

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

به نام آنکه نیک آفرید



دانشگاه تربیت معلم

دانشکده علوم ریاضی و مهندسی کامپیوتر

پایان نامه کارشناسی ارشد

آمار ریاضی

عنوان:

مقایسه روشهای ارزیابی همگرایی

زنجیر مارکف مونت کارلو

استاد راهنما:

جناب آقای دکتر عین اله پاشا

تدوین:

سیده نصیبه هاشمی آهنگرکلایی

شهریور ۱۳۸۷

سپاس ذات خدا را، آن که ستایش کنندگان نتوانند به ستایش او برسند و شمارکنندگان نتوانند نعمتهای او را برشمارند و کوشندگان نتوانند حق بندگی او را ادا نمایند، آن که همتها هر چه دور پروازی کنند، کنه او را در نیابند و زیرکیها هر اندازه در قعر دریاهاى فطانت فرو روند به او نرسند، آن که صفت او را حد و نهائیتی و تغیر و تبدلی نیست...

(اولین خطبه نهج البلاغه)

تشکر و قدردانی:

بدون شک پس از الطاف بی پایان حضرت باری تعالی، زحمات ارزنده استاد گرامی جناب آقای دکتر پاشا در مراحل مختلف راهگشای نگارنده بوده است، بدین وسیله از زحمات ایشان کمال تشکر را دارم.

برخود لازم می دانم که قدردانی خود را از جناب آقای دکتر رحیم زاده ثانی که مسئولیت داوری این پایان نامه را برعهده داشتند، اعلام نمایم. از جناب آقای دکتر یاری نیز به خاطر پذیرش مسئولیت داوری این رساله سپاسگزارم.

در پدید آوردن این مختصر افراد بسیاری به صورت مستقیم و غیر مستقیم مرا یاری نموده اند، به خصوص خانواده عزیزم که در جهت ایجاد محیطی آرام و مناسب تلاش وافر داشته اند، بدین وسیله از همگی این افراد سپاسگزارم و توفیق روزافزون برای همه این عزیزان از خداوند متعال مسئلت دارم.

و من الله توفیق

سیده نصیبه هاشمی آهنگر کلایی

تابستان ۱۳۸۷

پروردگارا، مرا بر نعمات بیکرانت توان شکر نیست. الهی مرا مدد کن تا دانش اندکم نه نردبانی باشد برای فزونی تکبر و غرور و نه حلقه ای برای اسارت و نه دست مایه ای برای تجارت، بلکه گامی باشد برای تجلیل از تو و متعالی ساختن زندگی خود و دیگران.

اگر در این ناچیز ارزشی است تقدیم به:

مادرم مثال کامل بردباری و استقامت، آن زیباترین مخلوق هستی.
و پدرم نمونه کامل مردی برای کار، عشق، زندگی و تحصیل علم.
آنان که تا لحظه به بار نشستن یاورم بودند.

ودوستان و عزیزانی که یادشان زینت بخش خاطرات شیرین من است.

In the name of GOD



Tarbiat Moallem University

Faculty of Mathematical Science and
Computer Engineering

Thesis Submitted for Degree of M.Sc. Master in
Mathematical Statistics

Title:

Comparison of methodologies to assess the
convergence of Markov chain Monte Carlo
methods

Supervisor:

Einolah pasha, Ph. D

By:

Sayide Nasibe Hashemi Ahangarkolay

Sep 2008

چکیده

تعیین طول زنجیر براساس رسیدن به همگرایی مورد نظر، مسئله مهمی است که در مدل‌بندی مسائل پیچیده در روشهای زنجیر مارکف مونت کارلو به چالش کشیده می‌شود. این پایان نامه به آزمون روشهای تجربی پارامتری مانایی اختصاص دارد. ما روشهای گل‌من و روبین، یو و مایکلند، رفتری و لیوز، گیوک، مجموع ریمان و زیر نمونه ای را مقایسه می‌کنیم. این روشها با استفاده از سه مثال مورد آزمون قرار می‌گیرند. مورد ساده تولید متغیر تصادفی نرمال، مدل آمیخته نرمال دو متغیره و مورد عملی که آشناسی یعنی، مدل انتقال سطح می‌باشد. نتایج نشان داد که هیچ کدام از روشها در همه موارد درست عمل نمی‌کنند. بنابراین ما استفاده توأم از این روشها را پیشنهاد می‌کنیم، محاسبه دقیق داغیدن دوره ای نیز مهم می‌باشد.

