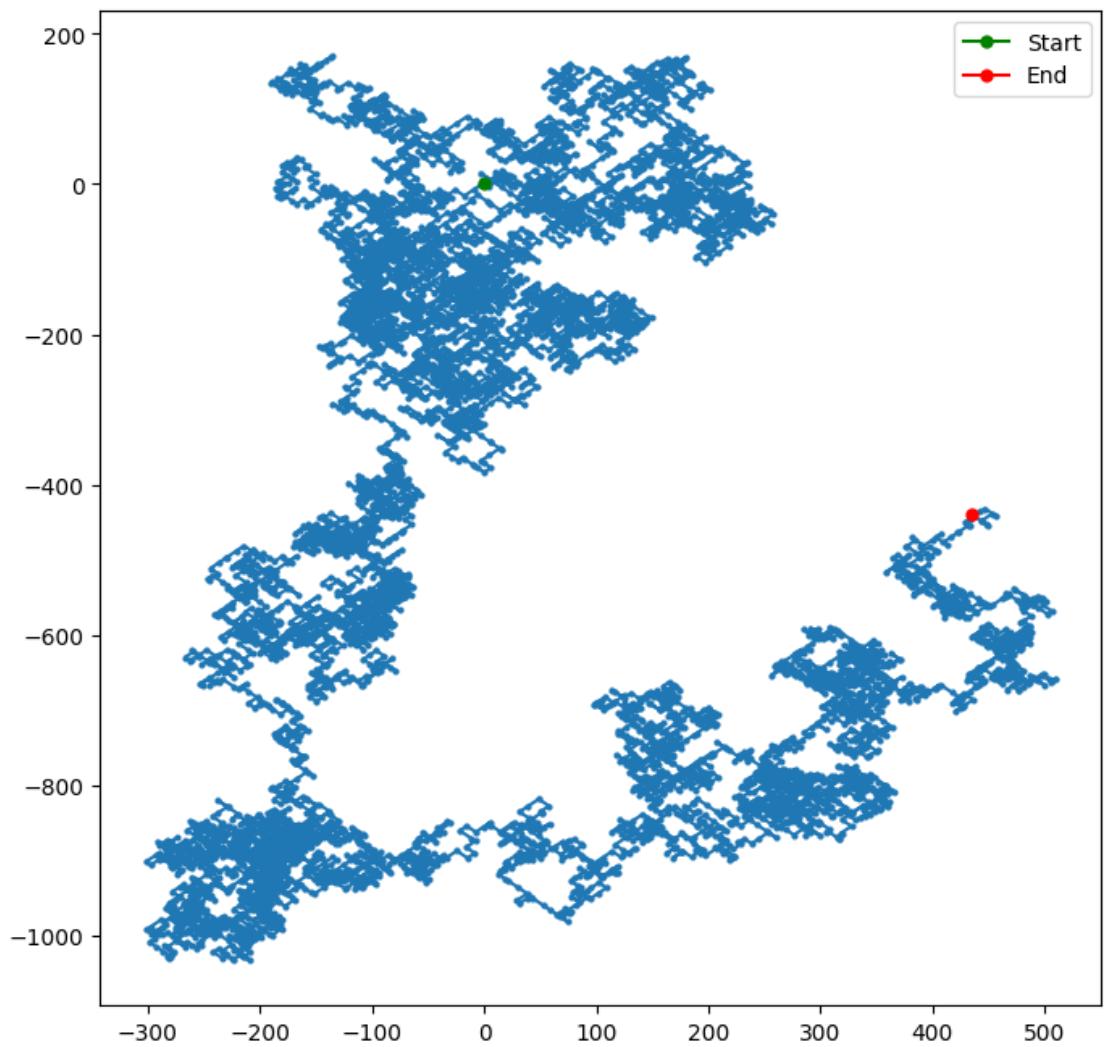
```

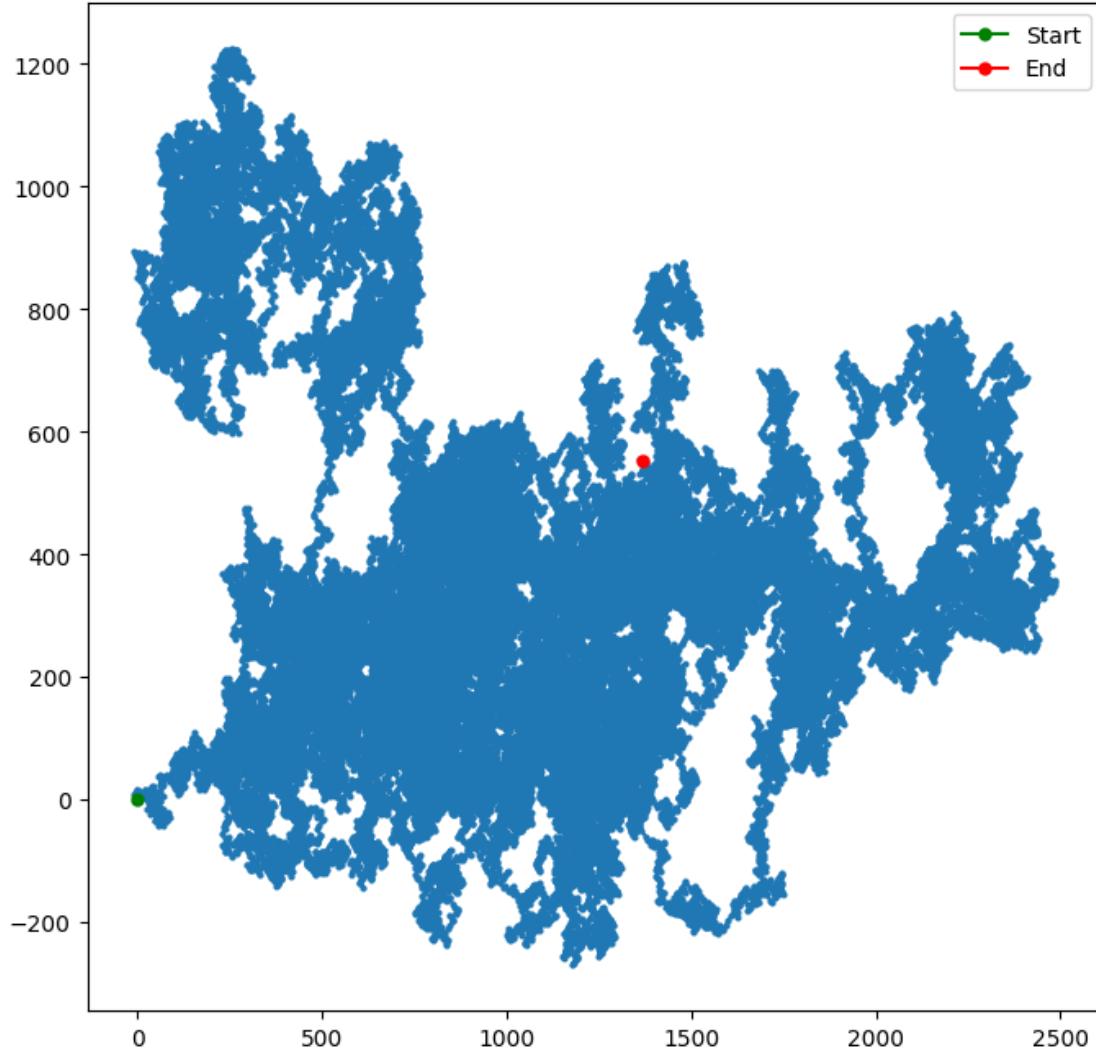
plt.plot(pos[:, 0][-1], pos[:, 1][-1], marker='o', markersize=5, color='red', label='End')
plt.legend()
dxdy = np.array([[1, 1], [-1, -1], [-1, 1], [1, -1]])
for i in n:
    random_walk_2D_uniform_step(i, dxdy)

```









```
[53]: def simulate_movement(n, mu, sigma):
    positions = [np.array([0, 0])]
    for _ in range(n):
        num_steps = max(1, int(np.random.normal(mu, sigma)))
        move = np.random.normal(0, 1, (num_steps, 2))
        new_positions = positions[-1] + np.cumsum(move, axis=0)
        positions.extend(new_positions.tolist())
    return np.array(positions)

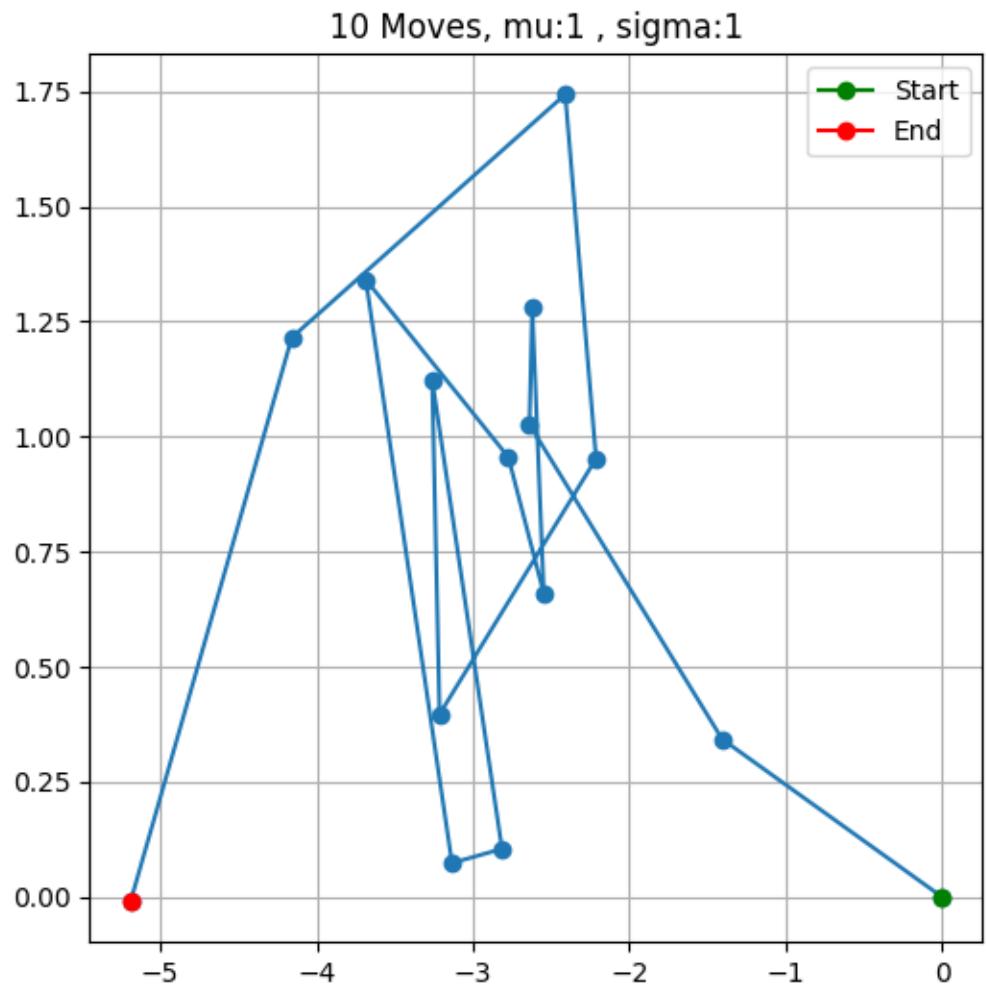
def draw_position_diagram(num_moves, mu, sigma):
    positions = simulate_movement(num_moves, mu, sigma)
    plt.figure(figsize=(6,6))
    plt.plot(positions[:,0], positions[:,1], marker='o')
    plt.plot(positions[0,0], positions[0,1], marker='o', color='green', label='Start')
    plt.plot(positions[-1,0], positions[-1,1], marker='o', color='red', label='End')
```

```

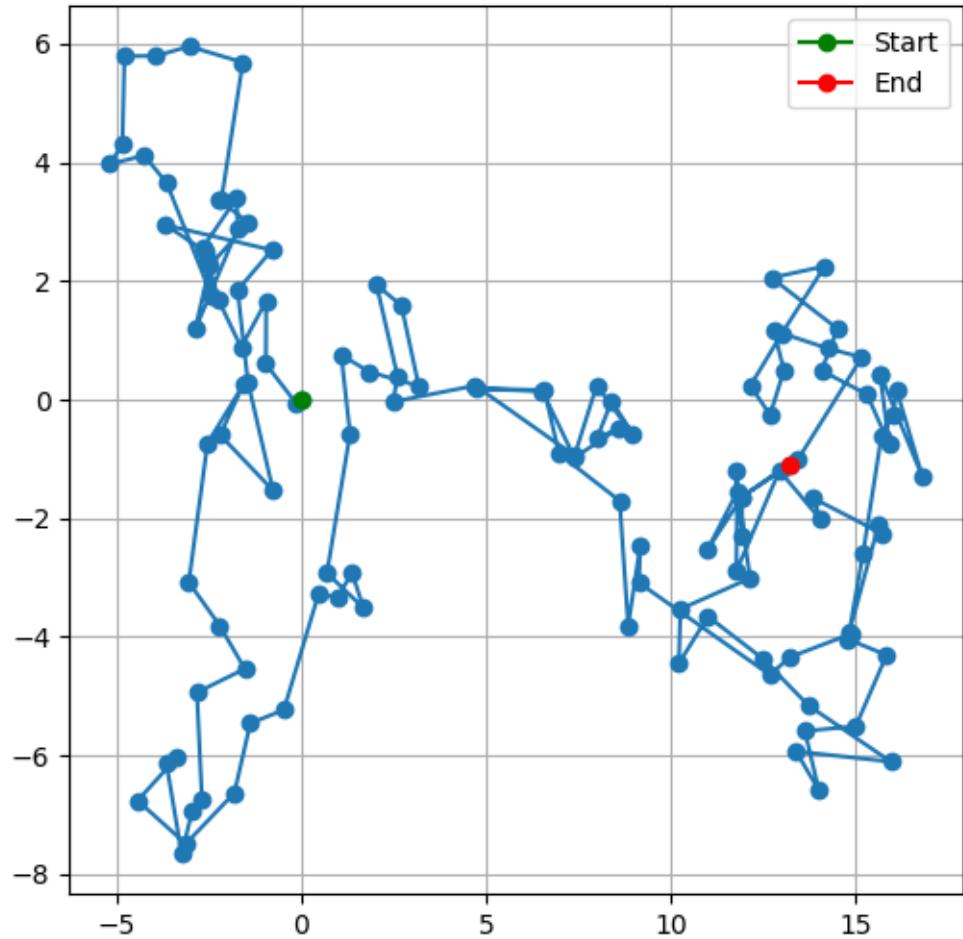
plt.plot(positions[-1,0], positions[-1,1], marker='o', color='red', label='End')
plt.title(f'{num_moves} Moves, mu:{mu} , sigma:{sigma}')
plt.legend()
plt.grid(True)
plt.show()

mu_values = [1,-5]
sigma_values = [1, 2 , 5, 10,20,25,50,100]
for mu in mu_values:
    for sigma in sigma_values:
        draw_position_diagram(10, mu, sigma)
        draw_position_diagram(100, mu, sigma)
        draw_position_diagram(1000, mu, sigma)
        draw_position_diagram(10000, mu, sigma)
        draw_position_diagram(100000, mu, sigma)

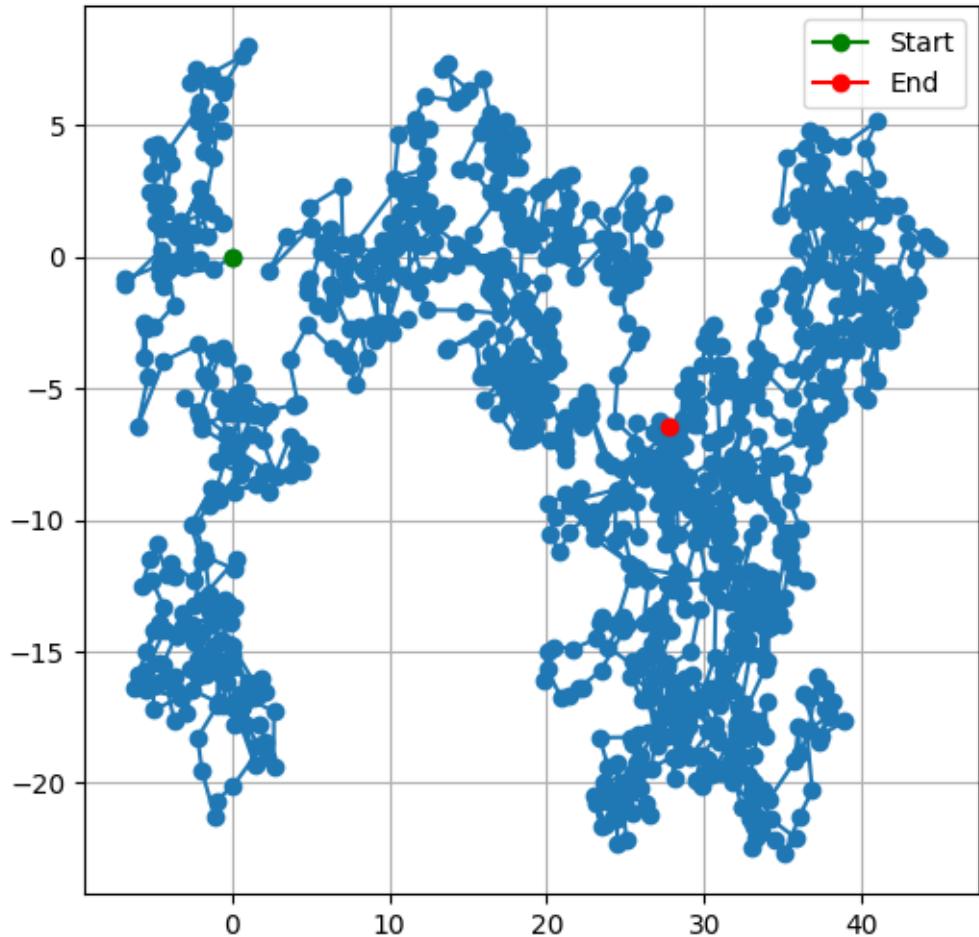
```



