

پیشگفتار

هدف ما در این پایان نامه ارائه‌ی شیوه‌های گوناگون شبیه‌سازی فرایندهای نقطه‌ای فضایی بر اساس روشهای مونت کارلوی زنجیر مارکوفی (MCMC) است .

برای این منظور در فصل یک ، فرایندهای نقطه‌ای فضایی را تعریف کرده و مفاهیم وقضایای مربوط به آن را مورد بررسی قرار می دهیم .

در فصل دوم یکی از مهم ترین فرایندهای نقطه‌ای که فرایند نقطه‌ای مارکوف است را بیان می کنیم .زیرا در عمل اغلب با فرایندهای نقطه‌ای مارکوف سروکار داریم .

برای شبیه‌سازی فرایندهای نقطه‌ای باید زنجیر مارکوفی تولید کنیم که توزیع آن در بی نهایت به سمت توزیع هدف میل کند.برای این منظور در فصل سوم ابتدا زنجیرهای مارکوف ،ویژگی ها ومباحث حدی مربوط به آنها مورد مطالعه قرار می‌گیرند و سپس الگوریتم های MCMC (متروپولیس- هستینگس،نمونه گیری گیبس ،....) را که برای تولید زنجیر مارکوف به کار می روند ،بیان می کنیم. همچنین مسئله‌ی همگرایی آنها را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

در فصل چهارم روش MCMC را برای مدل‌هایی که به دست آوردن برآورد ماکسیمم درستنمایی آنها به روش کلاسیک امکان‌پذیر نیست، به کار می‌بریم و برآورد ماکسیمم درستنمایی را به روش MCMC به دست می‌آوریم. در نهایت یک مثال کاربردی می‌آوریم.

مقدمه

بیش از ۳۰ سال است که فرایندهای نقطه‌ای فضایی^۱، حوزه اصلی تحقیقات در آمار فضایی به حساب می‌آیند و در بسیاری از زمینه‌های علمی نظیر نجوم، زیست‌شناسی، جنگل‌شناسی، جغرافیا، همه‌گیر شناسی^۲، علوم زمین و زمین‌شناسی کاربرد دارند. این فصل به مفهوم فرایند نقطه‌ای مباحث مربوط به آن و همچنین فرایند نقطه‌ای پواسون می‌پردازد.

جزئیات بیشتر را می‌توان در [۲] و [۱۴] یافت.

تاریخچه

متروپولیس^۳ و همکاران در سال ۱۹۵۳ برای اولین بار یک الگوریتم مونت کارلوی زنجیر مارکوفی (MCMC)^۴ برای شبیه سازی یک فرایند نقطه ای گیبسی با تعدادی متناهی نقطه معرفی کردند. هستینگس^۵ در سال ۱۹۷۰ یک رده عمومی از الگوریتم MCMC معرفی نمود که تقریباً کلیه الگوریتم های ارائه شده تا آن موقع را شامل می شد. بیشتر کارهای اولیه در حوزه فیزیک آماری مورد استفاده قرار می گرفت. در آمار، بسیاری از اولین و مهمترین کاربردهای MCMC در آمار فضایی توسط بیساگ^۶ در سال ۱۹۷۴ ارائه گردید.

1- Spatial point processes
2- epidemiology
3- Metropolis
4- Markov Chain Monte Carlo
5- Hastings
6- Besag

کروتز^۱ در سال ۱۹۷۹ نمونه گیر گیبس^۲ را که یک الگوریتم MCMC است معرفی کرد و آن را در فیزیک آماری مورد استفاده قرار داد. گمان و گمان^۳ (۱۹۸۴) این روش را در آمار به کار گرفتند و گلفاند و اسمیت^۴ (۱۹۹۰) آن را گسترش دادند.

تکنیکهای زاد-مرگ توسط ریپلی^۵ (۱۹۷۷) برای شبیه سازی فرایندهای نقطه‌ای متناهی با تعداد متناهی یا تعداد تصادفی از نقاط ارائه گردید.

الگوریتم های به روز کننده نقطه چندگانه توسط بیساگ و گرین^۶ (۱۹۹۳)؛ مولر^۷ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۳)؛ هرن و یینسن^۸ (۱۹۹۳)؛ هاگستروم، لیشاوت^۹ و مولر (۱۹۹۶)؛ طرحهای تعدیل کننده شبیه سازی توسط ماریناری و پارسی^{۱۰} (۱۹۹۲)؛ گهیر و تامپسون^{۱۱} (۱۹۹۵) و زنجیرهای مارکوف جفت شده - متروپولیس توسط گهیر (۱۹۹۱) به دلیل کارآرایی بیشتر برای شبیه سازی فرایندهای نقطه‌ای مارکوفی معرفی شده و توسعه یافتند.

