زنجیره مارکوف مونته کارلو (MCMC)²⁶

مقدمهای بر روش مونته کارلو 27

روش مونته کارلو عموما به روشهای محاسباتی ای گفته میشود که از اعداد تصادفی بهره میجوید. به طور خاصتر میتوان آن را دسته ای الگوریتمها دانست که اگر شبیه سازی کامپیوتری را به مدت کافی ادامه دهیم، به ما جواب درست را میدهد. در ادامه چند الگوریتم ساده ولی مشهور که از روش مونته کارلو بهره میجویند آورده شده است اما قبل از آن بهتر است در رابطه با اعداد تصادفی شفاف سازی هایی را انجام دهیم.

اعداد تصادفي

به دنباله ای از اعداد که با یک توزیع احتمال مشخص تولید شده اند، اعداد تصادفی گفته می شود. یک نمونه ساده از اعداد تصادفی اعدادی است که پس از پرتاب یک تاس ظاهر می گردند. در پرتاب تاس اعداد 1 تا 6 با احتمال های بر ابر یعنی

اعداد تصادفي يكنواخت

اگر احتمال به دست آوردن هر عدد حقیقی در یک بازه (مانند [0,1]) برابر با دیگر اعداد باشد، اعداد به دست آمده را اعداد تصادفی یکنواخت 29 مینامیم. چنین توزیعی را میتوان همچون یک تاس M وجهی سالم در نظر گرفت که هر عددی که بر روی تاس است را با احتمال $\frac{1}{M}$ میگرداند.

اعداد تصادفی گاوسی (توزیع نرمال)

²⁶ Markov chain Monte Carlo

²⁷ Monte Carlo method

²⁸ Pseudorandom numbers

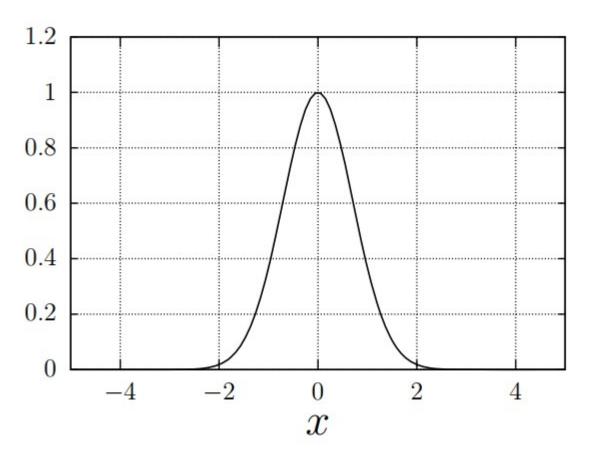
²⁹ Uniform Random Numbers

اعداد تصادفی گاوسی 30 در بسیاری از مسائل ریاضی و کامپیوتری کاربرد دارد. این اعداد تصادفی با تابع گاوسی e^{-x^2} که نمودار آن در زیر آورده شده است، به دست می آید. با توجه به این که مقادیر این تابع با بزرگ شدن به سرعهٔ کم می شود، آن را طبق فرمول زیر نرمال سازی می کنیم.

$$P(x) = \frac{e^{-x^2}}{\sqrt{\pi}}$$

که در آن $\sqrt{\pi}$ با انتگر ال گیری از این تابع به دست آمده است.

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2} dx = \sqrt{\pi}$$



 e^{-x^2} تصویر A نمودار تابع گاوسی

³⁰ Gaussian Random Numbers

یک مثال ساده از متد مونته کارلو (بدون زنجیره مارکوف)

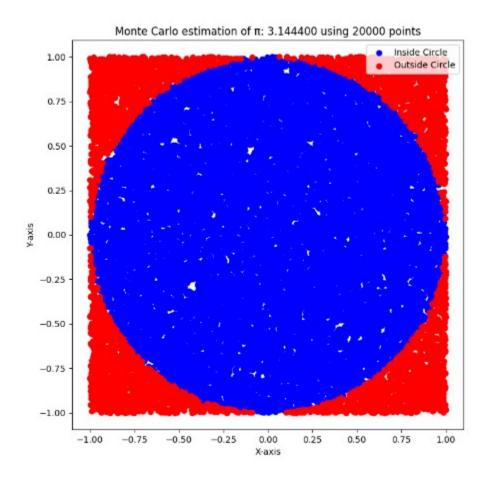
قبل از این که به حالت خاصتر MCMC بپردازیم بهتر است برای آشنایی با سازوکار روش مونته کارلو، یک مثال از آن بدون استفاده از زنجیره مارکوف بزنیم. آن چه پیش رو می آید یک مقدمه ساده و کلاسیک برای آشنایی با روش مونته کارلو است که در آن به کمک تکرارهای طولانی تولید اعداد تصادفی، به تقریب محاسبه عدد پی می پردازیم.

روش بدین گونه است:

دایرهای به شعاع واحد و مرکز مبدای مختصات را در نظر بگیرید که درون یک مربع با طول ضلع ۲ قرار دارد. نقاط تصادفی زیادی را تولید میکنیم و بررسی میکنیم که آیا این نقاط درون دایره میافتند و یا بیرون دایره. با توجه به نسبتی که بین مساحت دایره و مربع و تعداد نقاطی که درون دایره و خارج از دایره میافتند، میتوان نوشت:

 $\frac{\textit{Number of points inside the circle}}{\textit{Number of all points}} \approx \frac{\textit{Area of the circle}}{\textit{Area of the square}}$

بدیهی است که هر چقدر تعداد نقاط تصادفی تولید شده بیشتر باشد، برنامه ما نتیجهای دقیقتر را طولانیتر بیرون میدهد. خروجی برنامه pi.py در فولدر mcmc به از ای 20000 نقطه تصادفی چنین خواهد بود.



الگوريتم مترويليس-هستينگز

الگوریتم متروپلیس-هستینگز الگوریتمی برای به دست آوردن یک سری نمونههای تصادفی از یک تابع توزیع احتمالی است. این الگوریتم زمانی به کار میآید که نمونهگرفتن به صورت مستقیم از یک توزیع احتمال نشدنی یا هزینه بر و سخت باشد. الگوریتم متروپلیس-هستینگز خصوصا در مواقعی که ما تابع توزیع احتمال یک پدیده تصادفی را نداریم و یا حدس پارامتر های آماری (مانند واریانس و میانگین) برای یک جمعیت بزرگ سخت است بسیار ترجیح داده میشود. با نمونه برداری از یک توزیع احتمال میتوان رفتار و ماهیت آن تابع را تقریب زد و به کمک این تقریب عملیات های مربوط به آمار و احتمالات یک سیستم پیچیده (مثل شبیه سازی حرکات کاتوده ای مولکول های گاز) را انجام داد .از همین جهت به کمک این الگوریتم به یک هیستوگرام احتمال پسین³¹ دست خواهیم یافت. نمونه برداری گیبز ³² یک حالت تعمیم داده شده از الگوریتم متروپلیس-هستینگز برای نمونه برداری از توابع احتمالی چند متغیره است.

الگوریتم متروپلیس-هستینگز مانند کو هنوردی در یک روز مه آلود است. کو هنورد که جلوی خودش را نمی تواند ببیند به صورت تصادفی قدم برمی دارد. اگر آن قدم او را بالاتر از جای قبلی خود برد پس این قدم را می پذیرد ولی اگر این قدم او را پایین تر از جای خود برد نتها با احتمال خاصی آن قدم را می پذیرد. علت این که چرا این الگوریتم یک الگوریتم مونته کارلو زنجیره مارکوف است مشخص است: زنجیره مارکوف است چرا که هر قدم به قدم قبلی بستگی دارد و مونته کارلو است زیرا کو هنورد به صورت تصادفی قدم های زیادی برمی دارد.

شبه کد این الگوریتم به صورت کلی چنین است:

$$\begin{aligned} &1. \text{ Initialise } x^{(0)}. \\ &2. \text{ For } i = 0 \text{ to } N-1 \\ &- \text{ Sample } u \sim \mathcal{U}_{[0,1]}. \\ &- \text{ Sample } x^{\star} \sim q(x^{\star}|x^{(i)}). \\ &- \text{ If } u < \mathcal{A}(x^{(i)}, x^{\star}) = \min \left\{ 1, \frac{p(x^{\star})q(x^{(i)}|x^{\star})}{p(x^{(i)})q(x^{\star}|x^{(i)})} \right\} \\ &\qquad \qquad x^{(i+1)} = x^{\star} \\ &\text{ else } \end{aligned}$$

³¹Posterior probability

³²Gibbs sampling

در شبه کد بالا u یک عدد تصادفی با توزیع یک نواخت و x یک نمونه تصادفی از y که تابع توزیع احتمالی پیش نهاد شده برای تقریب زدن است می باشد. y متغیری است که توسط برنامه نویس تعیین می شود به طوری که هر چقدر برنامه نویس اطلاعات بیش تری از تابع توزیع احتمالی مجهول داشته باشد، آن را با دقت و شباهت بیش تری می تواند انتخاب کند. خط سوم بررسی می کند که آیا عدد تصادفی نمونه برداری شده کم تر از احتمال پذیرش x احتمال پذیرش آنهاد شده است یا خیر. در صورت مثبت بودن جواب پس حالت پیش نهاد شده را به عنوان حالت بعدی اتخاذ می کنیم و در غیر این صورت گامی بر نمی داریم. محاسبه احتمال پذیرش و مقایسه آن با یک عدد تصادفی در واقع تکنیکی برای ایجاد موازنه بین بهر مبرداری کشف x می باشد تا گاهی اوقات به زنجیره مارکوف اجازه حرکت به یک حالت با احتمال کم تر را بدهد. به صورت ساد متر می توان احتمال پذیرش را این گونه بیان کرد:

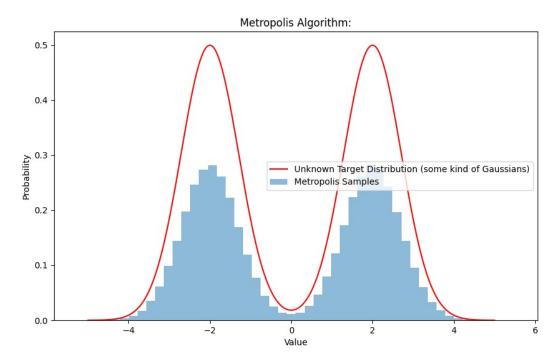
acceptance_prob = min(1, likelihood(proposed_state, observed_data_mean,
observed_data_std) / likelihood(current_state, observed_data_mean,
observed_data_std))

به عبارت ساده تربا ایجاد یک نسبت و تناسب بین مقدار در ستنمایی³⁵ حالت پیشنهاد شده و مقدار در ستنمایی حالت کنونی و سپس کمینه گرفتن بین آن کسر و عدد ۱ (برای این که مطمئن شویم که مقدار احتمال ما یک مقدار احتمال معتبر با حداکثر مقدار ۱ است) به این مقدار دست مییابیم که پس از مقایسه آن با یک عدد تصادفی از تکنیک بهر مبرداری کشف استفاده میکنیم.

فایل metropolis_plot.py در پوشه mcmc برنامه ای برای نمونه برداری تصادفی از یک تابع توزیع احتمال نسبتا پیچیده گاوسی میباشد. در نهایت این برنامه هیستگور ام نمونه های تصادفی گرفته شده را چاپ میکند:

³³Acceptance probability

³⁴رویکرد exploration - exploitation : بهره برداری – کشف : هر زمان که با امتحان کردن چیزها در مورد جهان بیاموزید، موازنه کشف یا بهره برداری یک معضل اساسی است. دوراهی بین انتخاب آنچه می دانید و چیزی نزدیک به آنچه انتظار دارید exploitation (بهره برداری) و انتخاب چیزی است که در مورد آن مطمئن نیستید و احتمالاً یادگیری بیشتر دارد exploration (کشف) . برگرفته از https://abadis.ir/entofa/exploration-exploitation نعیم ابراهیمیان



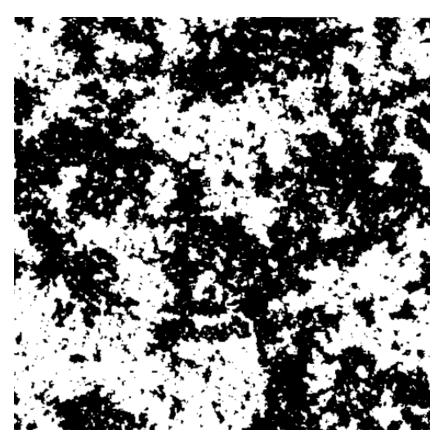
این خروجی با ۴۰ هزار تکرار به دست آمده است. بدیهی است که هر چقدر تعداد تکرارها بیشتر باشد نمونهبرداری دقیق تر خواهد بود.

مثال: حذف نویز از عکس سیاه و سفید

برای حذف نویز در عکس ابتدا بهتر است مدل آیزینگ³⁶ را معرفی نمود. این مدل که به افتخار فیزیکدان برجسته ارنست آیزینگ نامگذاری شده است در واقع مدلی ریاضی برای توصیف آرایش فرومغناطیسها میباشد. در این مدل ما با اشیایی سروکار داریم که دو حالت گسسته بیشتر ندارند: یا یا بیا - . این اشیا در یک مشبکه ³⁷ قرار میگیرند و از همین رو می توانند با همسایه هایشان کنش و واکنش داشته باشند. مدل آیزینگ از مدل های مطرح در الگوریتمهای زنجیره مارکوف مونته کارلو است. در کاربرد مورد نظر ما (حذف نویز از عکس سیاه و سفید) مدل آیزینگ از آن جهت سودمند است که او لا می توان مقدار هر پیکسل را با دو مقطر (سیاه) و سفید) مشخصه نمود و دوما هر پیکسل با همسایه خود در ارتباط است. در واقع از مشخصه دوم می توان هدف الگوریتم را حدس زد: احتمال این که یک پیکسل سیاه توسط پیکسلهای سیاه احاطه شده باشد در صورت ر خداد حالت دوم می توان با اطمینان نسبتا بالایی آن پیکسل را یک داده پرت و در نتیجه نویز در نظر گرفت.

³⁶ Ising model

³⁷Lattice



یک پیکربندی عادی نزدیک دمای بحرانی از مدل آیزینگ دوبعدی

تابع جرمی احتمال تغییر حالت پیکسل i (که آن را با X_i نمایش می دهیم)

به کمک الگوریتم متروپلیس-هستینگز میتوان نویز و دادههای پرت را با توجه به نمونههای تصادفی تقریب زده حذف کرد؛ کافیست که در هر مرحله یک پیکسل را به تصادفی انتخاب کرد و سپس به کمک تابع توزیع احتمال پسین بررسی کرد که آیا تغییر حالت این پیکسل (از سیاه به سفید یا از سفید به سیاه) امتیاز توزیع احتمال پسین را بالا میبرد یا خیر. این امتیاز را میتوان با محاسبه احتمال پذیرش آن پیکسل در نمونهبرداریمان حساب کرد. در صورت مثبت بودن این سوال پس میتوان آن پیکسل را نویز در نظر گرفت و رنگ آن را معکوس کرد تا همرنگ همسایههایش شود.این مرحله را تا حد ممکن تکرار میکنیم تا به عکس اصلی بدون نویز مد نظرمان بیشتر نزدیک شویم.

در این برنامه ما به سه پار امتر نیاز داریم:

- پار امتر α که بیانگر احتمال تغییر حالت پیکسل ها در یک تصویر است. هر چه این مقدار بیشتر باشد عکس نویز α است.
- پار امتر β که بیانگر میز آن تکیه کردن ما بر مدل آیزینگ ماست. هر چه این مقدار بیشتر باشد یک پار چگی و همآهنگی بین پیکسل های همسایه بیشتر است.

• مقدار γ که میزان نفوذ مدل آیزینگ بر پارامتر α را مشخص میکند. از آن جا که توابع جرمی احتمال حالات اشیای مدل آیزینگ توابع سیگمویدی 38 میباشد، میتوان نوشت:

و
$$P(X_i=1)=\frac{1}{1+e^{(2\,\gamma)}}$$
 و $P(X_i=1)=\frac{1}{1+e^{(-2\,\gamma)}}$

که از آنجا که احتمال $P(flippinga\ pixel)=p$. $\frac{1}{1+e^{(2\,\gamma)}}+(1-p)\frac{1}{1+e^{(-2\,\gamma)}}$

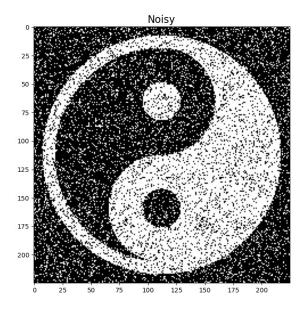
همان α میباشد با جایگذاری و حل به از ای γ خواهیم داشت:

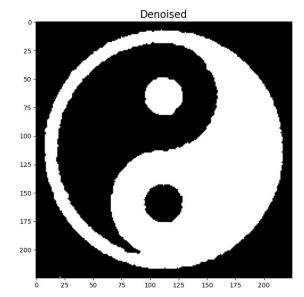
$$\gamma = \frac{1}{2} \log \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right)$$

• پارامتر تکرار شبیهسازی مونته کارلو که آن را با انشان میدهیم.

noisify در پوشه mcmc دو حالت دارد که کاربر به عنوان ورودی وارد میکند. در حالت noise.py کاربر با آدرس دادن تصویر و مشخص نمودن α تصویر مورد نظر را نویزدار میکند. در حالت noise کاربر با وارد کردن آدرس تصویر نویز دار و همچنین مشخص نمودن α و β و β تصویر نویز دار داریی شده را تحویل میگیرد.

پردازشهای مربوط به تصویرهای ورودی توسط کتابخانه PIL و numpy صورت میگیرد؛ عکس در ابتدا سیاه-سفید می شود و سپس اطلاعات پیکسلی آن درون یک آرای ریخته می شود و در یک فایل متنی ذخیره می گردد. عکس این عمل (تبدیل متن به عکس) نیز درون برنامه کدنویسی شده است. عکس زیر نتیجه حاصل شده با یار امترهای $\alpha=0.1,\beta=0.8$ و با ۵۰۰ هزار تکرار است.





³⁸Sigmoid function