واژه های کلیدی: همگرایی، زنجیر مارکف مونت کارلو، نمونه گیری گیبس، گل‌من و روبین، یو و مایکلند، رفتری و لیوز، گیوک، مجموع ریمان، زیر نمونه‌ای، داغیدن دوره ای.

فهرست مندرجات

۳	پیش‌گفتار	
۱	مقدماتی درباره زنجیر مارکف مونت کارلو	۱
۲	اندازه و احتمال مقدماتی	۱.۱
۲	فرایند تصادفی	۲.۱
۲	مباحث اصلی در فرایند تصادفی	۱.۲.۱
۳	زنجیر مارکف	۳.۱
۳	هسته انتقال	۱.۳.۱
۴	ویژگی‌های زنجیر مارکف	۴.۱
۴	مجموعه‌های بسته و جاذب	۱.۴.۱
۵	تحویل ناپذیری	۲.۴.۱
۵	همگنی	۳.۴.۱
۵	دوره‌ای	۴.۴.۱
۶	مجموعه‌های بازگشتی و بازگشتی مثبت	۵.۴.۱
۶	مجموعه‌های گذرا	۶.۴.۱
۷	مانایی	۷.۴.۱
۱۰	الگوریتم	۵.۱
۱۰	انواع الگوریتم	۱.۵.۱
۱۱	الگوریتم تصادفی	۲.۵.۱

۱۲	زنجر مارکف مونت کارلو	۶.۱
۱۲	روش زنجر مارکف مونت کارلو	۱.۶.۱
۱۴	الگوریتم متروپلیس هستینگس	۲.۶.۱
۱۵	الگوریتم نمونه گیری گیبس	۳.۶.۱
۱۸	داغیدن	۴.۶.۱
۱۸	همگرایی	۵.۶.۱
۱۸	کاوشگری	۶.۶.۱
۱۸	مانایی	۷.۶.۱
۱۹	برآورد	۸.۶.۱
۱۹	چه وقت زنجر مارکف همگرا خواهد بود؟	۹.۶.۱
۲۰	مدل مارکف پنهان	۷.۱
۲۳	اجزای تشکیل دهنده مدل مارکف پنهان	۱.۷.۱
۲۵	ارزیابی همگرایی زنجر مارکف مونت کارلو	۲
۲۶	گلمن ورویین	۱.۲
۲۷	روش استنباطی	۱.۱.۲
۲۸	برآورد گره‌های نااریبی برای μ و σ^2 تحت فرض قوی مانایی	۲.۱.۲
۲۹	تقریب پایستاری برای توزیع پسین x	۳.۱.۲
۳۰	برآوردی از درجه آزادی توزیع t	۴.۱.۲
۳۳	ارزیابی همگرایی	۵.۱.۲
۳۵	یو و مایکلند	۲.۲
۳۵	مجموع جزئی	۱.۲.۲
۳۶	نمودار مجموع تجمعی	۲.۲.۲
۳۹	گیوک	۳.۲
۴۱	رفتاری ولیوز	۴.۲
۴۸	مجموع ریمان	۵.۲

