



جعیت زان میں
بیت بیک

۱۴۴۷ء - ۳.۲۲۲۲۲



دانشکده علوم ریاضی

گروه آمار

پایان نامه کارشناسی ارشد

برآورد پارامتر α در توزیع دو جمله‌ای

استاد راهنما

دکتر حسین بیورانی

استاد مشاور

۱۳۸۹/۰۸/۱۰ دکتر هژیر حومئی

رعنا علی پور اصل

شهریور ۱۳۸۹

۱۴۴۷۰۸

نام خانوادگی دانشجو: علی پوراصل

نام: رعنا

عنوان پایان نامه: برآورد پارامتر n در توزیع دوجمله‌ای

استاد راهنما: دکتر حسین بیورانی

استاد مشاور: دکتر هژیر حومئی

مقطع تحصیلی: کارشناسی ارشد رشته: آمار گرایش: ریاضی دانشگاه: تبریز

دانشکده: علوم ریاضی تاریخ فارغ التحصیلی: شهریور ۱۳۸۹ تعداد صفحه: ۷۱

واژه‌های کلیدی: توزیع پیشین، تابع زیان، برآوردگر بیزی قابل قبول، توزیع دوجمله‌ای، تابع

مخاطره

چکیده: توزیع دوجمله‌ای از توزیع‌های بسیار کاربردی است. یکی از مهمترین موضوعات در مورد این توزیع برآورد پارامتر n می‌باشد که تاکنون براساس روش‌های گشتاوری و ماکزیمم درستنمایی بوده است. استفاده از برآوردگرهای دیگر نادیده گرفته شده، هر چند در عمل، برای تعیین اندازه نمونه بیشتر با نگرش بیزی سروکار داریم. چنین نگرشی به محقق این امکان را می‌دهد که از اطلاعات پیشین آزمایش، پارامترهای مجھول را برآورد کند.

در این پایان نامه هدف یافتن برآورد قابل قبول پارامتر n براساس تابع زیان بیزی است. بدین منظور با معلوم فرض نمودن پارامتر m و نیز با اختصاص توزیع‌های پیشین برای n از بین توزیع‌های معروف گستته و استفاده از توابع زیانی چون تابع زیان مریع خطأ و تابع زیان مریع خطای مقیاسی، اقدام به برآورد n خواهیم نمود.

به پاس زحمات بی دریغشان که هرگز فراموش نمی شوند،

به پاس تعبیر عظیم انسانیشان از کلمه ایثار

این مجموعه را به

مادر مهربانم

وپدر فداکارم

تقدیمه می کنم.

تقدیر و تشکر

حمد و سپاس خدای مهربان را که به من کمک کرد تا بتوانم دوره کارشناسی ارشد را به لطف و یاری او به اتمام برسانم. ضمن تشکر از خانواده عزیز و دوستانم که همواره همراه و پشتیبان من بودند، برخود لازم می‌دانم که از زحمات استاد راهنمای بزرگوارم دکتر حسین بیورانی، از راهنمایی‌های استاد مشاورم آقای دکتر هژیر حومئی قدردانی کنم. همچنین از اساتید محترم که همیشه حامی و راهنمای بند بوده‌اند سپاسگزارم.

فهرست مندرجات

| | |
|----|---|
| ۱ | مقدمه..... |
| ۲ | ۱.۲ تعاریف و مفاهیم اولیه |
| ۶ | ۱.۲.۱ توزیع دوجمله‌ای |
| ۷ | ۱.۲.۲ توزیع پواسن |
| ۷ | ۱.۲.۳ توزیع دوجمله‌ای منفی |
| ۸ | ۱.۲.۴ تابع تصمیم |
| ۹ | ۱.۲.۵ تابع زیان |
| ۹ | ۱.۲.۶ تابع ریسک برای تصمیم |
| ۹ | ۱.۲.۷ تصمیم مینیماکس و تصمیم قابل قبول |
| ۱۰ | ۱.۲.۸ تصمیم بیزی |
| ۱۱ | ۱.۲.۸.۱ تصمیم بیز |
| ۱۲ | ۱.۲.۸.۲ قضیه بیز و تصمیم قابل قبول |
| ۱۳ | ۱.۲.۸.۳ قضیه تصمیم مینیماکس یکتا و تصمیم قابل قبول |
| ۱۴ | ۳ برآورد پارامتر n توزیع دوجمله‌ای |
| ۱۶ | ۳.۱ مقدمه..... |
| ۱۷ | ۳.۲ برآورد مینیماکس |
| ۲۲ | ۳.۳ برآورده‌گر بیزی تحت پیشین ناسره |
| ۲۴ | ۳.۳.۱ برآورده‌گر بیزی n براساس پیشین ناسره تحت تابع زیان مریع خط |
| ۲۷ | ۳.۳.۲ برآورده‌گر بیزی تحت پیشین پواسن |
| ۲۸ | ۳.۳.۳ برآورده‌گر بیزی n براساس توزیع پیشین پواسن تحت تابع زیان مریع خط |
| ۳۰ | ۳.۳.۴ برآورده‌گر بیزی n براساس توزیع پیشین پواسن تحت تابع زیان مریع خط مقیاسی |

فهرست جداول

- جدول ۱.۲ برآورده n تحت تابع پیشین ناسره بر اساس تابع زیان مربع خطای ۲۶
- جدول ۲.۲ برآورده n تحت تابع پیشین پواسن بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 0$ ۳۱
- جدول ۳.۲ برآورده n تحت تابع پیشین پواسن بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 5$ ۳۲
- جدول ۴.۲ برآورده n تحت تابع پیشین پواسن بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 10$ ۳۲
- جدول ۵.۲ برآورده n تحت تابع پیشین پواسن بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 0$ ۳۳
- جدول ۶.۲ برآورده n تحت تابع پیشین پواسن بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 5$ ۳۳
- جدول ۷.۲ برآورده n تحت تابع پیشین پواسن بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 10$ ۳۴
- جدول ۸.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 0$ و $r = 1$ ۴۷
- جدول ۹.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 0$ و $r = 5$ ۴۷
- جدول ۱۰.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 0$ و $r = 10$ ۴۸
- جدول ۱۱.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 5$ و $r = 1$ ۴۸
- جدول ۱۲.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 5$ و $r = 5$ ۴۸
- جدول ۱۳.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 5$ و $r = 10$ ۴۸
- جدول ۱۴.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 10$ و $r = 1$ ۴۹
- جدول ۱۵.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 10$ و $r = 5$ ۴۹
- جدول ۱۶.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای برای $X = 10$ و $r = 10$ ۴۹
- جدول ۱۷.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 0$ و $r = 1$ ۵۰
- جدول ۱۸.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 0$ و $r = 5$ ۵۰
- جدول ۱۹.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 0$ و $r = 10$ ۵۱
- جدول ۲۰.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 5$ و $r = 1$ ۵۱
- جدول ۲۱.۲ برآورده n تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 5$ و $r = 5$ ۵۱

جدول ۲۶.۳ برآوردها تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 10$ و $r = 1$ ۵۱

جدول ۲۷.۳ برآوردها تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 10$ و $r = 1$ ۵۲

جدول ۲۸.۳ برآوردها تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 10$ و $r = 5$ ۵۲

جدول ۲۹.۳ برآوردها تحت تابع پیشین دوجمله‌ای منفی بر اساس تابع زیان مربع خطای مقیاسی برای $X = 10$ و $r = 10$ ۵۲

فصل اول

مقدمہ

مقدمه

برآوردهای پارامتر n توزیع دوجمله‌ای حدود نیم قرن است که افکار دانشمندان را به خود اختصاص داده است و هر ساله افراد متعددی به این مسئله پرداخته‌اند در حالی که بسیاری از موضوعات متوجه ویژگی گشتاوری و ماکزیمم درستنمائی نمونه کوچک و مجانب آنها بوده است و برآوردهای دیگر در عمل نادیده گرفته شده‌اند. در سالهای اخیر دانشمندان از دیدگاه بیز درباره برآوردهای پارامتر n استفاده کرده‌اند.

شاید محبوبیت نگرش بیزی برای محاسبه n به این دلیل باشد که در نگرش کلاسیک از رفتار پیشین n اطلاع نداریم در حالی که نظریه بیز برای مجھول جامعه که در این پایان نامه n توزیع دوجمله‌ای می‌باشد توزیع پیشینی نیز فرض می‌کند. بنابراین در نظریه کلاسیک n برآورد شده با خطای بیشتری مواجه خواهد بود زیرا آن را یک عدد ثابت ولی مجھول در نظر گرفته‌اند. البته روش بیزی به دلیل یافتن پیشین دقیق n بدون انحراف و اشکال نیست ولی از خطای کمتری نسبت به روش کلاسیک برخوردار است.

در برآورده پارامتر n توزیع دوجمله‌ای براساس یک مشاهده با p معلوم زمانی که فضای پارامتر $N = \{0, 1, 2, \dots\}$ باشد، برآورد طبیعی n به صورت $X/p = \delta$ است. روخین^۱ [۱۶]، گوش و میدن^۲ [۵]

نشان دادند که این برآورده دارای خصوصیات بینه بوده و نیز تنها برآورده ناریب و تحت تابع زیان مربع خطای قابل قبول و مینیماکس است. ولی در بیشتر موقع فضای پارامتر n بریده است به این معنی که $n \in N^+ = \{1, 2, \dots\}$ لذا برآورده δ آشکارا تحت هر تابع زیان محدبی غیر قابل قبول است. فیلدمن و

فوکس^۳ [۴]، همدانی و والتر^۴ [۶] نیز در این رابطه کارهای بسیاری انجام داده‌اند. همچنین صدوqi الوندی^۵ [۱۷] در فضای N^+ تحت تابع زیان مربع خطای برآورده δ آشکارا تحت هر تابع زیان محدبی غیر قابل قبول است. صدوqi الوندی و پارسیان^۶ [۱۸] برآورده را تحت تابع زیان لاینکس نامتقارن به دست آورده‌اند و یانگ^۷ [۲۰] یک

مشخص سازی از برآورده‌های خطی قابل قبول یعنی $aX + b$ که در آن $0 < a < \frac{1}{p}$ ، $b \geq 0$ یا $0 < a = \frac{1}{p} = b$ تحت تابع زیان مربع خطای تهیه کرده است. در این پایان نامه به بررسی مقالات زو و ون^۸

[۲۲] ردۀای از برآورده‌های قابل قبول در فضای N^+ معرفی کرده‌اند و ایپیلیوس^۹ [۷] قابل قبول بودن برآورده‌های بیزی n را تحت تابع زیان مربع خطای و تابع زیان مربع خطای مقیاسی بررسی کرده‌اند، می‌پردازیم.

در فصل دوم این پایان نامه تعاریف و مفاهیم اولیه مورد نیاز بیان شده و در فصل سوم با اختصاص توزیع پیشین ناسره، پواسن و دوجمله‌ای منفی برای n برآورده‌های بیزی آن را تحت تابع زیان مربع خطای و زیان مربع خطای مقیاسی می‌یابیم و به بررسی مینیماکس و قابل قبول بودن آنها پرداخته و نتایج را شبیه سازی نموده

^۱ Rukhin

^۲ Ghosh and Meeden

^۳ Feldman and Fox

^۴ Hamedani and Walter

^۵ Sadoghi-Alvandi

^۶ Parsian

^۷ Yang

^۸ Zou and Wan

^۹ Iliopoulos

و مقایسه می‌کنیم. در فصل چهارم به کاربرد برآورده ۲۶ در توزیع در جمله‌ای پرداخته که تعداد کل خطای در سیستم اصلاح پذیر و منظم را برآورد خواهیم نمود.

فصل دوم

تعاریف و مفاهیم اولیه

در این فصل به تعریف مفاهیم اولیه، که در فصل‌های بعدی این پایان نامه مورد نیاز است می‌پردازیم.

۱.۲ توزیع دوجمله‌ای^۱

هر آزمایش تصادفی که تنها دارای دو برآمد باشد امتحان برنولی نام دارد. معمولاً این دو برآمد را موفقیت و شکست می‌نامند. در حالتی که n آزمایش مکرر برنولی انجام شود و هر آزمایش برنولی از آزمایش‌های دیگر مستقل باشد و احتمال موفقیت در هر آزمایش برابر θ باشد، لذا متغیر تصادفی X که عبارت است از تعداد موفقیت‌ها در n امتحان، دارای توزیع دوجمله‌ای با پارامتر n و θ است.

تابع احتمال، برای X با داشتن θ عبارت است از:

$$f(x; \theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1 - \theta)^{n-x}; \quad x = 0, 1, 2, \dots, n.$$

۲۰۲ توزیع پواسن^۲

توزیع پواسن الگوی واقعی برای بسیاری پدیده‌های تصادفی را فراهم می‌کند. از آنجا که مقادیر یک متغیر تصادفی پواسن اعداد صحیح نامنفی هستند، هر پدیده‌ی تصادفی که در آن نوعی از شمارش مورد توجه باشد، با فرض توزیع پواسن برای آن می‌توان مدل بندی کرد. این شمارش ممکن است، تعداد تصادفات رانندگی منجر به مرگ در هفته در کشوری معین، تعداد شهاب سنگ‌های که در طی یک دوره‌ی چرخش یک ماهواره‌ی آزمایشی در مدار به آن برخورد می‌کند و غیره باشد.

گوییم متغیر تصادفی X دارای توزیع پواسن است، اگر چگالی آن به صورت زیر باشد:

$$f(x; \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}; \quad x = 0, 1, 2, \dots, n.$$

که در آن پارامتر λ ، در $0 < \lambda$ صدق می‌کند.

۳۰۲ توزیع دو جمله‌ای منفی^۳

توزیع باتابع چگالی گستته

$$f(x; r, p) = \binom{r+x-1}{x} p^r q^x; \quad x = 0, 1, 2, \dots, n.$$

که در آن پارامترهای r و p در $0 < p < 1$ و $0 \leq r = 1, 2, \dots$ است، توزیع دو جمله‌ای منفی

تعریف می‌شود. در ادبیات آماری گاهی آن را توزیع پاسکال گویند. به متغیر تصادفی X با توزیع دو جمله‌ای منفی

^۲ Poisson Distribution

^۳ Negative Binomial Distribution

اعلب متغیر تصادفی زمان انتظار گستته اطلاق می شود. این متغیر نشان می دهد چه مدت (بر حسب تعداد شکستها)

برای ۳ امین موفقیت انتظار می کشیم.

۴.۲ تابع تصمیم^۴

تابعی با دامنه O_n (فضای یافته ها) و برد A (فضای کارها) را با $d(\underline{x})$ نشان می دهیم. برای هر $\underline{x} \in O_n$,

به یک کار a می پردازیم. یعنی داریم

$$d(\underline{x}) = a \in A$$

هنگامی که θ پارامتر یک توزیع و $d(\underline{x})$ برآورد آن باشد، کار a به عنوان گزینش $d(\underline{x})$ به عنوان برآورد θ در نظر گرفته می شود. مثال زیر مفهوم تابع تصمیم را بهتر روشن می کند.

مثال ۱-۲ فرض کنید θ ، درصد لامپ های معیوب کارخانه باشد، خریدن لامپ را کار a_1 و نخریدن لامپ را کار a_2 می گیریم، در این مثال $A = \{a_1, a_2\}$ اکنون بدین روش تصمیم می گیریم تا لامپ را به صورت انبوه خریداری کنیم:

۵ دو جین لامپ را می آزماییم، اگر تعداد لامپهای معیوب در هر دو جین حداقل یک باشد، خرید می کنیم و در غیر

این صورت خرید نمی کنیم. مجموعه تمام توابع تصمیم را با D نشان می دهیم و آن را فضای ثوابع تصمیم می گوییم.

۵.۲ تابع زیان^۵

هنگامی که با مشاهده \underline{x} برای انجام کار a تصمیم می‌گیریم، ممکن است با زیان مالی و غیرمالی (برای نمونه رسوایی یا نگرانی) روبه رو شویم، زیرا از وضع واقعی طبیعت آگاهی نداریم، این زیان را با یک تابع دو متغیره غیرمنفی از θ و $d(x) = a$ بیان می‌کنیم. چنین تابعی را که می‌تواند به صورت‌های گوناگون باشد، تابع زیان می‌نامند و آن را با $L(\theta, a)$ نشان می‌دهند.

۶.۲ تابع ریسک برای تصمیم^۶

اگر d یک تصمیم و $L(\theta, d)$ تابع زیان مشخص باشد، تابع ریسک عبارت است از تابعی نامنفی و متناهی که آن را با $R_d(\theta)$ نشان می‌دهیم و به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$R_d(\theta) = E_\theta[L(\theta, d(X))].$$

۷.۲ تصمیم مینیماکس^۷ و تصمیم قابل قبول(مجاز)^۸

فرض کنید D مجموعه تصمیم و $R_d(\theta)$ تابع ریسک برای $d \in D$ با تابع زیان $L(\theta, d)$ باشد، تصمیم $d_m \in D$ را مینیماکس می‌گوییم، هر گاه برای هر $d \in D$ داشته باشیم

^۵ Loss Function
^۶ Risk Function for Decision
^۷ Minimax
^۸ Acceptable

$$\max_{\theta \in T} R_{d_m}(\theta) \leq \max_{\theta \in T} R_d(\theta),$$

و تصمیم d_a را قابل قبول گوییم اگر تصمیم دیگری در D نتوان پیدا کرد به گونه‌ای که از d_a بهتر باشد. یعنی

در مقایسه‌ی دو تصمیم d_1 با d_2 با تابع ریسک به ترتیب $R_1(\theta)$ و $R_2(\theta)$ را بهتر از d_2 می‌گوییم، هر گاه

$$\text{برای هر } R_1(\theta) < R_2(\theta), \theta \in T \quad R_1(\theta) \leq R_2(\theta), \theta \in T$$

بنابراین تصمیم d را غیرمجاز یا غیرقابل قبول می‌گوییم، اگر $d_m \in D$ وجود داشته باشد به طوری که بهتر از

باشد.

^۹ ۸.۲ تصمیم بیزی

در روش‌های کلاسیک پارامتر θ را با مقدار ثابت معلوم در نظر گرفته و یک نمونه تصادفی X_1, \dots, X_n از

جمعیت که دارای توزیع $f_\theta(X)$ بود جمع‌آوری کرده و بر اساس آن در مورد θ تصمیم‌گیری می‌کردیم ولی در

روش بیزی θ را کمیتی در نظر می‌گیریم که خود متغیر تصادفی است و تغییرات آن توسط یک توزیع احتمال (که

آن را توزیع پیشین می‌نامند) بیان می‌گردد. این توزیع پیشین بر اساس اعتقادات و تجربیات قبلی آزمایشگر و قبل از

مشاهده‌ی داده‌ها تعیین می‌گردد. سپس از جمعیت یک نمونه جمع‌آوری می‌شود و بر اساس آن توزیع پیشین

تصحیح می‌گردد. توزیع پیشین تصحیح شده را توزیع پسین می‌نامند و بر اساس این توزیع پسین تصمیم‌گیری

انجام می‌گیرد.

فرض کنید X یک نمونه تصادفی که توزیع آن به θ بستگی دارد و دارای توزیع پیشین $\pi(\theta)$ باشد؛ براساس این

نمونه تصادفی در توزیع پیشین تجدید نظر می‌کنیم و چگالی پسین را به صورت زیر به دست می‌آوریم:

$$\pi(\theta|x) = \frac{f(x;\theta)}{m(x)},$$

که $f(x;\theta)$ چگالی توأم x ، θ و $m(x)$ چگالی کناری x است. بنابراین

$$f(x;\theta) = \pi(\theta) \cdot f(x|\theta), \quad m(x) = \int f(x;\theta) d\theta,$$

همچنین درتابع مخاطره $R_d(\theta) = E_\theta[L(\theta, d(x))]$ تابعی از θ است و در نگرش بیزی θ متغیر تصادفی

است پس $R_d(\theta)$ نیز یک متغیر تصادفی است و تابعی از θ است و اگر توزیع احتمال θ را با $\pi(\theta)$ نشان دهیم

آنگاه امید ریاضی $R_d(\theta)$ را نسبت به چگالی پیشین θ ، مخاطره بیز می‌نامند. یعنی

$$r_{d,\pi} = E_\theta[R_d(\theta)]$$

۱.۸.۲ تصمیم بیز

تصمیم $d_b \in D$ را یک تصمیم بیز نسبت به $\pi(\theta)$ (چگالی پیشین) می‌نامند هر گاه برای هر $d \in D$ داشته

باشیم

$$r_{d_b,\pi} \leq r_{d,\pi},$$

به سخنی دیگر، d_b را تصمیم بیز می‌گوییم هر گاه کمترین ریسک بیز را دارا باشد یعنی $r_{d_b,\pi} \leq \min r_{d,\pi}$ ؛

در برآورد نقطه‌ای پارامتر θ داریم: