

مقایسه و بررسی عملکرد پیش‌بینی طرح‌های بهینه برای مدل لجستیک در نمونه‌های کوچک

فریده جدی^۱ و هوشنگ طالبی^۲

چکیده:

داده‌های دودوئی در بسیاری از تحقیقات علمی مورد توجه هستند. مرسوم‌ترین مدل برای بررسی این داده‌ها مدل لجستیک است که در خانواده مدل‌های خطی تعمیم‌یافته قرار دارد. معیارهای بهینگی برای یافتن طرح‌های بهینه معمولاً بر اساس ماتریس کوواریانس و خواص مجانبی این ماتریس بنا نهاده شده است. خواص مجانبی این ماتریس از جمله نارایی عناصر تا زمانی که نمونه بزرگ باشد برقرار است. لذا در نمونه‌های کوچک، بحث آریبی برآورد پارامترها مطرح می‌شود و در این صورت، استفاده از معیارهای ذکر شده کفایت نمی‌کند. رایینسون و خوری [۷] بررسی و مقایسه طرح‌ها برای مدل‌های لجستیک را برای نمونه‌های کوچک مورد مطالعه قرار دادند. در این مقاله با استفاده از روش گرافیکی و شهودی رایینسون و خوری [۷] نشان می‌دهیم عملکرد پیش‌بینی طرح‌های بهینه مینی-ماکس بهتر از پیش‌بینی طرح‌های بهینه موضعی و ضعیف‌تر از طرح‌های بهینه بیزی است.

واژه‌های کلیدی: داده‌های دودوئی، مدل‌های خطی تعمیم‌یافته، طرح بهینه، معیار بهینگی، معیار میانگین مربعات خطای پیش‌بین.

۱ مقدمه

مدل‌های خطی تعمیم‌یافته که بوسیله دابسون [۴] فرمول‌بندی شده دربرگیرنده متغیرهای پاسخ با توزیع‌های غیرنرمال مانند پواسن و دو جمله‌ای هستند. تئوری طرح‌های بهینه برای داده‌های شمارشی و دودوئی بر پایه این مدل‌ها بنا نهاده شد. منظور از طرح، انتخاب مناسب مقادیر x و تعداد تکرار آنهاست. برای هر طرح، مشاهدات y را بدست آورده و از روی مشاهدات استنباط روی پارامترهای مجهول مدل صورت می‌گیرد. در این راستا، طرح‌های بهینه را تعریف کرده‌اند. منظور از طرح‌های بهینه آن است که چه مقادیری از x را با چند تکرار باید

^۱گروه آمار دانشگاه اصفهان
^۲گروه آمار دانشگاه اصفهان

این مقاله، طرح بهینه و معیار بهینگی در مدل‌های خطی تعمیم‌یافته مرور می‌شود. در بخش ۳ معیار میانگین مربعات خطای پیش‌بین مقیاس‌شده برای مدل‌های خطی تعمیم‌یافته تشریح می‌شود. در بخش ۴ نمودارهای چندک‌های میانگین مربعات خطای پیش‌بین مقیاس‌شده ارائه می‌گردد و با استفاده از روش شهودی و گرافیکی رابینسون و خوری [۷] کارآیی روش مینی-ماکس را نسبت به روش مینی-ماکس و کارآیی روش مینی-ماکس را نسبت به روش موضعی نمایش می‌دهیم. نتایج به دست آمده را در بخش ۵ مورد بحث قرار خواهیم داد.

۲ طرح بهینه در مدل‌های خطی تعمیم‌یافته

اگر y_1, y_2, \dots, y_n متغیرهای پاسخ مستقل به ترتیب با میانگین $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n$ باشند، آنگاه مدل خطی تعمیم‌یافته را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$\eta_i = g(\mu_i), \quad i = 1, \dots, n$$

$$\eta_i = x_i \beta,$$

که در آن x_i بردار متغیرهای پیش‌بین، β بردار پارامترها با ضرایب رگرسیون و $g(\cdot)$ تابعی یکنوا و مشتق‌پذیر است که تابع رابط η نامیده می‌شود. در نظر گرفتن توابع رابط مختلف، مدل‌های متفاوتی را نتیجه می‌دهد. از جمله رابط همانی η مدل رگرسیون خطی چندگانه و رابط لجستیک، مدل لجستیک را نتیجه می‌دهد. هدف در این مدل‌ها، برآورد β (بردار پارامترهای مدل) است، البته به

طرح‌ها به معیار رویکرد تعیین آنها بستگی دارد و یکتا نیستند. رابینسون و خوری ^۳ [۷] بررسی و مقایسه طرح‌ها برای مدل‌های لجستیک را برای نمونه‌های کوچک مورد مطالعه قرار دادند. از آنجایی که برآوردهای پارامترها برای مدل لجستیک در نمونه‌های کوچک اریب هستند، آنها میانگین مربعات خطای پیش‌بین را به عنوان معیاری برای مقایسه طرح‌ها بکار بردند. این معیار، همچون هر معیار طرح دیگری، در مدل‌های خطی تعمیم‌یافته به پارامترهای نامعلوم مدل بستگی دارد. برای رفع این مشکل وابستگی به پارامترهای نامعلوم مدل مؤلفین اخیر روشی شهودی و گرافیکی، براساس نمودارهای پراکندگی چندک‌های ^۴ (QDGs) برای میانگین مربعات خطای پیش‌بین مقیاس‌شده (SMSEP) معرفی کردند. این روش شهودی تلفیق دو نموداری است که خوری و لی ^۵ [۵] برای مدل‌های غیرخطی معرفی کردند. همچنین این نمودارها قادر هستند توانایی پیش‌بینی کلی طرح داده‌شده را ارزیابی کنند. در این مقاله با استفاده از روش گرافیکی و شهودی رابینسون و خوری [۷] نشان می‌دهیم از نظر میانگین مربعات پیش‌بینی طرح‌های بهینه بیزی برتر از طرح‌های بهینه مینی-ماکس و این طرح اخیر برتر از طرح‌های بهینه موضعی است. در حقیقت، این مقایسه کارآیی روش بیزی را نسبت به روش مینی-ماکس و کارآیی روش مینی-ماکس را نسبت به روش موضعی در طرح‌های بهینه نمایش می‌دهد.

مقاله حاضر به شکل زیر تنظیم شده است. در بخش ۲

Robinson and Khuri^۳
Quantile Dispersion Graphs^۴
Khuri and Lee^۵
link function^۶
Identity link^۷

۲.۲ طرح بهینه بیزی

ایده اصلی در طرح‌های بیزی استفاده از یک تابع چگالی پیشین برای پارامترهای مدل، به جای یک مقدار اولیه است. چالونر و لارنتز^{۱۰} [۲] با در نظر گرفتن توزیع پیشین یکنواخت مستقل برای پارامترهای مدل لجستیک دوپارامتری طرح بهینه را برای این مدل به دست آوردند. معیار بهینگی آنها ماکزیمم کردن میانگین لگاریتم دترمینان ماتریس اطلاع بر روی تابع چگالی پیشین بود. آن‌ها نشان دادند که با افزایش عدم قطعیت در توزیع پیشین تعداد نقاط طرحی نیز افزایش می‌یابد.

۳.۲ طرح بهینه مینی-ماکس

آخرین روش ارائه شده در غلبه بر مشکل وابستگی ماتریس اطلاع در مدل‌های خطی تعمیم یافته به پارامترهای مجهول مدل، روش مینی-ماکس^{۱۱} است. این روش نخستین بار توسط سیتز^{۱۲} [۸] در مورد مدل لجستیک بکار رفت. ایده اصلی در این روش کمینه کردن بدترین حالات در کارآیی طرح روی ناحیه‌ای معین برای پارامترها است. در این روش ابتدا فضایی را برای پارامتر نامعلوم انتخاب می‌کنند و بدترین حالت را در این فضا در نظر می‌گیرند و سپس طرحی که در این فضای محدود شده پارامتر بهتر عمل کند را به عنوان طرح بهینه معرفی می‌کنند. این روش جامع‌تر از طرح بهینه موضعی است اما به جامعیت روش بیزی نیست.

گونه‌ای که این برآورد دارای خواص بهینه باشد.

* اما سوآلی که در این جا مطرح می‌شود، این است که برای آن که برآورد β دارای خواص بهینه باشد، باید از چه طرحی استفاده شود؟

طرحی که در آن برآورد پارامترهای مدل دارای خواص بهینه باشد، طرح بهینه نامیده می‌شود. برای دستیابی و ساختن طرح بهینه از معیارهایی که معیارهای بهینگی نامیده می‌شوند، استفاده می‌شود. عموماً این معیارها، تابعی از ماتریس کوواریانس بردار برآوردگر پارامترها (β) هستند. این معیارها با دو مسئله روبرو هستند:

(۱) ماتریس کوواریانس بسیار پیچیده است و معمولاً فرم بسته‌ای نیز ندارد.

برای نمونه‌های بزرگ از واریون ماتریس اطلاع فیشربه عنوان کوواریانس مجانبی $\hat{\beta}$ استفاده می‌شود.

(۲) در مدل‌های خطی تعمیم یافته، ماتریس کوواریانس به پارامترهای نامعلوم مدل بستگی دارد.