گلمان و منگ^{۱۲} (۱۹۹۸) یک الگوریتم MCMC برای برآورد نسبت ثابت‌های نرمال کننده توابع چگالی پیشنهاد کردند. مولر و همکاران در سال ۲۰۰۴ روش کاراتری برای این منظور معرفی نمودند.

-
- 1- Creutz
 - 2- Gibbs sampler
 - 3- Geman & Geman
 - 4- Gelfand & Smith
 - 5- Ripley
 - 6- Green
 - 7- Moller
 - 8- Hurn & Jennison
 - 9- Haggstrom, Lieshout
 - 10- Marinari & Parisi
 - 11- Geyer & Thompson
 - 12- Gelman & Meng

مولر و راسموسن (۲۰۰۶)^۱ الگوریتمی برای شبیه سازی فرایندهای هاوس ارائه کردند که از الگوریتم کامل که توسط آنها معرفی شده (مولر و راسموسن، ۲۰۰۵) بسیار سریعتر است .

در ایران تاکنون کاری در این زمینه انجام نشده است .

۱-۱ الگوهای نقطه‌ای

یک الگوی نقطه‌ای فضایی^۲ (به اختصار، یک الگوی نقطه‌ای)، مجموعه‌ای از نقاط است که به طور نامنظم در یک ناحیه‌ی معینی از فضا توزیع و به طور تصادفی تولید شده‌اند. این نقاط که نشان دهنده‌ی مکان و موقعیت اشیاء در یک ناحیه‌ی یک، دو یا سه بعدی هستند، پیشامد نامیده می‌شوند. موقعیت گونه‌ای از درختان در یک جنگل، مکانهای وقوع زلزله، موقعیت مراکز سلولها در یک قطعه‌ی میکروسکوپی از یک بافت و مکان آشیانه‌های نوعی از پرندگان مثالهایی از الگوهای نقطه‌ای هستند.

فرایندهای نقطه‌ای مولد الگوهای نقطه‌ای و یک مدل احتمالاتی برای آنها هستند. فضایی که الگوهای نقطه‌ای در آن رخ می‌دهند را با S نشان داده و به آن فضای وضعیت گوئیم. در حالت کلی S یک فضای متریک تفکیک پذیر^۳ در نظر گرفته می‌شود و فرایندهای نقطه‌ای زمانی و فضایی را دربرمی‌گیرد ولی ما تنها فرایندهای نقطه‌ای فضایی را مورد بررسی قرار می‌دهیم و فضای وضعیت را \mathbb{R}^d ، $d \geq 2$ ، یا یک زیر مجموعه‌ی بورد آن در نظر می‌گیریم.

1- Rossmosen
2 - Spatial point pattern
3 - Seperable

در این حالت $S \subseteq \mathbb{R}^d$ یک مجموعه‌ی بورل با متریک اقلیدسی $d(\xi, \eta) = \|\xi - \eta\|$ است که در آن $\xi, \eta \in S$.

در عمل چون همه‌ی S قابل بررسی نیست، اغلب بخشی از آن در قالب یک پنجره‌ی مشاهده شده کراندار W مورد بررسی قرار می‌گیرد. W یک زیرمجموعه‌ی کراندار S است که در بیشتر کاربردها بخشی از صفحه (فضای دوبعدی) در نظر گرفته می‌شود. در اکثر مواردی که $n=2$ ، پیشامدها در یک مستطیل یا دایره مشاهده می‌شوند.

تذکر ۱-۱ - هر زیرمجموعه‌ی S ، یک الگوی نقطه‌ای محسوب نمی‌شود و تنها زیر مجموعه‌های متناهی موضعی^۱، یک الگوی نقطه‌ای در S است. به همین دلیل ما توجه خود را به آن دسته از فرایندهای نقطه‌ای معطوف می‌کنیم که تحقق‌های^۲ (الگوهای نقطه‌ای) آنها زیر مجموعه‌های متناهی موضعی در S باشند ([۹]).

۲-۱ فرایندهای نقطه‌ای فضایی

تعریف ۲-۱ - ۱: مجموعه‌ی X متناهی موضعی نامیده می‌شود هرگاه برای هر $B \in \mathcal{B}_0$ داشته باشیم:

$$n(x_B) = n(x \cap B) < \infty$$

که در آن \mathcal{B} یک σ -میدان بورل روی S است و مجموعه‌ی همه‌ی زیرمجموعه‌های بورل کراندار واقع در \mathcal{B} را با \mathcal{B}_0 نشان می‌دهیم که به صورت زیر است:

$$\mathcal{B}_0 = \{B \in \mathcal{B} : B \text{ کراندار}\}.$$

1- Locally Finite
2 - Realization

به عبارت دیگر مجموعه‌ی X متناهی موضعی است هرگاه تعداد نقاط آن در هر مجموعه‌ی بورل کراندار، متناهی باشد.

در تعریف بالا $n(x)$ نشان دهنده‌ی تعداد اعضای مجموعه‌ی X است که اگر X متناهی نباشد آنگاه $n(x) = \infty$.

فرض کنیم $N_{\mathcal{f}}$ فضای تحقق‌های X باشد یعنی:

$$N_{\mathcal{f}} = \{x \subseteq S : n(x_B) < \infty, \forall B \in \mathcal{B}_0\}.$$

σ - میدان $\mathcal{N}_{\mathcal{f}}$ را روی $N_{\mathcal{f}}$ به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$\mathcal{N}_{\mathcal{f}} = \sigma(\{\{x \in N_{\mathcal{f}} : n(x_B) = m\} : m \in I_0, B \in \mathcal{B}_0\})$$

برای هر $B \in \mathcal{B}_0$ نگاشت $f_B : x \rightarrow n(x_B)$ از $N_{\mathcal{f}}$ به \mathbb{N}_0 اندازه پذیر است یعنی برای هر $M \subseteq I$ که در آن مجموعه‌ی اعداد صحیح نامنفی است، داریم $f_B^{-1}(M) \in \mathcal{N}_{\mathcal{f}}$. در واقع $\mathcal{N}_{\mathcal{f}}$ کوچکترین σ - میدانی است که این نگاشت‌ها را اندازه‌پذیر می‌کند ([۹]).

اعضای $N_{\mathcal{f}}$ ، الگوی نقطه‌ای یا پیکربندی^۱ نقطه‌ای متناهی موضعی در S است و با x, y, \dots نمایش می‌دهیم. درحالی که برای نشان دادن اعضای S از ξ و η, \dots استفاده می‌کنیم.

برای هر $x \in N_{\mathcal{f}}$ و $\xi, \eta \in S$ ، $\{\xi\} \cup x$ را به صورت $\xi \cup x$ نمایش داده و از نماد $x \setminus \eta$ برای نشان دادن $x \setminus \{\eta\}$ استفاده می‌کنیم ([۹]).

الگوی نقطه‌ای ϕ را با $x = \phi$ نشان می‌دهیم.

اگر الگوی نقطه‌ای x را تنها بر $B \in \mathcal{B}$ در نظر بگیریم، آن را با $x_B = x \cap B$ نشان داده

1 -configuration

و به آن تحدید الگوی نقطه‌ای x^1 به B گوئیم.

تعریف ۲-۱-۲: گیریم (Ω, F, P) فضای احتمال پایه باشد. تابع

$X : (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (N_{\nu_f} \text{ و } \mathcal{N}_{\nu_f})$ را یک فرایند تصادفی نقطه‌ای (به اختصار، یک فرایند

نقطه‌ای) روی S و اندازه احتمال $P_x = P \circ X^{-1}$ روی $(N_{\nu_f} \text{ و } \mathcal{N}_{\nu_f})$ را توزیع آن می‌نامیم

[۹].

تعریف ۲-۱-۳: فرایند نقطه‌ای X ساده است اگر در هر تحقق آن، نقاط بیش از یک بار

مشاهده نشده باشد. به عبارت دیگر برای هر $\xi \in S$ و هر $x \in N_{\nu_f}$ داشته باشیم

$$n(x \cap \xi) \in \{0, 1\} \quad ([۳])$$

تعریف ۲-۱-۴: گوئیم یک فرایند نقطه‌ای متناهی است هرگاه $n(X_s) < \infty$ ([۳]).

لم ۲-۱-۱ σ -میدان \mathcal{N}_{ν_f} کوچکترین σ -میدان شامل گردایی

$$\sigma(\mathcal{A}) = \mathcal{N}_{\nu_f} \text{ یعنی } \mathcal{A} = \{ \{x \in N_{\nu_f} : n(x_B) = 0\} \mid B \in \mathcal{B}_0 \}$$

برهان: به [۹] مراجعه شود.

لم ۲-۱-۲ گیریم \mathcal{A} یک π -سیستم باشد و $\mathcal{N}_{\nu_f} = \sigma(\mathcal{A})$. اگر دو اندازه‌ی احتمال P و

Q روی \mathcal{A} با هم برابر باشد آنگاه روی \mathcal{N}_{ν_f} نیز برابرند.

برهان: به [۳] مراجعه شود.

تعریف ۲-۱-۵: برای فرایند نقطه‌ای X روی S ، تابع شمارای $N(B)$ ، تعداد تصادفی

نقاط واقع در B ، $B \subseteq S$ ، است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

1- restriction of a point configuration

$$N(B) = n(X_B) = n(X \cap B) .$$

با استفاده از قضیه‌ی زیر به سادگی می‌توان مشخص کرد که آیا تابع، فرایند نقطه‌ای است؟

قضیه ۲-۱ - ۱ یک تابع $X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (N_{\mathcal{F}}, \mathcal{N}_{\mathcal{F}})$ اندازه‌پذیر است اگر فقط اگر برای هر $B \in \mathcal{B}$ ، تابع $N(B)$ یک متغیر تصادفی باشد. یعنی برای هر $n \in \mathbb{N}$ داشته باشیم $N(B)^{-1}(n) \in \mathcal{F}$.

برهان: به [۳] مراجعه شود.

ویژگی‌های مانایی و همسانگردی فرایندهای نقطه‌ای در تحلیل آماری الگوهای نقطه‌ای نقش بسزایی دارد.

تعریف ۲-۱ - ۶: گوئیم فرایند نقطه‌ای X روی \mathbb{R}^n مانا^۱ است هرگاه توزیع آن تحت انتقال ناوردا باشد یعنی برای هر $s \in \mathbb{R}^d$ ، $X + s = X$ که در آن $X + s = \{\xi + s : \xi \in X\}$.

تعریف ۲-۱ - ۷: فرایند نقطه‌ای X همسانگرد^۲ است اگر توزیع آن تحت هر دوران حول مبدا O ناوردا باشد یعنی $OX = X$ که در آن $OX = \{o\xi : \xi \in X\}$.

۳-۱ مشخص سازی فرایندهای نقطه‌ای

همانطور که برای تشخیص توزیع یک متغیر تصادفی از توابعی چون تابع توزیع، تابع مولد گشتاور استفاده می‌کنیم، توزیع یک فرایند نقطه‌ای یعنی $[P(X \in F), F \in \mathcal{N}_{\mathcal{F}}]$ نیز

1 - Stationary
2 - Istropic

به طور یکتا به وسیله‌ی تابع احتمال پوچی^۱ و تابع مولد احتمال^۲ مشخص می‌شود.

۱-۳-۱ مشخص‌سازی فرایند نقطه‌ای به وسیله تابع احتمال پوچی

مجموعه‌هایی به صورت $F_B = \{x \in N_{\nu_f} : n(x_B) = 0\}$ که در آن $B \in \mathcal{B}_0$ ، پیشامدهای پوچ نامیده می‌شوند.

تعریف ۱-۳-۱: تابع احتمال پوچی یک فرایند نقطه‌ای X به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$v_X(B) = P(N(B) = 0).$$

ساده‌ترین روش برای تشخیص توزیع فرایند نقطه‌ای X استفاده از تابع احتمال پوچی آن است که در قضیه زیر به آن می‌پردازیم.

قضیه ۱-۳-۱ (شوکه^۳) توزیع فرایند نقطه‌ای X به وسیله‌ی تابع احتمال پوچی آن، به طور یکتا مشخص می‌شود ([۹]).

برهان: فرض کنید X_1 و X_2 دو فرایند نقطه‌ای باشند که تابع احتمال پوچی آنها با هم برابر باشد. باید ثابت کنیم توزیع دو فرایند نقطه‌ای نیز با هم برابر است. چون تابع احتمال پوچی دو فرایند نقطه‌ای با هم برابر است پس داریم

$$v_{X_1}(B) = v_{X_2}(B).$$

برای هر $F \in \mathcal{A}$ از تعریف \mathcal{A} در لم ۱-۲-۱ داریم $P_{X_1}(F) = P_{X_2}(F)$ بنابراین لم ۱-۲-۱،

\mathcal{A} یک π -سیستم تولید کننده‌ی \mathcal{N}_{ν_f} است یعنی \mathcal{N}_{ν_f} کوچکترین σ -میدان شامل

\mathcal{A} است لذا برای هر $F \in \mathcal{N}_{\nu_f}$ داریم:

1 - Void probability function
2 -Probability generating functional
3 -Choquet

$$P_{X_1}(F) = P_{X_2}(F) . \blacksquare$$

به همین ترتیب توزیع چند متغیره (X_1, \dots, X_k) و $K \in \mathbb{N}$ و $B_1, \dots, B_K \in \mathcal{B}_0$ و توابع شمارشی N_1, \dots, N_K به طور یکتا به وسیله‌ی احتمال‌های پوچی زیر مشخص می‌شود.

$$v(B_1, \dots, B_K) = P(N_1(B_1) = o, \dots, N_K(B_K) = o) .$$

قضیه ۱-۳-۲ توزیع فرایند نقطه‌ای X با داشتن توزیع $(N(B_1), \dots, N(B_K))$ برای هر $K \in \mathbb{N}$ و هر $B_1, \dots, B_K \in \mathcal{B}_0$ به طور یکتا مشخص می‌شود.

برهان: به [۹] مراجعه شود.

۱-۳-۲ مشخص‌سازی به وسیله‌ی تابع مولد احتمال

برای فرایند نقطه‌ای X روی S ، تابع مولد احتمال به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$G_X(u) = E \left[\prod_{\xi \in X} u(\xi) \right]$$

که در آن u به مجموعه‌ی توابع $u: S \rightarrow [0, 1]$ که $\{\xi \in S : u(\xi) < 1\}$ کراندار است، تعلق دارد.

اگر برای $B \in \mathcal{B}_0$ قرار دهیم: $0 \leq t \leq 1$ ، $u(\xi) = t^{I_{\xi \in B}}$ ، آنگاه تابع مولد احتمال را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$G_X(u) = E \left[t^{N(B)} \right] .$$

به عبارتی $G_X(u)$ تابع مولد احتمال متغیر تصادفی $N(B)$ است.

قضیه‌ی زیر نشان می‌دهد که تابع مولد احتمال ابزار دیگری برای مشخص کردن توزیع

فرایند نقطه‌ای است.

قضیه ۳-۱ - ۳ توزیع فرایند نقطه‌ای X توسط تابع مولد آن به طور یکتا تعیین می‌شود [۲].

برهان: برای $m \in \mathbb{N}$ ، $1 \leq i \leq m$ ، $B_i \in \mathcal{B}_0$ و $0 \leq t_i \leq 1$ قرار می‌دهیم.

$$u(\xi) = \prod_{i=1}^m t_i^{I[\xi \in B_i]}$$

در این صورت $G_{N(B_1), \dots, N(B_m)}(t_1, \dots, t_m) = E \left[\prod_{i=1}^m t_i^{N(B_i)} \right] = E \left[\prod_{\xi \in X} u(\xi) \right] = G_X(u)$

که $G_{N(B_1), \dots, N(B_m)}$ تابع مولد احتمال متغیرهای تصادفی $N(B_1), \dots, N(B_m)$ است در نتیجه

توزیع $N(B_1), \dots, N(B_m)$ به طور یکتا به وسیله $G_{N(B_1), \dots, N(B_m)}$ مشخص

می‌شود و طبق قضیه ۳-۱ - ۲ با داشتن توزیع $N(B_1), \dots, N(B_m)$ ، توزیع X به

طور یکتا تعیین می‌شود. ■

۴-۱ برهم نهی^۱ و تنک سازی^۲ فرایندهای نقطه‌ای

حال دو عمل مهم برهم نهی و تنک‌سازی را برای فرایندهای نقطه‌ای تعریف می‌کنیم.

۴-۱-۱ برهم‌نهی فرایندهای نقطه‌ای

تعریف ۴-۱ - ۱: گیریم X_1, \dots, X_K فرایندهای نقطه‌ای روی S باشند در این صورت

فرایند نقطه‌ای $X = \bigcup_{i=1}^K X_i$ را برهم نهی فرایندهای نقطه‌ای X_1, \dots, X_K می‌نامیم.

در این پایان نامه برهم نهی فرایندهای نقطه‌ای دو به دو مجزا را بررسی می‌کنیم یعنی

1 - Superposition

2 - Thining

برای هر $i \neq j$ داشته باشیم، $X_i \cap X_j = \emptyset$.

۲-۴-۱ تنکسازی فرایند نقطه‌ای

تنکسازی روشی برای حذف تصادفی نقاط از فرایند نقطه‌ای X است و فرایند نقطه‌ای تنک شده‌ی X_{thin} را می‌سازد.

تعریف ۲-۴-۱: گیریم تابع p به صورت $p: S \rightarrow [0, 1]$ و X یک فرایند نقطه‌ای روی S است. اگر $X_{\text{thin}} \subseteq X$ با احتمال $p(\xi)$ شامل $\xi \in X$ باشد به طوری که شمول مستقل از یکدیگر و از X مستقل باشد آنگاه X_{thin} را یک تنکسازی مستقل X با احتمال‌های نگهداری $p(\xi)$ ، $\xi \in S$ ، می‌نامند.

به طور دقیق‌تر قرار دهید $X_{\text{thin}} = \{\xi \in X : R(\xi) \leq p(\xi)\}$ به طوری که برای هر $\xi \in S$ ، $R(\xi) \sim \text{unif}[0, 1]$ و $R(\xi)$ ها دو به دو از هم مستقل و مستقل از X باشند. در این صورت X_{thin} را یک تنکسازی مستقل X می‌نامند.

حال ابتدا فرایند نقطه‌ای دو جمله‌ای و سپس فرایند نقطه‌ای پواسون، و مشخصه‌های آن را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

۱-۵ فرایند نقطه‌ای دو جمله‌ای

تعریف ۱-۵-۱: یک اندازه‌ی μ روی $B \in \mathcal{B}$ نااتمی یا منتشر^۱ نامیده می‌شود هرگاه برای هر $\xi \in \mathcal{B}$ داشته باشیم $\mu(\{\xi\}) = 0$ ، در غیر این صورت اندازه را اتمی می‌نامند.

تعریف ۱-۵-۲: فرض کنیم $B \in \mathcal{B}$ ، $n \in \mathbb{N}$ و f یک اندازه‌ی احتمال منتشر روی B

1- diffuse

باشد. فرایند نقطه‌ای X ، شامل n نقطه‌ی i.i.d با تابع چگالی f را یک فرایند نقطه‌ای دو جمله‌ای n - نقطه‌ای روی B با چگالی f می‌گوییم و می‌نویسیم $X \sim \text{binomial}(B, n, f)$.

تذکر ۱-۵-۱ توجه داشته باشید که در تعریف قبل اندازه‌ی لبگ B مثبت است:

$$\int_B f(\xi) d\xi = 1, \quad (|B| > 0)$$

ساده‌ترین حالت وقتی است که $|B| < \infty$ و n - نقطه‌ی i.i.d دارای توزیع یکنواخت

$$f(\xi) = \frac{1}{|B|} \text{ یعنی}$$

یکی از مهمترین فرایندهای نقطه‌ای که نقش اساسی در ساختن فرایندهای مفید دیگر دارد، فرایند نقطه‌ای پواسون است.

۶-۱ فرایند نقطه‌ای پواسون

فرایندهای نقطه‌ای پواسون روی فضای $S \subseteq \mathbb{R}^d$ تعریف شده و به وسیله‌ی تابع شدت

$\rho: S \rightarrow [0, \infty)$ که انتگرال پذیر موضعی است، یعنی برای هر مجموعه‌ی کراندار

$$B \subseteq S, \quad \int_B \rho(\xi) d\xi \text{ متناهی است، مشخص می‌شوند.}$$

تعریف ۶-۱-۱: یک اندازه‌ی μ متناهی موضعی است اگر برای هر $B \in \mathcal{B}_0$ داشته

$$\mu(B) < \infty \text{ باشیم.}$$

تعریف ۶-۱-۲: اندازه‌ی شدت فرایند پواسون را با $\mu(B)$ نشان می‌دهند که به صورت

زیر تعریف می‌شود.

$$\mu(B) = \int_B \rho(\xi) d\xi, \quad B \subseteq S$$

که در آن B کراندار و اندازه‌ی $\mu(B)$ متناهی موضعی است.

تعریف ۱-۶-۳: گیریم μ یک اندازه‌ی متناهی موضعی و منتشر روی فضای S باشد. فرایند نقطه‌ای X روی S را یک فرایند پواسون با تابع شدت ρ گوییم هرگاه در دو شرط زیر صدق کند.

الف - برای هر $B \in \mathcal{B}$ ، متغیر تصادفی $N(B)$ دارای توزیع پواسون با میانگین $\mu(B)$ است. (هرگاه $\mu(B) = 0$ در این صورت $N(B) = 0$ ، یعنی متغیر تصادفی $N(B)$ در صفر تباهیده شده است).

ب - برای هر $n \in \mathbb{N}$ و هر $B \subseteq S$ که $0 < \mu(B) < \infty$ ، به شرط $\{N(B) = n\}$ ، X_B یک فرایند نقطه‌ای دو جمله‌ای n - نقطه‌ای روی B با چگالی $f(\xi) = \rho(\xi) / \mu(B)$ است که به صورت زیر می‌نویسیم:

$$X_B | N(B) = n \sim \text{Binomial}(B, n, \rho(\xi) / \mu(B)).$$

در این صورت می‌گوییم $X \sim \text{Poisson}(S, \rho)$ ([۹]).

برای هر مجموعه‌ی کراندار $B \subseteq S$ ، μ تعداد نقاط مورد انتظار در B است، یعنی

$$E[N(B)] = \mu(B).$$

تعریف ۱-۶-۴: فرایند نقطه‌ای پواسون X را همگن با شدت (نرخ) ρ می‌نامیم. هرگاه ρ ثابت باشد. در غیر این صورت فرایند نقطه‌ای پواسون را ناهمگن می‌گوییم.

تعریف ۱-۶-۵: هرگاه $X \sim \text{Poisson}(S, 1)$ ، در این صورت X را فرایند نقطه‌ای پواسون استاندارد یا فرایند پواسون با شدت واحد می‌نامند.

تذکر ۱-۶-۱ یک فرایند نقطه‌ای پواسون همگن، مانا و همسانگرد نیز می‌باشد.

در بعضی کتابها و مقاله‌ها به جای شرط ب - در تعریف ۱ - ۶ - ۳، شرط زیر را جایگزین می‌کنند.

هرگاه برای $n \geq 2$ ، B_1, \dots, B_n مجموعه‌های مجزا باشند، متغیرهای تصادفی $N(B_1), \dots, N(B_n)$ از یکدیگر مستقل هستند.

قضیه‌ی زیر بیانگر یکی از ویژگی‌های فرایند پواسون است. فرایند پواسون تنها فرایندی است که دارای ویژگی تصادفی بودن کامل فضایی^۱ است.

قضیه ۱-۶ - ۱ فرض کنیم X یک فرایند نقطه‌ای پواسون روی S باشد و B_1 و B_2 و... مجموعه‌های مجزا در S باشند. در این صورت X_{B_1}, X_{B_2}, \dots از یکدیگر مستقل هستند. برهان: به [۹] مراجعه شود.

۱-۶-۱ مشخص‌سازی فرایند نقطه‌ای پواسون

ساده‌ترین ابزار مشخص‌سازی فرایند پواسون، تابع پوچی آن است چون تابع احتمال پوچی آن فرم بسته‌ای دارد.

یک فرایند نقطه‌ای پواسون با اندازه‌ی شدت μ ، دارای احتمال پوچی به فرم $P\{N(B) = 0\} = e^{-\mu(B)}$ است.

به طور مشابه، اگر X_1 و X_2 دو فرایند پواسون روی S با اندازه‌های شدت به ترتیب μ_1 و μ_2 و از یکدیگر مستقل باشند، توزیع $(X_1$ و $X_2)$ به طور یکتا به وسیله‌ی تابع احتمال پوچی زیر مشخص می‌شود.

$$P(x_1 \cap A = \phi, x_2 \cap B = \phi) = \exp(-\mu_1(A) - \mu_2(B))$$

1 -Completely spatial randomness

که در آن مجموعه‌های A و B کراندار و زیر مجموعه‌ی S هستند ([۹]).

بنابر شرط الف - در تعریف ۱-۶-۳، $N(B)$ دارای توزیع پواسون با میانگین $\mu(B)$ است. در نتیجه $P(N(B) = 0) = \exp(-\mu(B))$ و طبق قضیه ۱-۳-۱، تابع احتمال پوچی به طور یکتا توزیع فرایند را مشخص می‌کند.

بنابراین شرط الف - در تعریف ۱-۶-۳، به تنهایی فرایند پواسون را مشخص‌سازی می‌کند که در قضیه زیر به آن می‌پردازیم.

قضیه ۱-۶-۲ فرایند نقطه‌ای X روی S ، یک فرایند نقطه‌ای پواسون است اگر و تنها اگر یک اندازه‌ی μ وجود داشته باشد به طوری که برای هر $B \in \mathcal{B}_0$ ، متغیر تصادفی $N(B)$ دارای توزیع پواسون با پارامتر $\mu(B)$ باشد.

برهان: به [۲] مراجعه شود.

قضیه‌ی زیر وجود و یکتایی فرایند نقطه‌ای پواسون را بیان می‌کند.

قضیه ۱-۶-۳ یک فرایند نقطه‌ای یکتا وجود دارد که در دو شرط تعریف ۱-۶-۳ صدق می‌کند و بنابراین یک فرایند نقطه‌ای پواسون با احتمال پوچی $e^{-\mu(B)}$ است.

برهان: به [۳] مراجعه شود.

حال تابع مولد احتمال را برای فرایند پواسون به دست می‌آوریم که طبق قضیه‌ی ۱-۳-۳، توزیع فرایند را مشخص می‌کند.

قضیه ۱-۶-۴ اگر $X \sim \text{Poisson}(S, \rho)$ ، آن گاه برای هر $u: S \rightarrow [0, 1]$ داریم:

$$G_x(u) = \exp\left(-\int_S (1-u(\xi)) \rho(d\xi)\right).$$

برهان : حالت خاصی از $u(\xi)$ را در نظر می گیریم که به صورت زیر است:

$$u(\xi) = 1 - \sum_{i=1}^{\infty} (1 - a_i) 1[\xi \in C_i]$$

که $0 \leq a_i \leq 1$ و $C_i \subseteq S$ مجموعه های کراندار و دو به دو مجزا هستند. (حالت کلی به وسیله ی برهان استاندارد در نظریه ی انتگرال لبگ^۱ و قضیه ی همگرایی یکنوا^۲ ثابت می شود).

$u(\xi)$ رفتاری شبیه تابع زیر دارد:

$$u(\xi) = \prod_{i=1}^{\infty} a_i^{1[\xi \in C_i]}$$

هر دو تابع را می توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$u(\xi) = \begin{cases} a_i & \xi \in C_i \\ 1 & \xi \notin C_i \end{cases}$$

از آنجا که هر دو تابع دامنه و برد یکسان دارند و مقادیر هر دو تابع به ازای یک ξ مشخص مساوی است بنابراین می توان تابع معرفی شده را به کار برد.

$$G_x(u) = E[\prod_{\xi \in x} u(\xi)] = E[\prod_{\xi \in x} \prod_{i=1}^{\infty} a_i^{1[\xi \in C_i]}]$$

$$= E[\prod_{i=1}^{\infty} a_i^{N(C_i)}]$$

$$= \prod_{i=1}^{\infty} E[a_i^{N(C_i)}]$$

قضیه همگرایی یکنوا

$$= \prod_{i=1}^{\infty} \exp[-(1 - a_i)\mu(C_i)]$$

$N(C_i), N(C_j) \sim \text{Poisson}(\mu(C_i))$ مستقل

$$= \exp[-\sum_{i=1}^{\infty} (1 - a_i)\mu(C_i)]$$

$$= \exp[-\int (1 - u(\xi))\rho(\xi)d\xi] \blacksquare$$

1- Lebesgue integral

2- Monotone convergence theorem

قضیه‌ی زیر توزیع فرایند پواسون ارائه می‌کند.

قضیه ۱-۶ - ۵ فرض کنیم X یک فرایند نقطه‌ای روی S و μ یک اندازه‌ی منتشر باشد.

در این صورت $X \sim \text{Poisson}(S, \rho)$ اگر و تنها اگر برای $B \subseteq S$ که

$$\mu(B) = \int_S \rho(\xi) d\xi < \infty \text{ و هر } F \subseteq N_{\nu_f} \text{ داشته باشیم:}$$

$$P(X \in F) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\exp(-\mu(B))}{n!} \int_B \dots \int_B 1[\{x_1, \dots, x_n\} \in F] \prod_{i=1}^n \rho(x_i) dx_1 \dots dx_n \quad \text{الف} \quad (1.6.1)$$

ب - اگر $X \sim \text{Poisson}(S, \rho)$ آنگاه برای توابع $h: N_{\nu_f} \rightarrow [0, \infty)$ که $B \subseteq S$ که

$$\mu(B) < \infty \text{ داریم:}$$

$$E[h(X_B)] = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\exp(-\mu(B))}{n!} \int_B \dots \int_B h(\{x_1, \dots, x_n\}) \prod_{i=1}^n \rho(x_i) dx_1 \dots dx_n.$$

برهان:

الف - فرض کنیم $X \sim \text{Poisson}(S, \rho)$. اگر $B \in \mathcal{B}$ و $\mu(B) < \infty$ ، از آنجا که $N(B)$

دارای توزیع پواسون با میانگین $\mu(B)$ است، برای هر $F \subseteq N_{\nu_f}$ داریم:

$$\begin{aligned} P(X_B \in F) &= \sum_{n=0}^{\infty} P\{X_B \in F | N(B) = n\} P\{N(B) = n\} \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{-\mu(B)}}{n!} (\mu(B))^n P\{X_B \in F | N(B) = n\} \end{aligned}$$

بنابر شرط ب - قضیه ۱ - ۶ - ۳ داریم:

$$X_B | N(B) = n \sim \text{Binomial} \left(B, n, \frac{\rho(x)}{\mu(B)} \right)$$

$$P(X_B \in F | N(B) = n) = \int_B \dots \int_B 1[\{x_1, \dots, x_n\} \in F] \frac{\rho(x_1)}{\mu(B)} \dots \frac{\rho(x_n)}{\mu(B)} dx_1 \dots dx_n$$

$$= \frac{1}{(\mu(B))^n} \int_B \dots \int_B 1[\{x_1, \dots, x_n\} \in F] \rho(x_1) \dots \rho(x_n) dx_1 \dots dx_n$$

$$P(X_B \in F) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\exp(-\mu(B))}{n!} \int_B \dots \int_B 1[\{x_1, \dots, x_n\} \in F] \prod_{i=1}^n \rho(x_i) dx_1 \dots dx_n$$

به عکس فرض کنیم برای هر $B \in \mathcal{B}$ که $\mu(B) < \infty$ و هر $F \in \mathcal{N}_{\nu_f}$ تساوی

$$(۱.۶.۱) \text{ برقرار باشد. برای } B \in \mathcal{B} \text{ که } \mu(B) < \infty \text{ و } m \in \mathbb{N}_0$$

$$\{N(B)=m\} = [X_B \in F_m]$$

که در آن $F_m \in \mathcal{N}_{\nu_f}$ به صورت:

$$F_m = \{x \in N_{lf} : n(x) = m\}$$

تعریف می شود. بنابراین:

$$P\{N(B) = m\} = P(X_B \in F_m)$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{-\mu(B)}}{n!} \int_{B^n} 1[\{x_1, \dots, x_n\} \in F_m] \mu(dx_1) \dots \mu(dx_n)$$

$$= \frac{e^{-\mu(B)}}{m!} \int_{B^m} \mu(dx_1) \dots \mu(dx_n) = \frac{e^{-\mu(B)}}{m!} (\mu(B))^m.$$

لذا شرط الف - در مورد X برقرار است و بنابر قضیه ۱-۶-۲

$$. X \sim \text{Poisson}(S, \rho)$$

(ب) از برهان استاندارد استفاده می کنیم.

(۱) فرض کنیم h تابع نشانگر باشد. یعنی:

$$h(X_B) = 1[X_B \in F].$$

در این صورت: