



دانشگاه تربیت مدرس

دانشکده علوم ریاضی

پایان نامه دوره کارشناسی ارشد آمار

تحلیل مدل‌های ... با روش تقریب لاپلاس آشیانی ترکیبی

توسط

کبری قلی‌زاده
زهرا قیومی

استاد راهنما

دکتر محسن محمدزاده

تیرماه ۱۳۹۱

فهرست مندرجات

۱	مفاهیم مقدماتی	۱
۱ مقدمه	۱.۱
۱ تعاریف و مفاهیم اولیه	۲.۱
۳ ۱.۲.۱ استقلال شرطی	۱.۲.۱
۳ ۲.۲.۱ گراف	۲.۲.۱
۵ ۳.۲.۱ ماتریس همیشه مثبت متقارن	۳.۲.۱
۷ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی	۳.۱
۹ ۱.۳.۱ خواص مارکوفی GMRF	۱.۳.۱
۱۱ ۲.۳.۱ ویژگی‌های شرطی میدان تصادفی مارکوفی گاوسی	۲.۳.۱
۱۲ ۳.۳.۱ مشخص‌سازی GMRF با شرطی‌های کامل	۳.۳.۱

۱۴ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی چندمتغیره	۴.۳.۱
۱۵ الگوریتم‌های محاسباتی و شبیه‌سازی GMRF	۴.۱
۱۷ شبیه‌سازی غیرشرطی میدان تصادفی مارکوفی گاوسی	۱.۴.۱
۲۰ شبیه‌سازی شرطی میدان تصادفی مارکوفی گاوسی	۲.۴.۱
۲۳ روش‌های عددی برای ماتریس‌های تُنک	۵.۱
۲۳ تجزیهٔ یک ماتریس تُنک	۱.۵.۱
۳۰	۲ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی ذاتی	
۳۱ تعاریف و مفاهیم اولیه	۱.۲
۳۱ تفاضل پیشرو	۱.۱.۲
۳۲ چندجمله‌ای‌ها	۲.۱.۲
۳۴ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی تحت قیدهای خطی	۲.۲
۳۹ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی ذاتی مرتبهٔ اول	۳.۲
۴۰ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی ذاتی مرتبهٔ اول روی خط	۱.۳.۲
۴۴ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی ذاتی مرتبهٔ اول روی شبکه	۲.۳.۲

۴۶ میدان‌های تصادفی مارکوفی گاوسی ذاتی مراتب بالا ۴.۲

۴۷ میدان تصادفی گاوسی مارکوفی ذاتی مراتب بالاتر روی خط ۱.۴.۲

۵۲ مدل قدم زدن تصادفی زمان پیوسته ۵.۲

۳ تقریب لاپلاس آشیانی ترکیبی

۵۸ تقریب گاوسی ۱.۳

۶۱ تقریب لاپلاس ۲.۳

۶۲ میانگین و واریانس پسینی ۱.۲.۳

۶۴ چگالی پسینی کناری ۲.۲.۳

۶۴ تقریب لاپلاس آشیانی ترکیبی ۳.۳

۶۵ تقریب پسینی توام بردار ابرپارامترها ۱.۳.۳

۶۹ طرح مرکب مرکزی ۲.۳.۳

۷۰ طرح ۳.۳.۳

۷۴ محاسبه تقریب کناری عناصر بردار ابرپارامتر ۴.۳.۳

۷۴ محاسبه تقریب کناری پسینی عناصر میدان پنهان ۵.۳.۳

مفاهیم مقدماتی

۱.۱ مقدمه

۲.۱ تعاریف و مفاهیم اولیه

در این پایان‌نامه بردارها و ماتریس‌ها به صورت برجسته، مانند x و A نشان داده می‌شوند. ترانهاده A با A^T مشخص می‌شود. نماد $A = (A_{ij})$ مشخص می‌کند که مولفه سطر i ام و ستون j ام ماتریس A ، A_{ij} است. همچنین مشابه این نماد نیز برای بردار استفاده می‌شود، به عبارتی $x = (x_i)$. $x_{i:j}$ کوتاه شده بردار x به صورت $(x_i, x_{i+1}, \dots, x_j)^T$ است. اگر $A_{n \times m}$ ماتریسی با m ستون A_1, \dots, A_m باشد، $Vec(A) = (A_m, \dots, A_1)$ برداری ستونی است که از زیرهم قرار دادن ستون‌های ماتریس A حاصل می‌شود. ماتریسی که از حذف بعضی از سطرها و ستون‌های A به دست می‌آید زیرماتریس A نامیده می‌شود. زیرماتریسی را که از حذف سطر و ستون با اندیس یکسان به دست آید زیرماتریس اصلی گویند. به عنوان مثال، ماتریس $B = \begin{pmatrix} A_{11} & A_{13} \\ A_{31} & A_{33} \end{pmatrix}$ که از حذف سطر و ستون سوم ماتریس A