۴۸	کنترل تغییرات برای ارزیابی همگرایی	۱.۵.۲
۴۹	مجموع ریمان راثولکول	۲.۵.۲
۵۱	کنترل تغییرات برای ارزیابی همگرایی	۳.۵.۲
۵۲	روش زیر نمونه ایی	۶.۲
۵۲	قضیه اصلی در موارد مستقل و هم توزیع	۱.۶.۲
۵۵	مقایسه روشهای تشخیص همگرایی	۷.۲
۵۵	تولید نمونه هایی از توزیع نرمال	۱.۷.۲
۵۶	تولید نمونه هایی از توزیع آمیخته نرمال دو متغیره	۲.۷.۲
۶۰		۳ سری زمانی
۶۱	تعاریف مقدماتی	۱.۳
۶۳	سریهای زمانی نامانا در میانگین	۱.۱.۳
۶۴	الگوی انتقال سطح	۲.۳
۶۵	خود همبستگی	۱.۲.۳
۶۸	توزیع احتمال توام مشاهدات و متغیرهای پنهان	۲.۲.۳
۷۲	مدل مارکف پنهان	۳.۲.۳
۷۳	برآورد بیزی پارامترها	۴.۲.۳
۷۳	تابع درستنمایی و توزیع پیشین	۵.۲.۳
۷۵	نمونه گیری گیبس	۶.۲.۳
۷۶	توزیعهای شرطی	۷.۲.۳
۸۲	نمونه گیری از توزیع شرطی	۸.۲.۳
۸۴	بررسی همگرایی	۹.۲.۳
۸۶	استخراج اطلاعات پیشین	۱۰.۲.۳
۸۶	پیش بینی احتمالاتی	۱۱.۲.۳
۸۹		نتیجه گیری
۹۰		مراجع

پیش گفتار

درمباحث علمی، مونت کارلو به رده ای از الگوریتم های شبیه سازی اطلاق می گردد، که از پدیده تصادفی بودن پیروی می کنند. ایده ی زیربنایی روش زنجیر مارکف مونت کارلو، تولید نمونه های تقریبی از توزیع پسین مورد نظر برای پارامتر θ به واسطه ی تولید یک زنجیر مارکف که توزیع مانای آن همان توزیع پسین مورد نظر در مسئله ی مورد بررسی است می باشد. این شیوه نخستین بار توسط متروپلیس^۱ و همکاران وی^۲ (یولام^۳ تحت تأثیر علاقه عمویش به یوکه که به محض قرض گرفتن پول آن را در قمارخانه مونت کارلو مصرف می کرد، این نام را بر روی این روش گذاشت. لازم به ذکر است که، فیزیکدان انریکو فرمی اولین کسی بود، که در سال ۱۹۳۰ از نمونه گیری آماری برای مسائل زیادی استفاده می کرد. اما هرگز روشهایش منتشر نشد فقط در صحت نتایجی که بعداً مطرح شد تأثیر گذاشت.) در متون فیزیک ذرات بنیادی در پروژه سری منتهن (که درباره ساخت بمب اتمی بود)، مطرح گردید، اما در آن زمان توانائیهای تکنیکی لازم برای انجام محاسبات مورد نیاز به منظور اجرای الگوریتم موجود نبود.

در ۱۹۵۳ متروپلیس الگوریتم مشهور متروپلیس را توصیف کرد، این شیوه اولین روش در تولید زنجیر مارکف مونت کارلو بود، بعدها در سال ۱۹۷۰ تعمیمی از این الگوریتم به نام الگوریتم متروپلیس هستینگس^۴ توسط هستینگس^۵ ارائه گردید، که موجب گرایش آماردانان به استفاده از روشهای زنجیر مارکف مونت کارلو شد.

یکی از مسائل مهمی که در زنجیرهای مارکف مونت کارلو مورد توجه قرار می گیرد، همگرایی نمونه های تولید شده به وسیله الگوریتم های نمونه گیری می باشد. روشهای مختلفی برای ارزیابی همگرایی نمونه ها وجود دارد، اما هنوز روشی که در همه موارد درست عمل کند یافت نشده است، به همین منظور در این پایان نامه از میان روشهای مختلفی که برای ارزیابی همگرایی زنجیرهای مارکف مونت کارلو وجود دارد به مقایسه شش روش گلن و روبین، یو و مایکلند، رفتری و لیوز، گیوک، مجموع ریمان و زیر نمونه ای می پردازیم.

در فصل اول این پایان نامه ابتدا مقدماتی در مورد زنجیرهای مارکف و ویژگیهای آن ارائه می دهیم،

^۱Metropolis
^۲Stanisla(Stan)Ulam
^۳Ulam
^۴Metropolis-Hastings Algorithm
^۵Hastings

سپس زنجیرهای مارکف مونت کارلو و الگوریتم های نمونه گیری را معرفی کرده، و به مبحث همگرایی نمونه های تولید شده می پردازیم، در بخش پایانی این فصل مدل مارکف پنهان را به طور مختصر شرح می دهیم.

در فصل دوم شش روش مختلف را برای ارزیابی همگرایی به همراه توضیحات مختصر ارائه می دهیم، در بخش پایانی این فصل به کمک دو مثال ساده به مقایسه شش روش مطرح شده در ابتدای فصل می پردازیم.

در فصل سوم که فصل پایانی این پایان نامه می باشد، ابتدا مدل انتقال سطح را معرفی کرده بعد از آن با مثالی عملی که در زمینه آب شناسی می باشد به مقایسه روشهای مطرح شده در این پایان نامه می پردازیم.

در قسمت پایانی به بحث و نتیجه گیری در مورد مطالب ارائه شده در این پایان نامه می پردازیم. این پایان نامه تفصیل مقاله زیر است:

Adlouni, S.E. Favre, A.-C. Bobée, B. Comparison of methodologies to assess the convergence of Markov chain Monte Carlo methods interest, Computational Statistics and data analysis, 50(2006)2686-2701

در پایان امیدوارم این نوشتار در تحقیقات سایر دانشجویان مفید واقع شود.

فصل ۱

مقدماتی درباره زنجیر مارکف مونت کارلو

در این فصل ابتدا با تعریف فرایند تصادفی^۱ و زنجیر مارکف در فضای حالت نا شمارا آشنا خواهیم شد، سپس ویژگی های زنجیر مارکف را به طور مختصر بیان خواهیم کرد، و بعد از آن مباحث زنجیر مارکف مونت کارلو والگوریتم های نمونه گیری را بیان خواهیم کرد، در پایان مدل های مارکف پنهان را مورد بررسی قرار خواهیم داد. از مراجع [۱]، [۲]، [۱۴]، [۱۵]، [۱۶]، [۱۸]، [۱۹]، [۲۰]، [۲۸]، [۲۹]، [۳۰]، [۳۱] و [۳۲] در بیان مطالب این فصل استفاده شده است.

۱.۱ اندازه و احتمال مقدماتی

فرض کنید Ω و \mathcal{T} مجموعه هایی دلخواه باشند، که مجموعه Ω رابه عنوان فضای نمونه ای در نظر می گیریم، حال فرض می کنیم \mathcal{F} ، σ میدان تولید شده به وسیله یک مجموعه شمارا زیر مجموعه های Ω باشد و به ازای هر $t \in \mathcal{T}$ ، $X_t: \Omega \rightarrow R$ متغیری تصادفی نسبت به σ میدان \mathcal{F} باشد، در این صورت (Ω, \mathcal{F}) را فضای اندازه پذیری برای X می نامیم. پیشامدها را با حروف بزرگ A, B, C, \dots نشان می دهیم، و توابع f, g, h, \dots را توابع اندازه پذیر حقیقی مقدار روی σ میدان \mathcal{F} تعریف می کنیم.

۲.۱ فرایند تصادفی

فرایند تصادفی مجموعه ای از مشاهدات $\{X_t(\omega); t \in \mathcal{T}\}$ روی فضای حالت (Ω, \mathcal{F}, P) است، که اندیس t به ترتیب وقایع اشاره می کند و با Ω در ارتباط است. برای هر $\omega \in \Omega$ مجموعه $\{X_t(\omega); t \in \mathcal{T}\}$ را که زیر مجموعه ای از R است، تحقق یا مسیر نمونه ای فرایند می گوئیم.

۱.۲.۱ مباحث اصلی در فرایند تصادفی

۱. پیش بینی: مجموعه اطلاعات تا زمان S به صورت مجموعه $\{X_t; t \leq s\}$ در دست است. می خواهیم به ازای $X_t, t > s$ را برآورد کنیم. این مسئله را در مباحث فرایند های تصادفی پیش بینی می گویند.

۲. پالایش: اغلب اطلاعات به دست آمده برای فرایند به علت های مختلف چه تصادفی چه غیر تصادفی ممکن است دقیق نباشد این اطلاعات ممکن است همراه با خطا یا اختلالاتی حاصل

¹ Stochastic Process

شده باشند. جدا کردن این خطا یا اختلالها از اطلاعات راپالایش گویند. به عبارت دقیق فرض کنیم فرایند واقعی $\{X_t\}$ باشد و آنچه که بر اثر اندازه گیری و مشاهده حاصل شده است فرایند $\{Y_t\}$ که در آن $Y_t = X_t + N_t$ باشد برآورد X_t به کمک مشاهده مجموعه مقادیر $\{Y_s : s \leq t\}$ راپالایش فرایند $\{Y_t\}$ می گوئیم می خواهیم X_t را با داشتن اطلاعات $\{Y_s : s \leq t\}$ برآورد کنیم .

۳.۱ زنجیر مارکف

یک مجموعه از متغیرهای $\{X_t : t = 1, \dots, n\}$ دارای ویژگی مارکف است اگر توزیع شرطی X_t به شرط مشاهدات قبلی X_1, \dots, X_{t-1} تنها به مشاهده قبلی اش یعنی X_{t-1} وابسته باشد. به عبارت دیگر توزیع آینده به شرط حال و گذشته تنها به حال وابسته است. با اصطلاحات صوری یک فرایند را مارکف گوئیم هرگاه به ازاء هر پیشامد مانند A داشته باشیم

$$P(X_t \in A | X_0, \dots, X_{t-1}) = P(X_t \in A | X_{t-1}). \quad (1-1)$$

۱.۳.۱ هسته انتقال

فرض کنید $\{X_t : t \geq 0\}$ یک زنجیر مارکف، x و y دو حالت از فضای حالت زنجیر باشند در این صورت تابع $P(x, y) : \Omega \times \Omega \rightarrow [0, 1]$ را احتمال انتقال زنجیر مارکف از حالت x به حالت y تعریف می کنیم. تابع $K(x, A) : \Omega \times \mathcal{F} \rightarrow \mathcal{R}$ را هسته انتقال^۱ زنجیر مارکف تعریف می کنیم، که یک مکانیسم کلی برای توصیف ساختار احتمال است. تابع $K(x, A)$ بر تغییر مکان زنجیر مارکف از مکانی به مکان دیگر نظارت می کند. این بدین معنی است که $K(x, A)$ یک اندازه احتمال را برای همه نقاط x در فضای حالت مجموعه $A \in \mathcal{F}$ تعریف می کند. یک هسته انتقال دارای ویژگی های زیر است:

$$K(x, A) = \int_A K(x, dy),$$

که

$$K(x, dy) = p(x, y)dy + r(x)\delta_x(dy), \quad (2-1)$$

در این تابع انتقال $P(x, x) = 0$ ، $P(x, y)$ احتمال انتقال از حالت x به حالت y و $r(x)$ احتمال انتقال از حالت x به حالت x است. بنابراین داریم:

^۱Transition Kernel

$$\delta_x(dy) = \begin{cases} 1 & x \in dy, \\ 0 & o.w. \end{cases}$$

و

$$r(x) = 1 - \int_{\Omega} p(x, y) dy.$$

از معادلات فوق نتیجه می گیریم که

$$K^{(1)}(x, dy) = K(x, dy), \quad K^n(x, A) = \int_{\Omega} K(x, dy) K^{(n-1)}(y, A).$$

توسعه فضای نمونه از حالت یک متغیره به حالت چند متغیره هیچ گونه محدودیتی رابرای ویژگی مارکف قائل نمی شود. بلکه به راحتی می توان ویژگی مارکف رابرای حالت چندمتغیره نیز بیان کرد، به عبارت دیگر فرض کنید، $\{(X_1^{(i)}, X_2^{(i)}, \dots, X_n^{(i)}), i = 1, \dots, m\}$ یک مجموعه از بردارهای تصادفی در یک فضای n بعدی باشد این مجموعه دارای ویژگی مارکف است اگر توزیع شرطی $(X_1^{(i)}, X_2^{(i)}, \dots, X_n^{(i)})$ به شرط مشاهدات قبلی $(X_1^{(i-1)}, X_2^{(i-1)}, \dots, X_n^{(i-1)}), \dots, (X_1^{(1)}, X_2^{(1)}, \dots, X_n^{(1)})$ یعنی $(X_1^{(i-1)}, X_2^{(i-1)}, \dots, X_n^{(i-1)})$ وابسته باشد.

۴.۱ ویژگی های زنجیر مارکف

برخی از ویژگی های زنجیر مارکف و فضای اندازه جهت بدست آوردن نتایج مفید برای برآورد آماری مورد استفاده قرار می گیرند. به همین دلیل در بخش زیر به برخی از این ویژگی ها همراه با توضیحات مختصری اشاره می کنیم.

۱.۴.۱ مجموعه های بسته و جاذب

فرض کنید x حالتی از زنجیر مارکف و A مجموعه ای ناتهی و پیشامدی در فضای نمونه ای باشد، گوئیم مجموعه A در دسترس حالت x است هرگاه n ی بزرگتر یا مساوی بایک موجود باشد به قسمی که، $K^n(x, A) > 0$. به عبارت دیگر، بتوانیم در تعداد متناهی مرحله از حالت x وارد مجموعه A شویم، و مجموعه A در دسترس حالت x نیست هرگاه به ازاء هر $n \geq 1$

$$K^n(x, A) = 0. \quad (3-1)$$

مجموعه A را برای هسته انتقال K بسته^۱ گوئیم، هرگاه مجموعه A^c در دسترس مجموعه A نباشد. به زبان نمادها

$$\forall x \in A, \forall n \geq 1 \quad K^n(x, A^c) = \emptyset. \quad (4-1)$$

مجموعه A را برای هسته انتقال K جاذب^۱ گوئیم، هرگاه به ازاء هر $x \in A$

$$K(x, A) = K(x, \Omega) = 1. \quad (5-1)$$

بنابراین شرط جاذب بودن یک مجموعه محدودتر از شرط بسته بودن آن است، یعنی این امکان است که یک مجموعه تحت شرایطی بسته باشد اما تحت همان شرایط جاذب نباشد. زیرا ممکن است برای بعضی از $x \in A$

$$K(x, A) = K(x, \Omega) \neq 1. \quad (6-1)$$

این نشان می دهد که A مجموعه ای بسته است ولی جاذب نیست. یک مجموعه بسته می تواند، زیر مجموعه غیر قابل دسترس داشته باشد، اما در حالت جاذب کاملاً همه ی زیر مجموعه های آن تودرتو و در دسترس یکدیگرند.

۲.۴.۱ تحویل ناپذیری

مجموعه A تحویل ناپذیر^۲ است، اگر از هر نقطه یا مجموعه ایی از نقاط در A بتوان به هر نقطه دیگر یا مجموعه دیگر از نقاط در A (با احتمال مثبت) رسید. به عبارت دیگر، یک زنجیر مارکف تحویل ناپذیر است، اگر تمام حالات آن در دسترس یکدیگر باشند.

۳.۴.۱ همگنی

زنجیر مارکفی راهمگن^۳ در مرحله n گوئیم، هرگاه احتمال انتقال در این مرحله به مقدار n وابسته نباشد.

۴.۴.۱ دوره ای

دوره ای حالت x برابر بزرگترین مقسوم علیه مشترک اعداد طبیعی n است، که به ازای آنها $K_{xx}^{(n)} > 0$. دوره ای x را بناماد dx نشان می دهیم. اگر $dx = 1$ حالت x نادوره ای و اگر $dx > 1$

Closed Set^۱
 Absorbing Set^۱
 Irreducible^۲
 Homogeneity^۳

آن رادوره‌ای^۴ با دوره dx می‌نامیم. بدیهی است که اگر $K_{xx} > 0$ آن گاه $dx = 1$ و در نتیجه x رادوره‌ای است.

۱.۱. قضیه .

اگر x و y دو حالت از یک زنجیر مارکف باشند و $x \longleftrightarrow y$ آنگاه

$$dx = dy.$$

برهان: به [۲۸] مراجعه کنید. □

بنابراین زنجیر مارکف تحویل ناپذیری را دوره‌ای گوئیم، هرگاه یکی از حالات زنجیر دوره‌ای $(dx > 1, x \in \Omega)$ باشد. زنجیر مارکف تحویل ناپذیری رانادوره‌ای گوئیم، هرگاه یکی از حالات زنجیر رادوره‌ای $(dx = 1, x \in \Omega)$ باشد.

۵.۴.۱ مجموعه های بازگشتی و بازگشتی مثبت

فرض کنید A مجموعه‌ای ناتهی و پیشامدی در فضای نمونه‌ای باشد، مجموعه A را بازگشتی^۱ گوئیم، اگر فقط اگر با شروع از وضعیت x احتمال بازگشت به وضعیت x پس از مدت زمان متناهی^۱ باشد. زنجیر مارکفی را بازگشتی گوئیم، هرگاه تمام حالات این زنجیر بازگشتی باشند. به عبارت دیگر، وقتی زنجیر مارکفی به حالت بازگشتی انتقال پیدامی کند، آنجاسی ماند و هر زیر مجموعه نامتناهی را بارها و برای همیشه ملاقات می‌کند. زنجیر مارکفی را بازگشتی مثبت^۲ گوئیم، اگر امید تعداد مراحل که طول می‌کشد، تا زنجیر مجموعه بازگشتی A (ناتهی) را دوباره ملاقات کند متناهی باشد. زنجیر مارکف بازگشتی را بازگشتی پوچ گوئیم، اگر امید تعداد مراحل که طول می‌کشد، تا زنجیر مجموعه بازگشتی A (ناتهی) را دوباره ملاقات کند نامتناهی (∞) باشد.

۶.۴.۱ مجموعه های گذرا

فرض کنید $\{X_t : t \geq 0\}$ یک زنجیر مارکف و A پیشامدی در فضای نمونه‌ای باشد، تعداد ملاقاتها در A را به صورت $\eta_A = \sum_{n=1}^{\infty} I_{X_n \in A}$ ، تعریف می‌کنیم. که در آن $I_{X_t \in A}$ تابع

Period^۴
Recurrence^۱
Positive Recurrence^۲

نشانگر است که به صورت زیر تعریف می شود،

$$I_{X_t \in A} = \begin{cases} 1 & X_t \in A \\ 0 & o.w. \end{cases}$$

مجموعه های گذرا^۱ و بازگشتی را می توان، بر حسب امید تعداد ملاقاتها در A تعریف کرد. مجموعه A گذراست، اگر عدد حقیقی M موجود باشد به قسمی که به ازاء هر $x \in A$ ،

$$E[\eta_A] \leq M. \quad (۷ - ۱)$$

مجموعه A بازگشتی است، اگر به ازاء هر $x \in A$ ، $E[\eta_A] = \infty$. فرض کنید X_t زنجیر مارکف تحویل ناپذیری با هسته انتقال $K(x, A)$ باشد، اگر X_n روی مجموعه گذرا (بازگشتی) تعریف شده باشد، آن زنجیر مارکف تحویل ناپذیر گذرا (بازگشتی) گوییم.

۷.۴.۱ مانایی

همانطور که قبلاً بیان شد احتمال انتقال را با $P(x, y)$ نشان می دهیم، که احتمال اینکه زنجیر مارکف بخواهد از نقطه دلخواه x به نقطه دلخواه y برود، را محاسبه می کند. $\pi(x)$ را توزیع مانای^۲ زنجیر مارکف گوییم، هرگاه در شرایط ذیل صدق کند.

$$\sum_x \pi(x)P(x, y) = \pi(y). \quad (۸ - ۱) \quad \text{فضای حالت گسسته}$$

$$\int \pi(x)P(x, y)dx = \pi(y). \quad (۹ - ۱) \quad \text{فضای حالت پیوسته}$$

از معادلات فوق نتیجه می گیریم $\pi = \pi P$. اگر توزیع فرایند در مرحله ای به صورت این توزیع باشد، از آن پس تمام x_t هانیز دارای همین توزیع خواهند بود. به عبارت دیگر اگر زنجیر با توزیع مانا شروع کند، آنگاه حالت زنجیر در هر مرحله از نظر احتمالاتی مشابه حالت آغازین زنجیر خواهد بود.

با توجه به تعاریف ارائه شده در فوق برای توزیع مانا می توان شرط وجود توزیع مانا را به صورت زیر بیان کرد:

در صورت وجود توزیع مانا ($\pi(x)$) به ازای هر زوج x, y در فضای حالت زنجیر تساوی زیر برقرار است:

$$P(x, y)\pi(x) = P(y, x)\pi(y) \quad (۱۰ - ۱)$$

^۱ Transience
^۲ Stationarity

◀ ۲.۱. قضیه .

فرض کنید، $\{X_n : n \geq 0\}$ زنجیری تحویل ناپذیر، بازگشتی مثبت و نادوره ای باشد، اگر π توزیع مانای این زنجیر باشد، آنگاه

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_{xy}^{(n)} = \pi(y). \quad (11-1)$$

برهان: به [۳۳] مراجعه کنید. □

◀ ۳.۱. مثال .

فضای حالت زنجیر مارکوفی عبارت است از $\Omega = (0, \infty)$ ، که احتمال های انتقال آن به صورت زیر اند:

$$P(x, y) = \begin{cases} e^{x-y} & y \geq 0, x > 0 \\ 0 & o.w. \end{cases}$$

مطلوب است،

الف) تعیین تحویل ناپذیری .

ب) تعیین حالت های بازگشتی و گذرا .

ج) تعیین حالت های جاذب و بسته .

ابتدا احتمال انتقال از حالت x به حالت x را محاسبه می کنیم :

$$r(x) = 1 - \int_{\Omega} P(x, y) dy = 1 - \int_0^{\infty} e^{x-y} dy = 1 - (-e^{x-y}]_0^{\infty}) = 1 - e^x.$$

اگر x و y دو حالت دلخواه در این زنجیر باشند، در این صورت با احتمالی مثبت (حداقل برابر e^{x-y}) می توان از x به y و یا بلعکس از y به x رفت، چون x و y دلخواه بودند، بنابراین تمام حالات زنجیر در دسترس یکدیگرند و این زنجیر، زنجیری تحویل ناپذیر است. به این شرط که فرایند از x شروع به حرکت کرده باشد داریم:

$$K^n(x, \Omega) = \int_{\Omega} K(x, dy) K^{(n-1)}(y, \Omega) = \dots = \int_{\Omega} K(x, du) K(u, \Omega) = 1,$$

با توجه به تحویل ناپذیر بودن زنجیر می توان نتیجه گرفت که،

$$E(\eta_{\Omega}) = \sum_{n=1}^{\infty} E(I_{X_n \in \Omega}) = \sum_{n=1}^{\infty} P(X_n \in \Omega) = \sum_{n=1}^{\infty} K^n(x, \Omega) = \sum_{n=1}^{\infty} 1 = \infty.$$