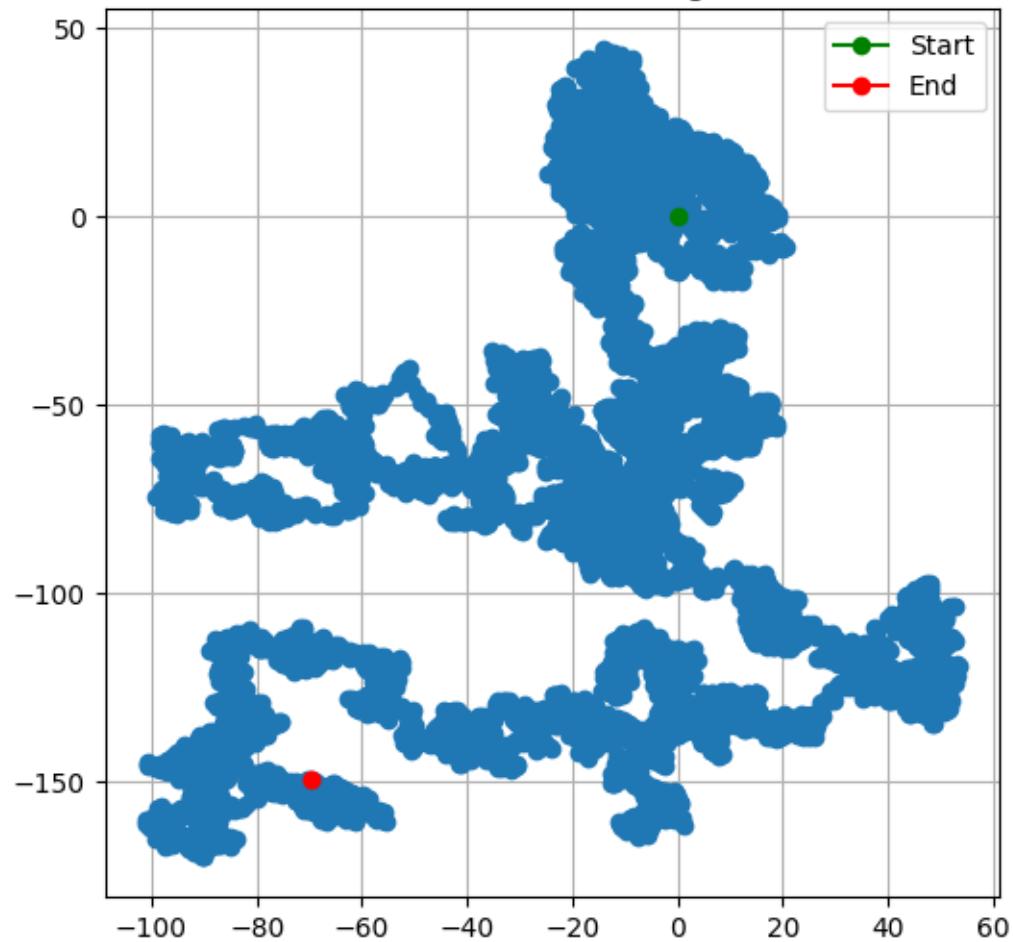
100 Moves, mu:1 , sigma:1

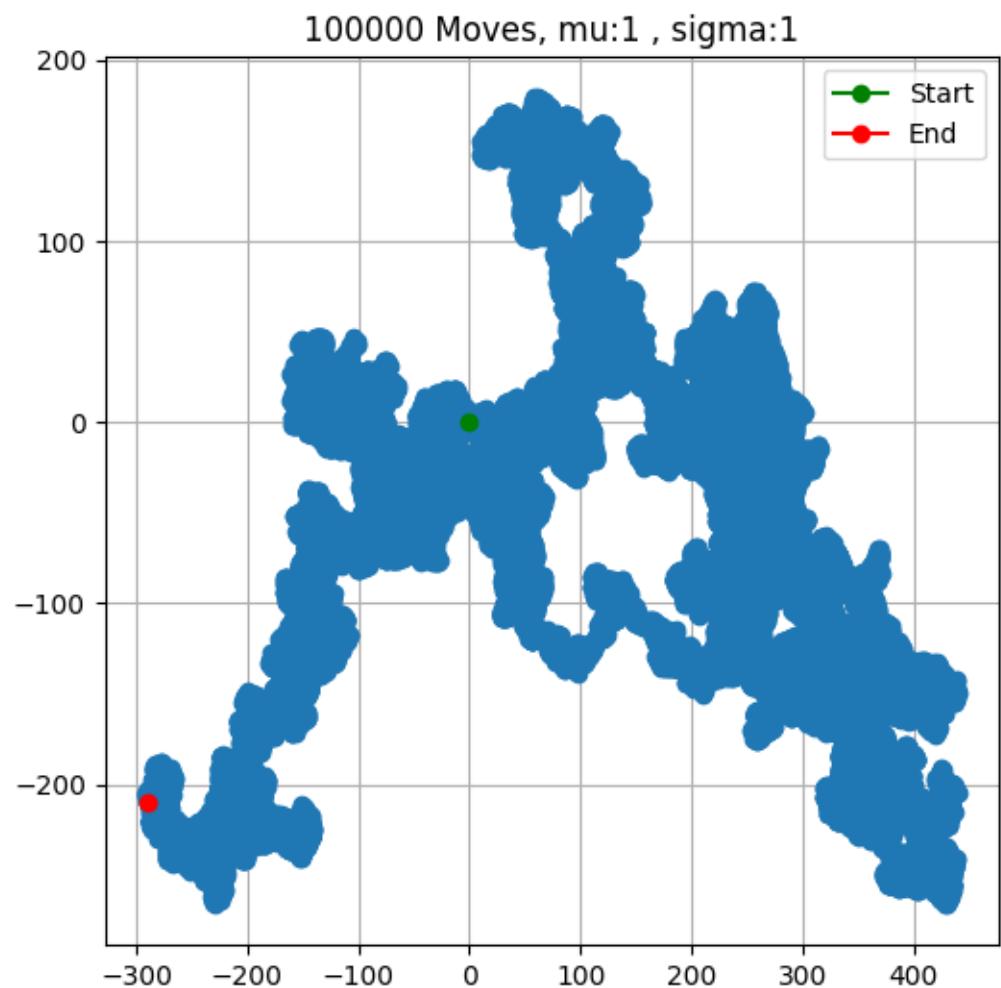


1000 Moves, mu:1 , sigma:1

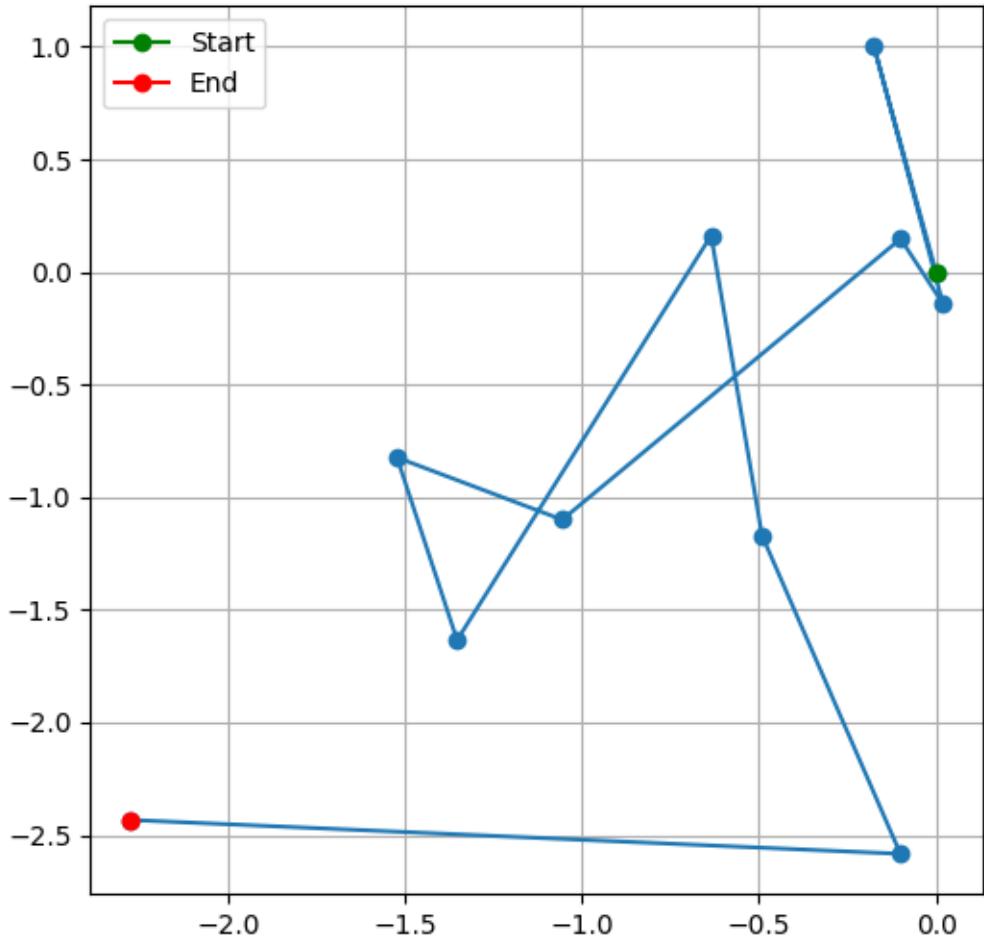


10000 Moves, mu:1 , sigma:1

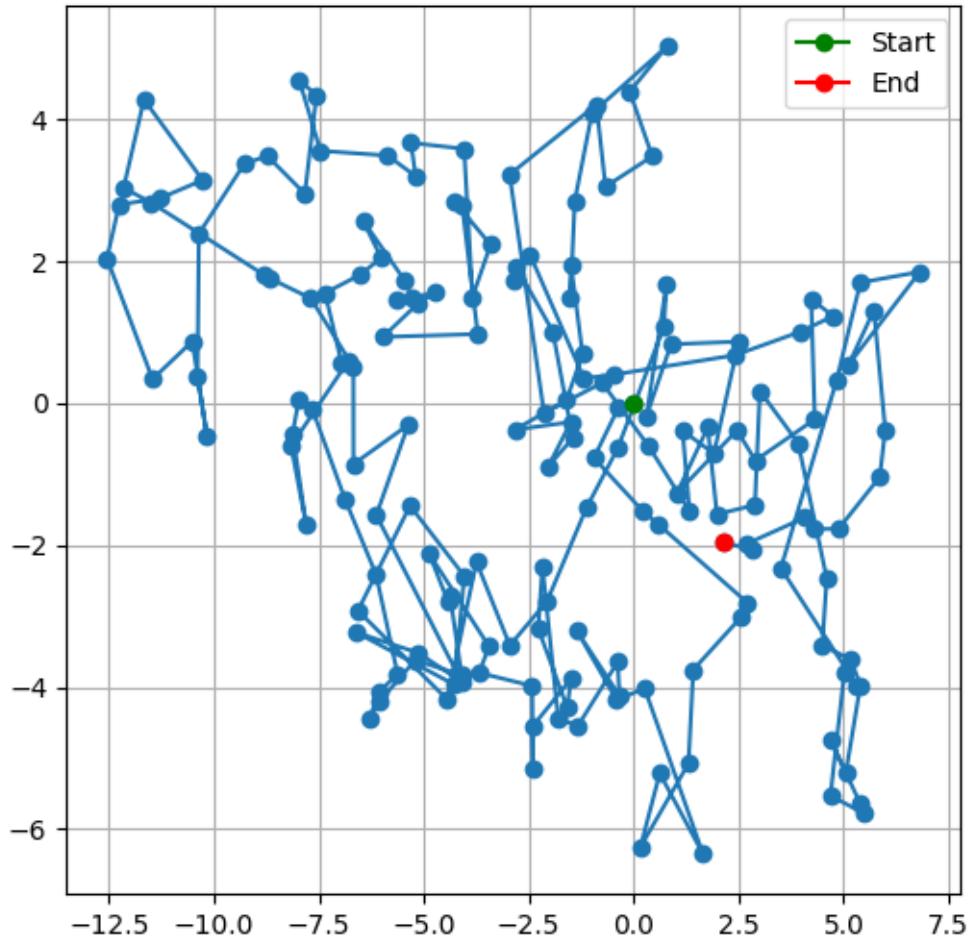




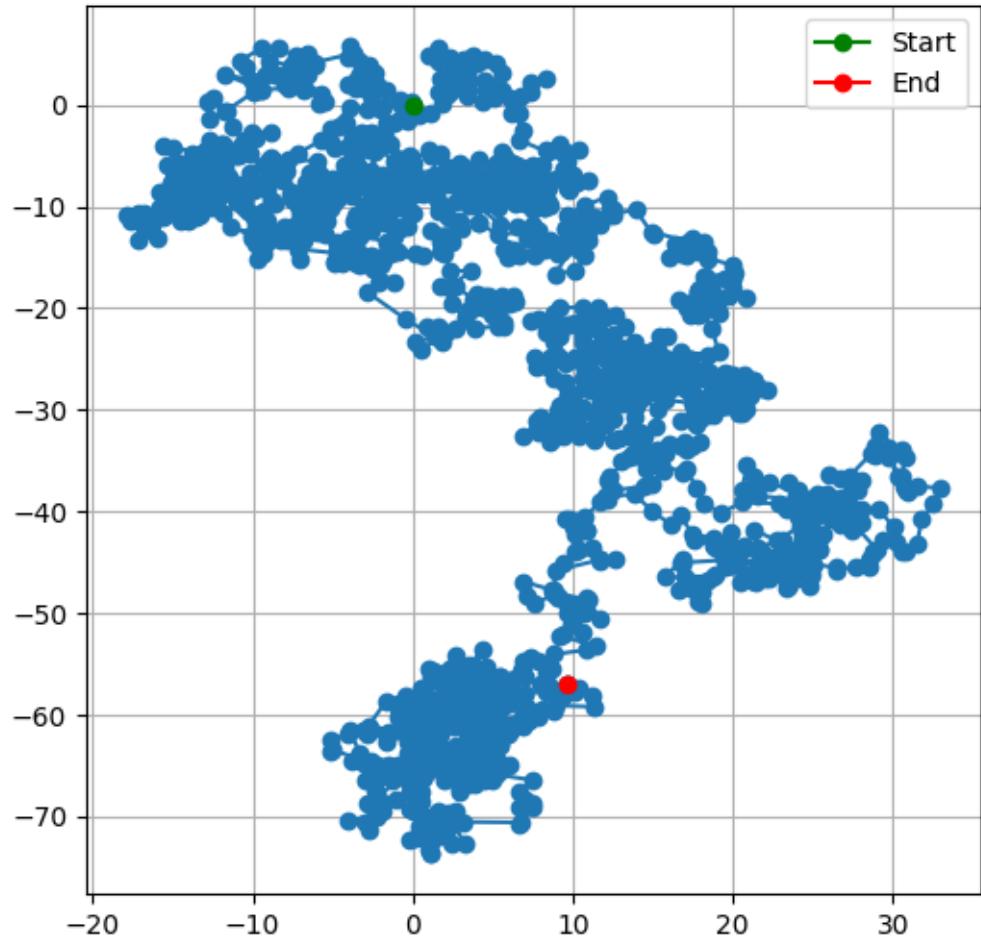
10 Moves, mu:1 , sigma:2



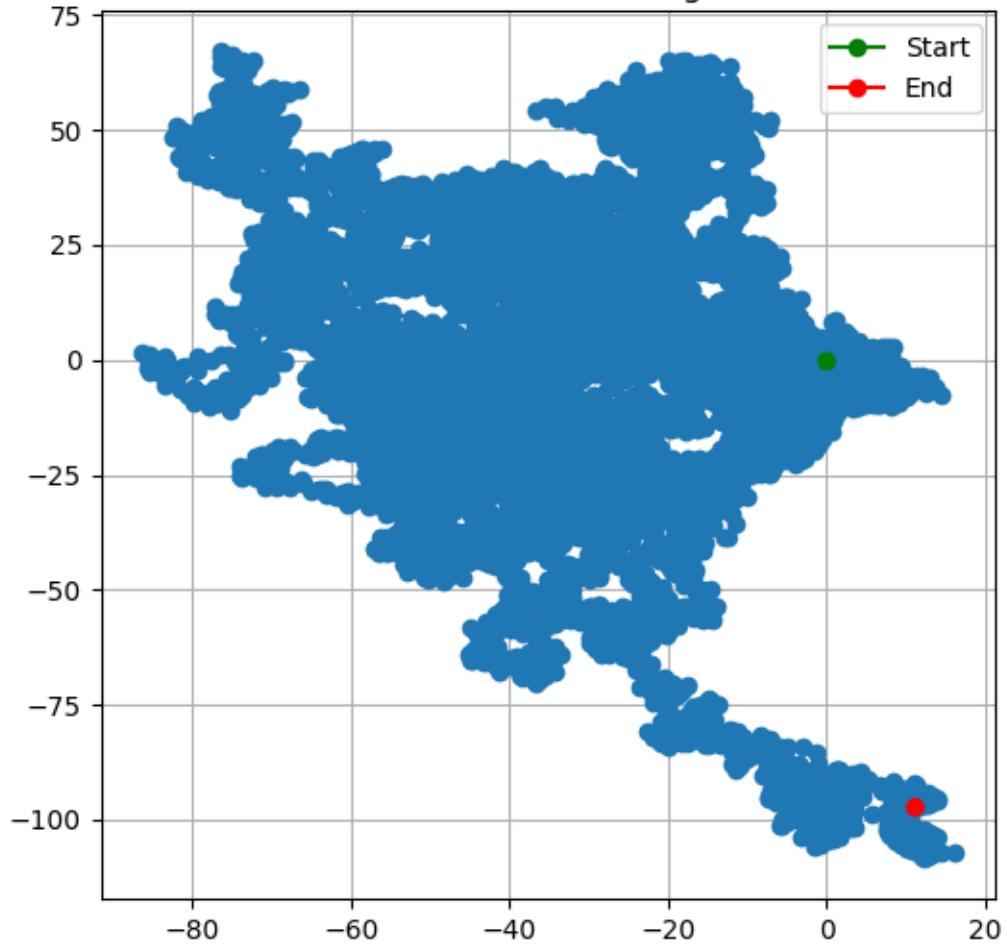
100 Moves, mu:1 , sigma:2



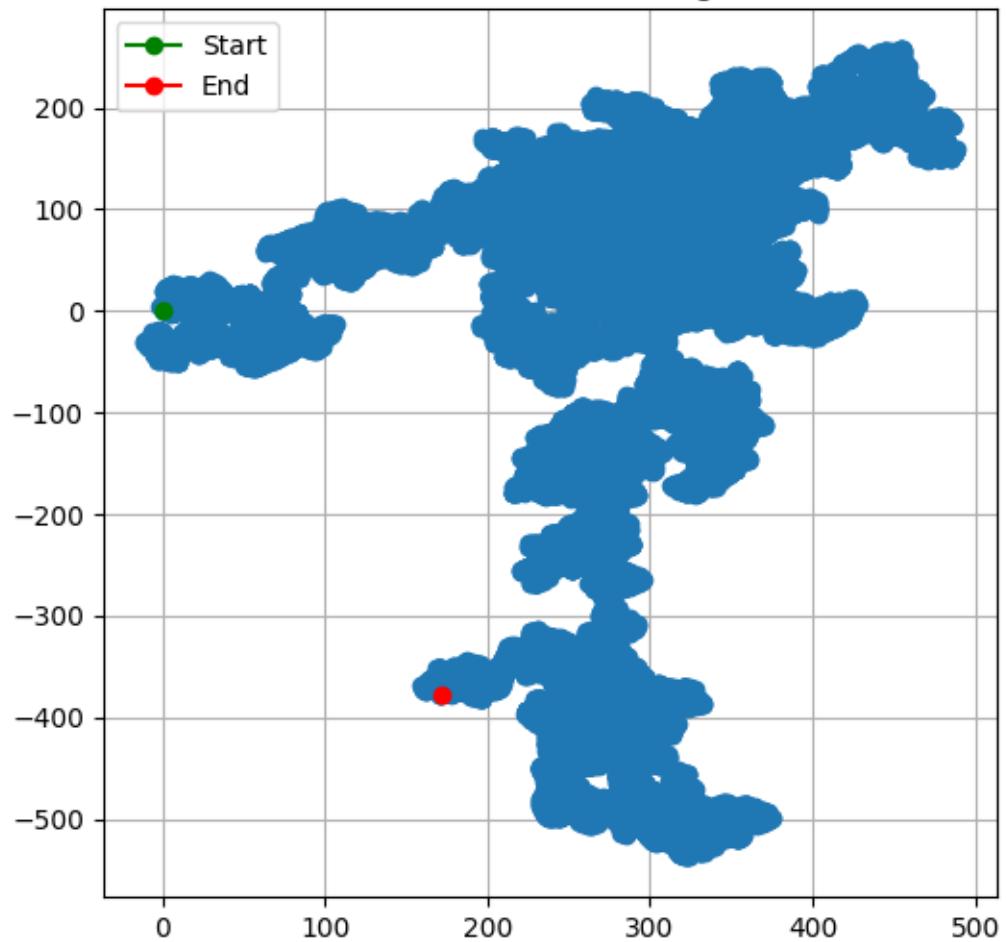
1000 Moves, mu:1 , sigma:2



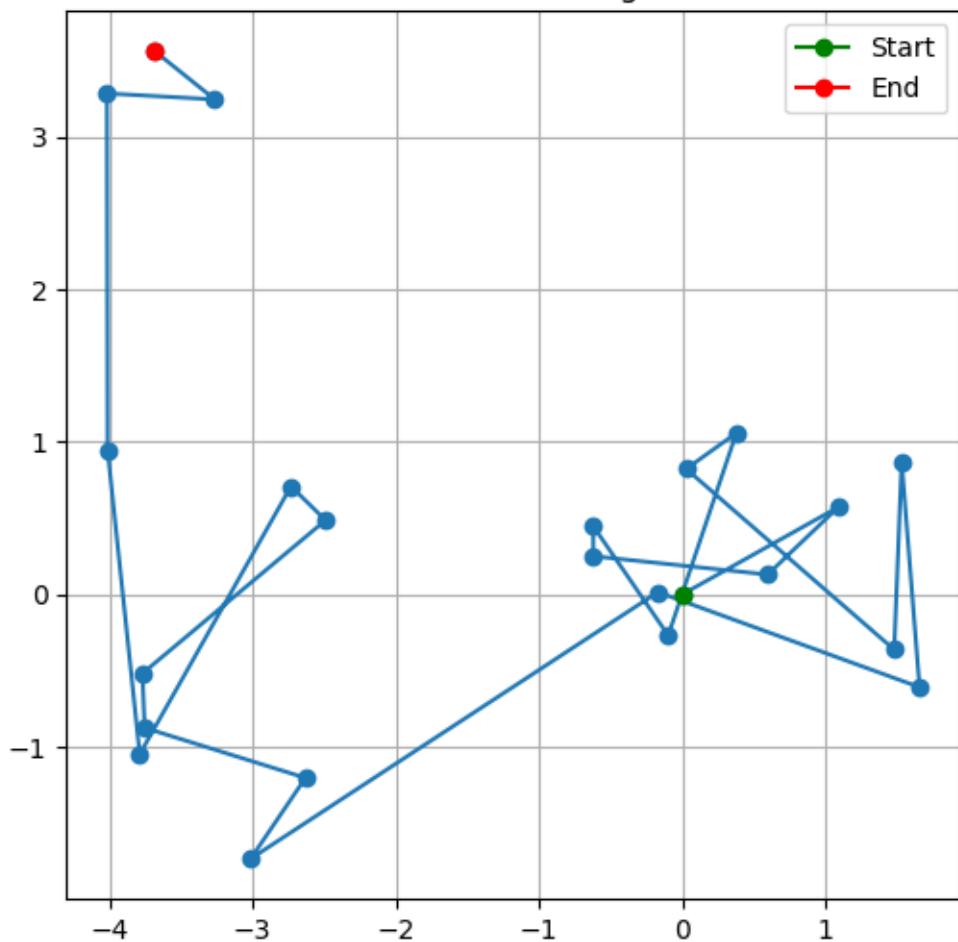
10000 Moves, mu:1 , sigma:2



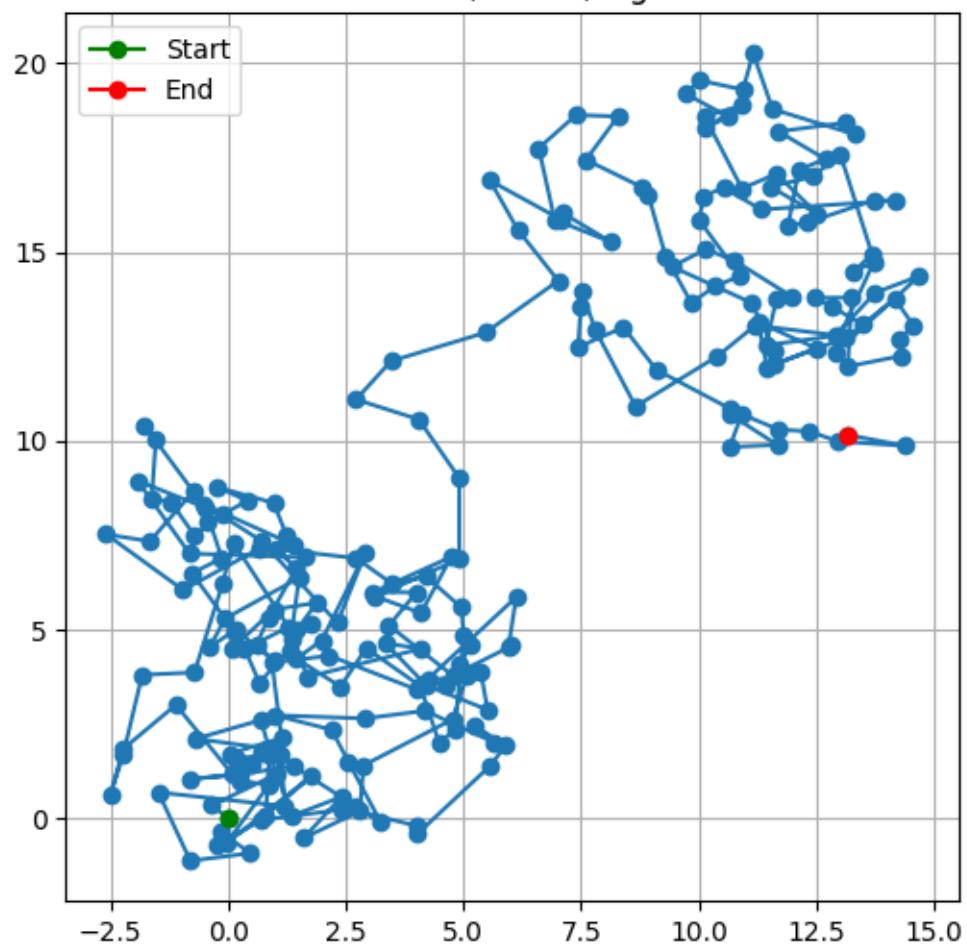
100000 Moves, mu:1 , sigma:2



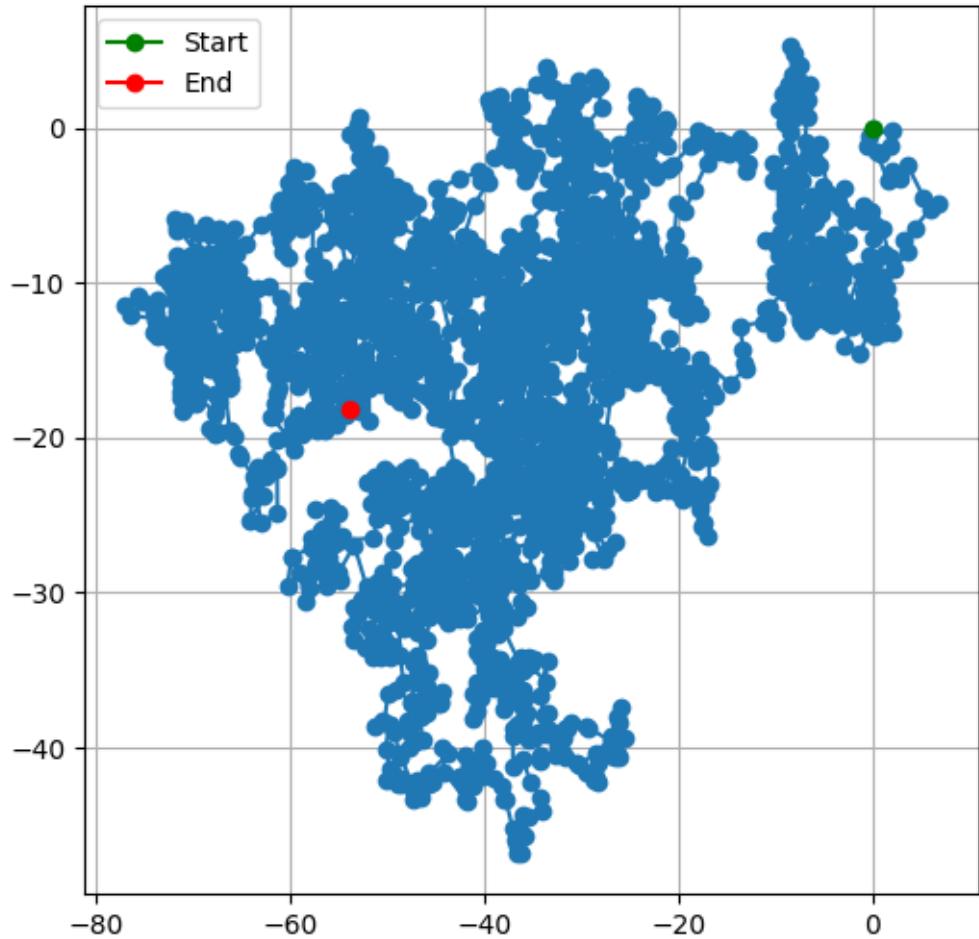
10 Moves, mu:1 , sigma:5



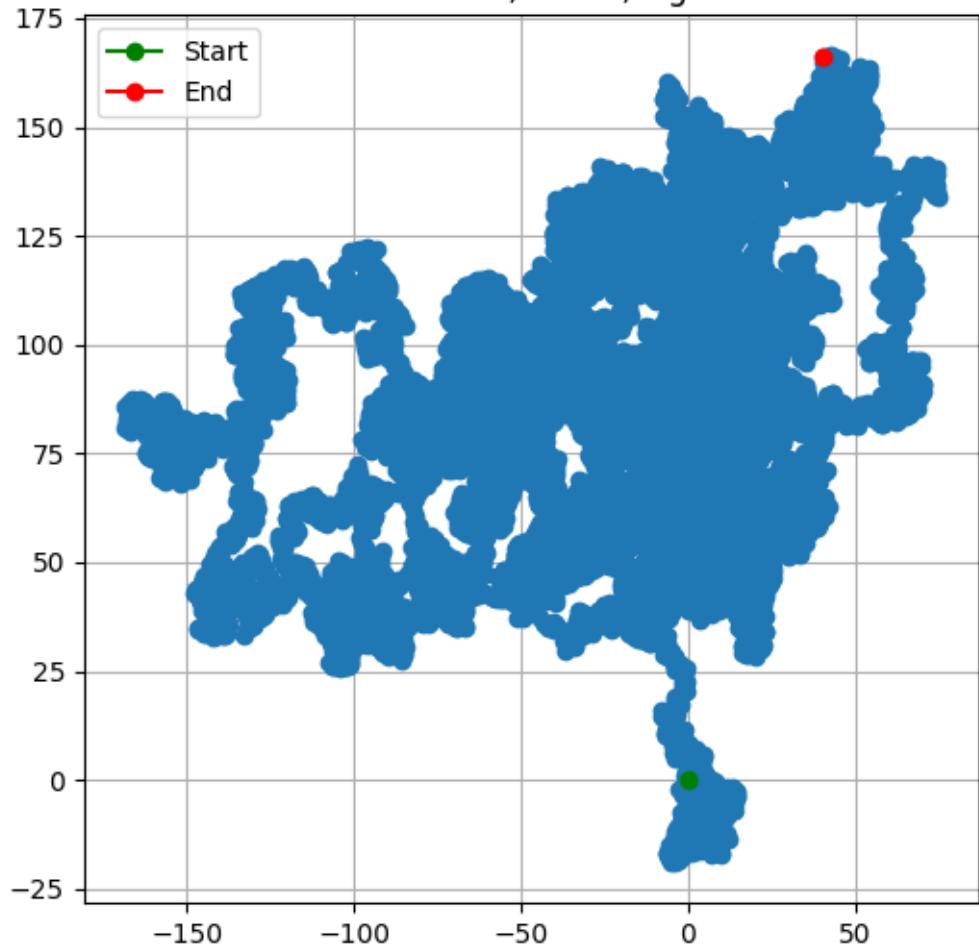
100 Moves, mu:1 , sigma:5



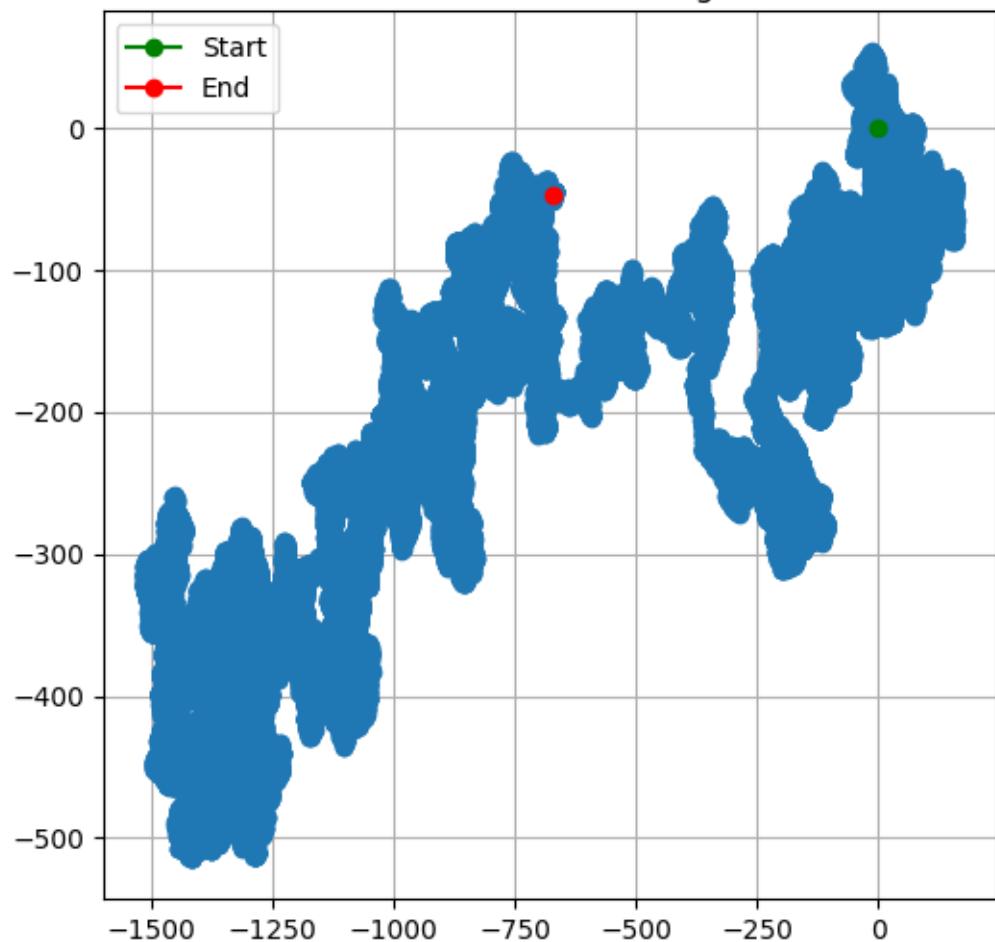
1000 Moves, mu:1 , sigma:5



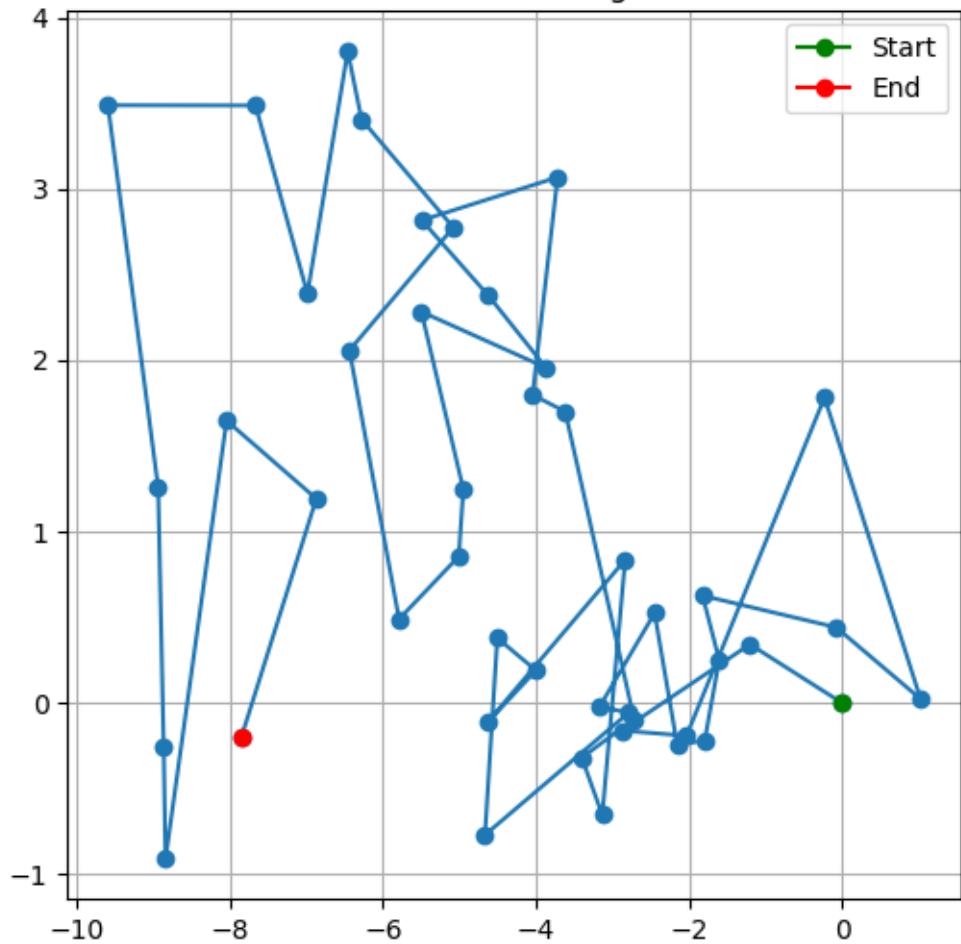
10000 Moves, mu:1 , sigma:5



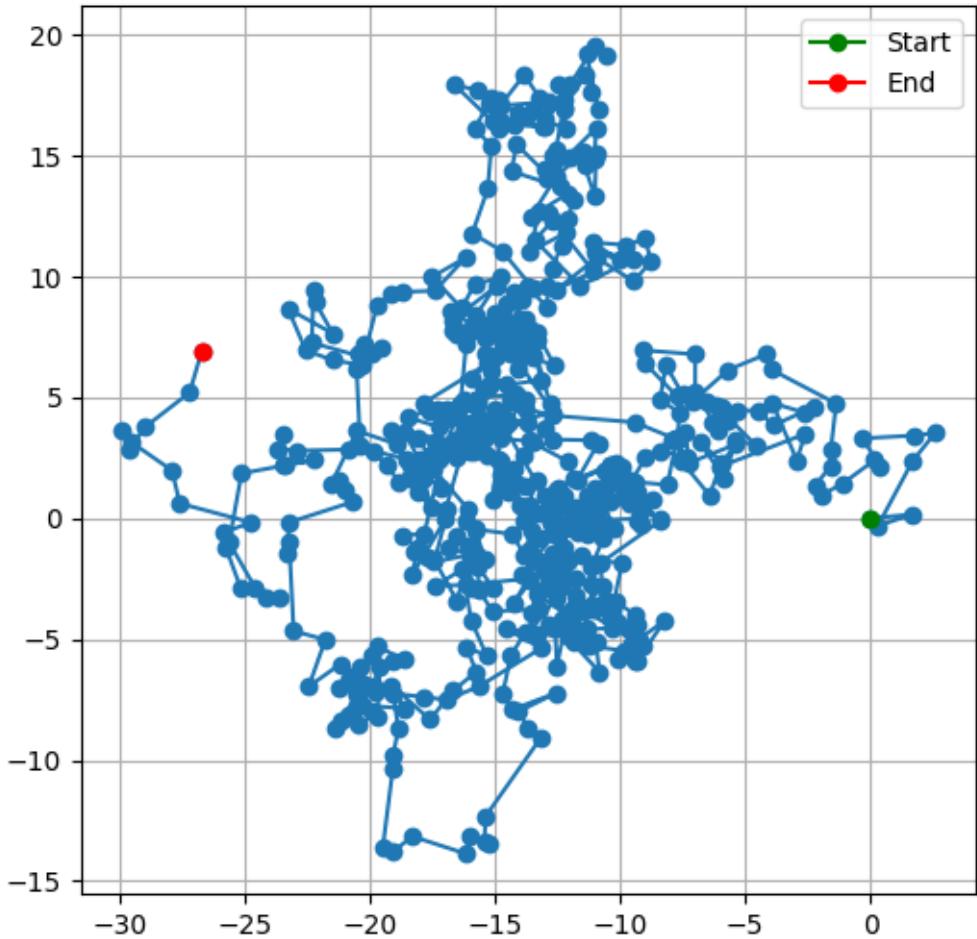
100000 Moves, mu:1 , sigma:5



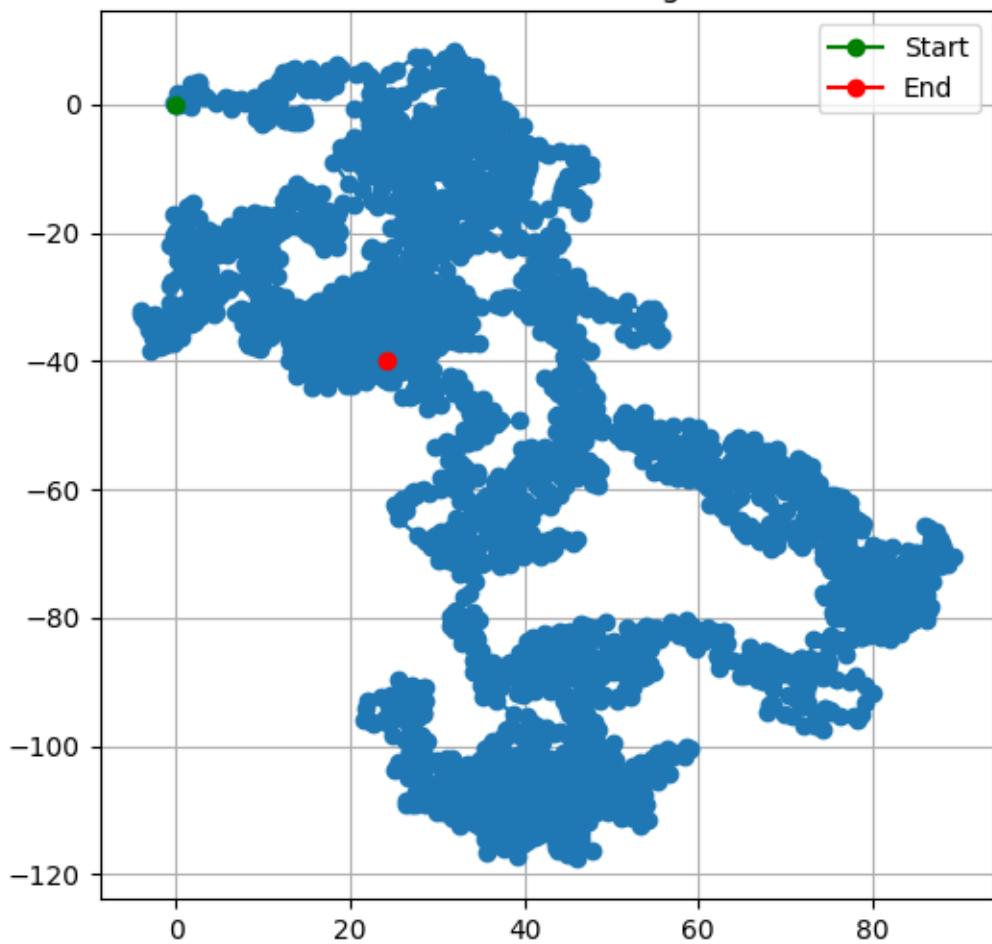
10 Moves, mu:1 , sigma:10



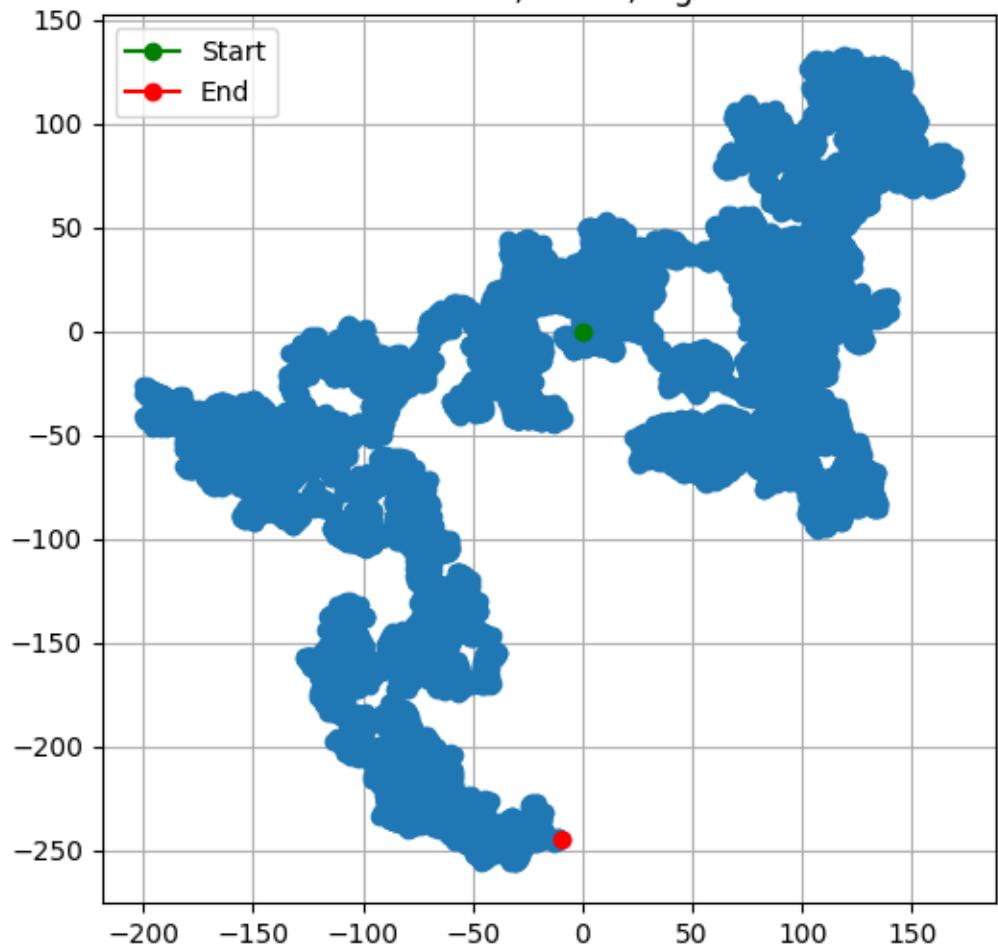
100 Moves, mu:1 , sigma:10



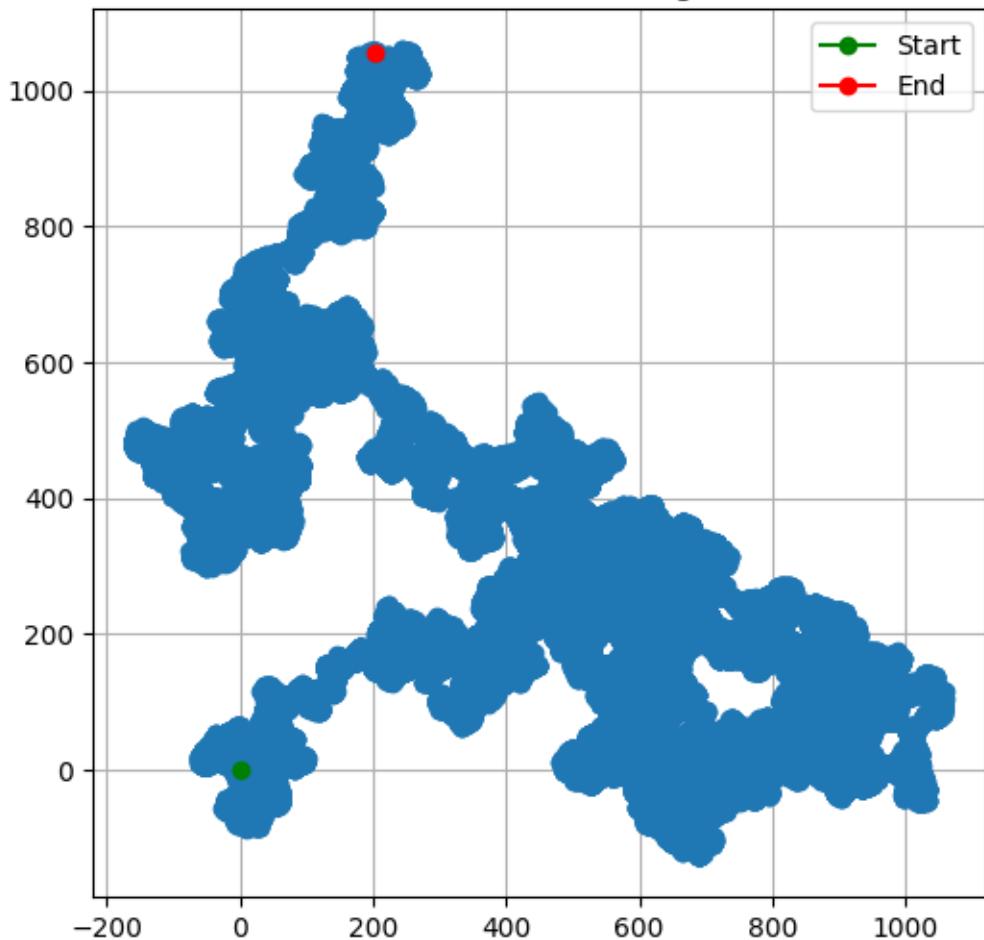
1000 Moves, mu:1 , sigma:10



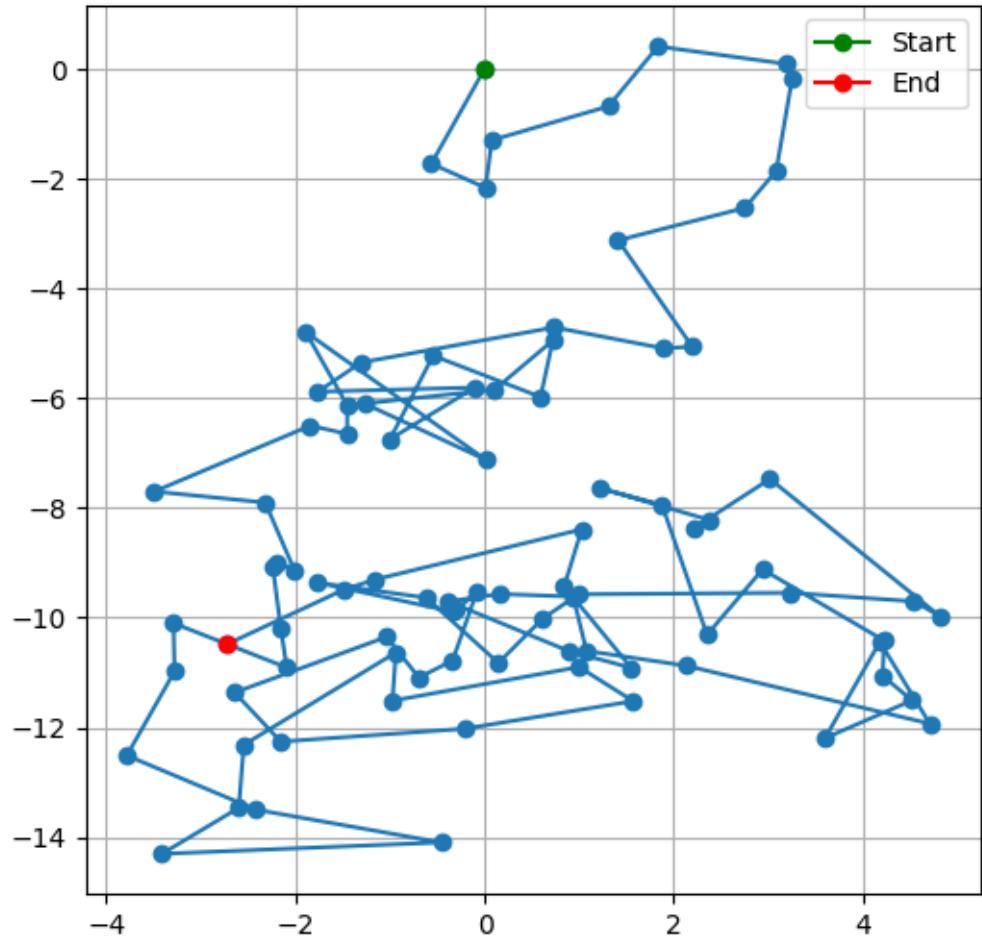
10000 Moves, mu:1 , sigma:10



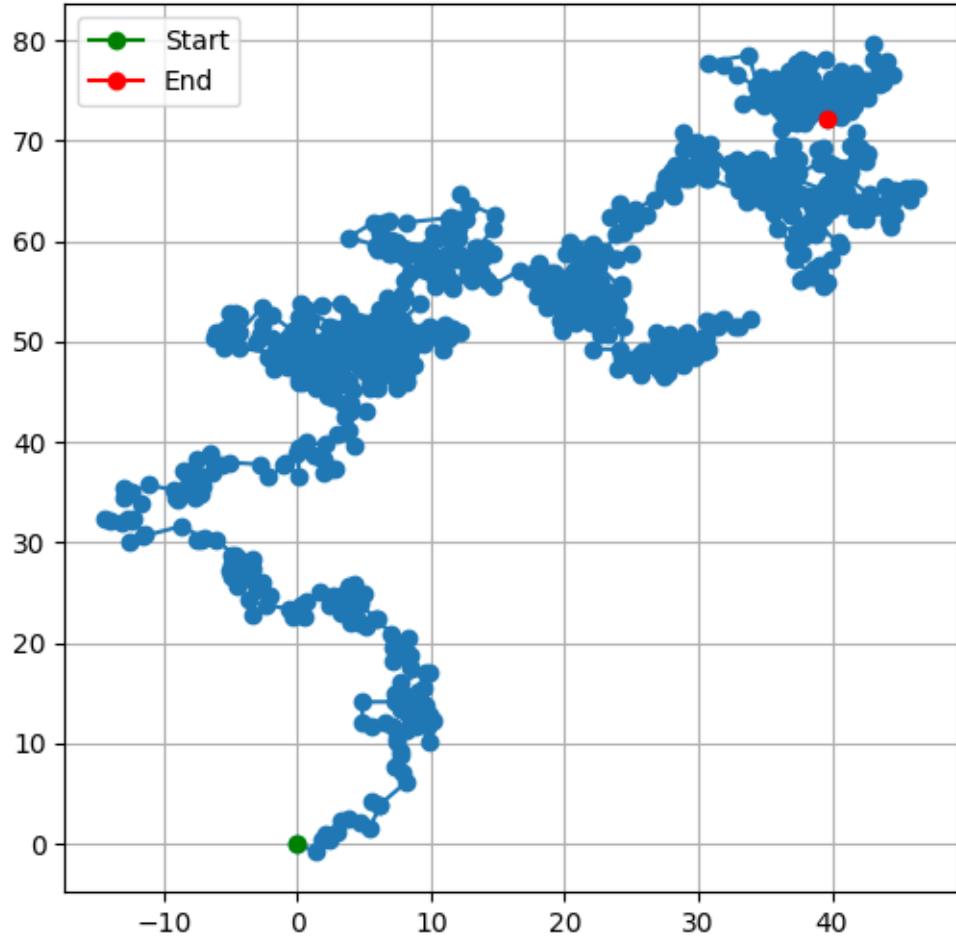
100000 Moves, mu:1 , sigma:10



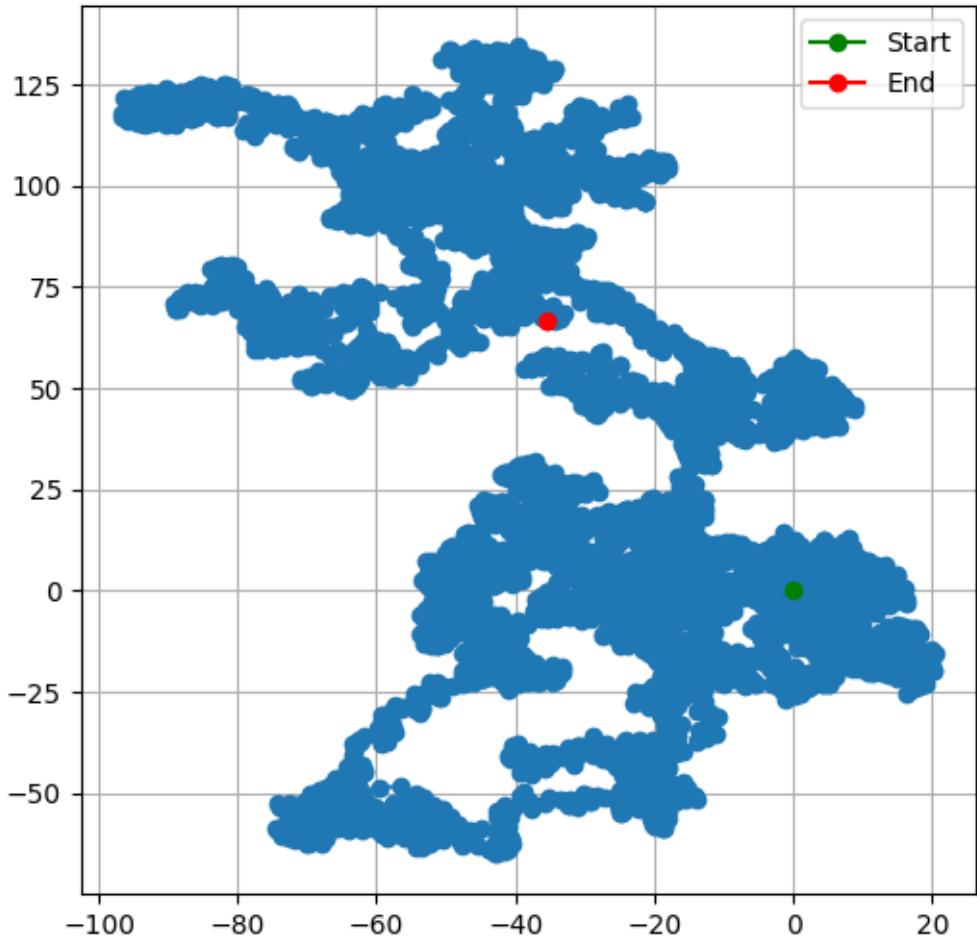
10 Moves, mu:1 , sigma:20



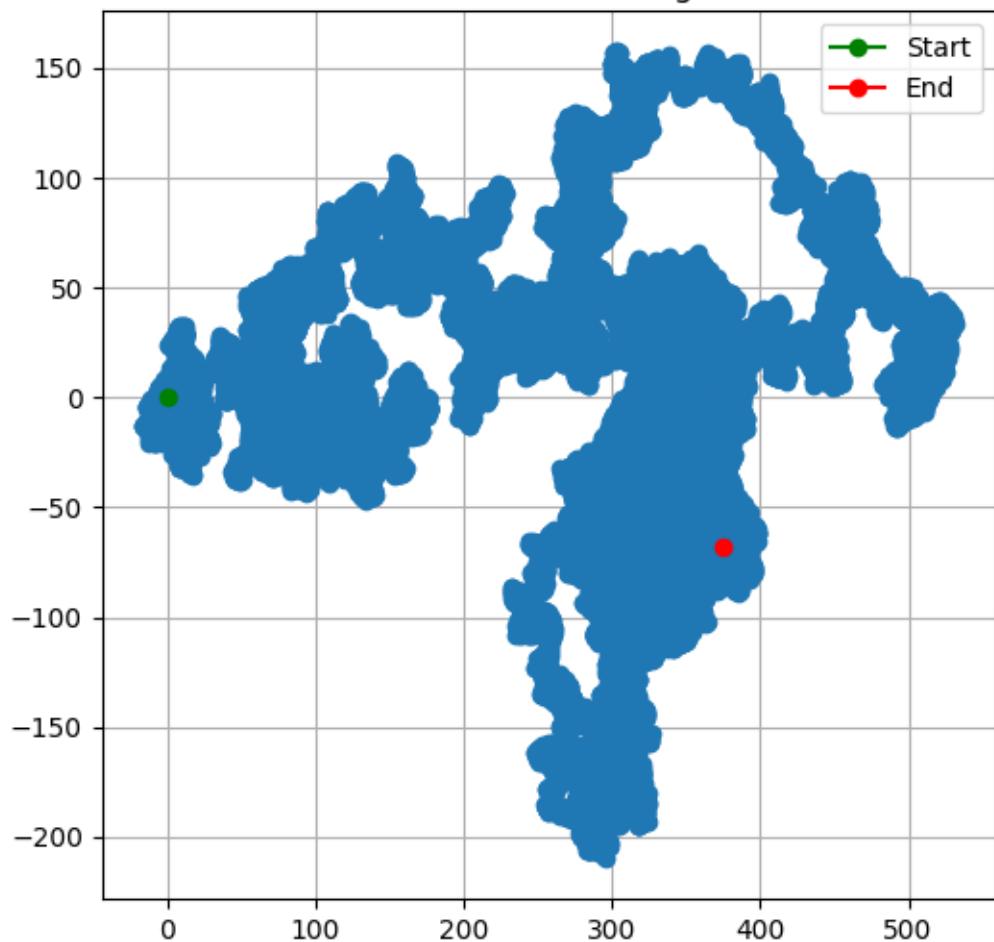
100 Moves, mu:1 , sigma:20



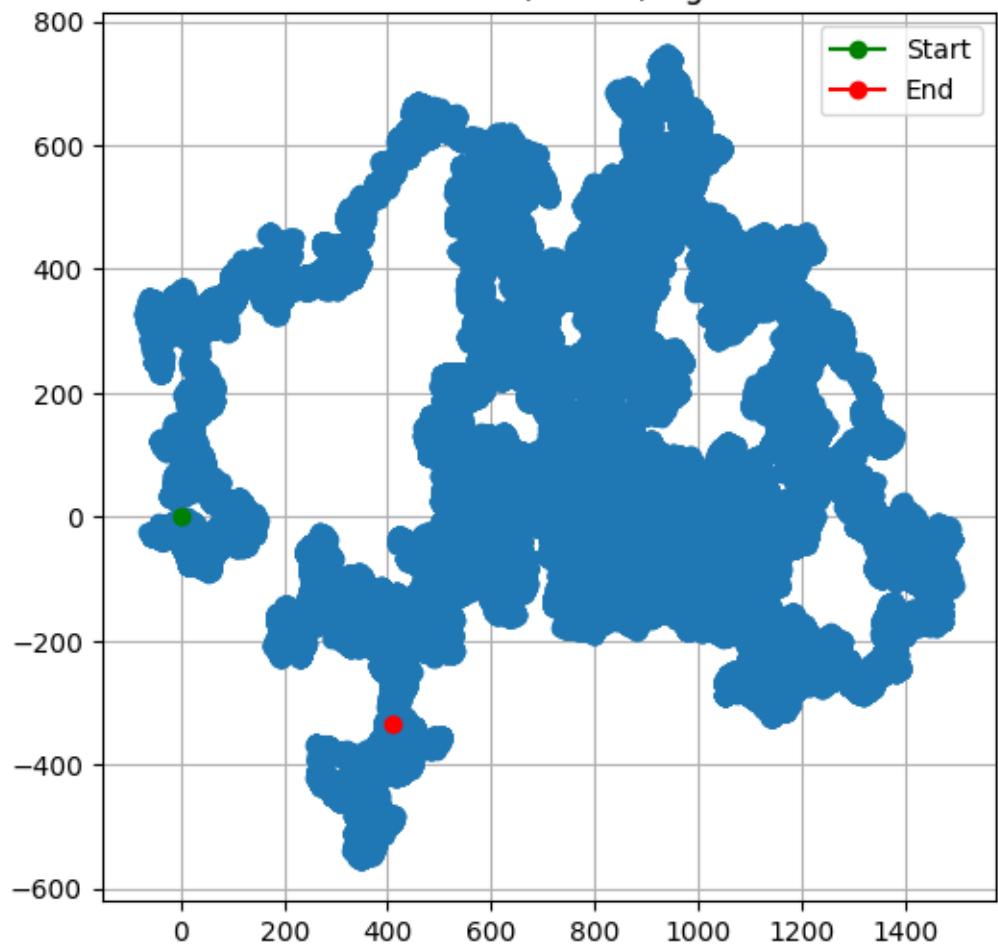
1000 Moves, mu:1 , sigma:20



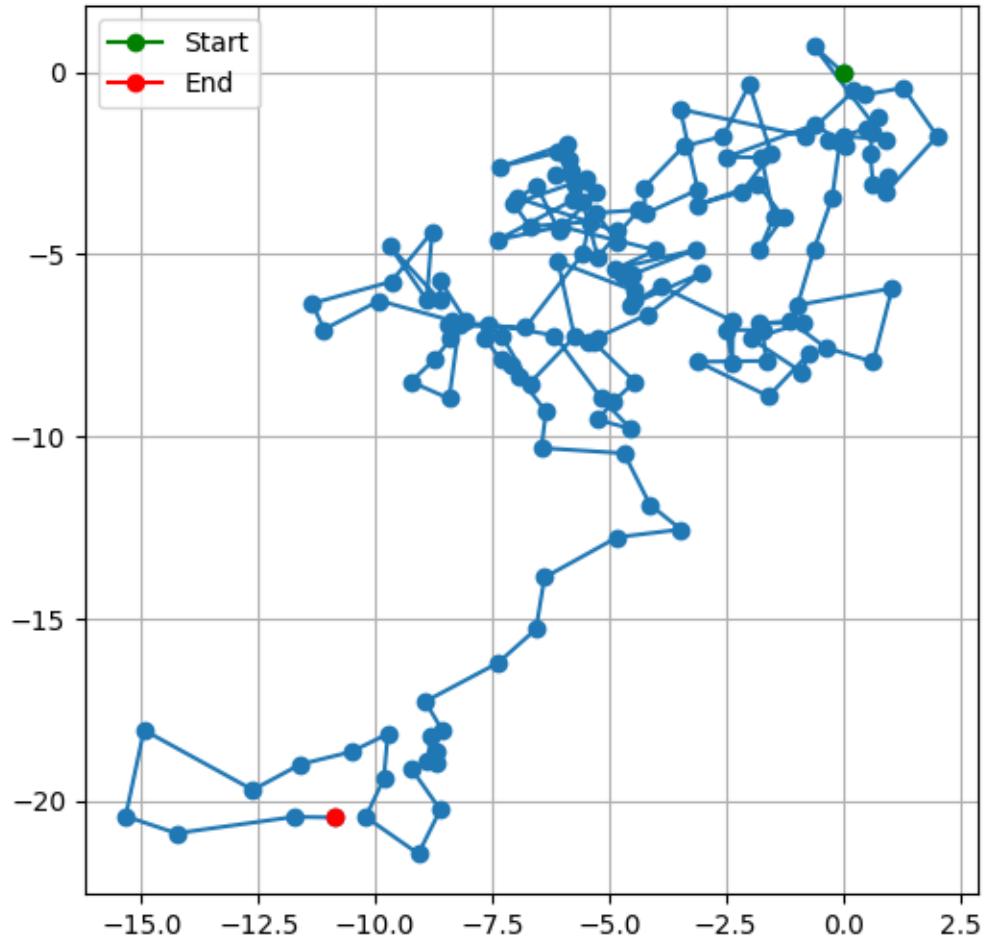
10000 Moves, mu:1 , sigma:20



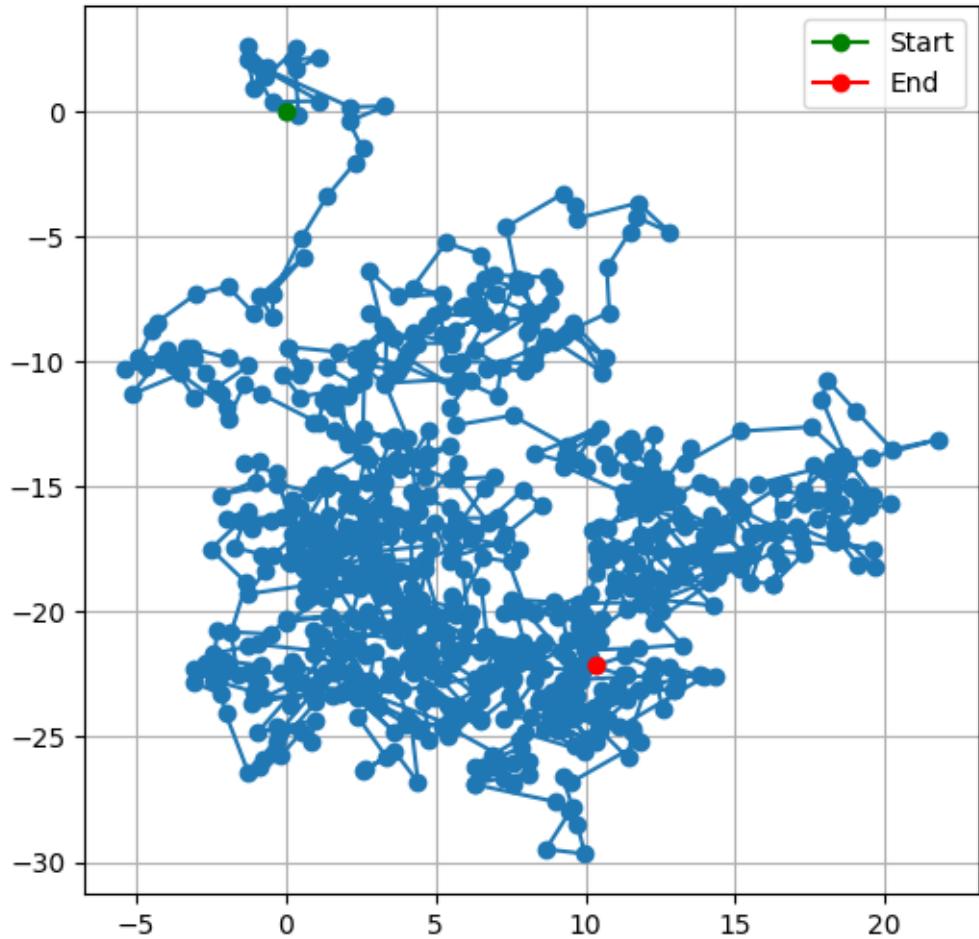
100000 Moves, mu:1 , sigma:20



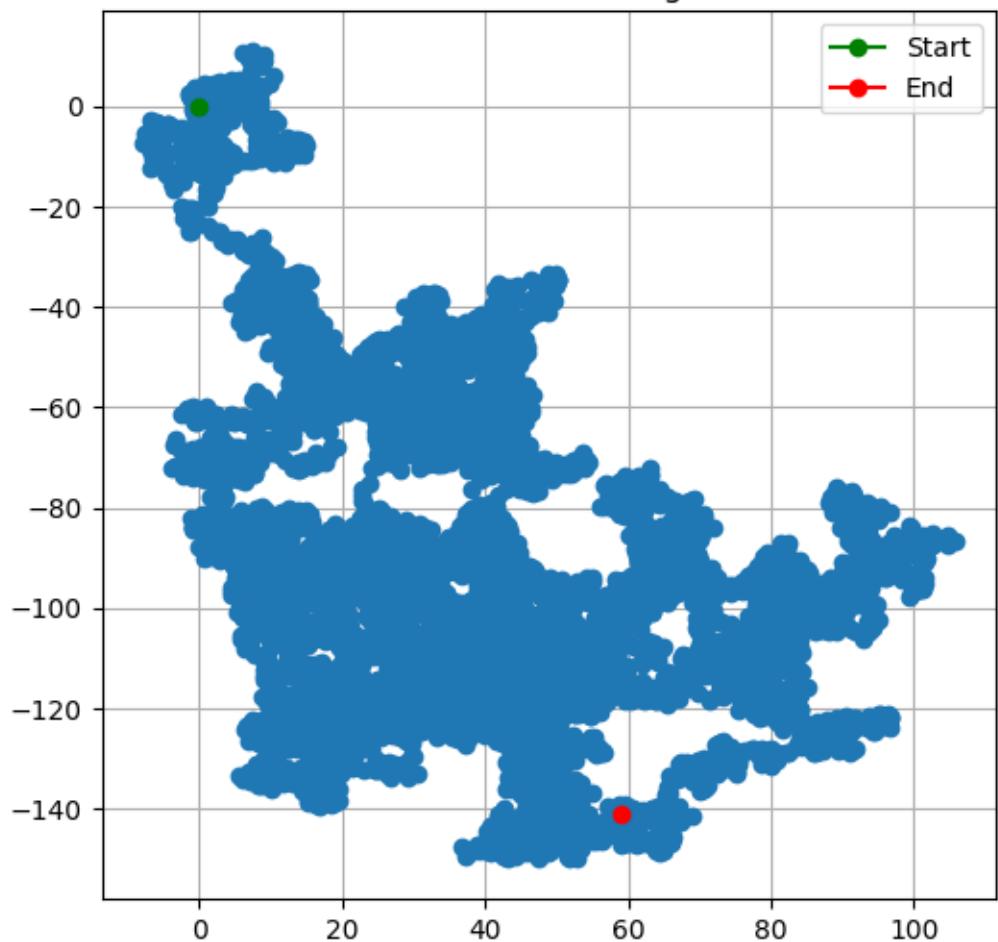
10 Moves, mu:1 , sigma:25



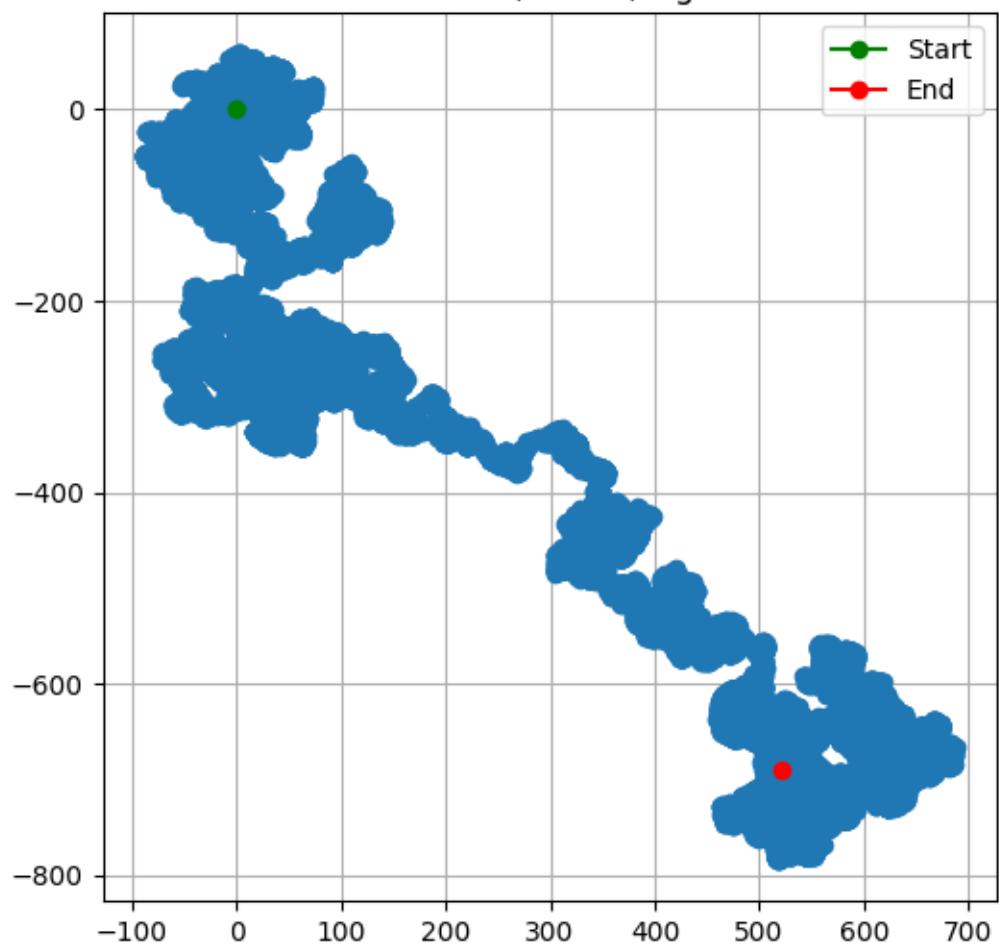
100 Moves, mu:1 , sigma:25



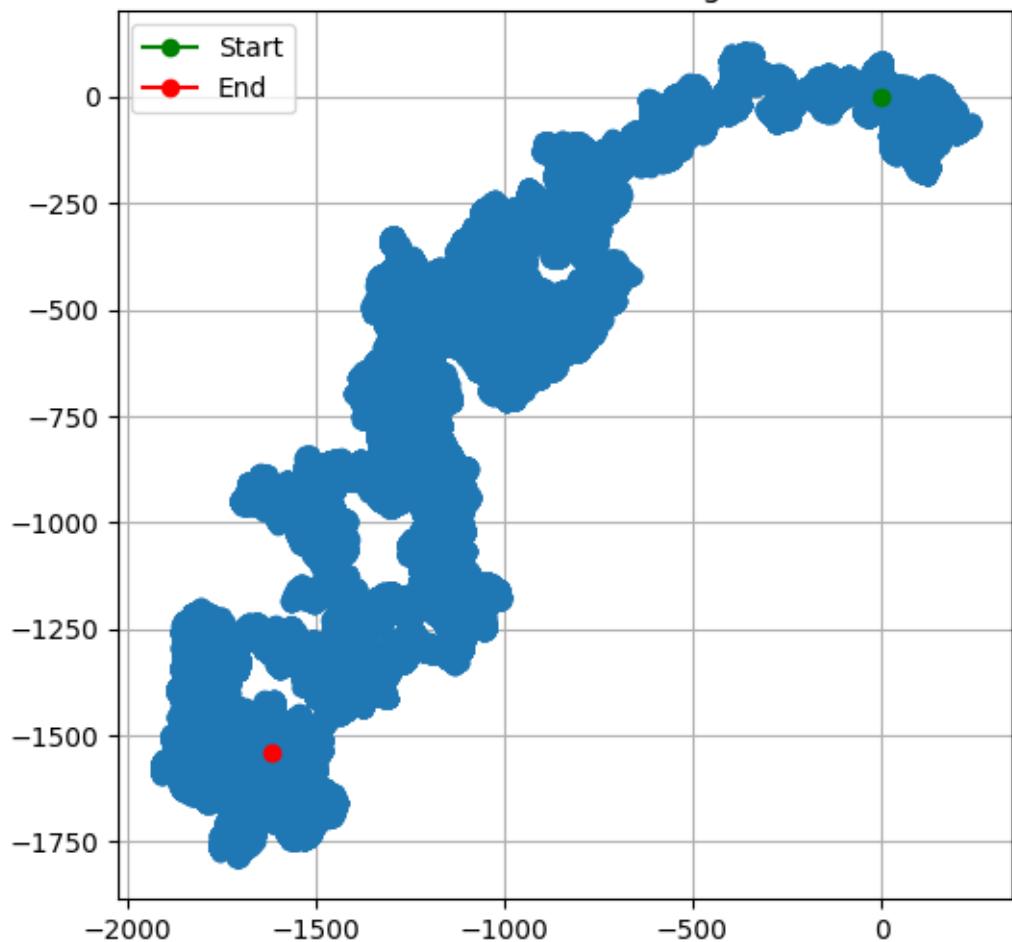
1000 Moves, mu:1 , sigma:25



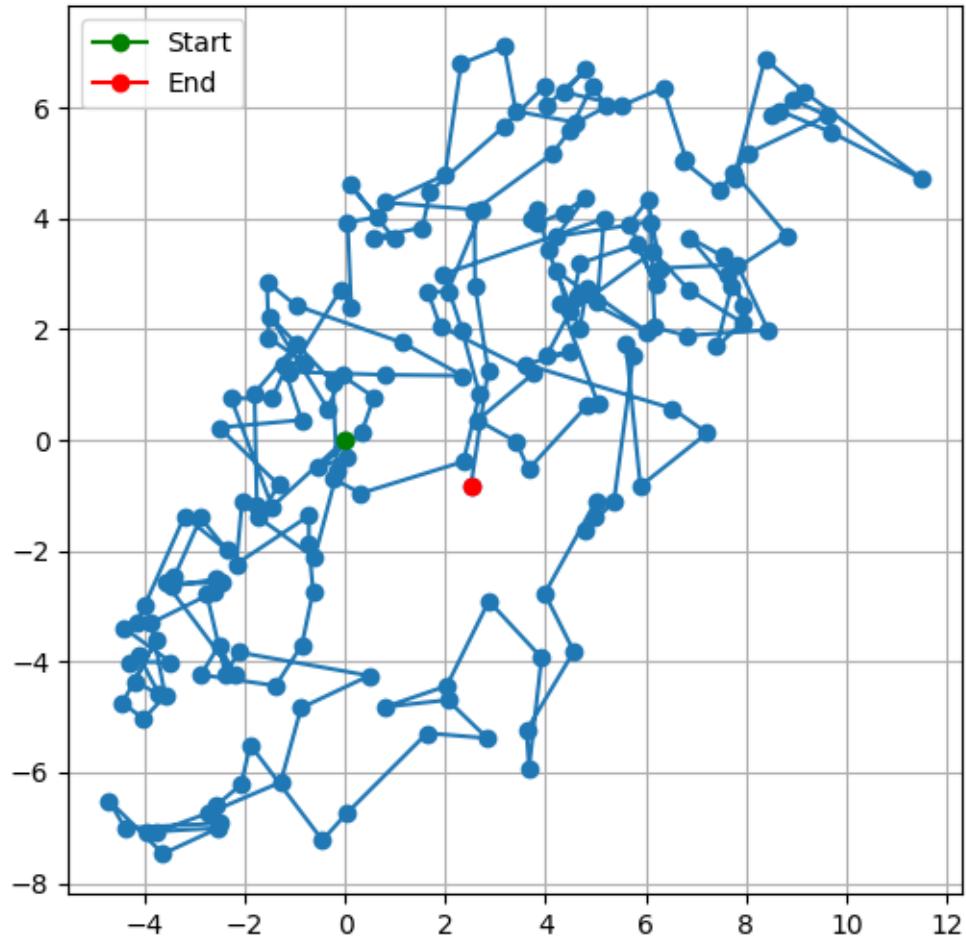
10000 Moves, mu:1 , sigma:25



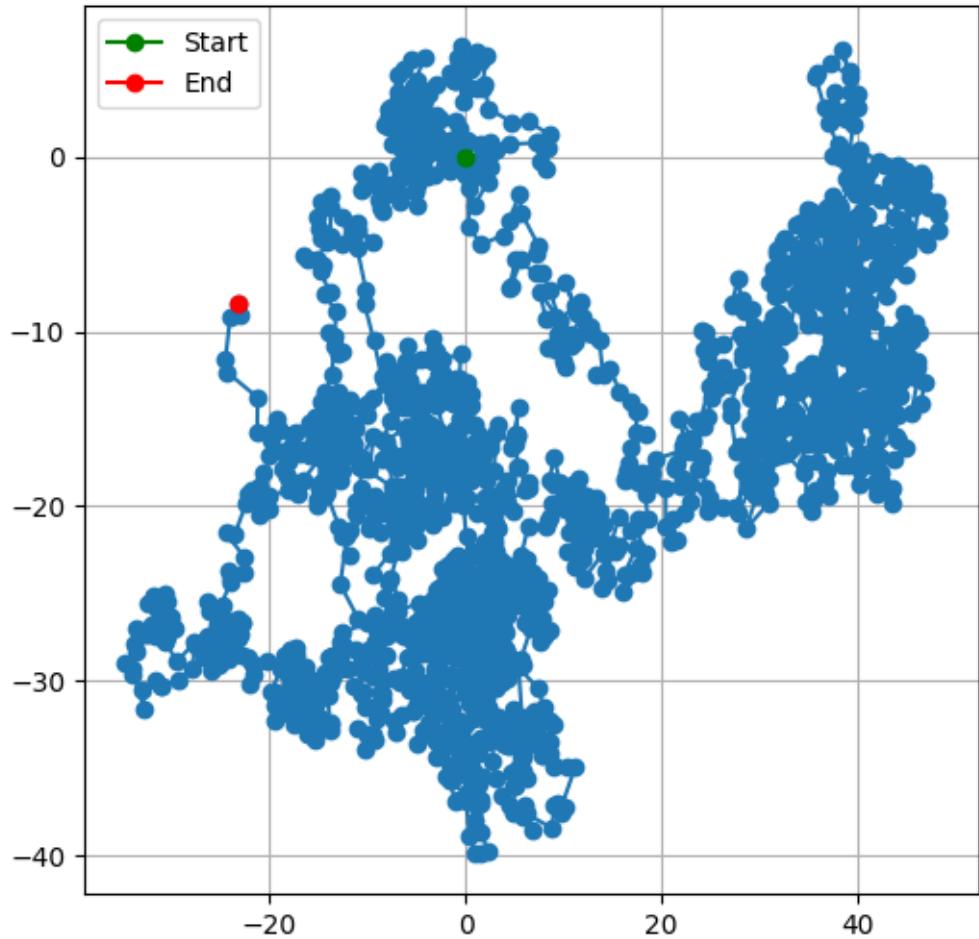
100000 Moves, mu:1 , sigma:25



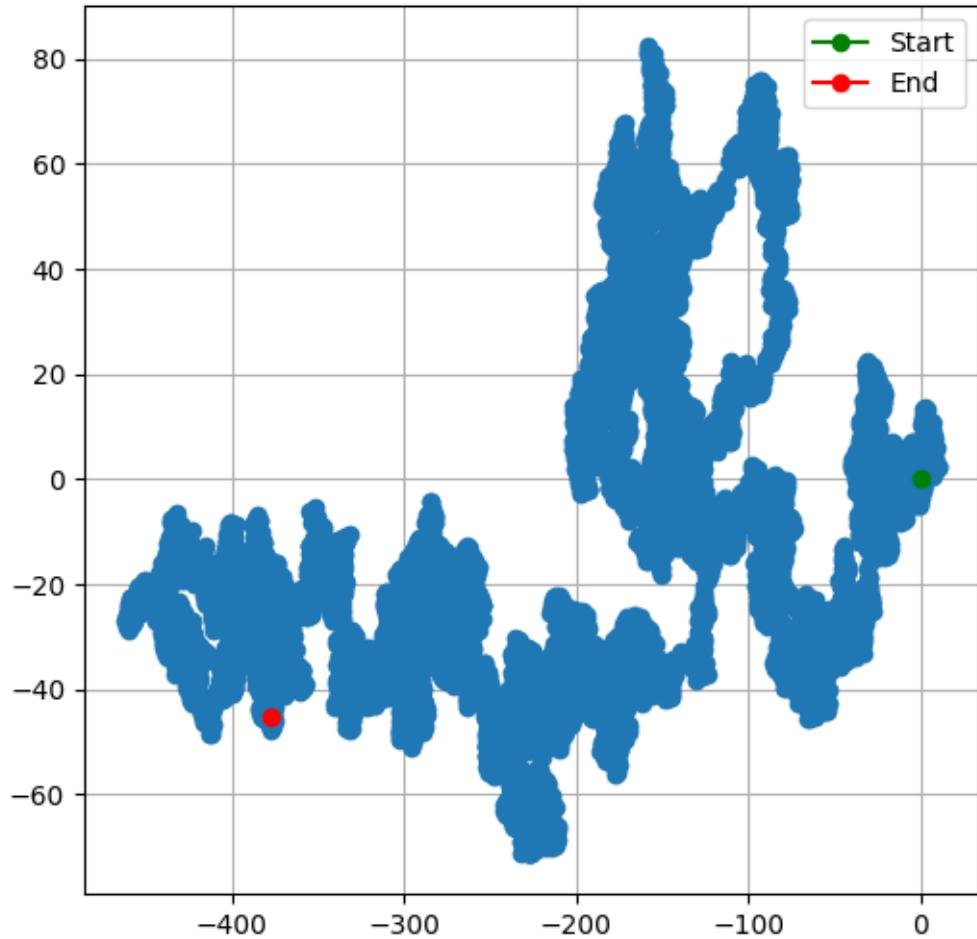
10 Moves, mu:1 , sigma:50



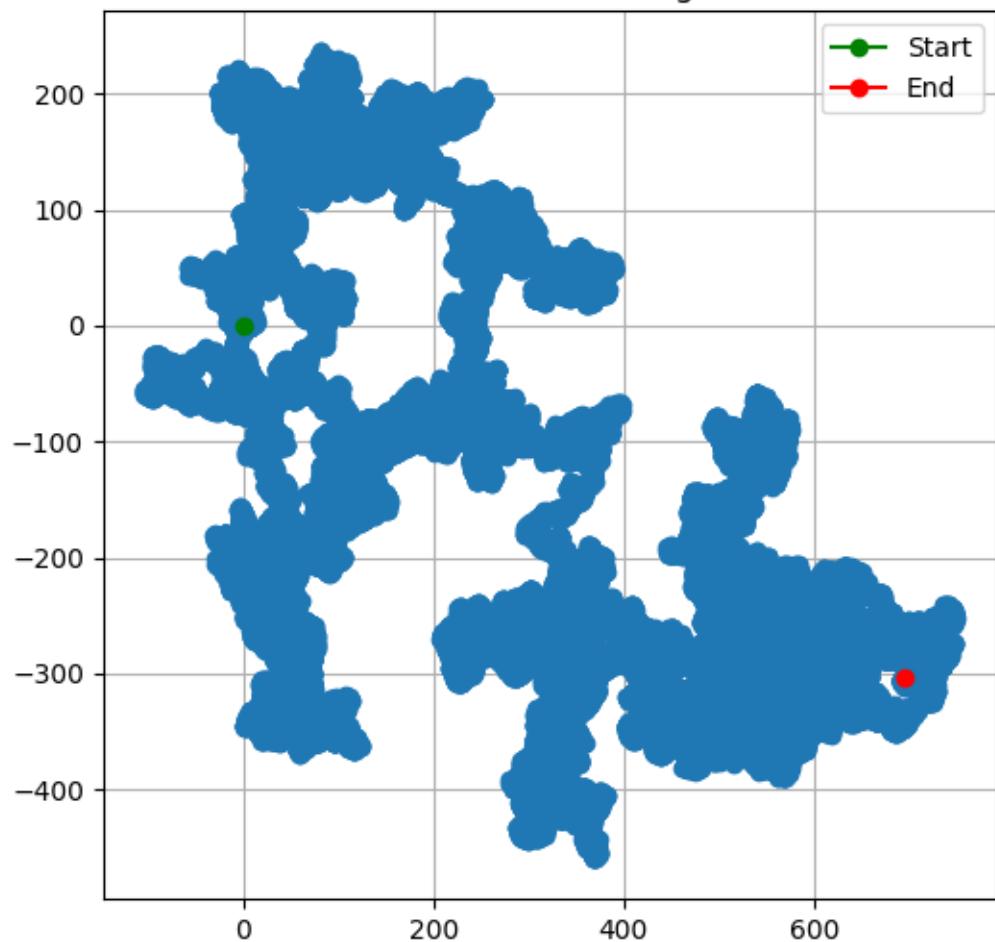
100 Moves, mu:1 , sigma:50



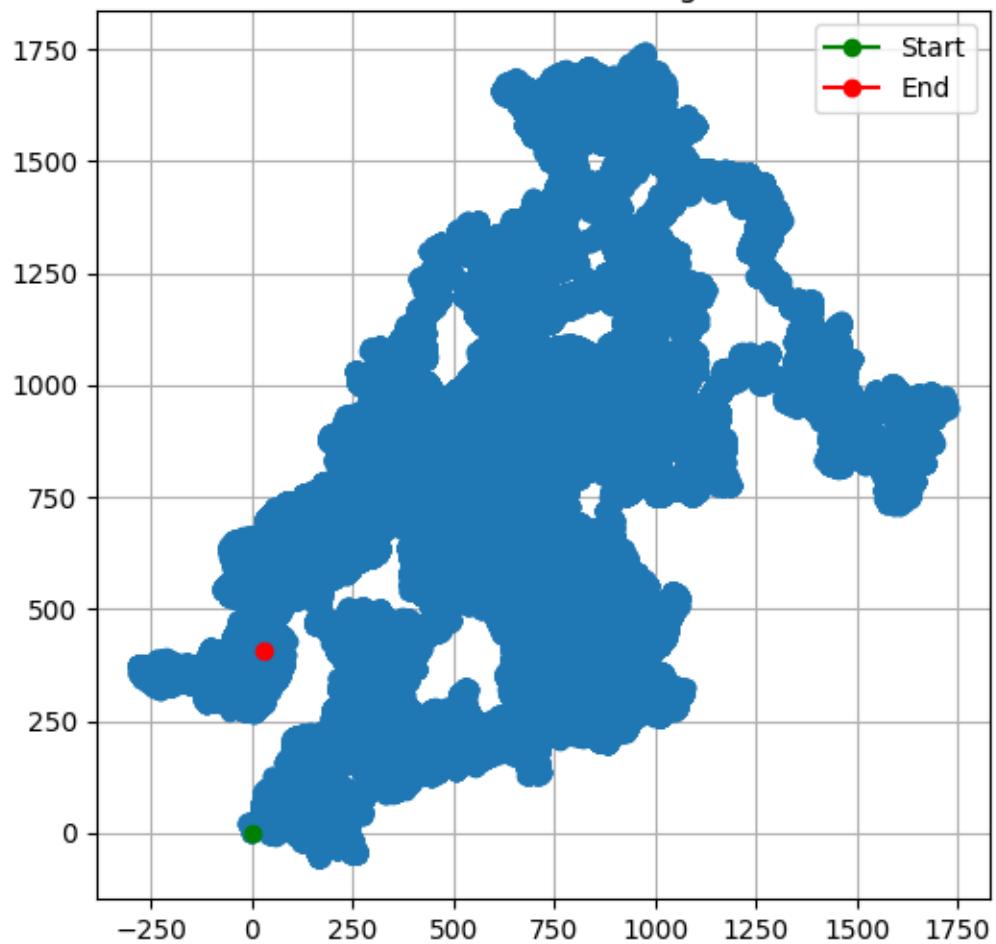
1000 Moves, mu:1 , sigma:50



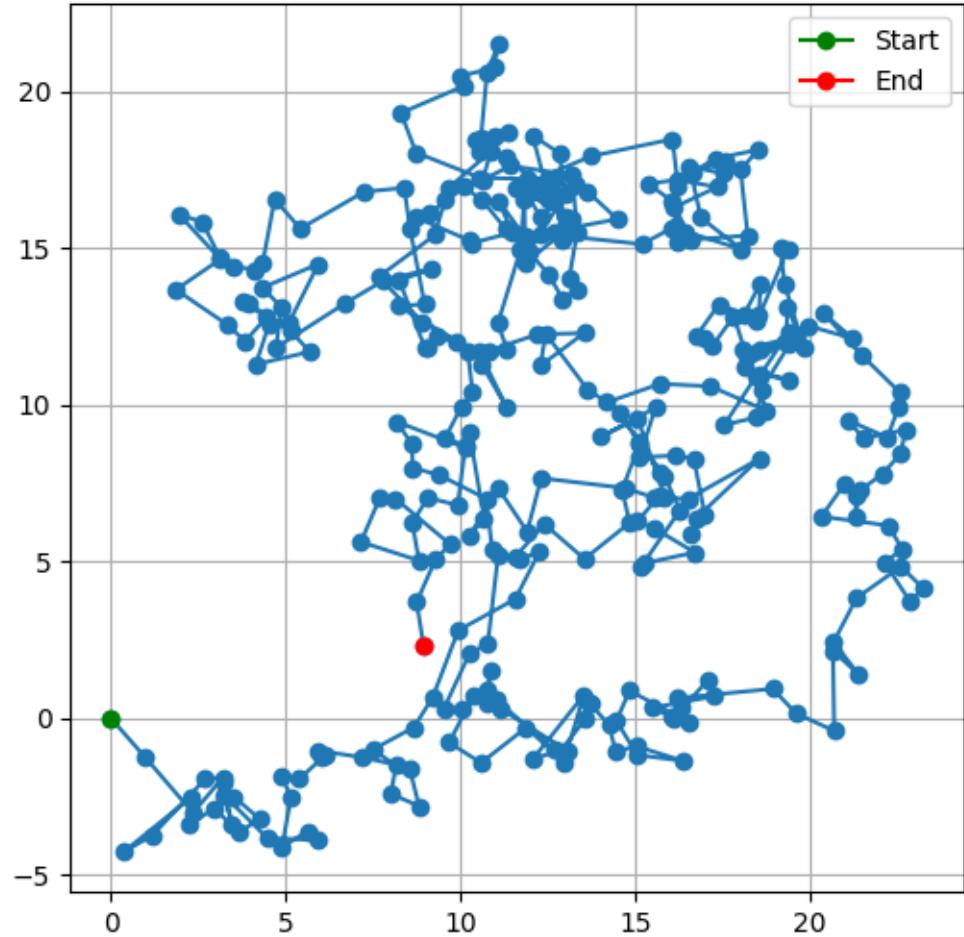
10000 Moves, mu:1 , sigma:50



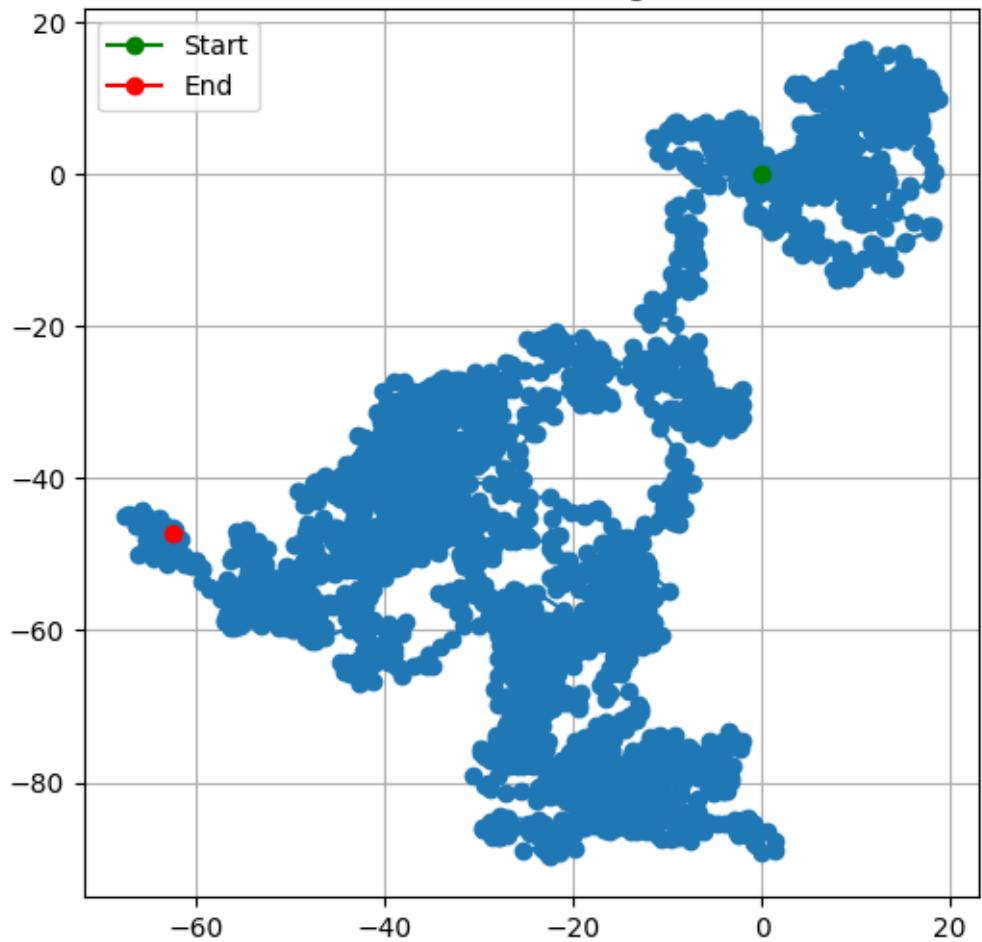
100000 Moves, mu:1 , sigma:50



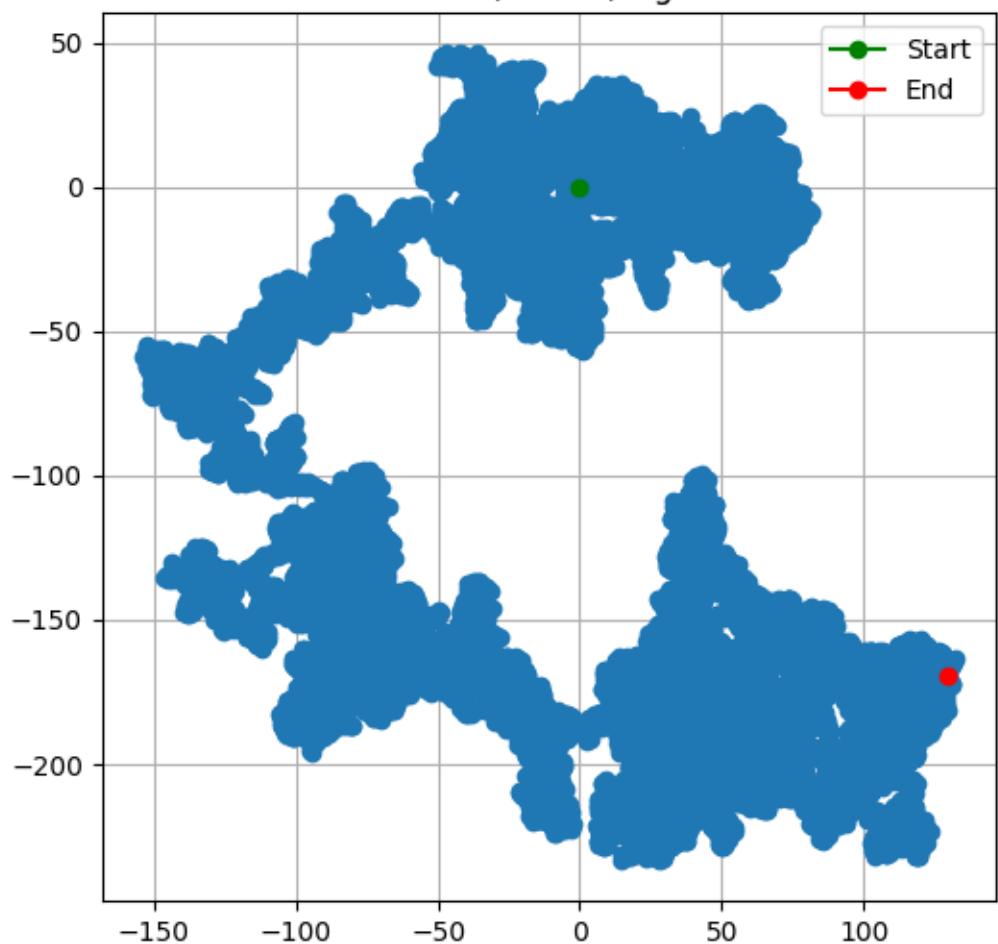
10 Moves, mu:1 , sigma:100



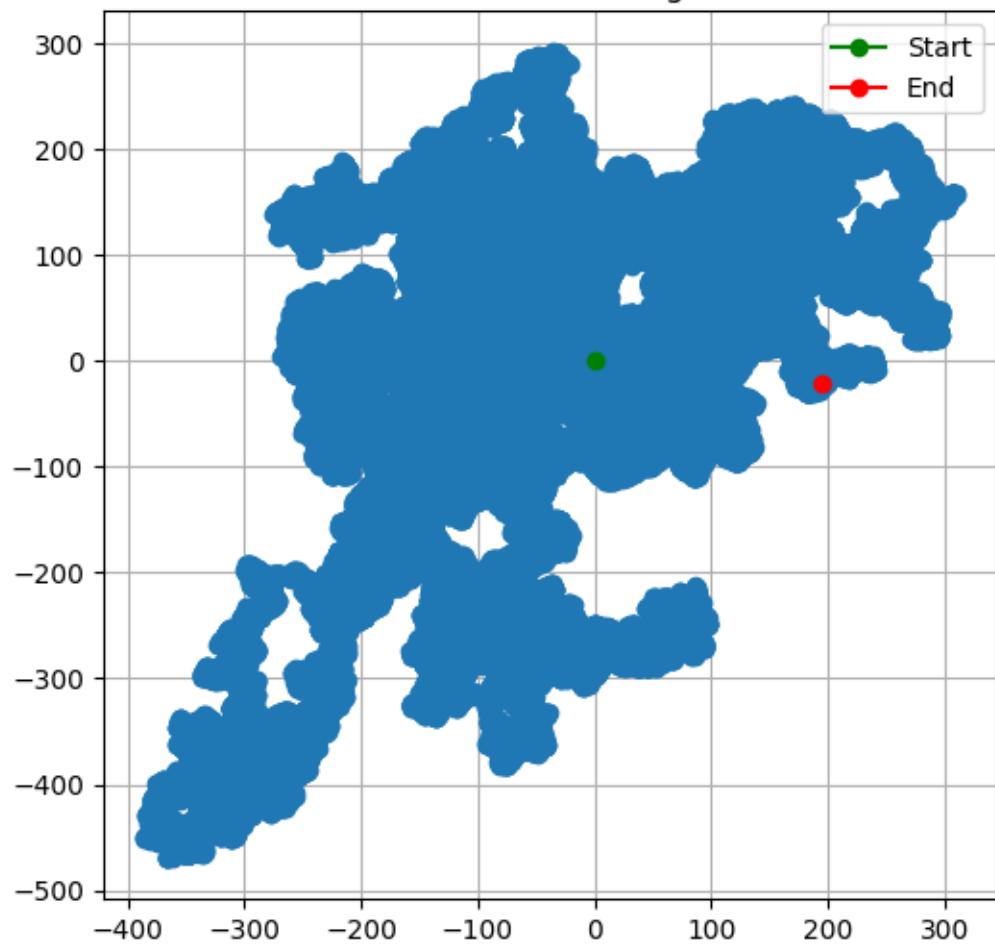
100 Moves, mu:1 , sigma:100



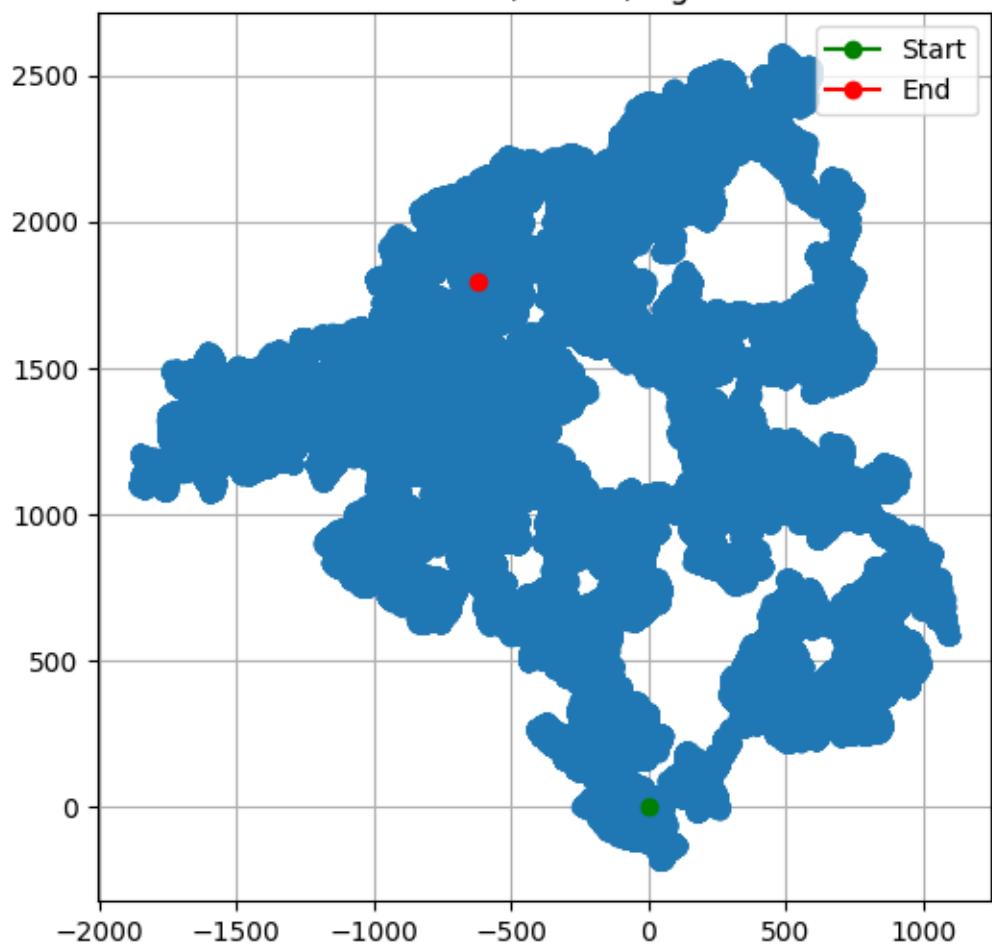
1000 Moves, mu:1 , sigma:100



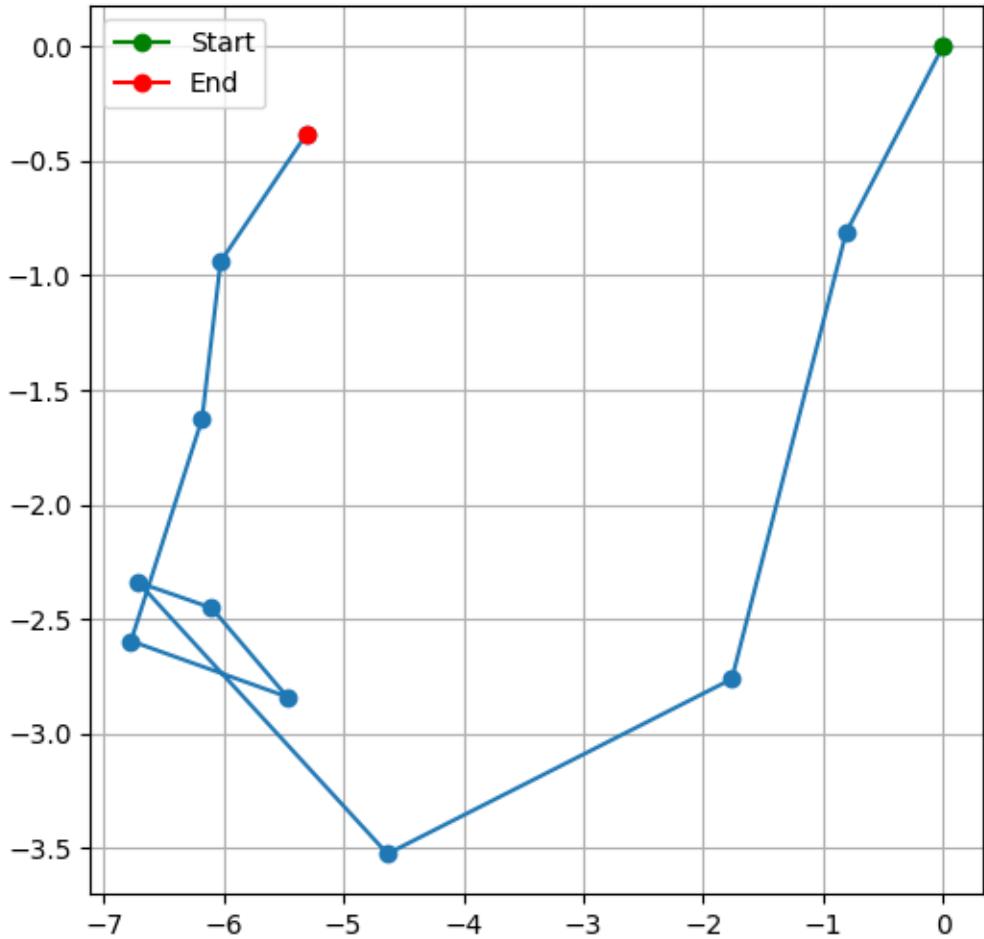
10000 Moves, mu:1 , sigma:100



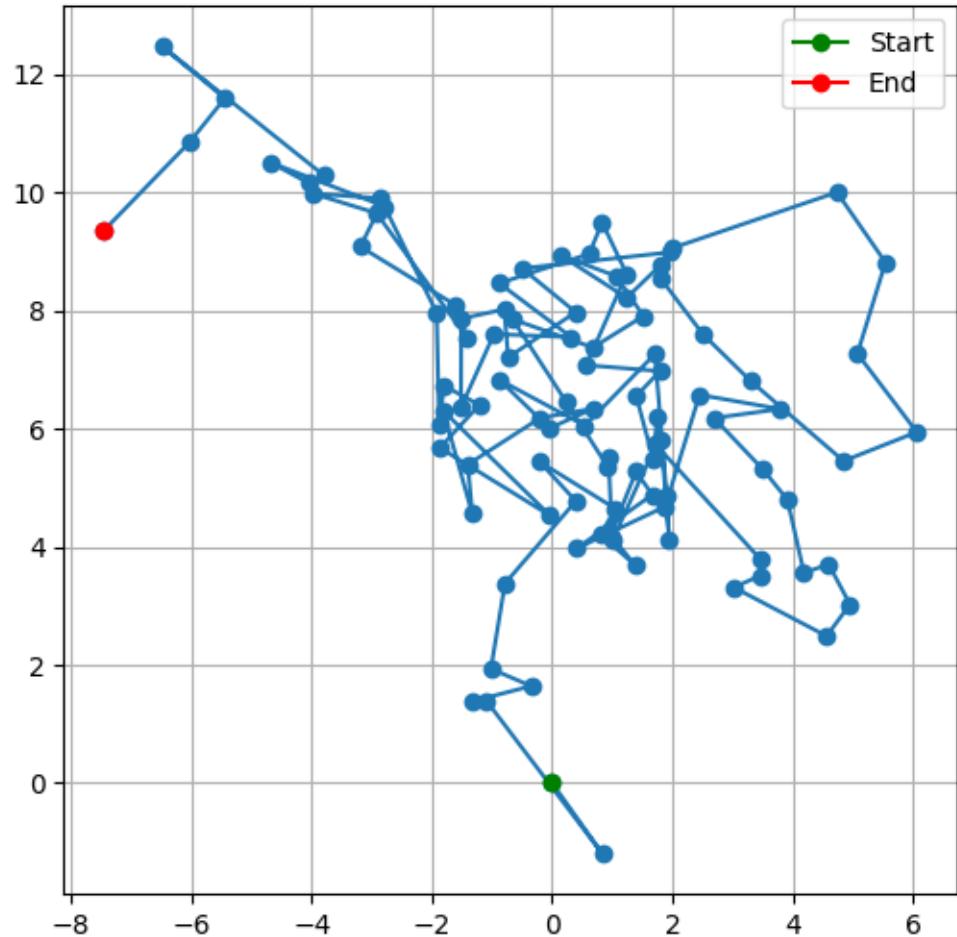
100000 Moves, mu:1 , sigma:100



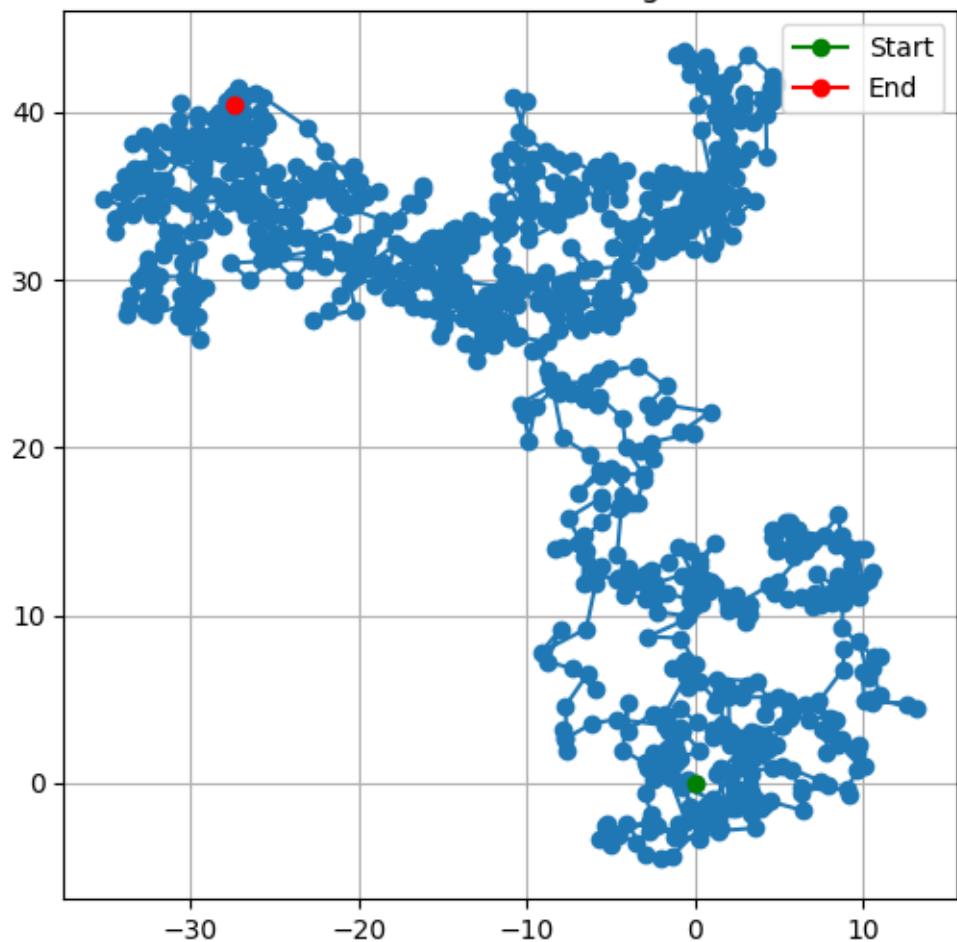
10 Moves, mu:-5 , sigma:1



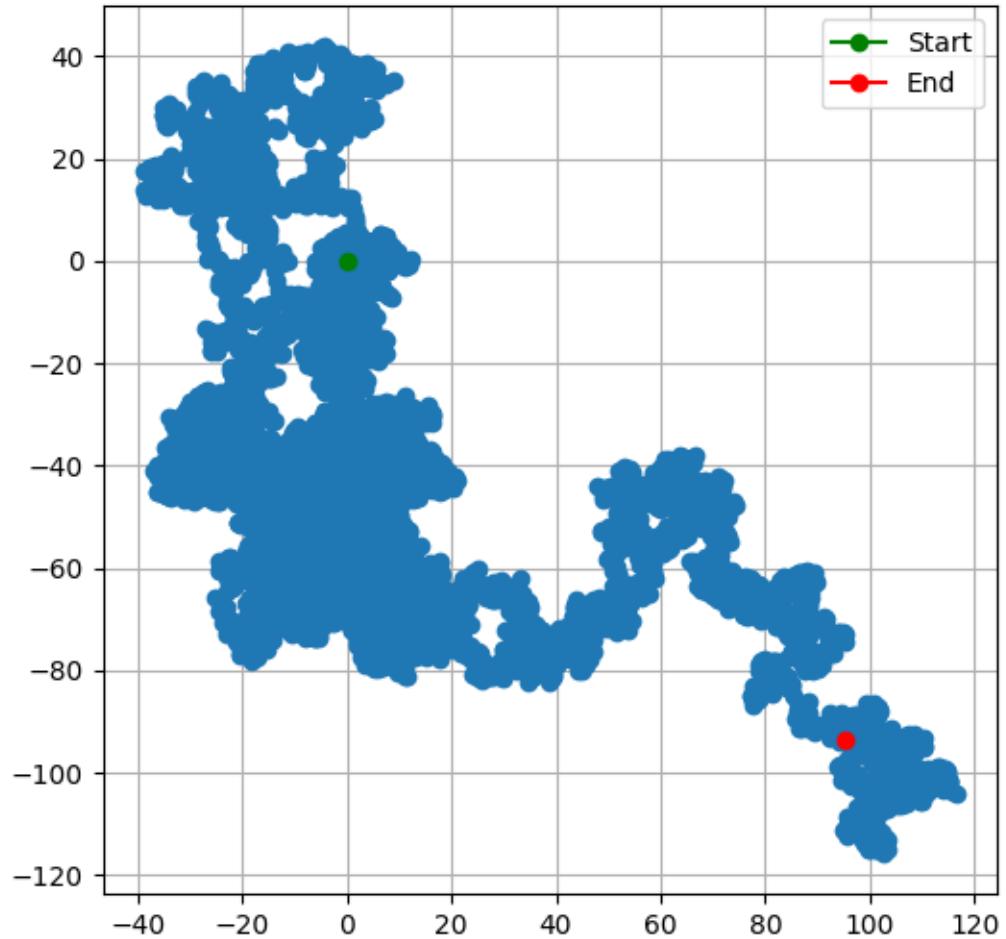
100 Moves, mu:-5 , sigma:1



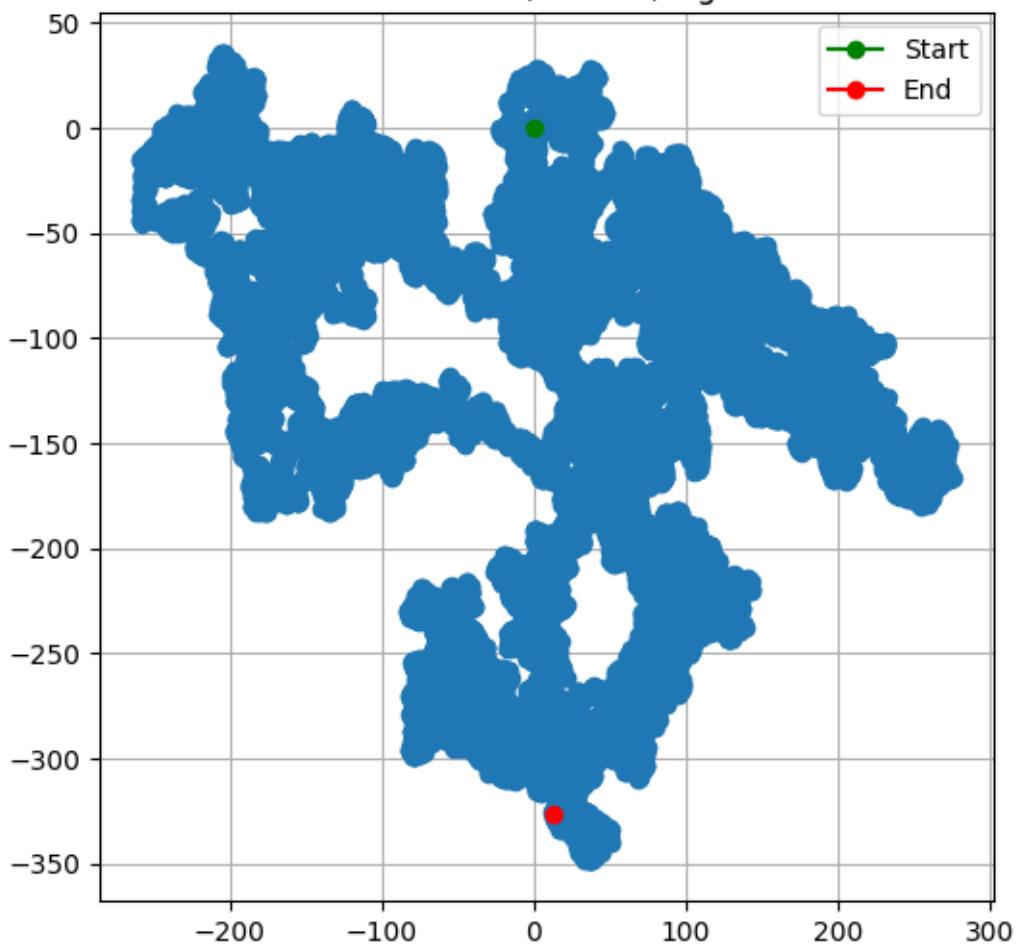
1000 Moves, mu:-5 , sigma:1



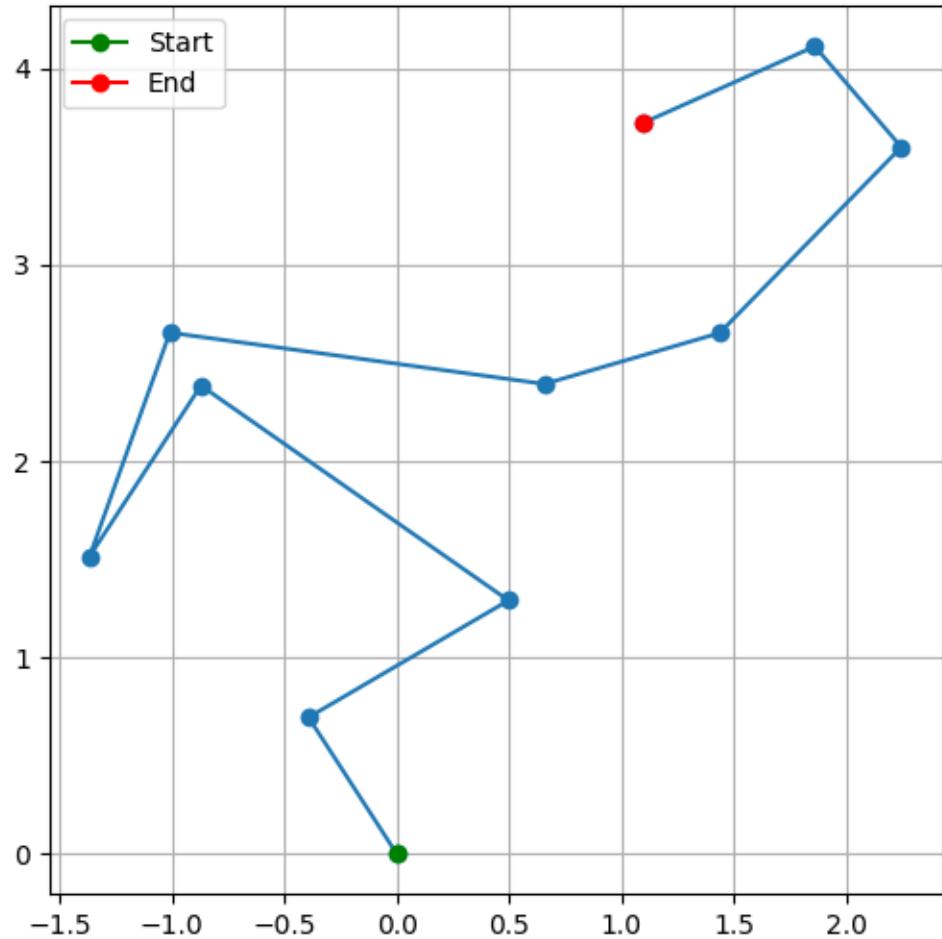
10000 Moves, mu:-5 , sigma:1



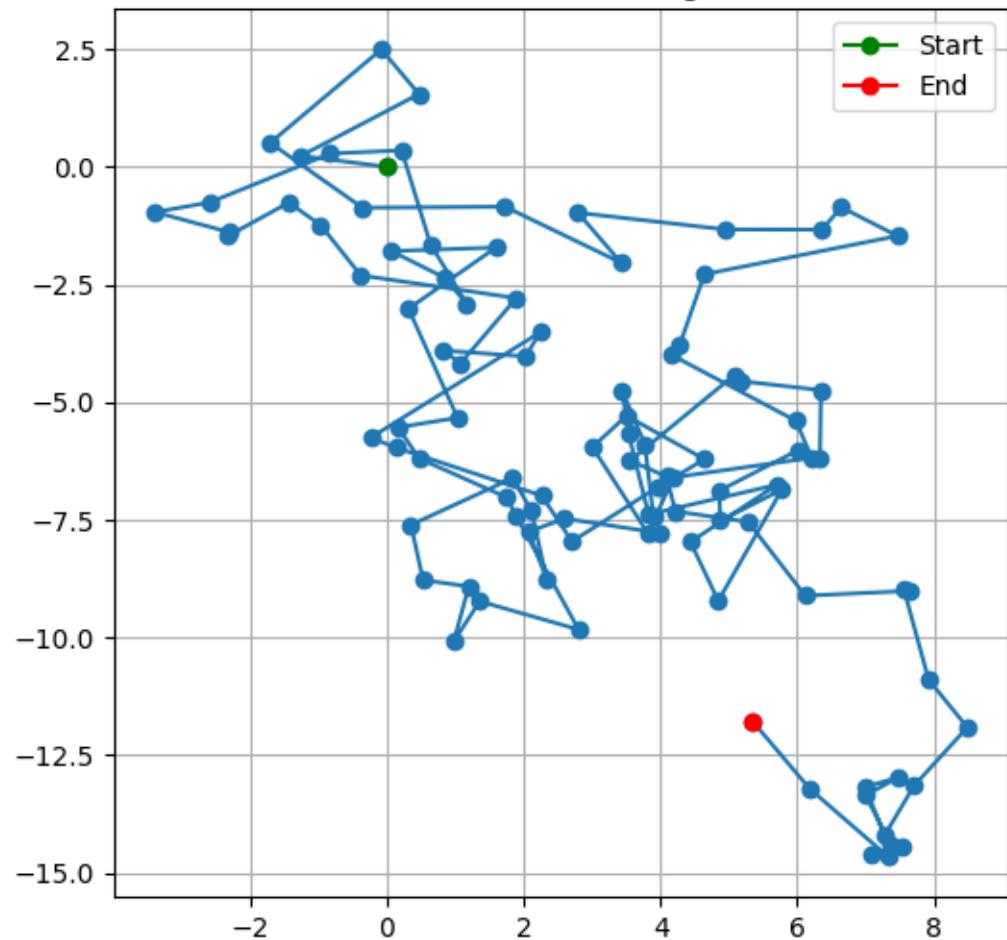
100000 Moves, mu:-5 , sigma:1



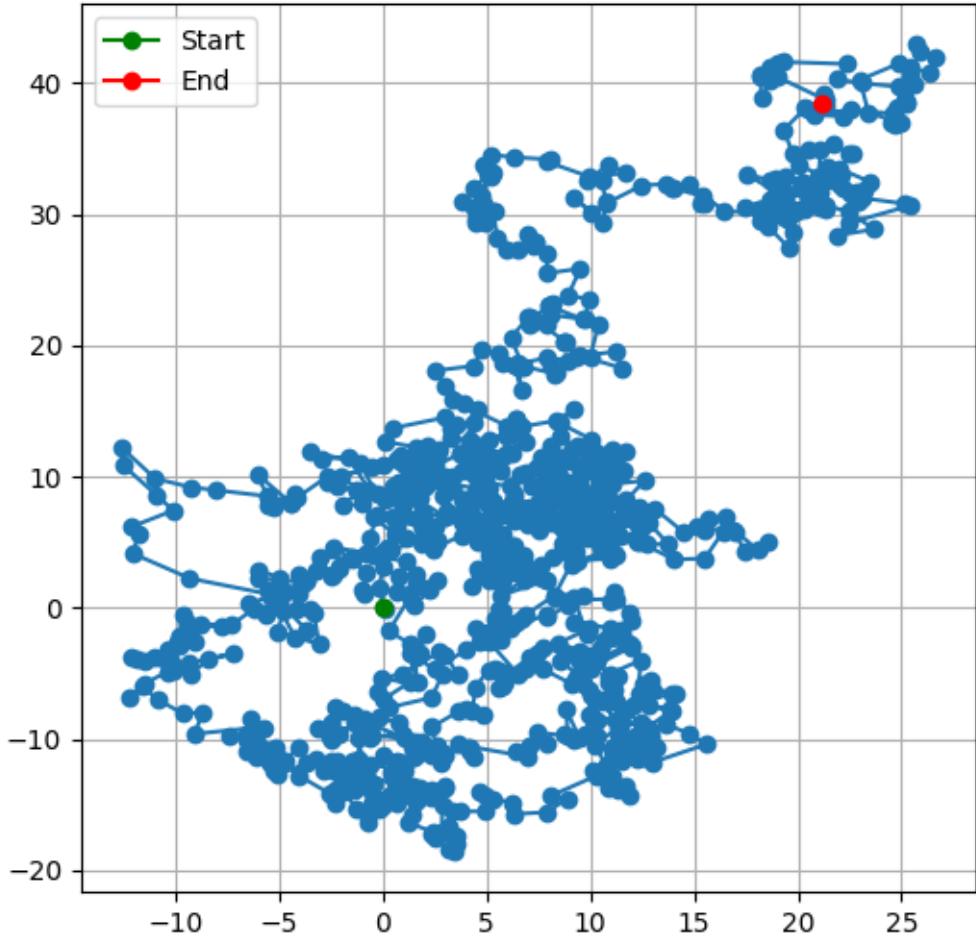
10 Moves, mu:-5 , sigma:2



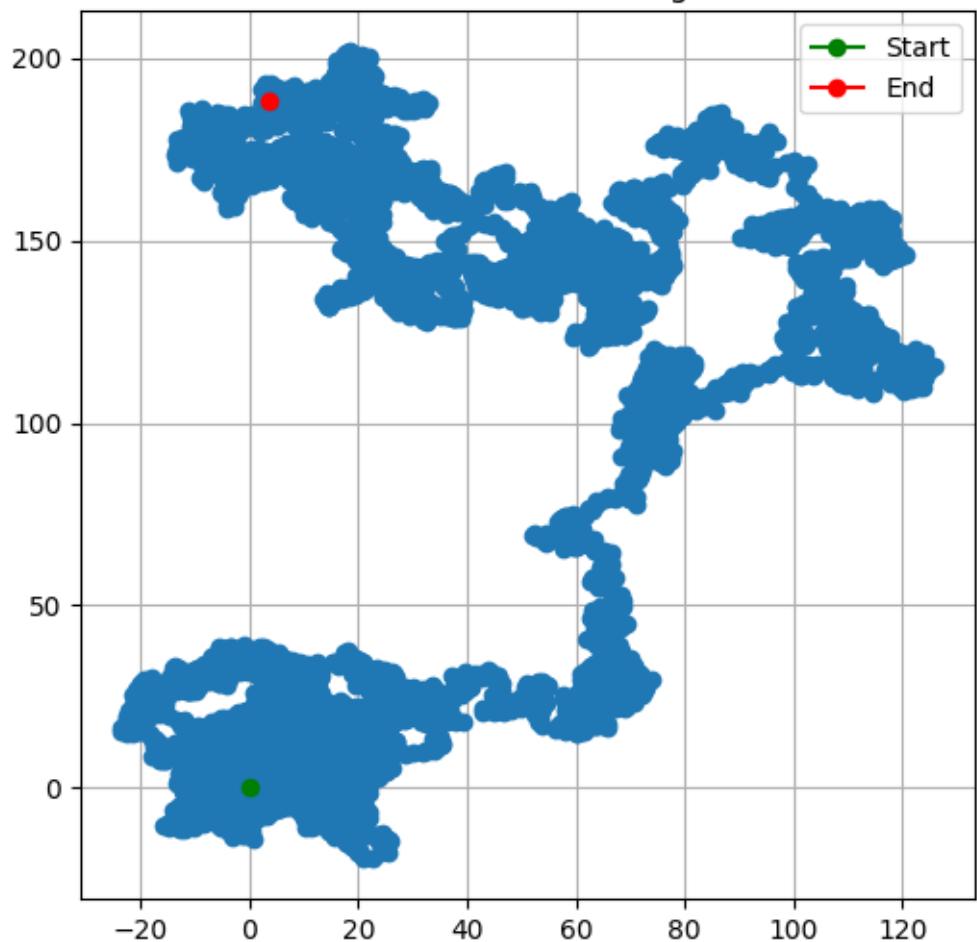
100 Moves, mu:-5 , sigma:2



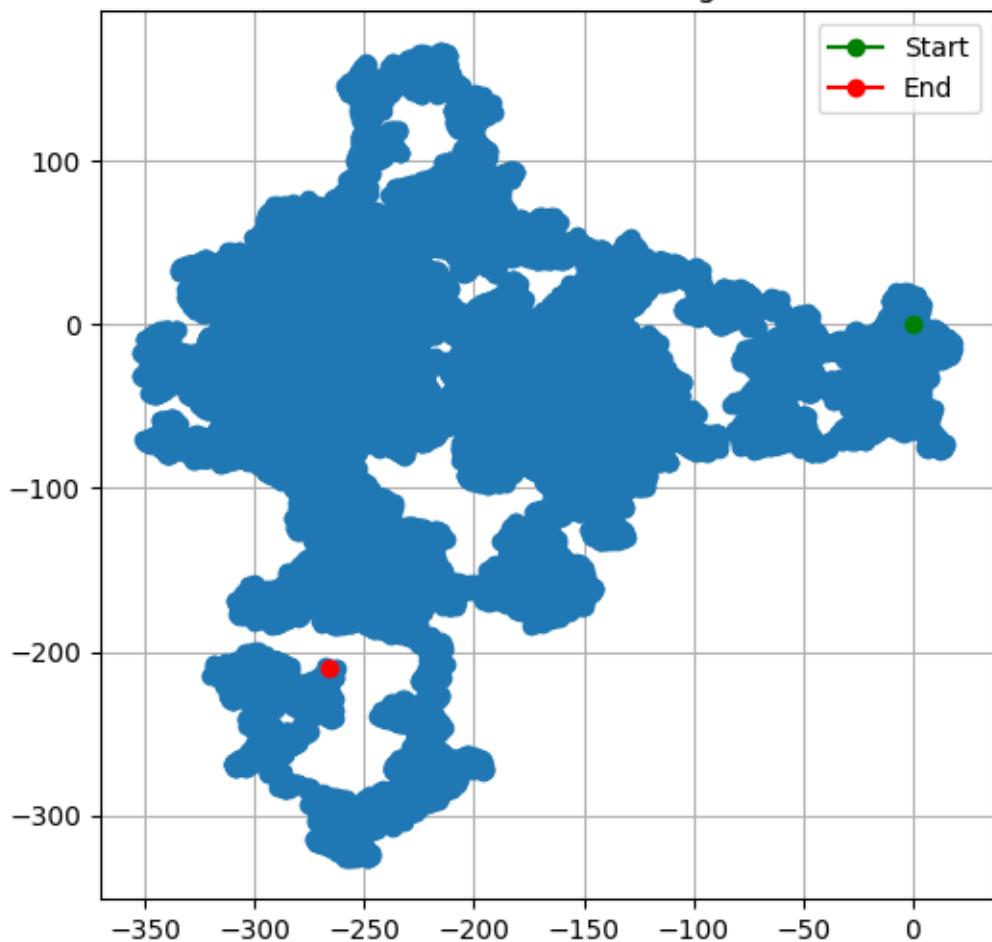
1000 Moves, mu:-5 , sigma:2



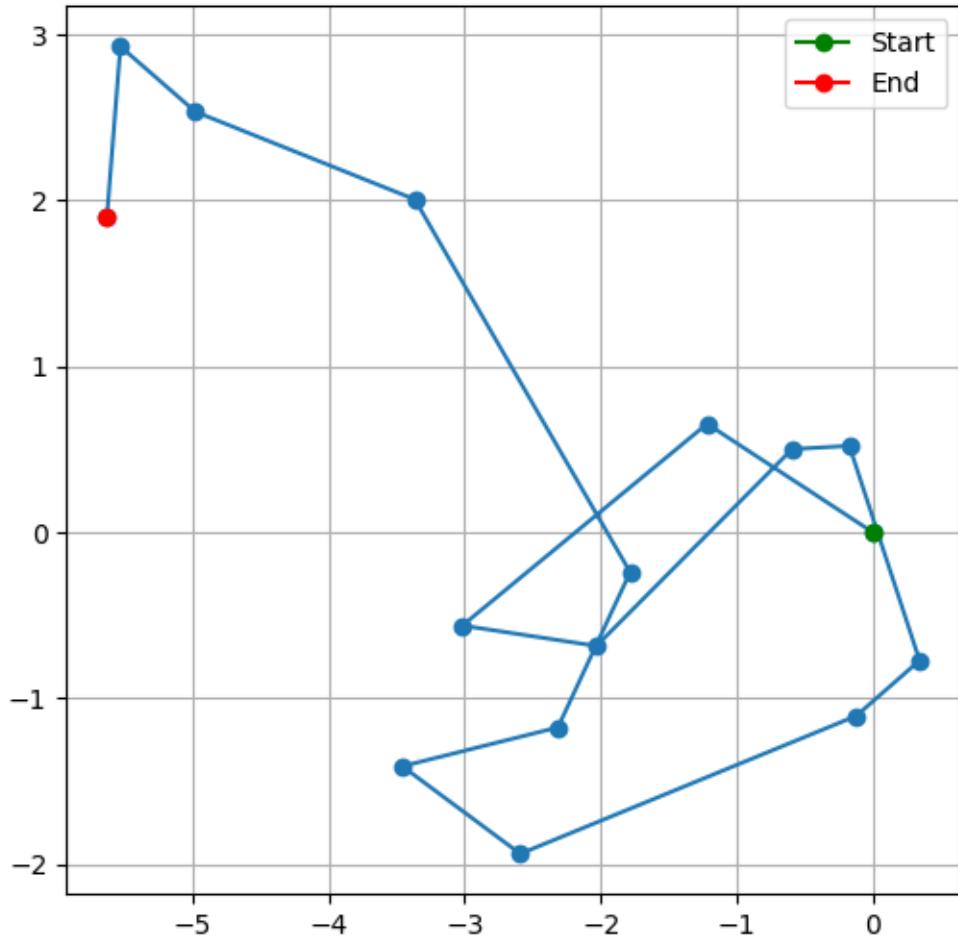
10000 Moves, mu:-5 , sigma:2



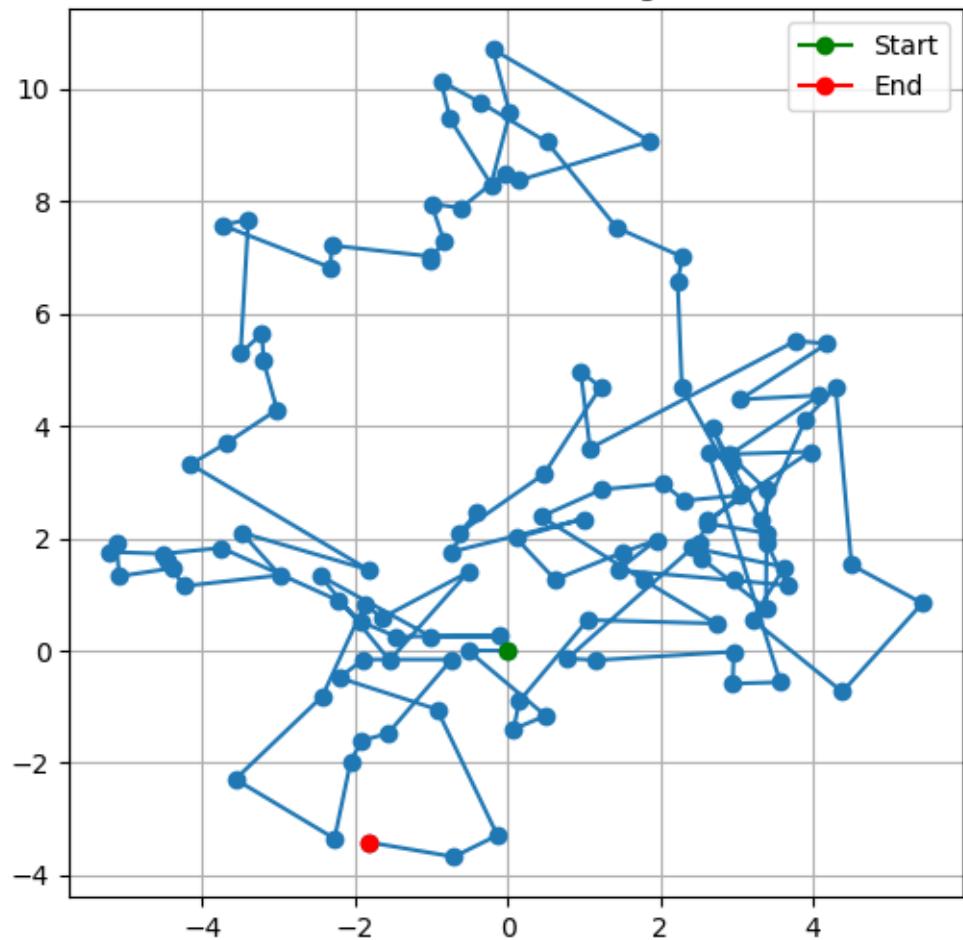
100000 Moves, mu:-5 , sigma:2



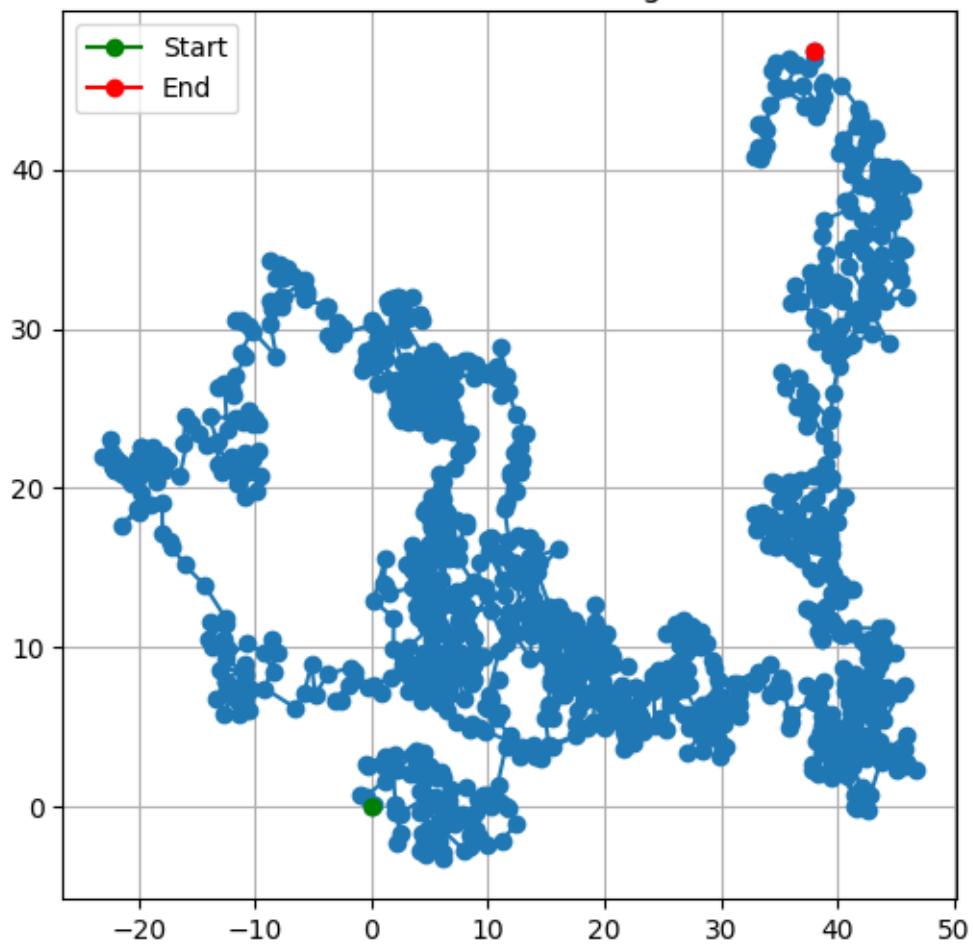
10 Moves, mu:-5 , sigma:5



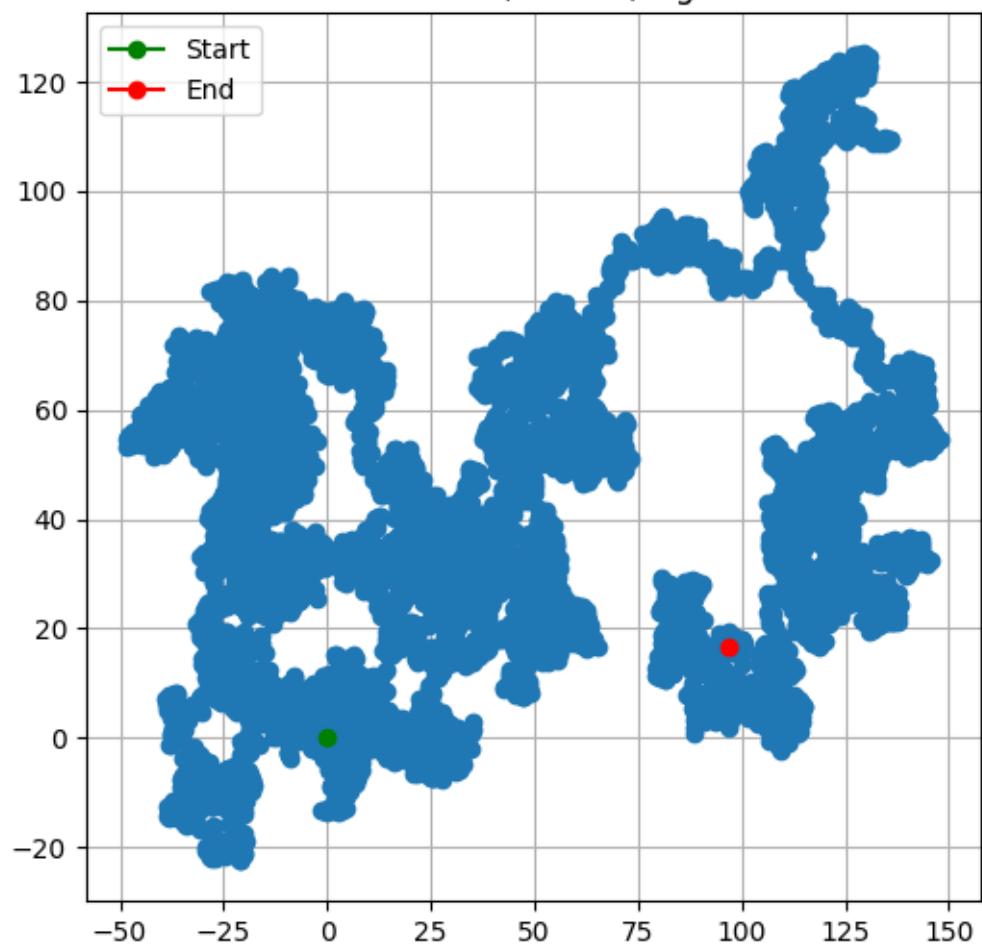
100 Moves, mu:-5 , sigma:5



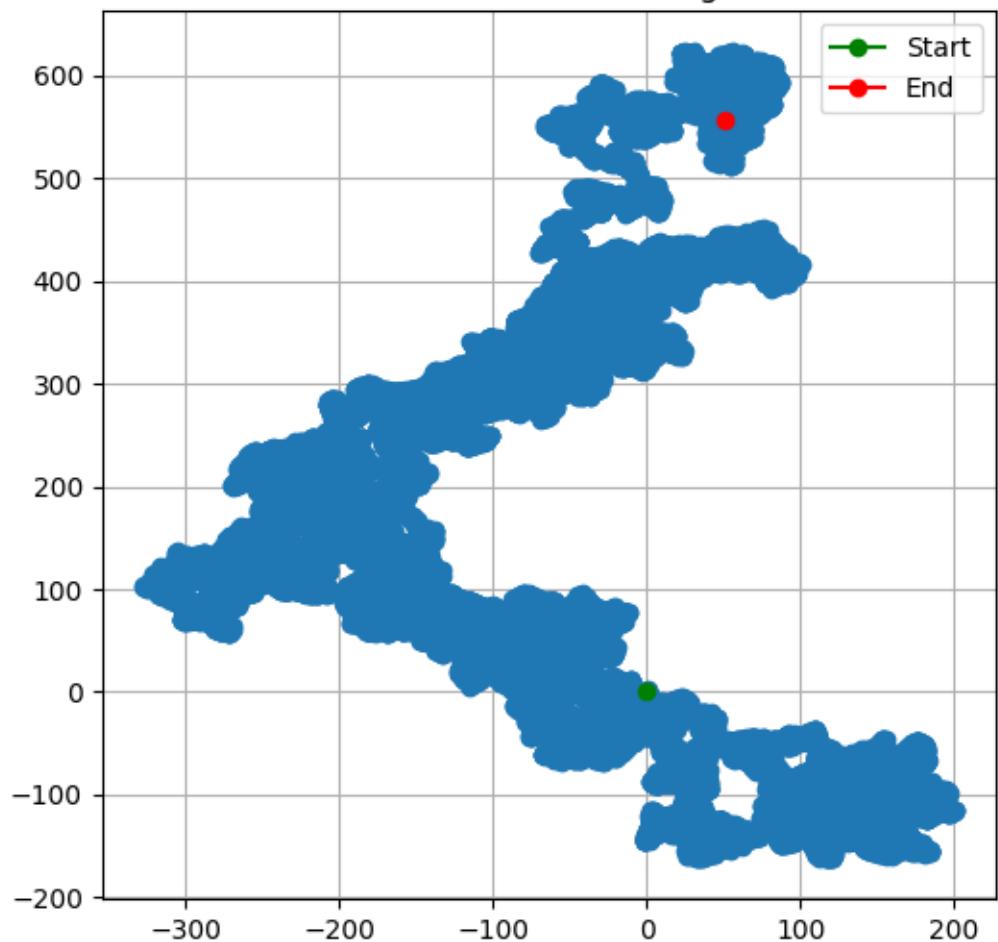
1000 Moves, mu:-5 , sigma:5



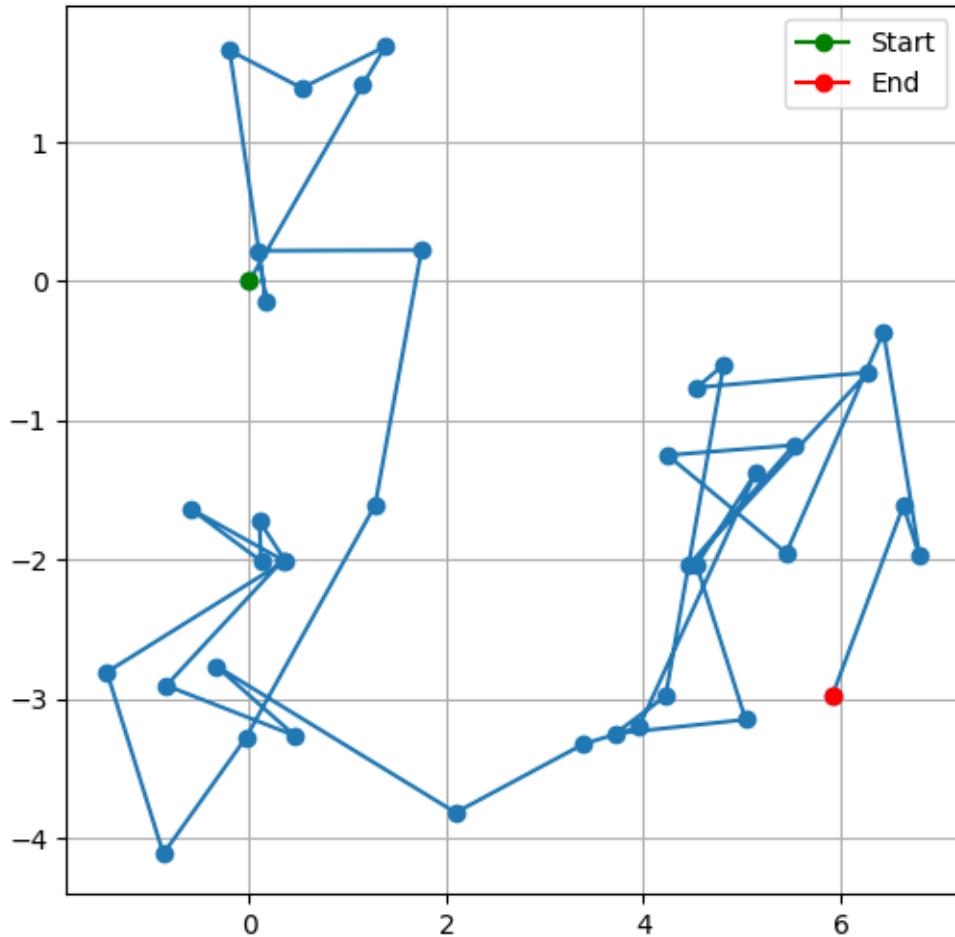
10000 Moves, mu:-5 , sigma:5



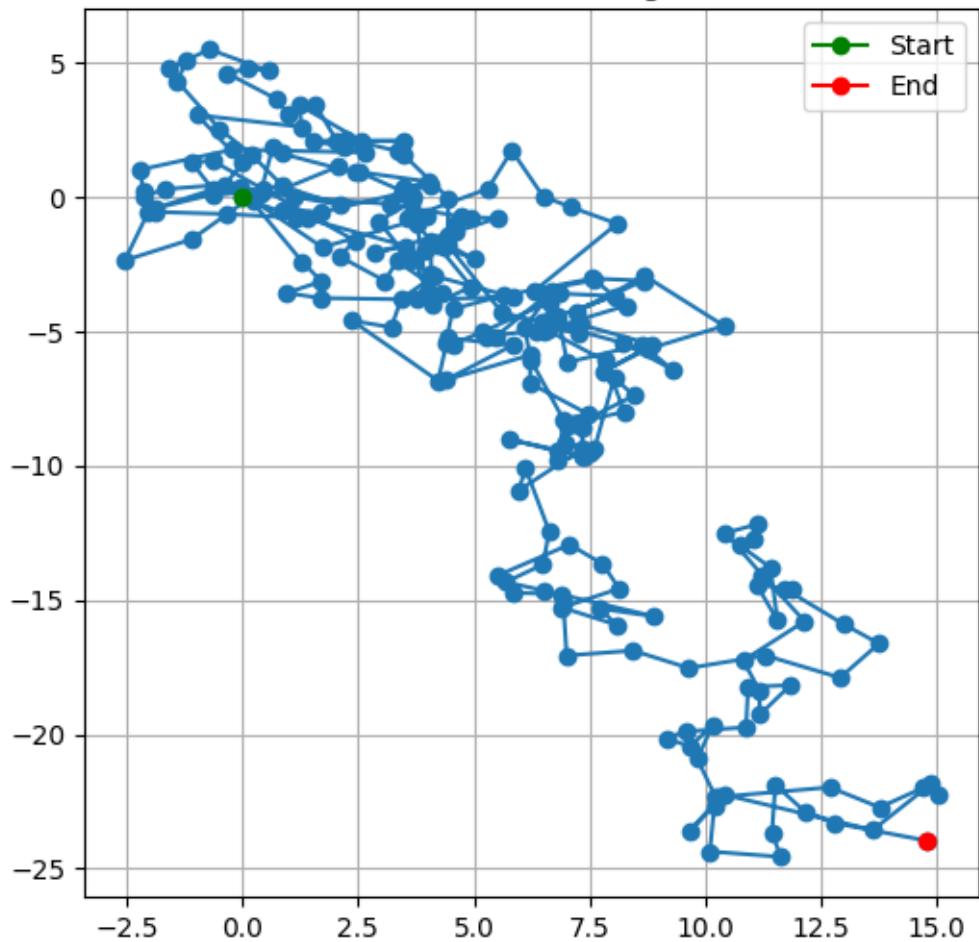
100000 Moves, mu:-5 , sigma:5



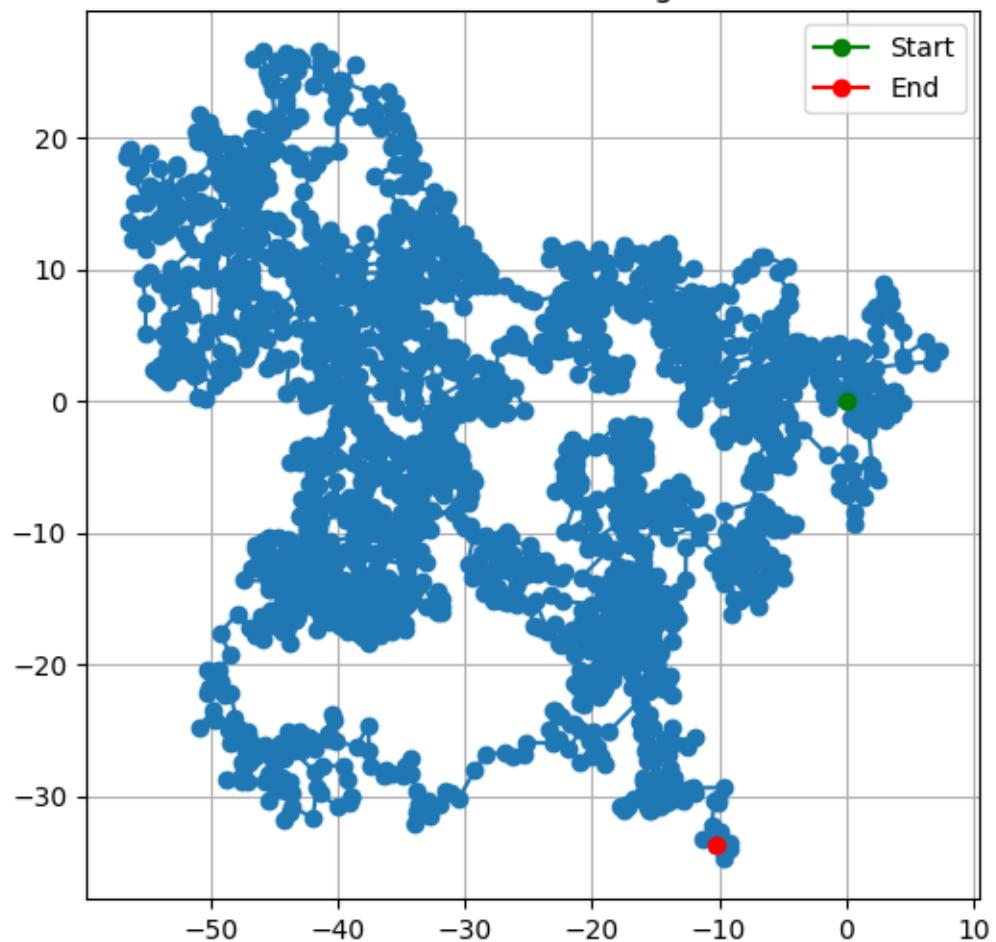
10 Moves, mu:-5 , sigma:10

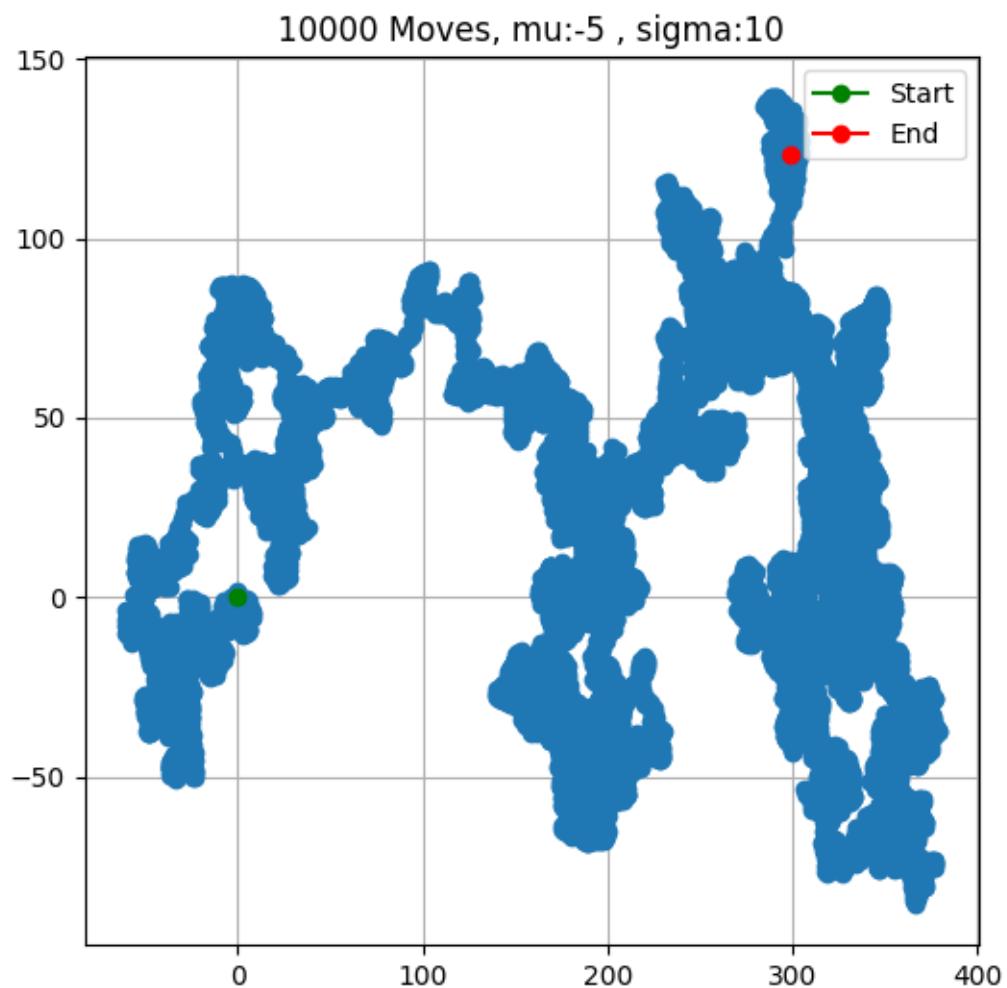


100 Moves, mu:-5 , sigma:10

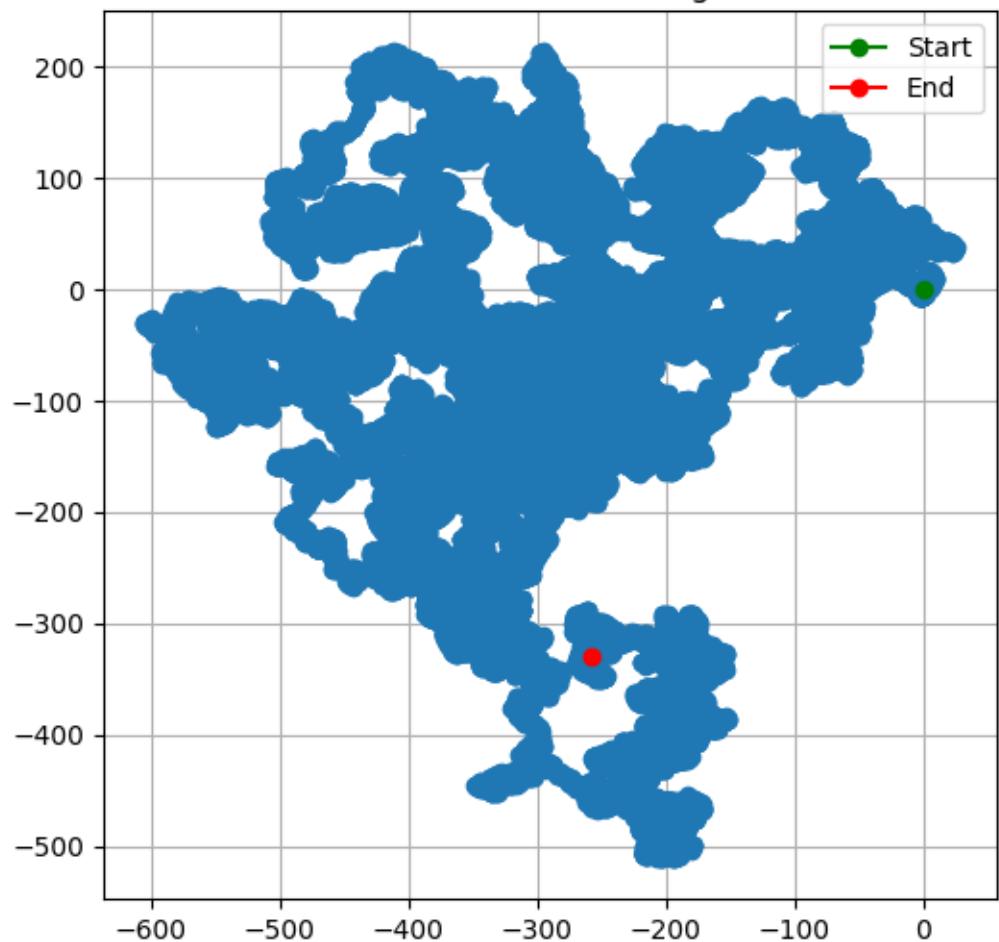


1000 Moves, mu:-5 , sigma:10

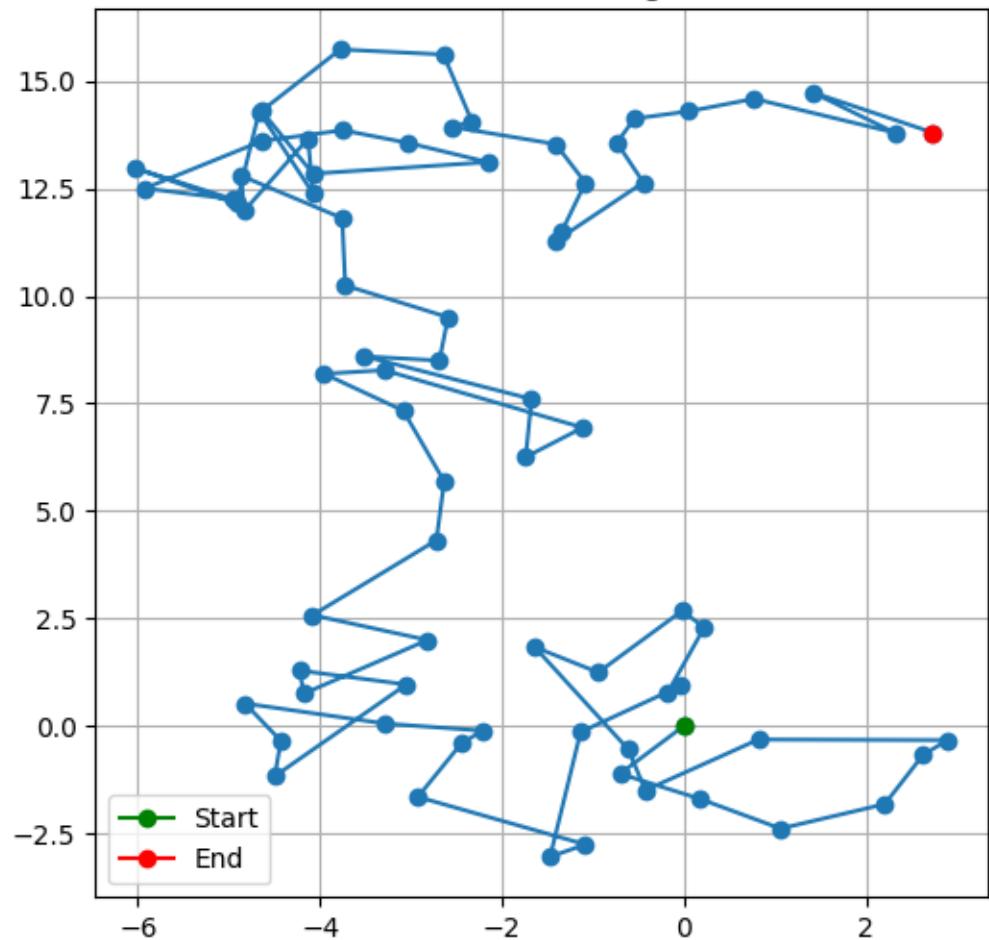




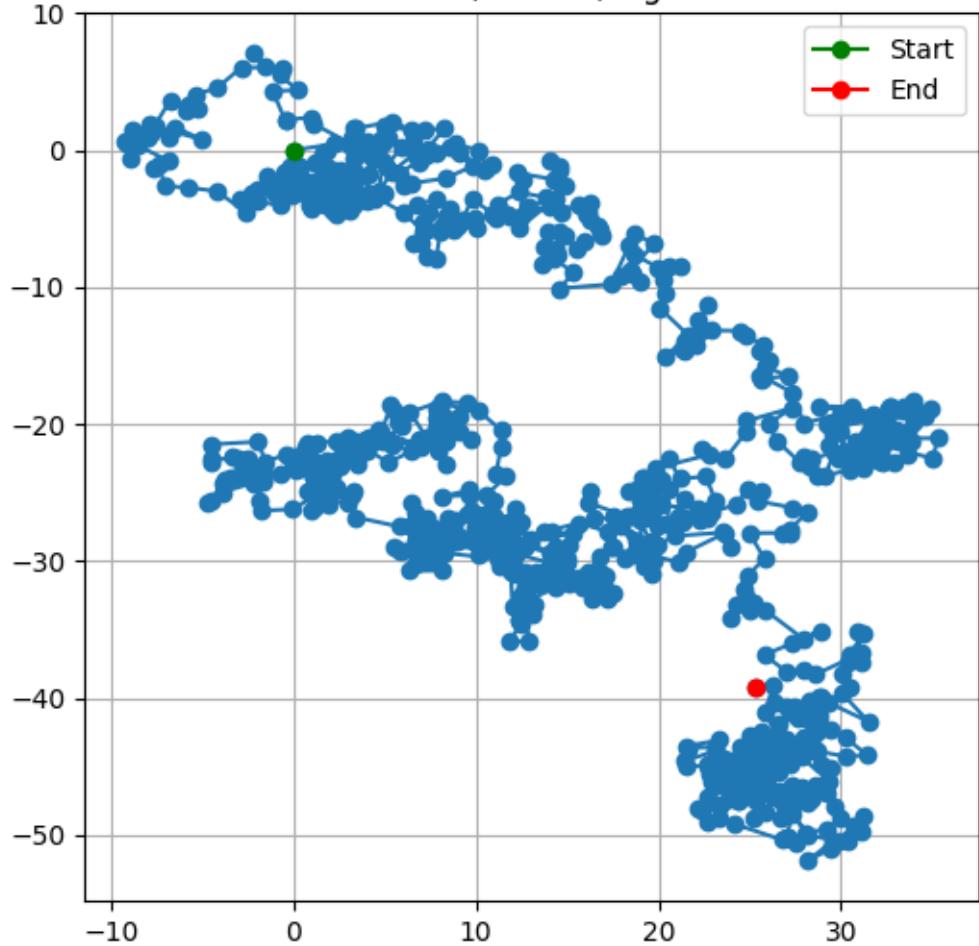
100000 Moves, mu:-5 , sigma:10



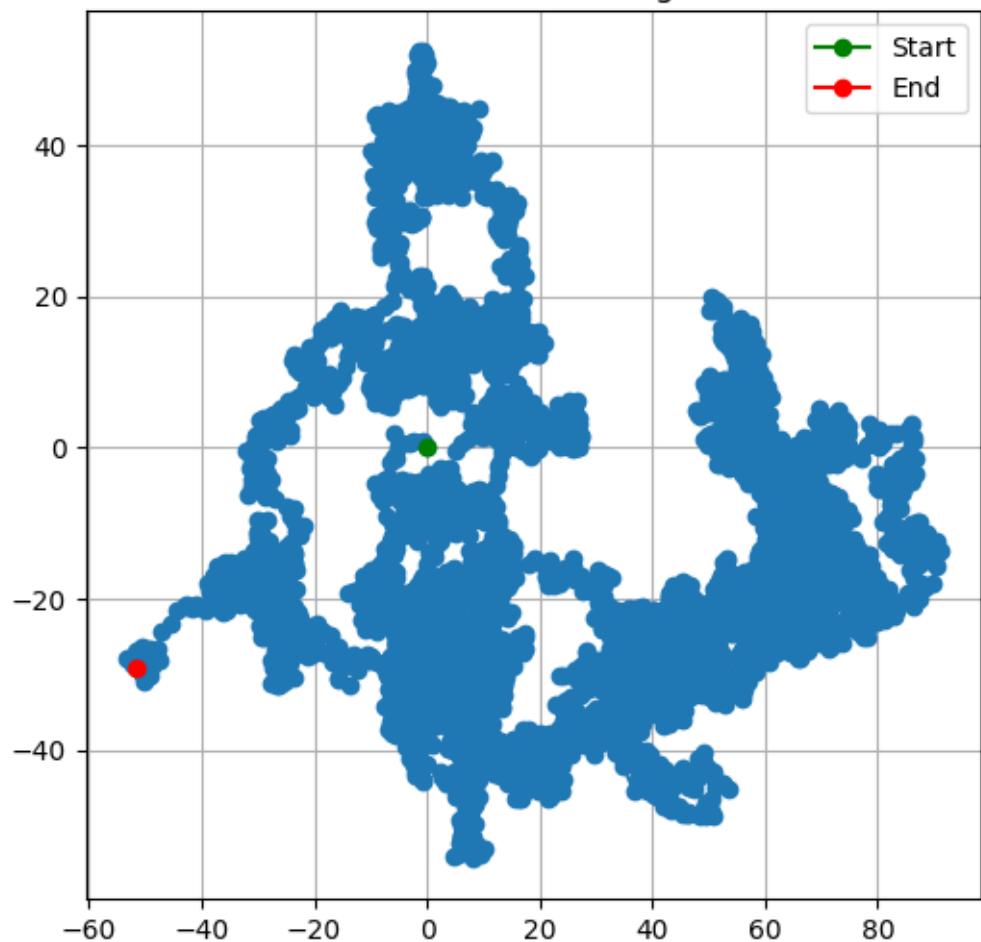
10 Moves, mu:-5 , sigma:20



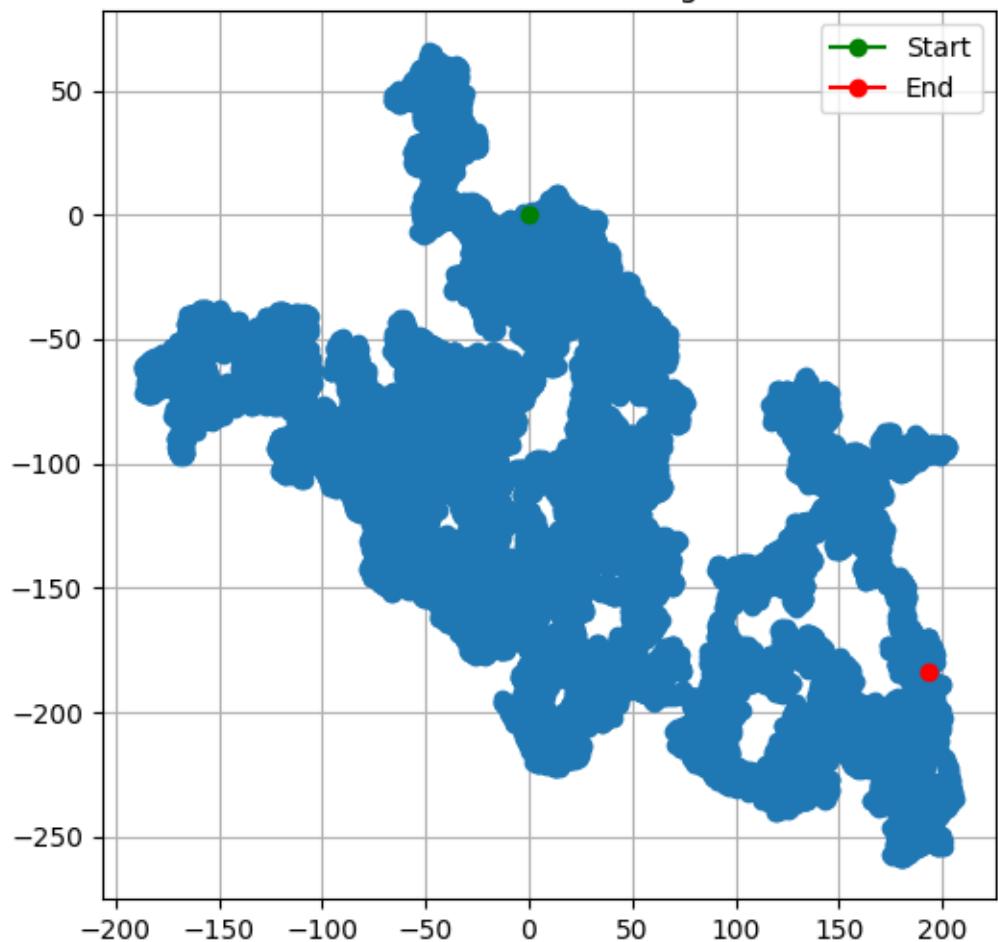
100 Moves, mu:-5 , sigma:20



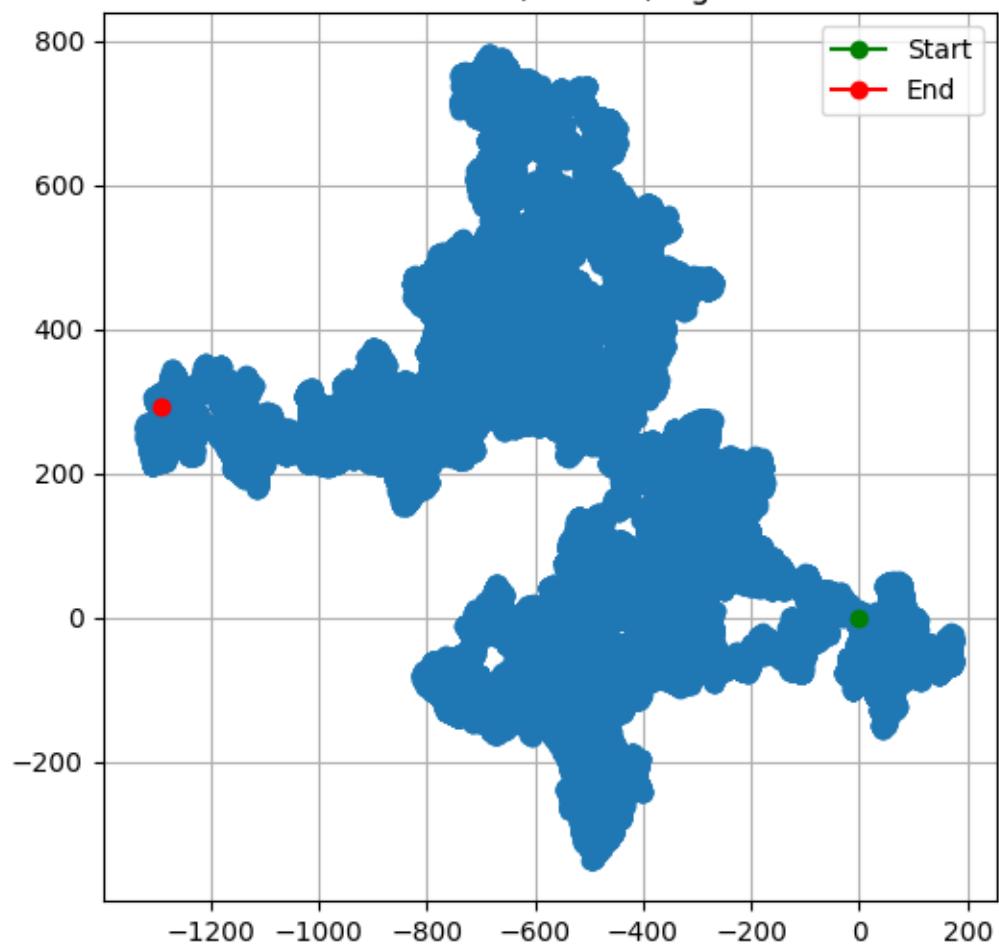
1000 Moves, mu:-5 , sigma:20



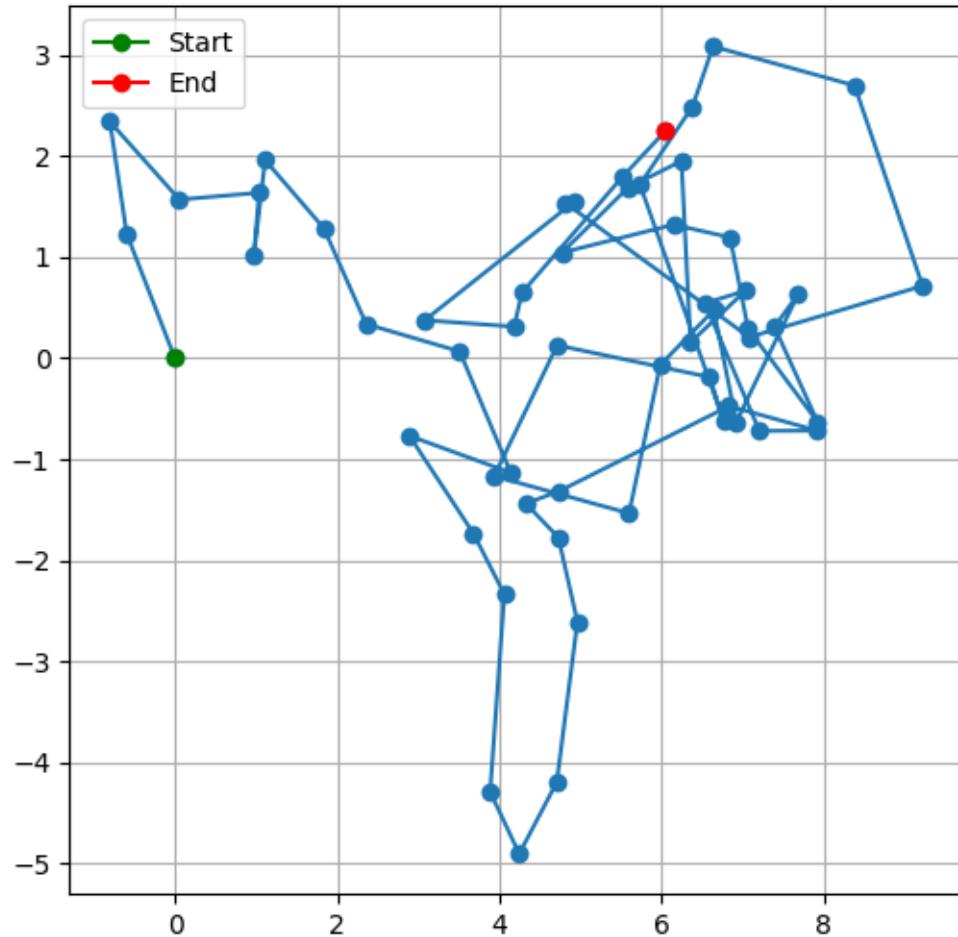
10000 Moves, mu:-5 , sigma:20



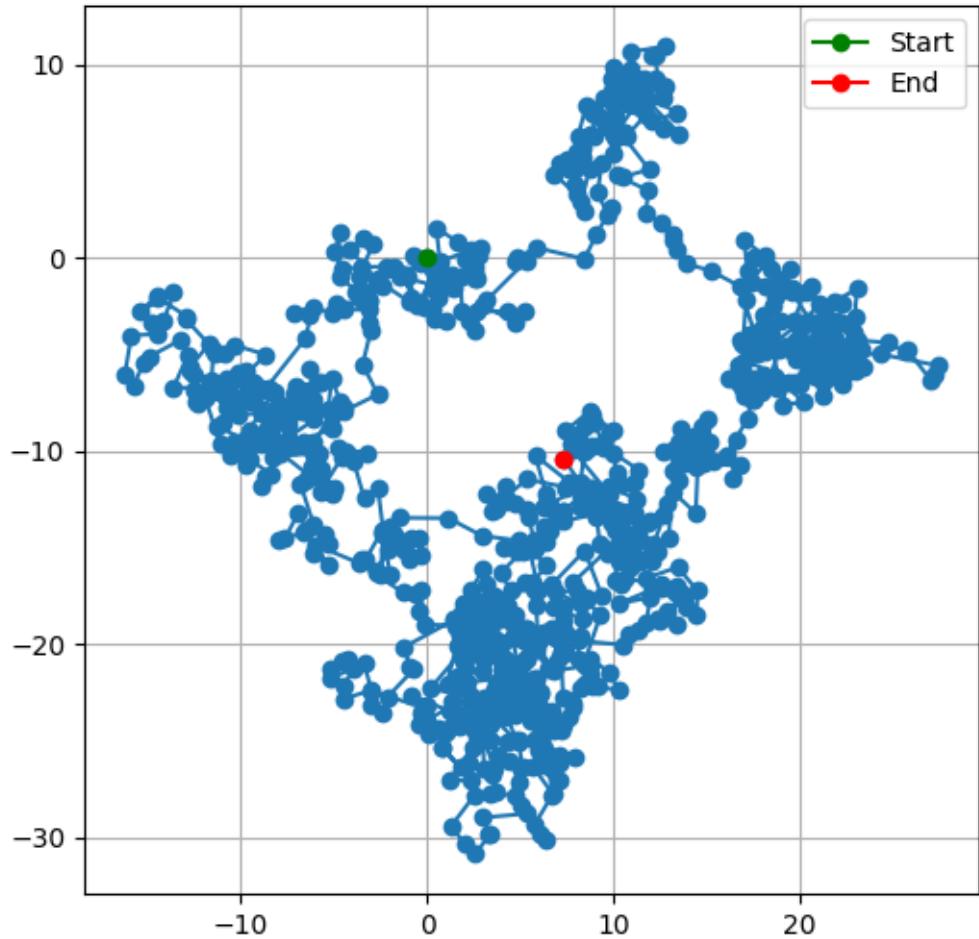
100000 Moves, mu:-5 , sigma:20



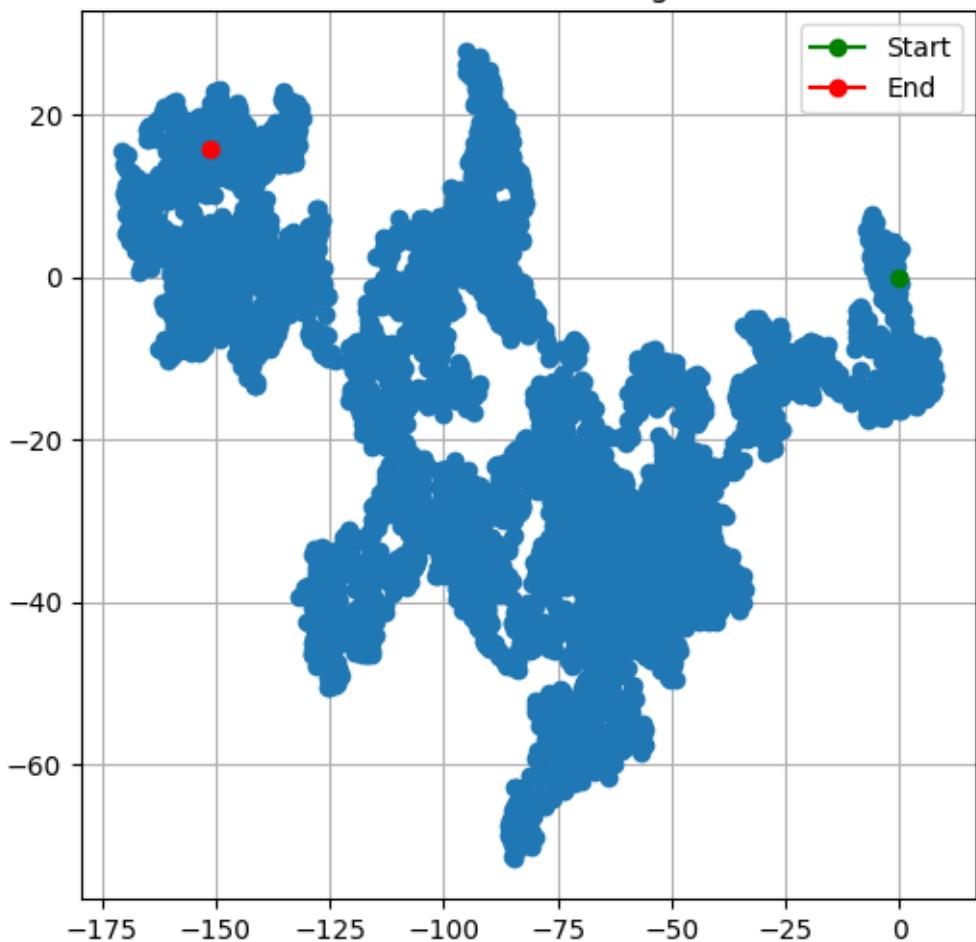
10 Moves, mu:-5 , sigma:25



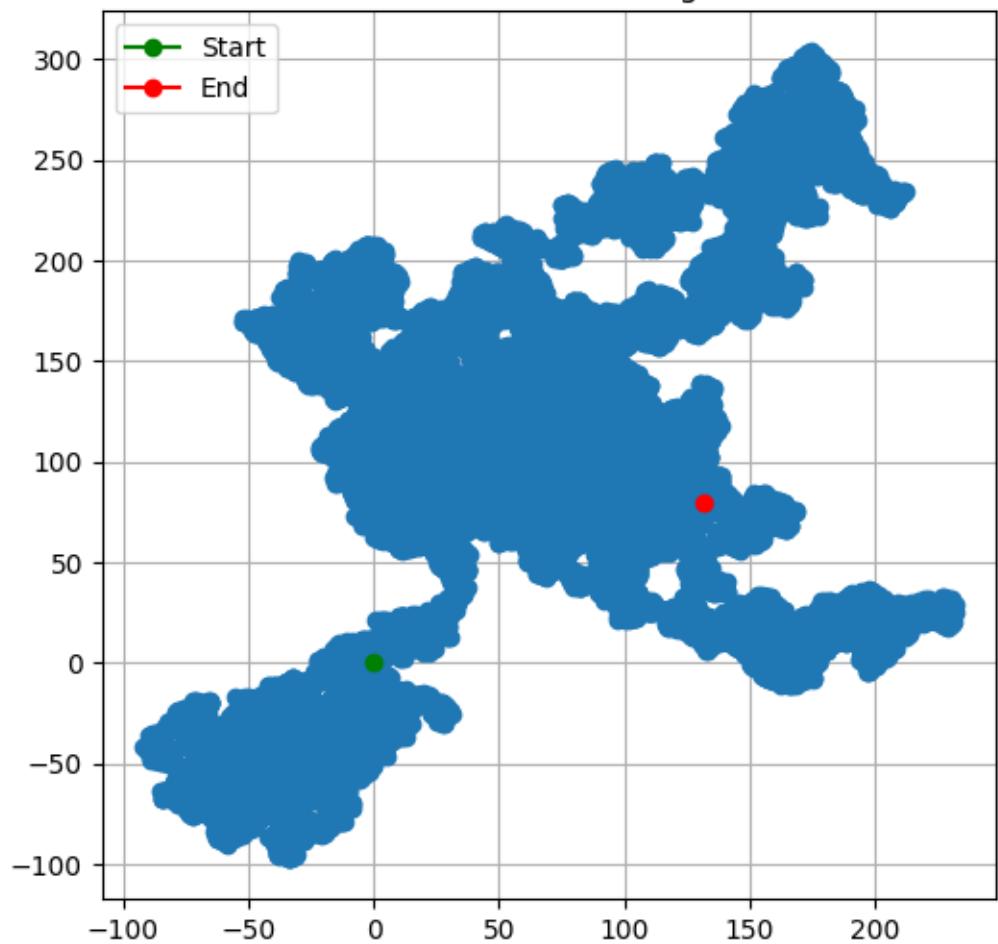
100 Moves, mu:-5 , sigma:25



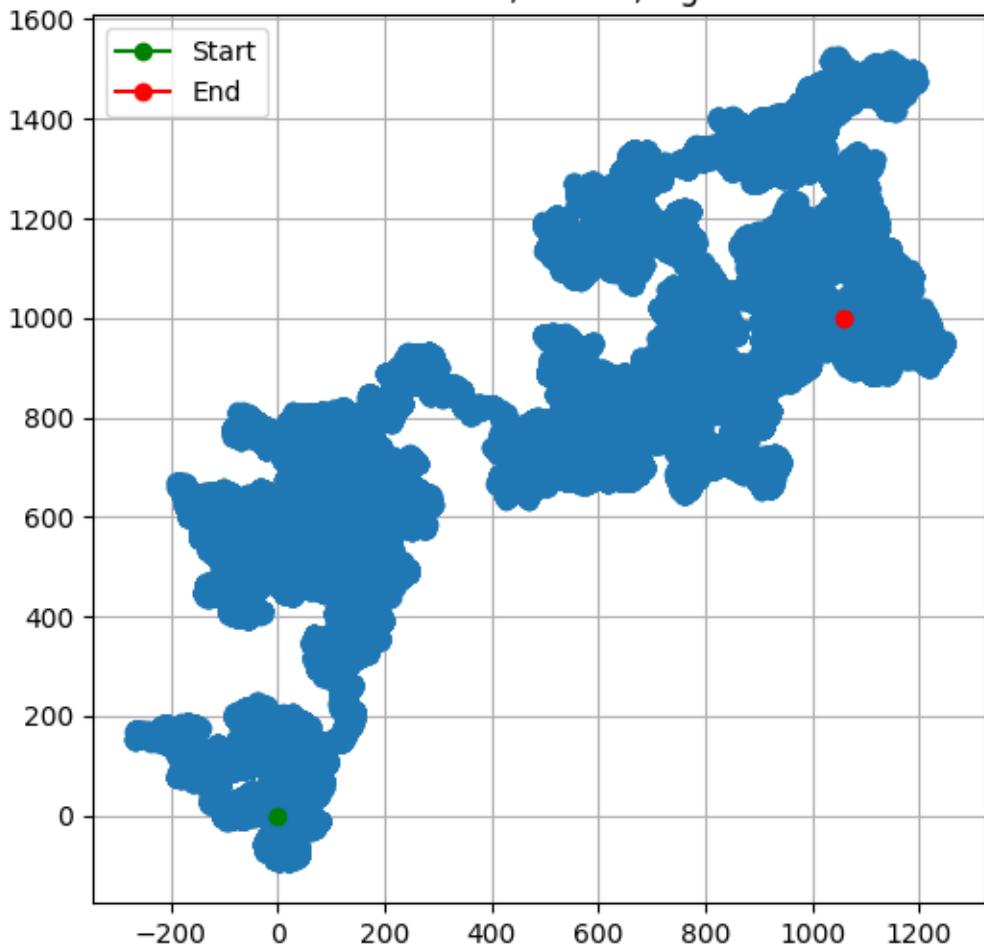
1000 Moves, mu:-5 , sigma:25



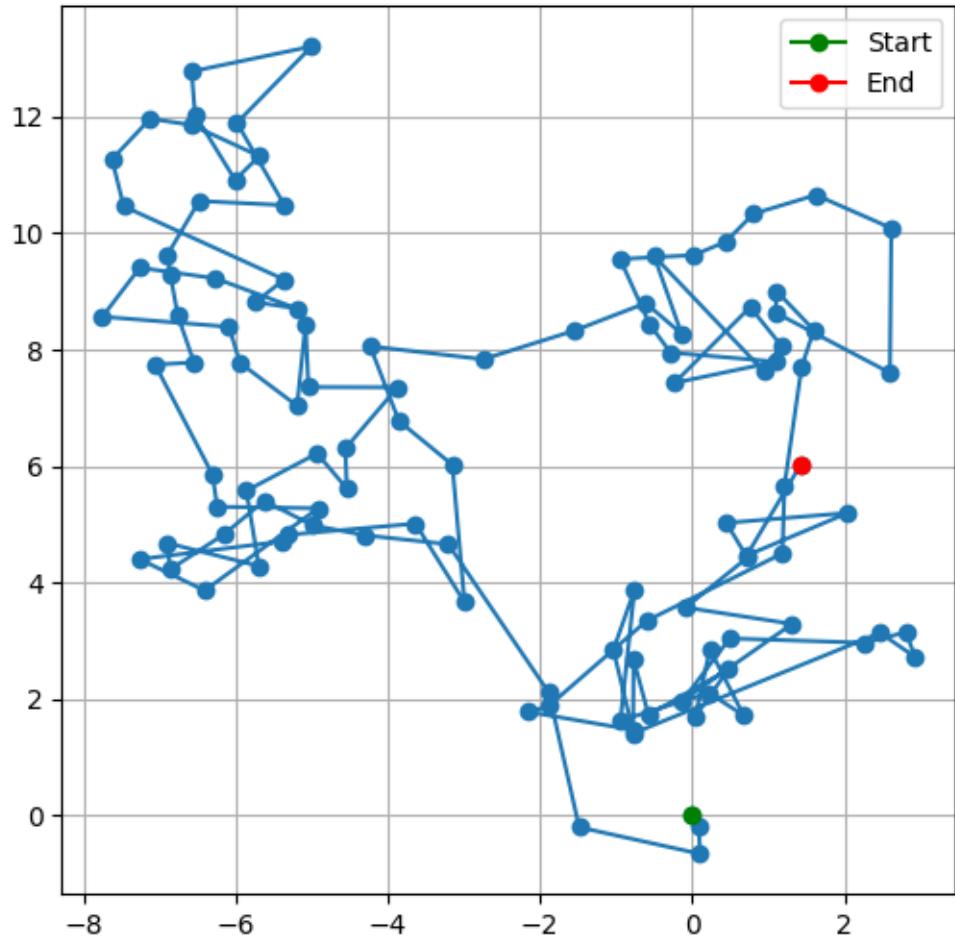
10000 Moves, mu:-5 , sigma:25



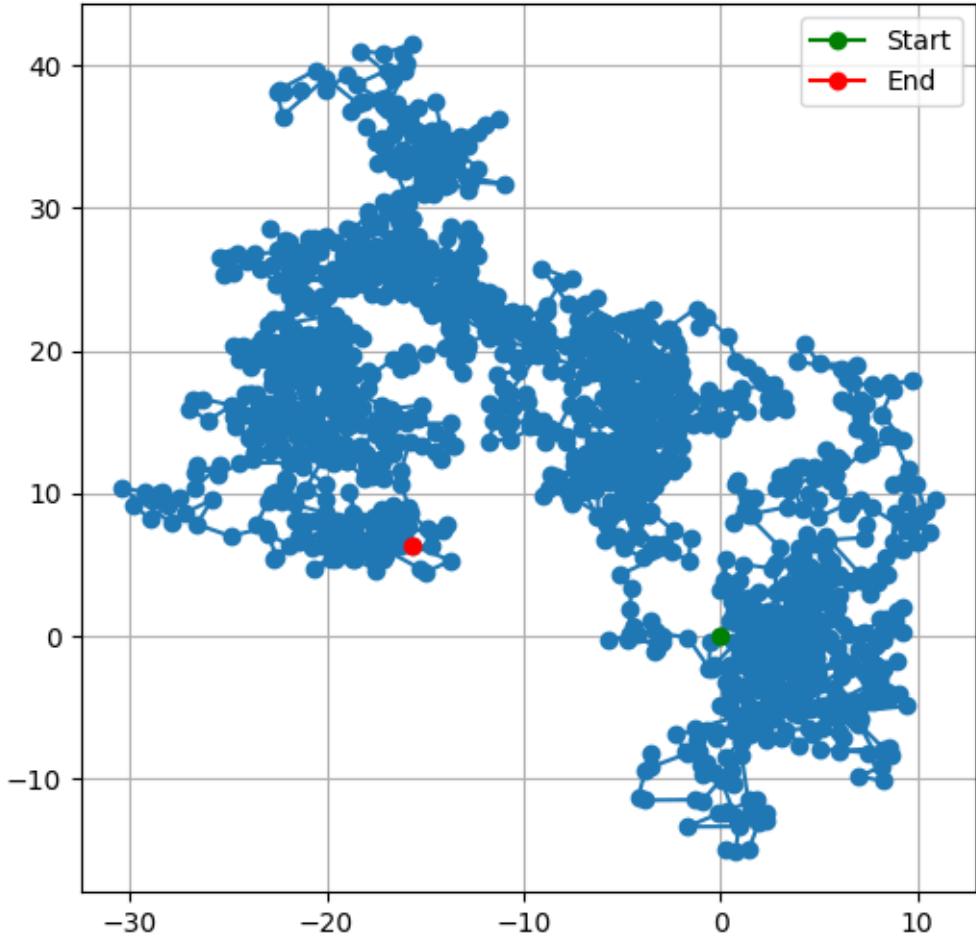
100000 Moves, mu:-5 , sigma:25



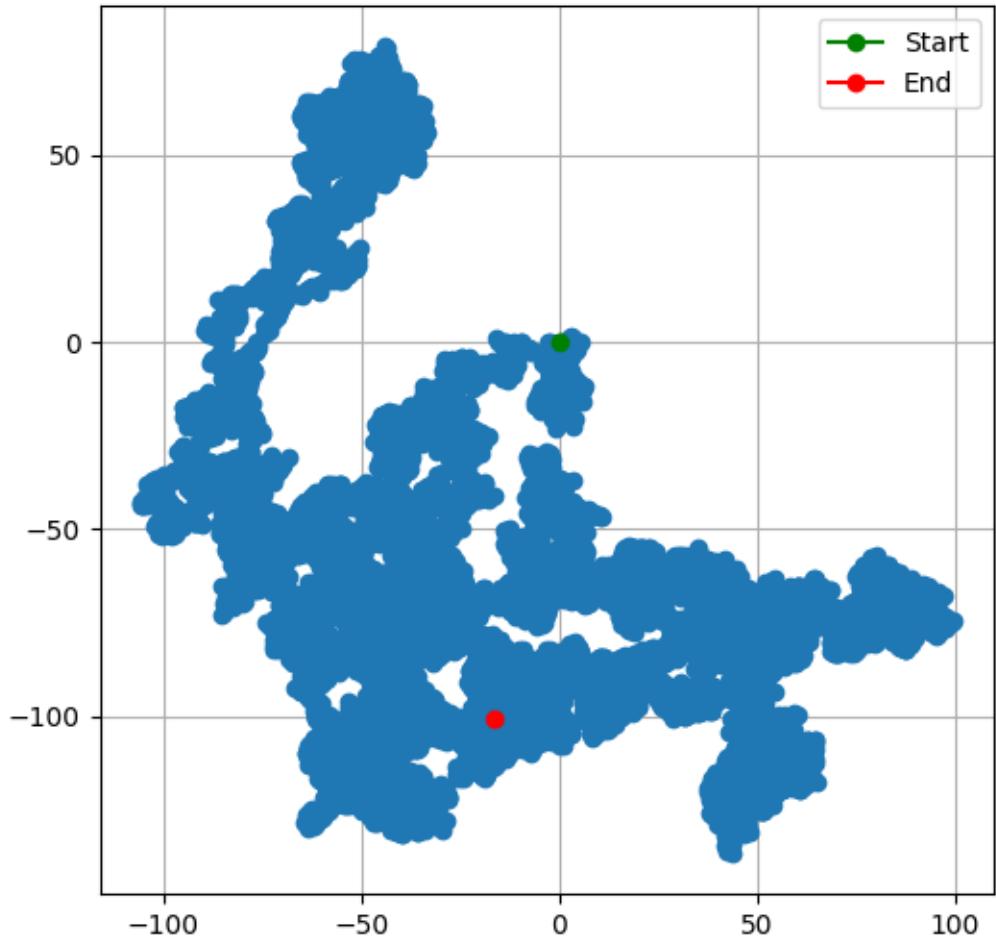
10 Moves, mu:-5 , sigma:50



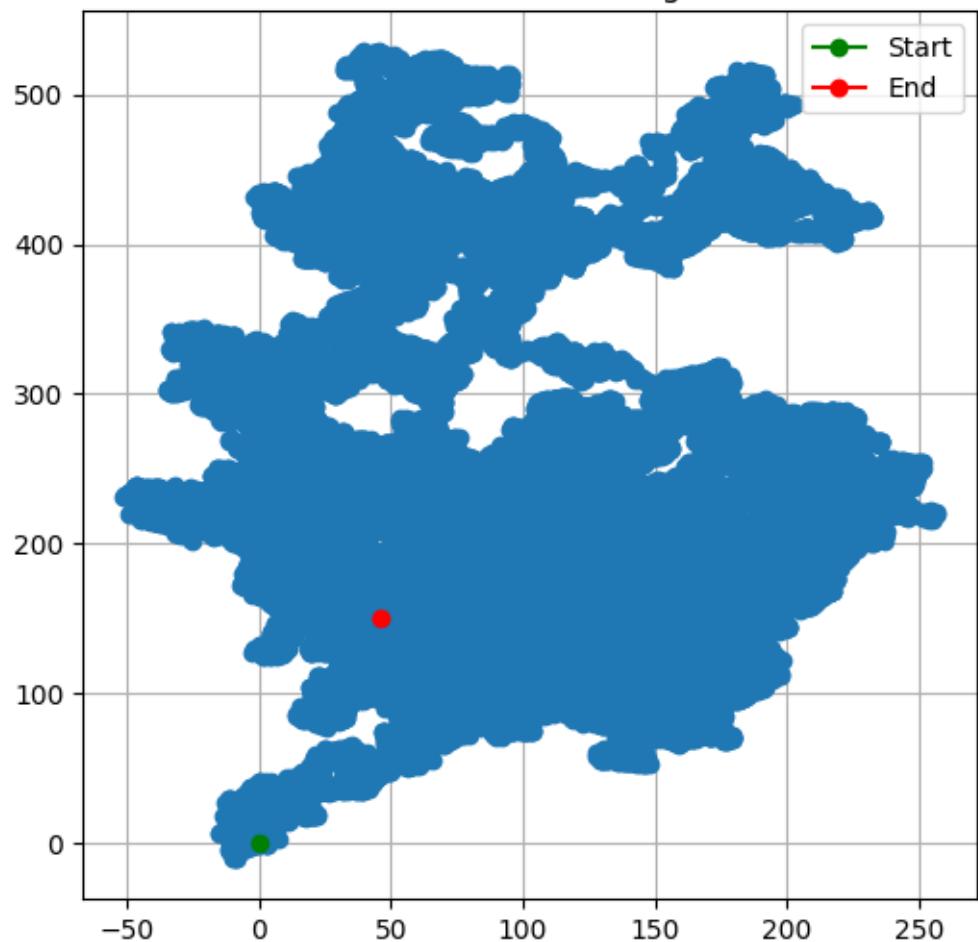
100 Moves, mu:-5 , sigma:50



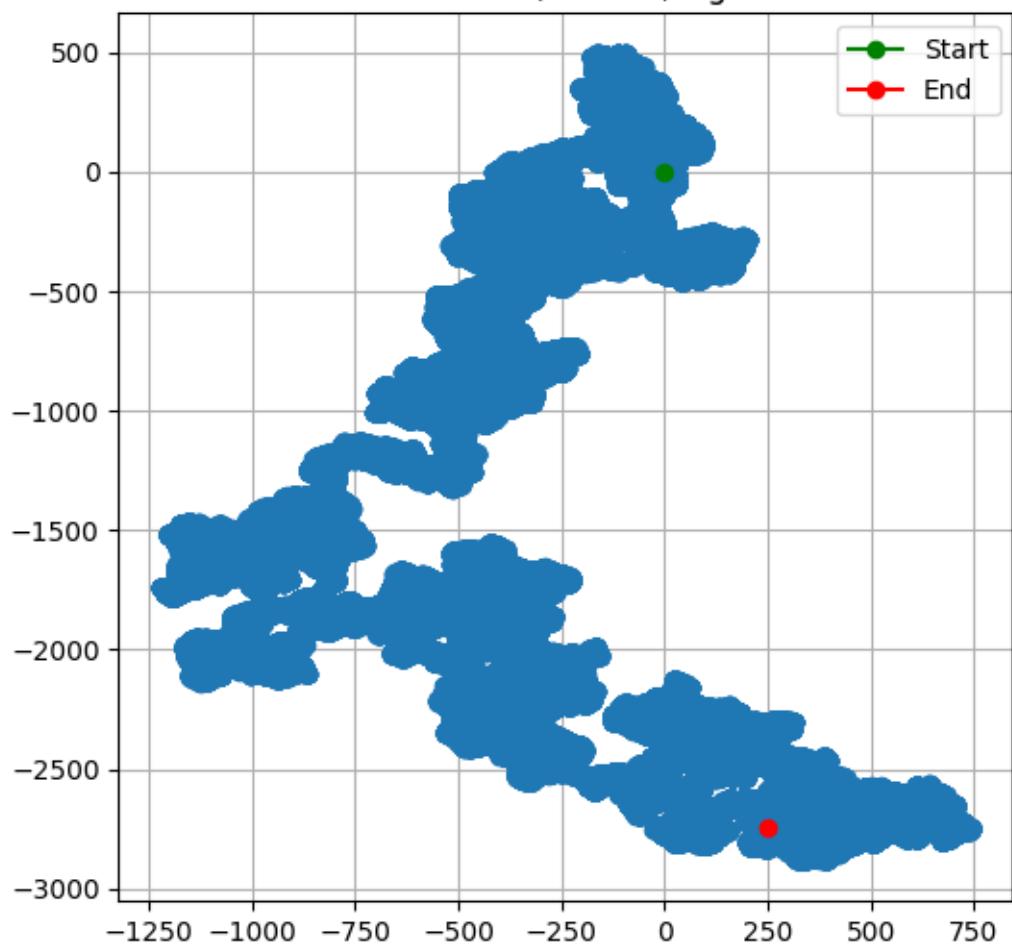
1000 Moves, mu:-5 , sigma:50



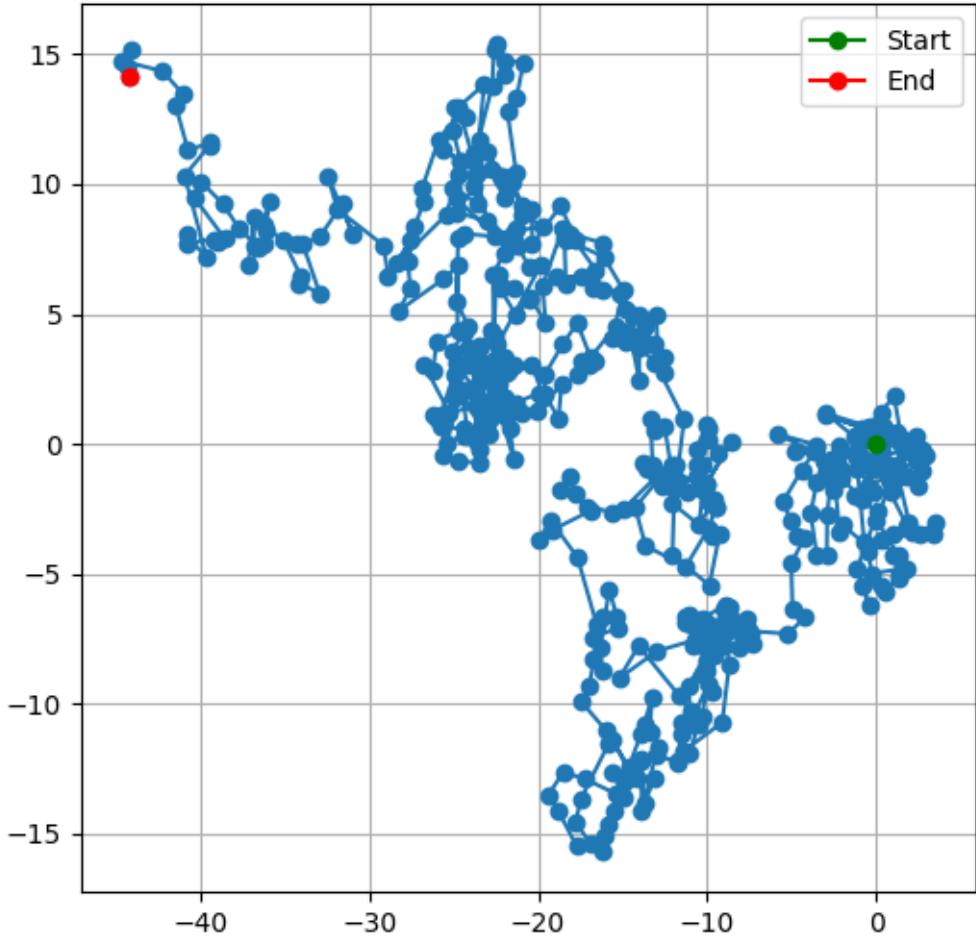
10000 Moves, mu:-5 , sigma:50



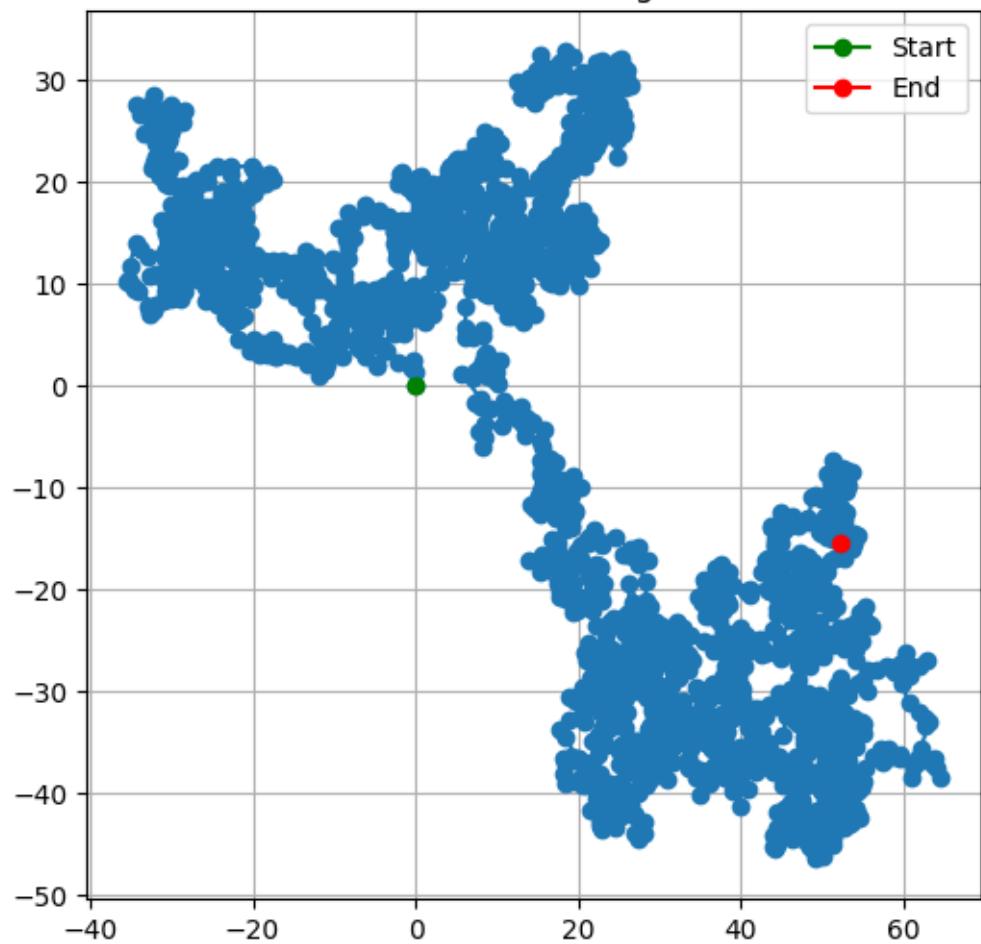
100000 Moves, mu:-5 , sigma:50



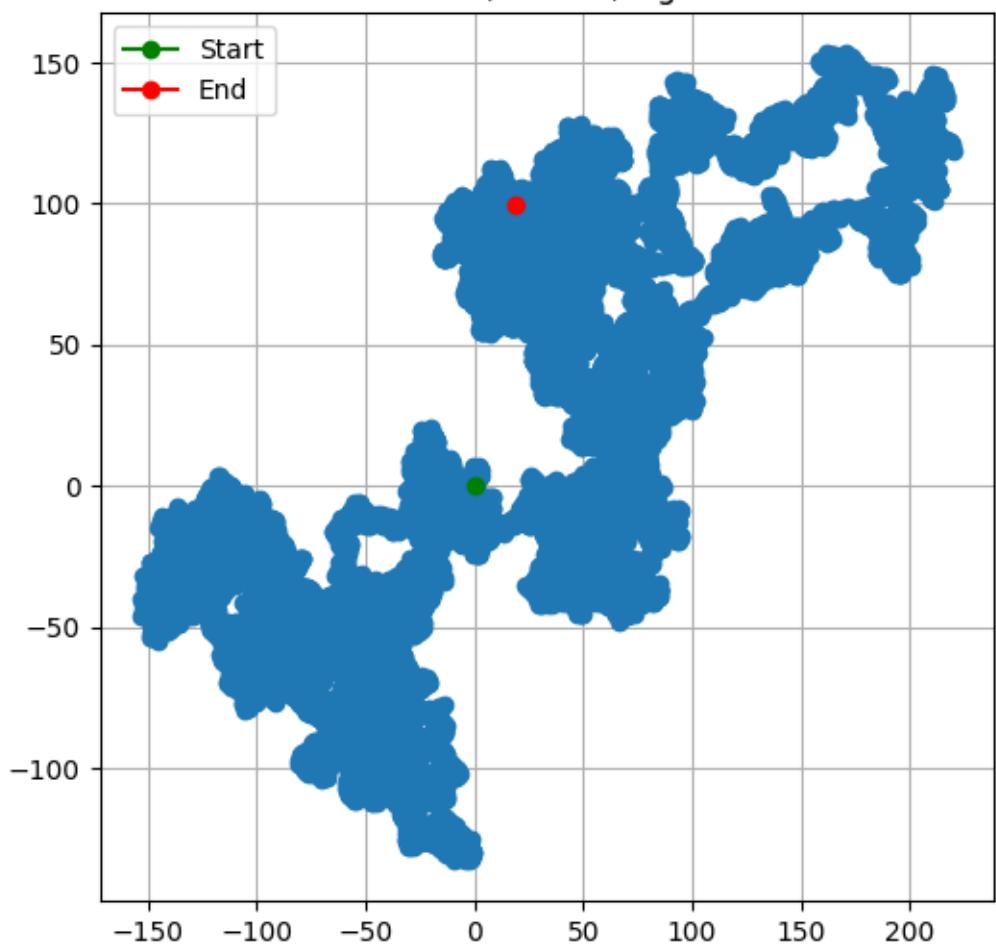
10 Moves, mu:-5 , sigma:100



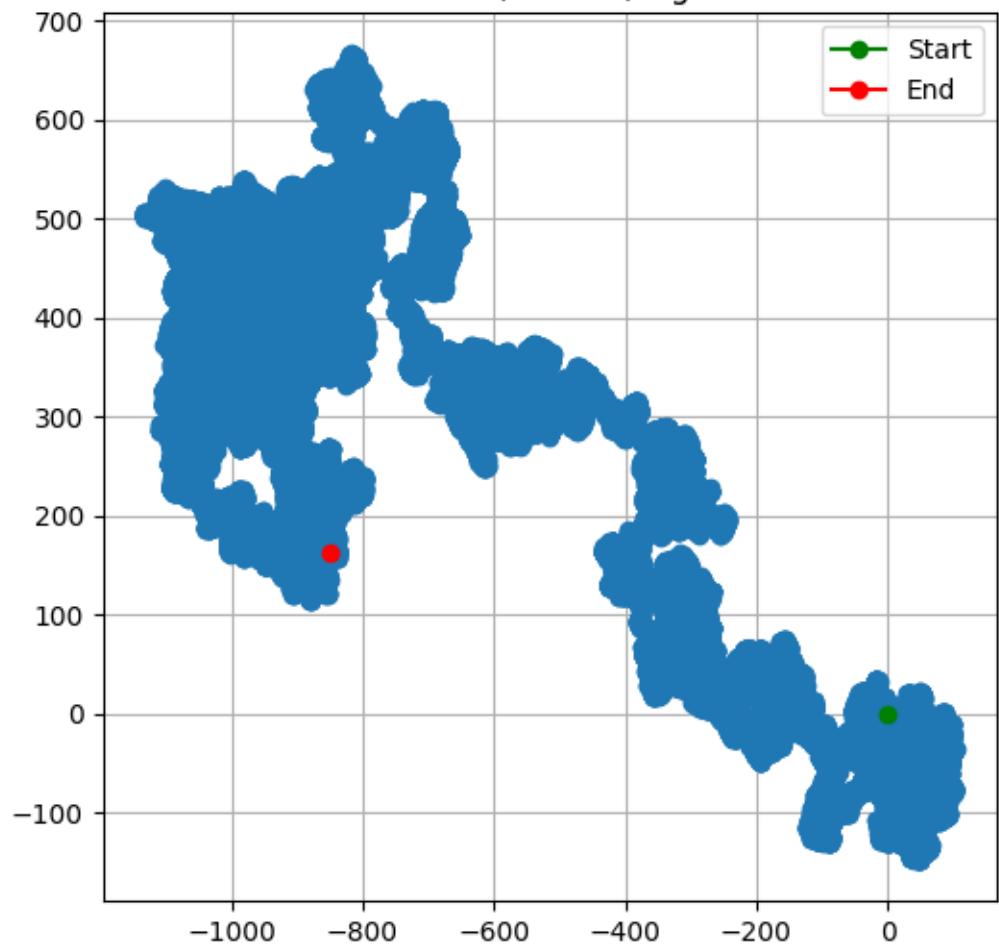
100 Moves, mu:-5 , sigma:100

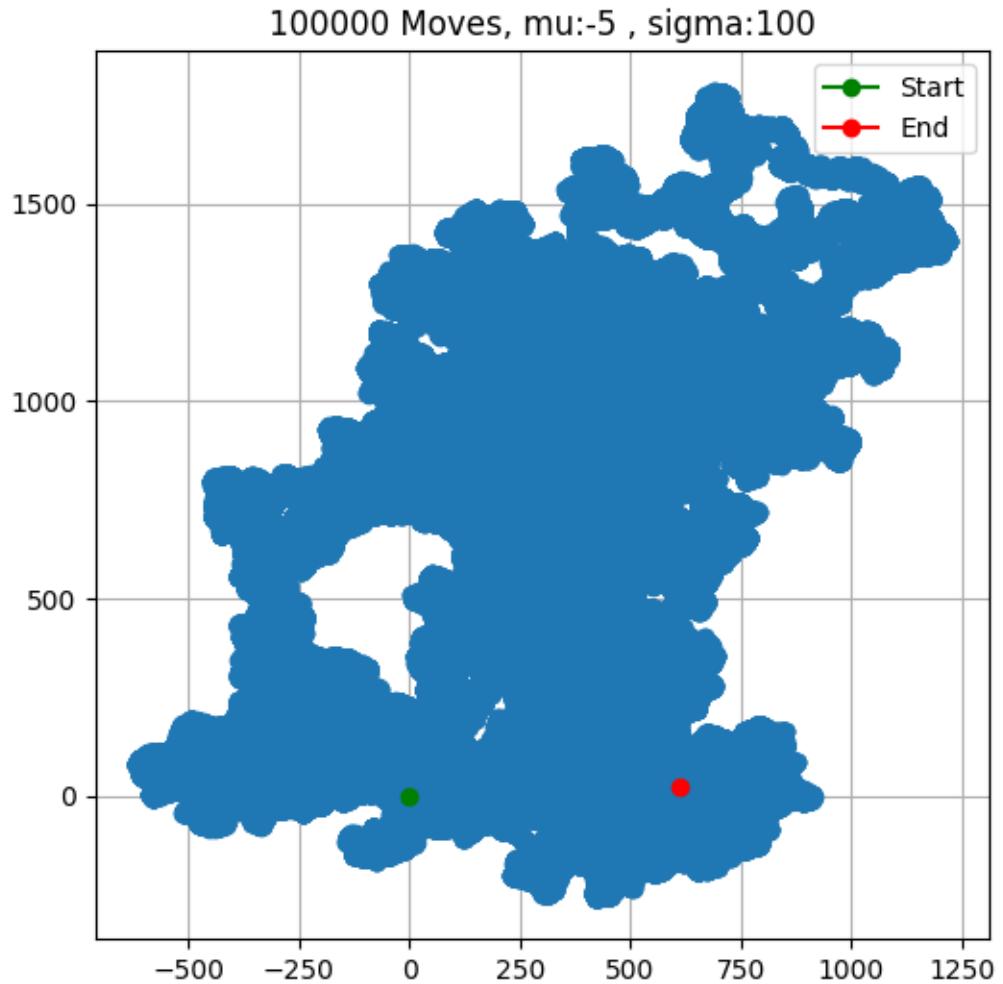


1000 Moves, mu:-5 , sigma:100



10000 Moves, mu:-5 , sigma:100





Question 16

```
[24]: def random_walk_2D_back_to_origin(n, dxdy):
    pos = [0, 0]
    for i in range(n):
        pos += dxdy[np.random.choice(len(dxdy), p=[1/len(dxdy) for i in
→range(len(dxdy))])]
        if pos[0] == 0 and pos[1] == 0:
            return True
    return False
N = 1000
n = 1000
count = 0
dxdy = np.array([[1, 0], [-1, 0], [0, 1], [0, -1]])
for i in range(N):
    if random_walk_2D_back_to_origin(n, dxdy):
```

```

        count += 1
print(f'The probability of getting back to origin is {count/N}')

```

The probability of getting back to origin is 0.679

```
[25]: count = 0
dxdy = np.array([[1, 1], [-1, -1], [-1, 1], [1, -1]])
for i in range(N):
    if random_walk_2D_back_to_origin(n, dx dy):
        count += 1
print(f'The probability of getting back to origin is {count/N}')

```

The probability of getting back to origin is 0.668

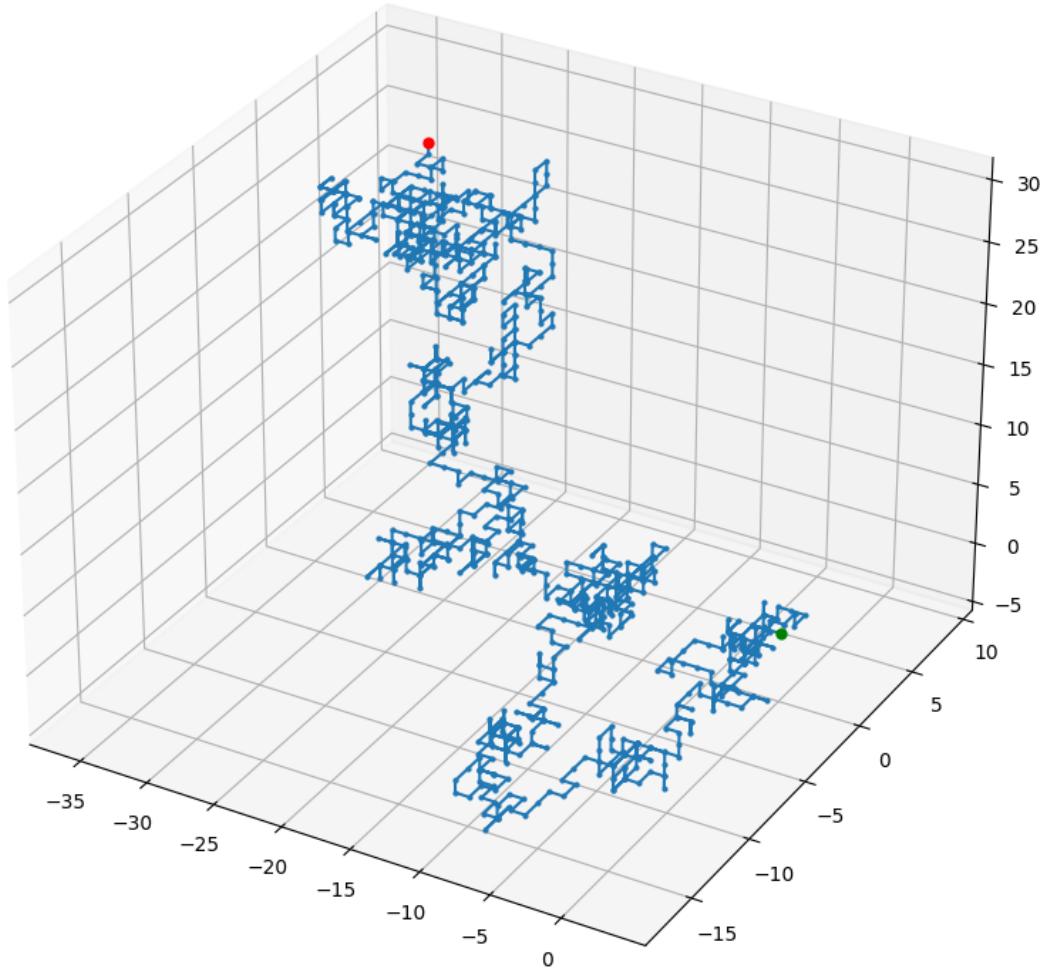
Question 17

```
[34]: def random_walk_3D(n, dx dy dz):
    pos = np.zeros((n+1, 3))
    pos[0] = [0, 0, 0]

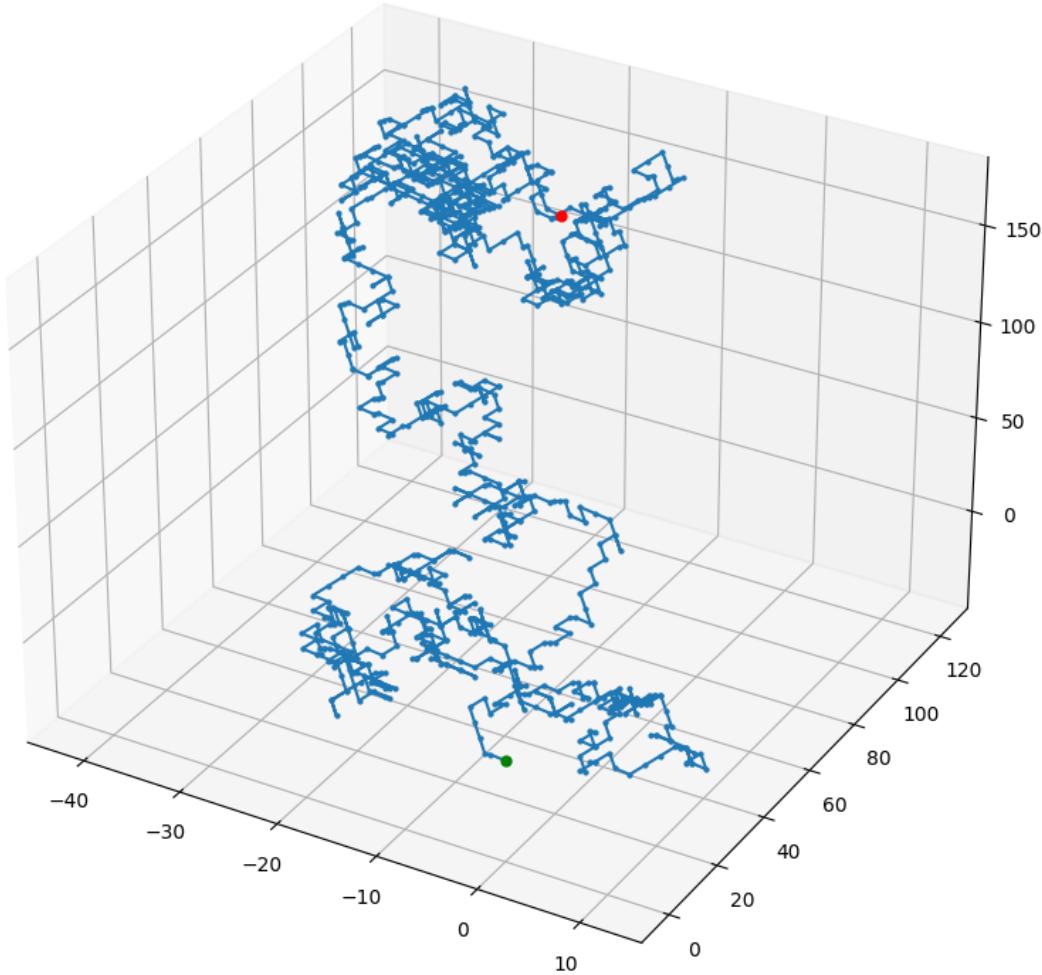
    for i in range(1, n+1):
        x = dx dy dz[np.random.choice(len(dx dy dz), p=[1/len(dx dy dz) for i in
→range(len(dx dy dz))])]
        pos[i] = pos[i-1] + x

    fig = plt.figure(figsize=(10, 10))
    ax = fig.add_subplot(111, projection='3d')
    ax.plot(pos[:, 0], pos[:, 1], pos[:, 2], linestyle='-', marker='o', u
→markersize=2)
    ax.plot(pos[0][0], pos[0][1], pos[0][2], marker='o', markersize=5, u
→color='green')
    ax.plot(pos[-1][0], pos[-1][1], pos[-1][2], marker='o', markersize=5, u
→color='red')

n = 1000
dx dy dz = np.array([[1, 0, 0], [-1, 0, 0], [0, 1, 0], [0, -1, 0], [0, 0, 1], [0, u
→0, -1]])
random_walk_3D(n ,dx dy dz)
```



```
[35]: dxdydz = np.array([[1, 2, 4], [-1, 2, 4], [1, -2, 4], [1, 2, -4], [1, -2, -4],  
                     [-1, 2, -4], [-1, -2, 4], [-1, -2, -4]])  
random_walk_3D(n ,dxdydz)
```



```
[36]: def random_walk_3D_arbitrary_distribution(n):
    pos = np.zeros((n+1, 3))
    pos[0] = [0, 0, 0]

    for i in range(1, n+1):
        x1 = np.random.normal(0, 4)
        x2 = np.random.gamma(2, 5)
        x3 = np.random.laplace(-10, 3)
        pos[i] = pos[i-1] + [x1, x2, x3]

    fig = plt.figure(figsize=(10, 10))
    ax = fig.add_subplot(111, projection='3d')
```

```

    ax.plot(pos[:, 0], pos[:, 1], pos[:, 2], linestyle='-', marker='o',  

            markersize=2)  

    ax.plot(pos[0][0], pos[0][1], pos[0][2], marker='o', markersize=5,  

            color='green')  

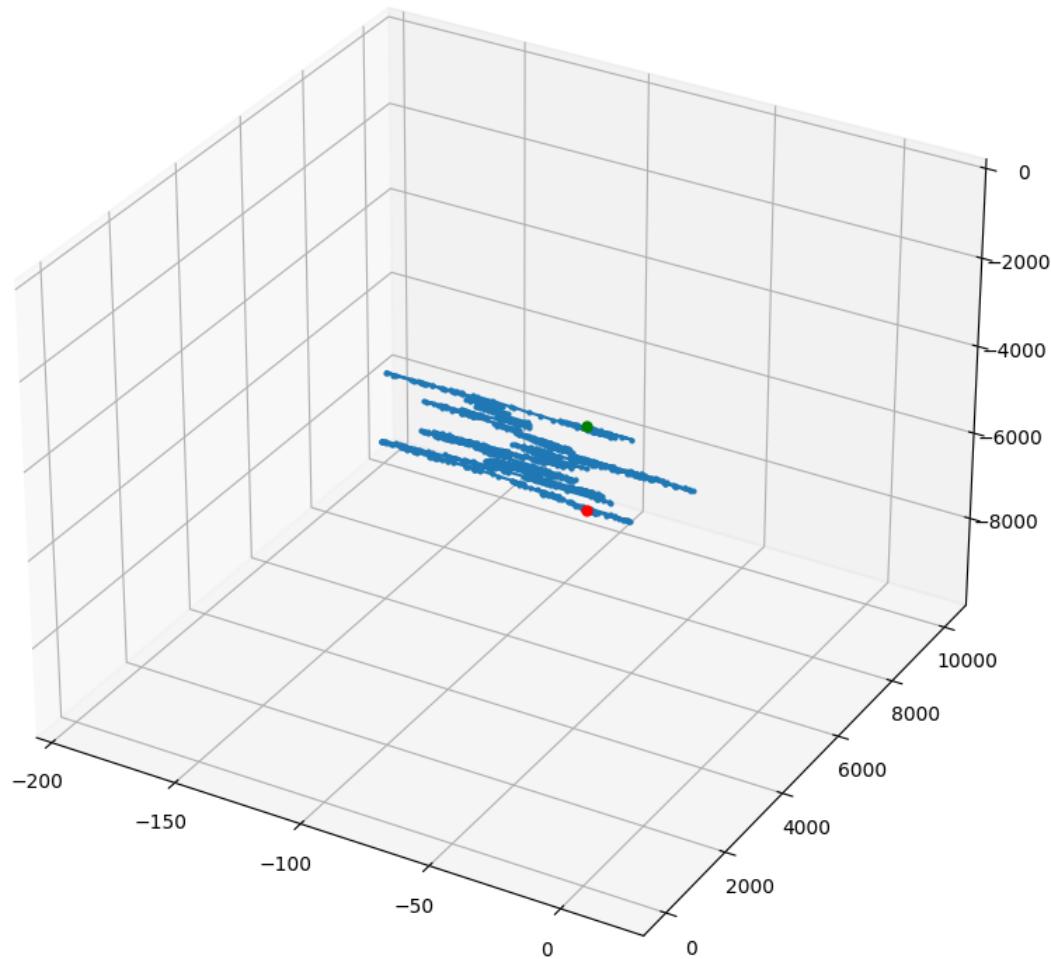
    ax.plot(pos[-1][0], pos[-1][1], pos[-1][2], marker='o', markersize=5,  

            color='red')  
  

n = 1000  

random_walk_3D_arbitrary_distribution(n)

```



Question 18

```
[37]: def random_walk_3D_back_to_origin(n ,dxdydz):
    pos = [0, 0, 0]

    for i in range(n):
        pos += dxdydz[np.random.choice(len(dxdydz), p=[1/len(dxdydz) for i in
→range(len(dxdydz))])]

        if pos[0] == 0 and pos[1] == 0 and pos[-1] == 0:
            return True
    return False

N = 1000
n = 100
count = 0
dxdydz = np.array([[1, 1, 1], [1, 1, -1], [1, -1, 1], [-1, 1, 1], [1, -1, -1], [-1, -1, 1], [-1, 1, -1], [-1, -1, -1]])
for i in range(N):
    if random_walk_3D_back_to_origin(n ,dxdydz):
        count += 1

print(f'The probability of getting back to origin is {count/N}')
```

The probability of getting back to origin is 0.278

Question 19

```
[ ]: #According to the results of Q16 and Q18, we can see that the probability of
→returning to the origin
#in Q16 is much higher than Q18, because the degree of freedom in Q18 is higher
→and therefore the probability of getting far
#from origin becomes higher than Q16
```

Question 20

```
[42]: from matplotlib.animation import FuncAnimation
def update(time):
    ax.clear()

    mu_x, mu_y = 0, 0
    var_x, var_y = 5 + 0.5 * np.cos(1 * time), 5 + 0.5 * np.cos(1 * time)

    x = np.linspace(-4, 4, 100)
    y = np.linspace(-4, 4, 100)

    X, Y = np.meshgrid(x, y)

    Z = (np.exp(-(X - mu_x)**2 / (2 * var_x)) * np.exp(-(Y - mu_y)**2 / (2 * var_y)))
```

```
ax.imshow(Z, cmap="rainbow", interpolation="nearest", origin="lower",  
         aspect="auto")  
  
fig, ax = plt.subplots()  
animation = FuncAnimation(fig, update, frames=100, interval=100, repeat=False)
```