حاصل شده است یک زیرماتریس اصلی ماتریس A است. زیرماتریس $r \times r$ ، که از حذف $n - r$ سطر و ستون آخر ماتریس A به دست می آید زیرماتریس اصلی مقدم A^{-1} نامیده می شود.

اگر A ماتریس $n \times n$ و \mathbf{a} برداری با $n \times 1$ باشد، آن گاه $diag(A)$ و $diag(\mathbf{a})$ به ترتیب به

منظور نمایش ماتریس های قطری

$$diag(A) = \begin{pmatrix} A_{11} & & \\ & \ddots & \\ & & A_{nn} \end{pmatrix}, \quad diag(\mathbf{a}) = \begin{pmatrix} a_1 & & \\ & \ddots & \\ & & a_n \end{pmatrix}$$

استفاده می شوند. پهنای باند ماتریس A به صورت $\max\{|i - j| : A_{ij} \neq 0\}$ تعریف می شود. به طور

مشابه پهنای باند پایینی A برابر با $\max\{|i - j| : A_{ij} \neq 0, i > j\}$ و پهنای باند بالایی برابر

$\max\{|i - j| : A_{ij} \neq 0, i < j\}$ است. $\mathcal{I}_n = \{(i, j) : i = 1, \dots, n_1, j = 1, \dots, n_2\}$ نشانگر

مشبکه \mathcal{I}^2 (توری \mathcal{I}^3) از اندازه $\mathbf{n} = (n_1, n_2)$ است. برای $C \subset \mathcal{I} = \{1, \dots, n\}$ $\mathbf{x}_C = \{x_i : i \in C\}$

تعریف می شود. اگر مجموعه $\mathcal{I} - C$ با $-C$ نشان داده شود، آن گاه $\mathbf{x}_{-C} = \{x_i : i \in -C\}$ برای دو

زیرمجموعه C_1 و C_2 از \mathcal{I} ، $\mathcal{I} \setminus C_2 = \{i \in \mathcal{I} : i \in C_1\} \in \mathcal{C}_\infty$ ، $\mathcal{I} \setminus C_1 \notin \mathcal{C}_\infty$ است.

بل اشم ناوئء هب .دوشی ه هدیماذ flop (روانش زیمه مقر ت رابع کی ه بساحه ی اهرگلمء دادعت

ت سا روانش زیمه مقر ود ی ارادت سا عمج رگلمء کی و برض رگلمء کی بل ماشه $x + a * b$ ت رابع

Leading Principal Submatrix^۱

Lattice^۲

Grid^۳

Floating Point Operation^۴

۱.۲.۱ استقلال شرطی

برای $C \subset \mathcal{I}$ چگالی شرطی x_C به شرط x_{-C} عبارت است از

$$\pi(x_C | x_{-C}) = \frac{\pi(x_C, x_{-C})}{\pi(x_{-C})} \propto \pi(x). \quad (1.2.1)$$

دو متغیر تصادفی X و Y مستقل هستند، اگر و تنها اگر $\pi(x, y) = \pi(x)\pi(y)$ و با نماد $X \perp Y$ نمایش داده می‌شود. دو متغیر تصادفی X و Y برای Z داده شده مستقل شرطی نامیده می‌شوند، اگر و تنها اگر $\pi(x, y | z) = \pi(x | z)\pi(y | z)$ و با نماد $X \perp Y | Z$ نمایش داده می‌شود.

قضیه ۱.۲.۱ (رو و هلد، ۲۰۰۵):

$$x \perp y | z \Leftrightarrow \pi(x, y, z) = f(x, z)g(y, z) \quad (2.2.1)$$

برای بعضی توابع f و g ، و همه z هایی که $\pi(z) > 0$ است.

۲.۲.۱ گراف

گراف مجموعه‌ای از رأس‌ها است که تعدادی یال به هم وصل شده‌اند. گراف^۵ \mathcal{G} به صورت زوج مرتب $(\mathcal{V}, \mathcal{E})$ نشان داده می‌شود، که در آن \mathcal{V} مجموعه‌ای متناهی و غیر تهی از راس‌ها و \mathcal{E} زیر مجموعه تمام زوج‌های نامرتب از عناصر نامساوی \mathcal{V} به صورت

$$\mathcal{E} \subseteq \{\{i, j\} : i, j \in \mathcal{V}, i \neq j\}$$

است. اعضای \mathcal{V} را رأس‌های گراف \mathcal{G} و اعضای \mathcal{E} را یال‌های آن می‌نامند. بین دو رأس یک گراف ساده^۶ حداکثر یک یال وجود دارد.

^۵ Graph

^۶ Simple Graph

اگر \mathcal{E} زیر مجموعه‌ای از تمام زوج‌های مرتب عناصر \mathcal{V} باشد، یعنی

$$\mathcal{E} \subseteq \{(i, j) : i, j \in \mathcal{V}, i \neq j\}$$

آن‌گاه \mathcal{G} گراف سودار \mathcal{V} نامیده می‌شود.

گراف \mathcal{G} کامل نامیده می‌شود هرگاه بین هر دو رأس آن دقیقاً یک یال وجود داشته باشد. در

ادامه فرض می‌شود که $\mathcal{V} = \{1, \dots, n\}$ است، در این موارد گراف را نشان‌دار^۸ گویند. شکل ۱.۲.۱

یک گراف ساده شامل سه رأس و دو یال را نشان می‌دهد.



شکل ۱.۲.۱: نمایشی از یک گراف ساده

همسایه‌های^۹ رأس i ، رأس‌هایی در گراف \mathcal{G} هستند که یالی مشترک با آن دارند، به بیان دیگر

$$ne(i) = \{j \in \mathcal{V} : \{i, j\} \in \mathcal{E}\}.$$

به‌طور مشابه برای مجموعه $A \subset \mathcal{V}$ ، همسایه‌های A به صورت

$$ne(A) = \bigcup_{i \in A} ne(i) \setminus A$$

تعریف می‌شود و شامل همه رأس‌هایی است که در A نیستند اما همسایگی با رأس‌های موجود در A

دارند. یک مسیر از رأس i_1 به رأس i_m دنباله‌ای مجزا از رئوس داخل \mathcal{V} به صورت $i_1 \dots i_m$ است که

^۸directed graph

^۹Labelled

^۹Neighbors

به ازای هر $j = 1, \dots, m-1$ ، زوج مرتب (i_j, i_{j+1}) در \mathcal{E} باشد. زیر مجموعه $C \subset \mathcal{V}$ جدا کننده دو رأس $i \notin C$ و $j \in C$ است، اگر هر مسیر از i به j شامل حداقل یک رأس از C باشد. دو مجموعه مجزای $A \subset \mathcal{V} \setminus C$ و $B \subset \mathcal{V} \setminus C$ به وسیله C جدا شده هستند، اگر هر $i \in A$ و $j \in B$ به وسیله C جدا شده باشند، یعنی نمی توان روی گراف از A به سمت B قدم زد بدون این که از C عبور کرد.

وقتی دو رأس i و j همسایه هایی در گراف \mathcal{G} باشند، با نماد \tilde{z}_i^j نشان داده می شود. بدیهی است که \tilde{z}_i^j اگر و تنها اگر \tilde{z}_j^i است.

اگر A زیر مجموعه ای از \mathcal{V} باشد، گراف حاصل بعد از حذف همه رأس هایی که در A نیستند و همه یال هایی که حداقل یک رأس آن ها در A قرار دارند را گراف محدود شده به A نامند و یا ابا $\mathcal{G}^A = \{\mathcal{V}^A, \mathcal{E}^A\}$ نمایش داده می شود، که در آن

$$\mathcal{V}^A = A, \quad \mathcal{E}^A = \{\{i, j\} \in \mathcal{E}, \{i, j\} \in A \times A\}.$$

است.

مثال ۱.۲.۱ اگر \mathcal{G} گراف شکل ۱.۲.۱ و $A = \{1, 2\}$ باشد، آنگاه گراف محدود به A عبارت است از $\mathcal{G}^A = \{\mathcal{V}^A, \mathcal{E}^A\}$ که در آن $\mathcal{V}^A = \{1, 2\}$ و $\mathcal{E}^A = \{1, 2\}$ است.

۳.۲.۱ ماتریس همیشه مثبت متقارن

ماتریس $A_{n \times n}$ همیشه مثبت است اگر و تنها اگر برای هر بردار $x \neq 0$ ، $x^T A x > 0$ باشد. اگر A متقارن نیز باشد به آن ماتریس همیشه مثبت متقارن^{۱۰} (SPD) گویند. ماتریس $n \times n$ ، A نیمه

^{۱۰}Symmetric Positive Definite

مثبت^{۱۱} نامیده می‌شود، اگر و تنها اگر

$$\mathbf{x}^T \mathbf{A} \mathbf{x} \geq 0, \quad \forall \mathbf{x} \neq \mathbf{0}.$$

و با نماد $\mathbf{A} \geq 0$ نشان داده می‌شود. همچنین اگر \mathbf{A} متقارن باشد به آن ماتریس نیمه‌مثبت متقارن (SPSD) گویند.

برخی از خواص ماتریس‌های SPD عبارتند از

$$\text{rank}(\mathbf{A}) = n \quad (۱)$$

$$|\mathbf{A}| > 0 \quad (۲)$$

$$A_{ii} > 0 \quad (۳)$$

$$A_{ii} - A_{jj} - A_{ij}^2 > 0, \quad i \neq j \quad (۴)$$

$$A_{ii} - A_{jj} - 2|A_{ij}| > 0, \quad i \neq j \quad (۵)$$

$$\max A_{ii} > \max_{i \neq j} |A_{ij}| \quad (۶)$$

$$\mathbf{A}^{-1} \text{ ماتریس SPD است.} \quad (۷)$$

(۸) همه زیرماتریس‌های اصلی \mathbf{A} نیز SPD هستند.

(۹) اگر \mathbf{A} و \mathbf{B} هر دو ماتریس SPD باشند، $\mathbf{A} + \mathbf{B}$ نیز SPD خواهد بود، اما عکس آن لزوماً برقرار نیست.

(۱۰) اگر \mathbf{A} و \mathbf{B} هر دو ماتریس SPD و $\mathbf{AB} = \mathbf{BA}$ باشد، آن گاه \mathbf{AB} نیز یک ماتریس SPD است.

Positive Semidefinite^{۱۱}

(۱۱) شرایط لازم و کافی برای این که ماتریس A SPD باشد عبارتند از:

الف) همه مقادیر ویژه A اکیداً مثبت هستند.

ب) ماتریسی مانند C وجود دارد که $A = CC^T$ است.

ج) همه زیرماتریس‌های اصلی مقدم، دارای دترمینان اکیداً مثبت هستند.

۳.۱ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی

فرض کنید بردار تصادفی $x = (x_1, \dots, x_n)^T$ دارای توزیع چندمتغیره نرمال با میانگین μ و ماتریس کواریانس Σ باشد. به علاوه $G = (\mathcal{V}, \mathcal{E})$ گرافی نشان‌دار باشد، که در آن \mathcal{E} شامل همه زوج‌های $\{i, j\}$ است که راس‌های i و j هیچ یال مشترکی نداشته باشند، اگر و تنها اگر $x_i \perp x_j | x_{-ij}$. در این صورت x یک میدان تصادفی مارکوفی گاوسی^{۱۲} (GMRF) نسبت به گراف G نامیده می‌شود.

قبل از بیان یک تعریف رسمی برای GMRF، ارتباط بین گراف G و پارامترهای توزیع نرمال بیان می‌شود. از آن‌جا که μ تاثیری بر استقلال شرطی دویه‌دوی درایه‌های x ندارد، می‌توان استنباط کرد که این اطلاعات تنها در ماتریس کواریانس Σ پنهان شده است، بنابراین ماتریس دقت، که به صورت $Q = \Sigma^{-1}$ تعریف می‌شود، نقش مهمی را در تحلیل GMRF ایفا می‌کند.

قضیه ۱.۳.۱ (رو و هلد، ۲۰۰۵): اگر x دارای توزیع نرمال چندمتغیره با میانگین μ و ماتریس دقت $Q > 0$ باشد، آن‌گاه درایه ij ام ماتریس Q ، یعنی Q_{ij} برابر صفر است \forall اگر و تنها اگر

$$x_i \perp x_j | x_{-ij}$$

با توجه به قضیه ۱.۳.۱ درایه‌های غیر صفر ماتریس Q گراف \mathcal{G} را مشخص می‌کند و براساس آن‌ها می‌توان استقلال شرطی x_i و x_j را بررسی نمود.

تعریف ۱.۳.۱ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی: بردار تصادفی $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^T \in R^n$ یک GMRF، تحت گراف نشان‌دار $\mathcal{G} = (\mathcal{V}, \mathcal{E})$ با میانگین μ و ماتریس دقت $Q > 0$ است، اگر و تنها اگر تابع چگالی آن به صورت

$$\pi(\mathbf{x}) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} |Q|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \mu)^T Q (\mathbf{x} - \mu)\right\} \quad (۳.۳.۱)$$

باشد و برای هر $i \neq j \in \mathcal{E}$

$$Q_{ij} \neq 0 \iff \{i, j\} \in \mathcal{E}.$$

اگر Q یک ماتریس چگال باشد، یعنی تُنک نباشد، گراف \mathcal{G} همبند کامل^{۱۳} نامیده می‌شود و نشان دهنده آن است که هر توزیع نرمال با ماتریس دقت SPD یک GMRF است و هر GMRF دارای توزیع نرمال با ماتریس دقت SPD است.

قضیه ۲.۳.۱ (رو و هلند، ۲۰۰۵): فرض کنید \mathbf{x} یک GMRF تحت گراف $\mathcal{G} = (\mathcal{V}, \mathcal{E})$ با میانگین μ و ماتریس دقت $Q > 0$ باشد، آن‌گاه میانگین، دقت و همبستگی شرطی به ترتیب عبارتند از

$$E(x_i | \mathbf{x}_{-i}) = \mu_i - \frac{1}{Q_{ii}} \sum_{j: j \sim i} Q_{ij} (x_j - \mu_j) \quad (۴.۳.۱)$$

$$Prec(x_i | \mathbf{x}_{-i}) = Q_{ii} \quad (۵.۳.۱)$$

$$Corr(x_i, x_j | \mathbf{x}_{-ij}) = -\frac{Q_{ij}}{\sqrt{Q_{ii}Q_{jj}}}, \quad i \neq j. \quad (۶.۳.۱)$$

^{۱۳} Full Connected

درایه‌های قطری ماتریس Q دقت‌های شرطی x_i به شرط x_{-i} و مولفه‌های خارج از قطر اطلاعاتی در مورد همبستگی شرطی بین x_i و x_j به شرط x_{-ij} ارائه می‌کنند. اما از آنجا که درایه‌های ماتریس کواریانس $(\Sigma_{ij}) = \Sigma$ ، واریانس $Var(x_i) = \Sigma_{ii}$ و همبستگی $Corr(x_i, x_j) = \Sigma_{ij} / \sqrt{(\Sigma_{ii}\Sigma_{jj})}$ را نتیجه می‌دهند، ماتریس کواریانس اطلاعاتی در مورد واریانس کناری x_i و همبستگی کناری بین x_i و x_j در اختیار قرار می‌دهد. تفسیر کناری با Σ مستقیماً حاوی اطلاعات مفیدی است و می‌توان از آن برای بیان توزیع‌های کناری یک یا دو بعدی متغیره استفاده کرد، در حالی که در مورد Q این کار دشوار است و باید از توزیع توأم روی x_{-i} یا x_{-ij} انتگرال گرفت، زیرا با توجه به تعریف $Q^{-1} = \Sigma$ ، در حالت کلی Σ_{ii} به همه مولفه‌های Q مرتبط است.

۱.۳.۱ خواص مارکوفی GMRF

گراف \mathcal{G} با بررسی وجود یا عدم وجود استقلال شرطی $x_i \perp x_j | x_{-ij}$ تعریف شد، که با توجه به قضیه ۱.۳.۱ معادل با صفر یا غیر صفر بودن درایه‌های غیرقطری Q_{ij} است. از این رو گراف \mathcal{G} از مولفه‌های غیر صفر Q ساخته می‌شود. بنابراین از ویژگی‌های قابل توجه و مفید GMRF این است که اطلاعات زیادی در مورد استقلال شرطی از گراف \mathcal{G} قابل استنتاج است. ویژگی‌های مارکوفی موضعی^{۱۴}، مارکوفی فراموضعی^{۱۵} و مارکوفی دوبه‌دو^{۱۶} که برای تعریف گراف به کار می‌رود، برای GMRFها هم ارزند.

Local^{۱۴}

Global^{۱۵}

Pairwise^{۱۶}

قضیه ۳.۳.۱ فرض کنید x یک GMRF تحت گراف $G = (\mathcal{V}, \mathcal{E})$ باشد. آن گاه جملات زیر هم‌ارزند.

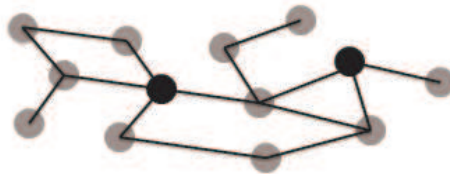
(الف) ویژگی مارکوفی دوبه‌دو: اگر $\mathcal{E} \ni \{i, j\}$ و $i \neq j$ آن گاه $x_i \perp x_j | \mathbf{x}_{-ij}$.

(ب) ویژگی مارکوفی موضعی: برای هر $i \in \mathcal{V}$ ، $x_i \perp \mathbf{x}_{-\{i, ne(i)\}} | \mathbf{x}_{ne(i)}$.

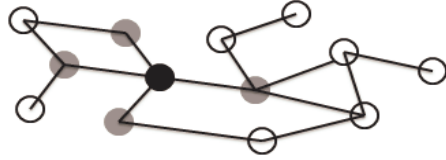
(ج) ویژگی مارکوفی فراموضعی: اگر A, B و C مجموعه‌های مجزا و C مجموعه‌ای ناتهی باشد که A و B را از هم جدا می‌کند، آن گاه

$$\mathbf{x}_A \perp \mathbf{x}_B | \mathbf{x}_C. \quad (۷.۳.۱)$$

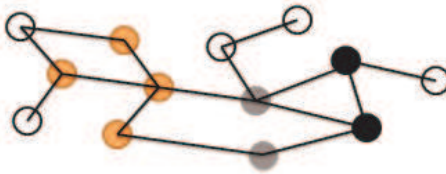
در شکل ۲.۳.۱ دو رأس مشکی به شرط معلوم بودن رأس‌های توسی از هم مستقل هستند. در شکل ۳.۳.۱ رأس مشکی از رأس‌های سفید به شرط معلوم بودن رأس‌های توسی مستقل است. در شکل ۴.۳.۱ رأس‌های مشکی و توسی به شرط معلوم بودن رأس‌های هاشور از هم مستقل هستند. شکل‌های ۲.۳.۱، ۳.۳.۱ و ۴.۳.۱ قضیه‌ها را شرح می‌دهد.



شکل ۲.۳.۱: ویژگی مارکوفی دوبه‌دو



شکل ۳.۳.۱: ویژگی مارکوفی موضعی



شکل ۴.۳.۱: ویژگی مارکوفی فراموضعی

۲.۳.۱ ویژگی‌های شرطی میدان تصادفی مارکوفی گاوسی

بای بررسی ویژگی‌های شرطی GMRF، پارامتریدن کانونی که روشی دیگر برای نمایش توزیع نرمال است مفید خواهد بود. توزیع شرطی x_A به شرط x_B ، که در آن A و $B = -A$ دو مجموعه ناتهی هستند را در نظر بگیرید. در این صورت میانگین و ماتریس دقت بردار $x = \begin{pmatrix} x_A \\ x_B \end{pmatrix}$ به صورت زیر افراز می‌شوند:

$$\mu = \begin{pmatrix} \mu_A \\ \mu_B \end{pmatrix}, \quad \text{و} \quad Q = \begin{pmatrix} Q_{AA} & Q_{AB} \\ Q_{BA} & Q_{BB} \end{pmatrix}. \quad (۸.۳.۱)$$

قضیه ۴.۳.۱ (رو و هلد، ۲۰۰۵): فرض کنید x یک GMRF تحت گراف $\mathcal{G} = (\mathcal{V}, \mathcal{E})$ با میانگین μ و ماتریس دقت $Q > 0$ باشد. برای دو مجموعه غیرتهی $A \subset \mathcal{V}$ و $B = \mathcal{V} \setminus A$ ، توزیع شرطی $x_A | x_B$

شرطی^{۱۷} (CAR) معرفی کرد. در ادامه خصوصیتی که باید روی شرطی‌های کامل تحمیل شود تا یک GMRF معتبر باشد، بیان می‌شود.

فرض کنید شرطی‌های کامل، توزیع نرمال با میانگین‌ها و دقت‌های شرطی به ترتیب به صورت

$$E(x_i | \mathbf{x}_{-i}) = \mu_i - \sum_{j: j \sim i} \beta_{ij} (x_j - \mu_j) \quad i = 1, \dots, n \quad (۱۰.۳.۱)$$

$$Prec(x_i | \mathbf{x}_{-i}) = \kappa_i > 0 \quad (۱۱.۳.۱)$$

برای بعضی $\{\beta_{ij}, i \neq j\}$ و بردارهای μ و κ باشند. با مقایسه عبارات (۴.۳.۱) و (۱۰.۳.۱)، اگر درایه‌های ماتریس Q به صورت

$$Q_{ii} = \kappa_i, \quad \text{و} \quad Q_{ij} = \kappa_i \beta_{ij}$$

انتخاب شوند و ماتریس Q متقارن باشد، یعنی $\kappa_i \beta_{ij} = \kappa_j \beta_{ji}$ ، آن‌گاه چگالی \mathbf{x} موجود و بنابر قضیه بعد منحصر به فرد است.

قضیه ۵.۳.۱ (رو و هلد، ۲۰۰۵): فرض کنید n توزیع شرطی کامل نرمال با میانگین‌ها و دقت‌های شرطی (۱۰.۳.۱) و (۱۱.۳.۱) داده شده باشند. آن‌گاه \mathbf{x} یک GMRF تحت گراف نشاندار

$\mathcal{G} = (\mathcal{V}, \mathcal{E})$ با میانگین μ و ماتریس دقت $Q = (Q_{ij})$ با درایه‌های

$$Q_{ij} = \begin{cases} \kappa_i \beta_{ij} & i \neq j \\ \kappa_i & i = j \end{cases}$$

است، به طوری که $\kappa_i \beta_{ij} = \kappa_j \beta_{ji}, i \neq j$ و $Q > 0$.

Conditional Autoregression^{۱۷}

۴.۳.۱ میدان تصادفی مارکوفی گاوسی چندمتغیره

فرض کنید x یک GMRF نسبت به گراف \mathcal{G} است. ویژگی مارکوفی بر

$$\pi(x_i | \mathbf{x}_{-i}) = \pi(x_i | \{x_j : j \sim i\})$$

دلالت دارد، که در آن x_i مقدار متناظر با رأس i است. اغلب رأس‌ها دارای تعبیر فیزیکی مانند رأس‌های یک شبکه یا عنصرهای تصویری^{۱۸} یک منطقه بر نقشه یک کشور هستند که ممکن است برای تعریف همسایگی رأس i استفاده شوند. برای تعمیم این مسئله، از به هم پیوستن بردارهای p -بعدی \mathbf{x}_i ، $(i = 1, \dots, n)$ برای هر یک از n رأس یک GMRF چندمتغیره با اندازه np به صورت $\mathbf{x} = (\mathbf{x}_1^T, \dots, \mathbf{x}_n^T)^T$ حاصل می‌شود. ویژگی مارکوفی در هر رأس محفوظ است، یعنی $\pi(\mathbf{x}_i | \mathbf{x}_{-i}) = \pi(\mathbf{x}_i | \{x_j : j \sim i\})$ که در آن \sim نسبت به گراف یکسان \mathcal{G} است. فرض کنید $\mu = (\mu_1^T, \dots, \mu_n^T)^T$ میانگین و $\tilde{Q} = (\tilde{Q}_{ij})$ ماتریس دقت \mathbf{x} باشد. هر مولفه \tilde{Q}_{ij} یک ماتریس $p \times p$ است. با توجه به قضیه ۱.۳.۱ رابطه

$$\mathbf{x}_i \perp \mathbf{x}_j \mid \mathbf{x}_{-ij} \iff \tilde{Q}_{ij} = \mathbf{0}$$

به دست می‌آید. یک P -GMRF متغیره را می‌توان با بسط تعریف ۱.۳.۱ برای GMRF تعریف نمود.

تعریف ۳.۳.۱ (GMRF چندمتغیره): بردار تصادفی $\mathbf{x} = (\mathbf{x}_1^T, \dots, \mathbf{x}_n^T)^T$ که در آن $\dim(\mathbf{x}_i) = p$ است، یک p -GMRF متغیره نسبت به گراف $\mathcal{G} = (\mathcal{V} = \{1, \dots, n\}, \mathcal{E})$ با میانگین μ و ماتریس دقت $\tilde{Q} > \mathbf{0}$ نامیده می‌شود، اگر و تنها اگر چگالی آن به صورت

$$\pi(\mathbf{x}) = \left(\frac{1}{\pi}\right)^{-\frac{np}{p}} |\tilde{Q}|^{-\frac{1}{p}} \exp\left(-\frac{1}{p}(\mathbf{x} - \mu)^T \tilde{Q}(\mathbf{x} - \mu)\right)$$

$$= \left(\frac{1}{\sqrt{\pi}}\right)^{-\frac{np}{2}} |\tilde{Q}|^{\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{ij} (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu}_i)^T \tilde{Q}_{ij} (\mathbf{x}_j - \boldsymbol{\mu}_j)\right)$$

باشد و برای هر $i \neq j$

$$\tilde{Q}_{ij} \neq \mathbf{0} \iff \{i, j\} \in E.$$

همه نتایج به دست آمده برای GMRF قابل تعمیم برای p -متغیره است.

۴.۱ الگوریتم‌های محاسباتی و شبیه‌سازی GMRF

در این بخش الگوریتم‌هایی برای محاسبه لگاریتم چگالی، محاسبه چگالی‌های شرطی، شبیه‌سازی از GMRF و شبیه‌سازی شرطی روی زیرمجموعه‌ای از GMRF، قیدهای سخت یا قیدهای نرم و ارزیابی لگاریتم چگالی‌های شرطی متناظر ارائه می‌شود. همه موارد با عملکردهای ساده ماتریسی روی ماتریس دقت Q ، که تُنک است فرمول‌بندی خواهند شد. به دلیل تُنک بودن ماتریس دقت، ذخیره‌سازی آسان‌تر و محاسبات سریع‌تر صورت خواهد گرفت. به عنوان مثال، در تجزیه چولسکی $Q = L^T L$ ، ماتریس L پایین مثلثی است که می‌تواند تُنک باشد و شامل درایه‌های غیر صفر ماتریس Q باشد.

در حالت کلی، مقدار flop برای محاسبه تجزیه چولسکی از مرتبه $O(n^3)$ است، که در ماتریس‌های تُنک به $O(n)$ کاهش می‌یابد، این تعداد در الگوهای فضایی از مرتبه $O(n^{3/2})$ و GMRF‌های فضایی زمانی $O(n^2)$ است. به طور مشابه اگر L ، ماتریس تُنک باشد، حل معادله $Lx = b$ سریع‌تر انجام می‌شود. قبل از بررسی روش‌های عددی برای ماتریس‌های تُنک ابتدا به نحوه شبیه‌سازی و ارزیابی لگاریتم چگالی برای حالت کلی ماتریس Q ارائه می‌شود. فرض کنید $A_{n \times n}$ یک ماتریس متقارن همیشه مثبت باشد، بنابراین تنها یک مثلث چولسکی L وجود دارد که برای هر i ، $L_{ii} > 0$ است. تعداد flop برای محاسبه L برابر $n^3/3$ است. این تجزیه مبنایی

برای حل دستگاه‌های خطی مانند $Ax = b$ و $AX = B$ یا به طور معادل محاسبه $x = A^{-1}b$ و $X = A^{-1}B$ است.

الگوریتم ۱.۴.۱ (حل معادله $Ax = b$):

(۱) تجزیه چولسکی $A = L^T L$ محاسبه شود.

(۲) معادله $Lv = b$ بر حسب v حل شود.

(۳) معادله $L^T x = v$ بر حسب x حل شود.

از آن جا که

$$x = (L^{-1})^T v = (L^{-1})^T (L^{-1} b) = (LL^T)^{-1} b = A^{-1} b$$

پس x پاسخ معادله $Ax = b$ است. در گام دوم الگوریتم ۱.۴.۱ برای محاسبه v از یک حلقه پیشرو به صورت

$$v_i = \frac{1}{L_{ii}} (b_i - \sum_{j=1}^{i-1} L_{ij} v_j), \quad i = 1, \dots, n$$

استفاده می‌شود، که جانشین‌سازی پیشرو^{۱۹} نامیده می‌شود. به طور مشابه گام سوم نیز جانشین‌سازی پسرو^{۲۰} نامیده می‌شود که در آن x از یک حلقه پسرو به صورت

$$x_i = \frac{1}{L_{ii}} (v_i - \sum_{j=i+1}^n L_{ji} x_j), \quad i = n, \dots, 1 \quad (12.4.1)$$

محاسبه می‌شود. تعداد کل flops الگوریتم ۱.۴.۱ برابر n^2 است.

^{۱۹} Forward Substitution

^{۲۰} Backward Substitution