۱.۲ طرح بهینه موضعی

نخستین راه‌کار برای حل این مسئله، یافتن طرح‌های بهینه موضعی^۸ است. این موضوع اولین بار توسط چرنف^۹ [۳] مطرح گردید. برای به دست آوردن این طرح پارامترهای مجهول مدل در معیارهای بهینگی را با یک مقدار مناسب اولیه جایگزین می‌کنند.

^۸Local Optimal Design

^۹Chernoff

^{۱۰}Chaloner and Iarntz

^{۱۱}Minimax Optimal Design

^{۱۲}Sitter

۳ معیار میانگین مربعات خطای پیش‌بین مقیاس‌شده برای مدل لجستیک

$$f(y_u, \pi_u) = \exp \left[m_u y_u \log \left(\frac{\pi_u}{1 - \pi_u} \right) + \right.$$

$$\left. m_u \log(1 - \pi_u) + \log \left(\frac{m_u}{m_u y_u} \right) \right],$$

$$E(r_u) = m_u \pi_u, \quad u = 1, \dots, n,$$

$$Var(r_u) = m_u \pi_u (1 - \pi_u), \quad u = 1, \dots, n$$

حال x را برداری سطری به عنوان اجرای طرحی (ترکیب تیماری) در نظر می‌گیریم. (به این ترتیب بردار سطری، یک نقطه در فضای آزمایش، R ، است). برای u -امین اجرای آزمایش، $x = x_u$ ، y_u را خروجی مشاهده‌شده متناظر با آن در نظر بگیرید. احتمال موفقیت در x را با $\pi(x)$ نمایش می‌دهیم. حال با فرض رابط لجستیک برای $\pi(x)$ داریم:

$$\eta(x) = \log \left[\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \right] = f^T(x)\beta.$$

بنابراین داریم

$$\hat{\pi}(x) = \frac{\exp[f^T(x)\hat{\beta}]}{1 + \exp[f^T(x)\hat{\beta}]},$$

که در آن $\hat{\beta}$ ، برآوردگر حداکثر درست‌نمایی β در مدل لجستیک $\hat{\mu}(x) = \hat{\pi}(x)$ و $a(\phi) = 1$ است. بنابراین داریم:

$$\theta_u = m_u \log \left(\frac{\pi_u}{1 - \pi_u} \right), \quad u = 1, \dots, n,$$

یعنی

$$\pi_u = \frac{\exp(\frac{\theta_u}{m_u})}{1 + \exp(\frac{\theta_u}{m_u})}, \quad u = 1, \dots, n.$$

بنابراین

$$\frac{\partial \pi_u}{\partial \eta_u} = \frac{1}{\frac{\partial \eta_u}{\partial \pi_u}} = \pi_u(1 - \pi_u), \quad u = 1, \dots, n. \quad (1)$$

تمام معیارهایی که در بخش ۲ برای یافتن طرح‌های بهینه به آنها اشاره شد براساس ماتریس اطلاع به عنوان وارون ماتریس کوواریانس برآورد پارامترها بنانهاده شده‌اند. این از خواص مجانبی برآوردگر β است و تا زمانی که نمونه بزرگ باشد برقرار باشد. از این رو، در نمونه‌های کوچک علاوه بر تردید در برقراری این خاصیت، بحث ارزیابی برآورد پارامترها نیز مطرح می‌شود. در این صورت، استفاده از معیارهای ذکرشده کفایت نمی‌کند. از آنجایی که برآوردگر پارامترها برای مدل لجستیک در نمونه‌های کوچک اریب هستند، نویسندگان متعددی از میانگین مربعات خطای پیش‌بین به عنوان معیاری برای مقایسه طرح‌ها استفاده کرده‌اند.

فرض کنید متغیر پاسخ برنولی، با مشاهده موفقیت یا شکست به ترتیب، مقادیر ۱ و ۰ را دریافت کند. هم‌چنین فرض کنید r_u تعداد موفقیت‌های مشاهده‌شده از m_u آزمایش اجراشده در u -امین نقطه باشد. اگر آزمایش‌ها مستقل از هم و احتمال موفقیت در هر آزمایش، π_u ثابت باشد، آنگاه r_u دارای توزیع دو جمله‌ای، $Bin(m_u, \pi_u)$ است.

فرض می‌شود r_1, \dots, r_n مستقل از هم باشند. حال اگر برای هر u قرار دهیم $y_u = \frac{r_u}{m_u}$ ، آنگاه تابع چگالی احتمال y_u در خانواده توزیع‌های نمایی، به صورت زیر نوشته می‌شود

بنابراین، می‌توان فرمول آریبی را به شکل ساده‌تر زیر بیان کرد

$$Bias(\hat{\beta}) = (X^T W X)^{-1} X^T W \xi,$$

$$\xi = \frac{1}{\nu_u} W^{-1} Z_d F$$

با توجه به (۳)، u -امین مؤلفه در ξ برابر مقدار زیر است:

$$\xi_u = \frac{1}{\nu_u} \left[\frac{1}{m_u \pi_u (1 - \pi_u)} \right] Z_{uu} [m_u \pi_u (1 - \pi_u) (1 - 2\pi_u)],$$

$$\xi_u = Z_{uu} (\pi_u - \pi_u^2 / \nu_u), \quad u = 1, \dots, n.$$

حال میانگین مربعات خطای پیش‌بین در x برابر است با:

$$MSE[\hat{\pi}(x)] = var[\hat{\pi}(x)] + \{Bias(\hat{\pi}(x))\}^2,$$

که در آن

$$var[\hat{\pi}(x)] = \left[\frac{\partial \pi(x)}{\partial \eta(x)} \right]^T f^T(x) (X^T W X)^{-1} f(x) =$$

$$\{\pi(x)(1 - \pi(x))\}^T f^T(x) (X^T W X)^{-1} f(x), \quad (۴)$$

$$Bias[\hat{\pi}(x)] =$$

$$Bias[\hat{\eta}(x)] \frac{\partial \pi(x)}{\partial \eta(x)} + \frac{1}{\nu_u} var[\hat{\eta}(x)] \frac{\partial^2 \pi(x)}{\partial \eta^2(x)} =$$

$$Bias[\hat{\eta}(x)] \pi(x)(1 - \pi(x)) + \frac{1}{\nu_u} f^T(x) (X^T W X)^{-1}$$

$$f(x)(1 - \pi(x))(1 - 2\pi(x)), \quad (۵)$$

به طوری که

$$Bias[\hat{\eta}(x)] = f^T(x) (X^T W X)^{-1} X^T w \xi.$$

با قراردادن (۴) و (۵) در $MSE[\hat{\pi}(x)]$ داریم:

$$MSE[\hat{\pi}(x)] = \pi^T(x)(1 - \pi(x)) f^T(x) \times$$

$$(X^T W X)^{-1} f(x) + \{f^T(x) Bias(\hat{\beta}) \pi(x) \times$$

$$(1 - \pi(x)) + \frac{1}{\nu_u} f^T(x) (X^T W X)^{-1} \frac{1}{\nu_u} f^T(x) \times$$

$$(X^T W X)^{-1} f(x) \pi(x)(1 - \pi(x))(1 - 2\pi(x))\}^2 \quad (۶)$$

هم‌چنین ماتریس کوواریانس-واریانس بردار برآوردگر $\hat{\beta}$ برابر است با:

$$Var(\hat{\beta}) = \frac{1}{a(\phi)} (X^T W X)^{-1},$$

که در آن X یک ماتریس $n \times p$ است، به طوری که $f^T(x_u)$ سطر u -ام آن ($u = 1, \dots, n$) و ماتریس قطری W با درایه u -ام زیر است

$$w_u = \frac{1}{\nu_u} \left(\frac{\partial \pi_u}{\partial \eta_u} \right)^2 m_u \pi_u (1 - \pi_u).$$

آریبی برآوردگر $\hat{\beta}$ برابر مقدار زیر است:

$$Bias(\hat{\beta}) = -(\nu a(\phi))^{-1} (X^T W X)^{-1} X^T Z_d F \lambda_n.$$

که در آن $z_d = \text{diag}(z_{11}, \dots, z_{nn})$ که $z_{uu} = u$ -امین درایه‌ی قطری ماتریس $Z = X(X^T W X)^{-1} X^T$ و $F = \text{diag}(f_{11}, \dots, f_{nn})$ وقتی

$$f_{uu} = \frac{1}{\nu_u} \left[\frac{\partial^2 \pi_u}{\partial \eta_u^2} \right] \left[\frac{\partial \pi_u}{\partial \eta_u} \right], \quad u = 1, \dots, n,$$

$$\nu_u = \frac{\partial \pi_u}{\partial \theta_u}$$

با مشتق‌گیری از (۱) و با استفاده از قاعده زنجیره‌ای داریم:

$$\frac{\partial^2 \pi_u}{\partial \eta_u^2} = \partial \partial \eta_u (\pi_u (1 - \pi_u)),$$

$$\frac{\partial (\pi_u (1 - \pi_u))}{\partial \eta_u} = \frac{\partial (\pi_u (1 - \pi_u))}{\partial \pi_u} \times \frac{\partial \pi_u}{\partial \eta_u}$$

$$\frac{\partial^2 \pi_u}{\partial \eta_u^2} = (1 - 2\pi_u) \pi_u (1 - \pi_u), \quad u = 1, \dots, n. \quad (۲)$$

براساس روابط (۱) و (۲) داریم:

$$f_{uu} = m_u \pi_u (1 - \pi_u) (1 - 2\pi_u), \quad (۳)$$

$$u = 1, \dots, n.$$

تعمیم یافته گوئیم طرح D_1 بهتر از طرح D_2 عمل می کند اگر میانگین خطای پیش بین طرح D_1 کمتر از میانگین مربعات خطای پیش بین طرح D_2 باشد.

با توجه به وابستگی $SMSEP$ به پارامتر β ، برای نقطه x در ناحیه مورد علاقه آزمایش مقادیر $SMSEP$ را با $\tau_D(x, \beta)$ نشان می دهیم. حال مقایسه دو طرح داده شده را بر پایه مقادیر $\tau_D(x, \beta)$ ، وقتی هیچ برآوردی از β در دسترس نباشد، دنبال می کنیم. برای این منظور زیرمجموعه C از فضای پارامتر β را در نظر می گیریم، بنابراین توزیع $\tau_D(x, \beta)$ روی ناحیه مورد علاقه آزمایش، به عنوان یک ملاک مطلوب می تواند توانایی پیش بینی طرح را ارزیابی کند.

به طور خاص تر توزیع $\tau_D(x, \beta)$ روی ناحیه مورد علاقه آزمایش را می توان با استفاده از توزیع تجربی و برحسب چندک هایش معین کرد. به این ترتیب، برای یک طرح داده شده D ، β تعیین شده در C ، $Q_D(P, \beta)$ ، P —امین چندک توزیع مقادیر $\tau_D(x, \beta)$ روی ناحیه مورد علاقه آزمایش نمایش می دهد.

با استفاده از نمودار چندک ها می توان اطلاعات جامع تری در مقایسه با تابع تجربی $SMSEP$ روی ناحیه مورد علاقه آزمایش به دست آورد. هم چنین، در حالی که نمودارهای جعبه ای تنها مقادیر خاصی از این توزیع مثل مقادیر ماکزیمم، مینیمم، میانه و میانگین $SMSEP$ را ارائه می کند نمودارهای چندک ها علاوه بر این اطلاعات در مورد سایر نقاط میانی تابع توزیع تجربی $SMSEP$ اطلاعاتی به دست می دهد. بنابراین استفاده از این

به طوری که $w_u = m_u \pi_u (1 - \pi_u)$ و ξ یک بردار $n \times 1$ که u —امین درایه آن $(\frac{1}{p} - \pi_u)$ z_{uu} است.

تذکره: میانگین مربعات خطای پیش بین مقیاس شده $SMSEP$ با یک تغییر مقیاس روی میانگین مربعات خطای پیش بین به دست آمده و آن را با $SMSEP(\hat{\pi}(x))$ نمایش داده و به شکل زیر می نویسند:

$$SMSEP(\hat{\pi}(x)) = \frac{N}{\pi(x)(1 - \pi(x))} MSE(\hat{\pi}(x)) \quad (V)$$

که در آن $N = \sum_{u=1}^n m_u$ و $\pi(x)(1 - \pi(x))$ میانگر تابع واریانس r_u در نقطه x است. در حقیقت، $SMSEP$ تغییرات نسبی $MSEP$ را نسبت به واریانس اندازه گیری کرده و نشان می دهد که تغییرات آریبی در $MSEP$ نسبت به واریانس چند درصد است. این متوسط تغییرات ناشی از یک مشاهده است و بنابراین حاصل ضرب این متوسط در N جمع کل تغییرات را برای کل مشاهدات نشان می دهد. در این جا می توان $SMSEP$ را برای مقایسه طرح های رقیب مورد استفاده قرار داد. باید توجه داشت که $MSEP$ و در نتیجه $SMSEP$ در مدل های غیرخطی و مدل های خطی تعمیم یافته، هر دو تابعی از پارامترها هستند که از طریق x به طرح بستگی دارند.

برای رفع این مشکل وابستگی این معیار به پارامترهای نامعلوم مدل، رابینسون و خوری [۷] روشی شهودی و گرافیکی بر اساس نمودارهای پراکندگی چندک های $QDGs$ میانگین مربعات خطای پیش بین مقیاس شده را معرفی کردند. برای مقایسه طرح ها تعریف زیر ارائه شده است.

تعریف ۱ در مدل های غیرخطی و مدل های خطی

نمودارها برای پیش‌بینی توانایی طرح داده‌شده و ارزیابی طرح‌ها مناسب‌ترند. برای این منظور تعریف زیر ارائه می‌شود.

تعریف ۲ اگر P -امین چندک طرح D_1 برای یک نقطه داده‌شده کوچکتر از P -امین چندک طرح D_2 باشد، گوئیم طرح D_1 توانایی پیش‌بینی بهتری نسبت به طرح D_2 دارد.

$$\pi(x, \beta) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta(x - \pi))}. \quad (10)$$

وابستگی چندک‌ها به پارامترهای نامعلوم مدل باعث می‌شود که $Q_D(P, \beta)$ برای چندین مقادیر β به دست آید و در نتیجه نمودارهای پراکندگی چندک‌های $SMSEP$ را برای دامنه تغییرات این مقادیر به صورت زیر به دست می‌آوریم:

$$D_1 : x = -0.426(0.269), 0(0.462), 0.426(0.269),$$

$$D_2 : x = -0.308(0.368), 0(0.264), 0.308(0.368).$$

$$Q_D^{Max}(P) = \max_{\beta \in C} \{Q_D(P, \beta)\}, \quad (8)$$

$$Q_D^{min}(P) = \min_{\beta \in C} \{Q_D(P, \beta)\}. \quad (9)$$

طرح D_1 ، طرح D -بهینه مینی-ماکس است که توسط کینگ و وونگ [۶] معرفی گردید. طرح D_2 ، طرح بهینه بیزی با معیار D -بهینگی است که توسط چالونر و لارنتز [۲] معرفی شده است. این دو طرح به وسیله مقادیر (نقاط) x و وزن هریک (در پرانتز) ارائه شده‌اند. باید یادآوری کنیم که سیتر [۸] فاصله‌ای را برای هریک از پارامترهای مجهول مدل در نظر گرفت در صورتی که چالونر و لارنتز [۲] توزیع پیشین یکنواخت (ناآگاهی‌بخش) را برای این پارامترها فرض کردند. برای مقایسه طرح‌های D_1 و D_2 بر پایه مقادیر $SMSEP$ در (۷)، که با $\tau_D(x, \beta)$ نمایش دادیم، به صورت زیر عمل می‌کنیم. زمانی که $\beta = (\mu, \beta)$ مجهول است، فرض کنید C زیرمجموعه‌ای از فضای پارامتر بردار β باشد که آن را

۴ ارزیابی و مقایسه مدل‌ها در مدل لجستیک

رایبسون و خوری [۷] استفاده از نمودارهای $SMSEP$ که خود معرفی کرده بودند، را با مثال‌های عددی طرح‌های بهینه موضعی متعادل و غیرمتعادل مقایسه کردند. در این مقاله با استفاده از این نمودارها، ارزیابی و مقایسه را به دسته‌های بزرگ‌تری از طرح‌های بهینه تعمیم داده‌ایم. نتایج این کار در این بخش ارائه شده است. در حقیقت، با استفاده از نمودار چندک‌های

به صورت زیر در نظر می‌گیریم

$$C = \{\beta \mid -0.3 < \mu < 0.3, 6 < \beta < 8\}.$$

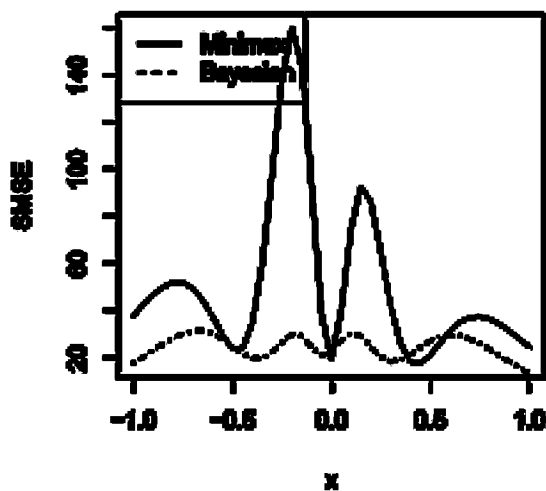
سپس برای هر دو طرح D_1 و D_2 و هر x $1/5(0/05)$ ماکزیمم و مینیمم مقادیر $\tau_{D_i}(x, \beta)$ را برای $i = 1, 2$ بر روی $\beta \in C$ به صورت زیر به دست می‌آوریم.

$$h_{D_i}(x) = \text{Max}_{\beta \in C} \{\tau_{D_i}(x, \beta)\}, \quad i = 1, 2,$$

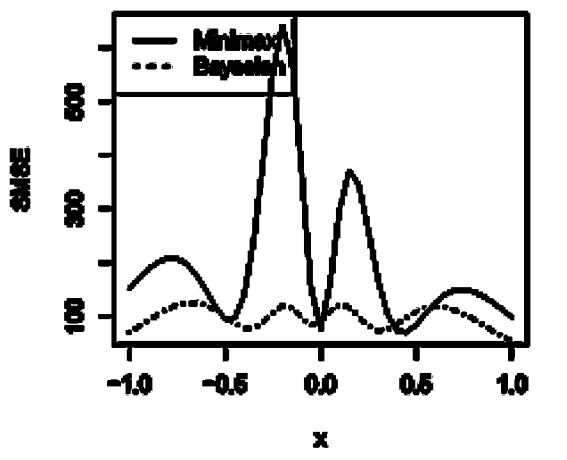
$$g_{D_i} = \text{min}_{\beta \in C} \{\tau_{D_i}(x, \beta)\}, \quad i = 1, 2.$$

شکل (۱) نمودارهای مقادیر $h_{D_i}(x)$ برای $i = 1, 2$ بر حسب x با حجم نمونه 10 را نمایش می‌دهد. همان‌گونه که از شکل نمایان است طرح D_2 دارای مقادیر $SMSEP$ کمتر از طرح D_1 است. بنابراین با توجه به تعریف براساس معیار $SMSEP$ طرح بهینه بیزی چالونر و لارنتز [۲] بهتر از طرح D - بهینه مینی - ماکس کینگ و وونگ [۶] است.

با توجه به شکل (۲) هرچه حجم نمونه افزایش یابد، برای مثال $n = 40$ نوسانات هر دو طرح بیشتر می‌شود. هم‌چنین در شکل (۳) ترکیب نمودارهای پراکندگی چندک‌های میانگین مربعات خطای پیش‌بینی مقیاس شده برای دو طرح D_1 و D_2 با توجه به روابط (۸) و (۹) نمایش داده شده است. واضح است طبق توانایی پیش‌بینی طرح D_2 بهتر از توانایی پیش‌بینی طرح D_1 است. در حقیقت این شکل، کارآیی روش بیزی ارائه شده را نسبت به روش مینی - ماکس نمایش می‌دهد. این در حال است که این طرح بهینه مینی - ماکس نسبت به طرح بهینه موضعی بهتر عمل می‌کند، که در ادامه با مثال عددی، به آن می‌پردازیم. برای این منظور طرح‌های D_1



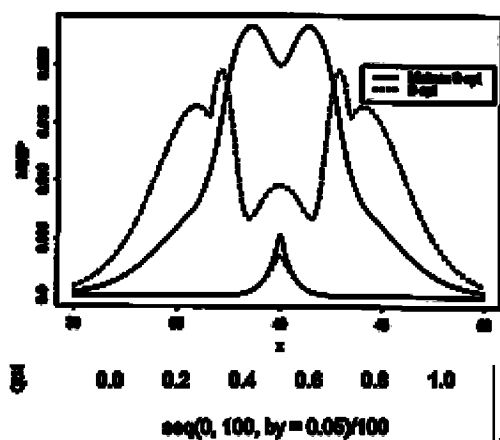
شکل ۱: نمودار ماکزیمم $SMSEP$ طرح‌های D_1 و D_2 ($n = 10$)



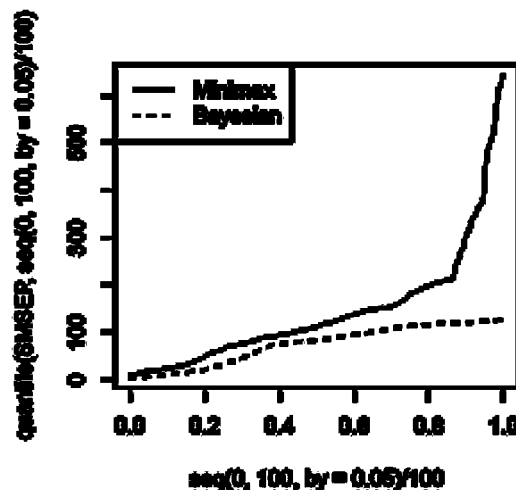
شکل ۲: نمودار ماکزیمم $SMSEP$ طرح‌های D_1 و D_2 ($n = 40$)

$\beta \in C$ به دست می آوریم.

شکل (۴) نمودارهای ماکزیمم و مینیمم $SMSEP$ را برای دو طرح D_1 و D_2 نشان می دهد. واضح است که طبق تعریف در مرکز ناحیه آزمایش، طرح D_2 بهتر از طرح D_1 عمل می کند در حالی که در اطراف ناحیه آزمایش، طرح D_1 بهتر از طرح D_2 است. در شکل (۵) ترکیب نمودارهای پراکندگی چندک های $SMSEP$ با توجه به روابط (۸) و (۹) برای دو طرح D_1 و D_2 نمایش داده شده است. واضح است که طبق تعریف توانایی پیش بینی طرح D_1 کمی بهتر از توانایی پیش بینی طرح D_2 است. به این ترتیب همان گونه که اشاره شد، با روش شهودی و گرافیکی رایبسنسون و خوری [۷] نشان دادیم که توانایی پیش بینی طرح بهینه مینی-ماکس مابین توانایی طرح بهینه موضعی و بیزی است. همچنین می توان نشان داد، در حالتی که n بزرگ است و مستقیماً از ماتریس اطلاع استفاده می شود، روی نتیجه مقایسه طرح های بهینه تأثیرگذار نیست.



شکل ۴: ترکیب نمودارهای پراکندگی چندک های $SMSEP$ برای دو طرح D_1 و D_2



شکل ۳: ترکیب نمودارهای پراکندگی چندک های $SMSEP$ برای دو طرح D_1 و D_2 ($n = 40$)

$$D_1 : x = 31/72, 34/48, 37/24, 40, 42/76, 45/52$$

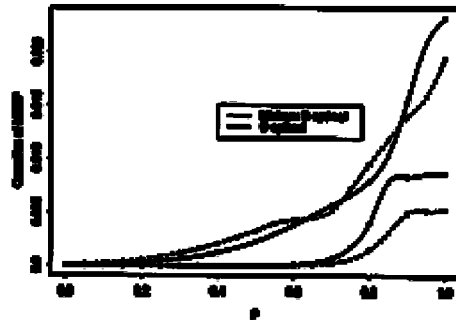
$$D_2 : x = 28/28, 41/72$$

طرح D_1 ، طرح بهینه مینی-ماکس است که توسط سبتر [۸] معرفی گردید و طرح D_2 ، طرح D -بهینه موضعی است که توسط اتکینسن^{۱۴} [۱] معرفی شده است. در این دو طرح مقادیر (نقاط) x داده شده بطوری که تعداد مشاهدات در هر نقطه یکسان با حجم نمونه ۳۸۲ است. برای مقایسه طرح D_1 و D_2 بر پایه مقادیر $SMSEP$ در (۷)، که بوسیله $T_D(x, \beta)$ تعریف می شود، به صورت زیر عمل می کنیم. زمانی که $\beta = (\mu, \sigma)$ مجهول است، فرض کنید C زیرمجموعه ای از فضای پارامترهای β باشد که آن را به صورت زیر در نظر می گیریم

$$C = \{\beta \mid 28 \leq \mu \leq 42, 0/5 \leq \sigma \leq 1/25\}.$$

سپس برای هر دو طرح و هر $30 \leq x \leq 50$ ، ماکزیمم و مینیمم مقادیر $T_{D_i}(x, \beta)$ را برای $i = 1, 2$ بر روی

^{۱۴}Atkinson



شکل ۵: ترکیب نمودارهای پراکندگی چندک‌های $SMSEP$ برای دو طرح D_1 و D_2 ($n = 40$)

مراجع

- [1] Atkinson, A.C. (1995). Some Topics in Optimum Experimental Design for Generalized Linear Models, in *Statistical Modelling Springer Lecture Notes in Statistics* 104, Eds. G.U.H. Seeber, B.J. Francis, R. Hatzinger, and G. Steckel-Berger, New York: Springer-Verla , 11-18.
- [2] Chaloner, K. and Larntz, K. (1989). Optimal Bayesian Experimental Design Applied to Logistic Regression Experiments, *Journal of Statistical Planning and Inference*, 21, 191-208.
- [3] Chernoff, H. (1953). Local Optimal Designs for Estimating Parameters, *Annals of Mathematical Statistics*, 24, 586-602.
- [4] Dobson, A.J. (1945). An Introduction to Generalized Linear Models, Chapman and Hall.
- [5] Khuri, A.I. and Lee, J. (1998). A Graphical Approach for Evaluating and Comparing Designs for Nonlinear Models, *Computational Statistics Data Analysis*, 27, 433-443.
- [6] King, J. and Wong, W.K. (2000). Minimax D-Optimal Designs for the Logistic Model, *Biometrika*, 56, 1263-1267.

- [7] Robinson, K. and Khuri, A.I. (2003). Quantile Dispersion Graphs for Evaluating and Comparing Designs for Logistic Regression Models, *Computational Statistics Data Analysis*, 43, 47 - 62.
- [8] Sitter, R. R. (1992). Robust Designs for Binary Data, *Biometrika*, 48,1145-1155.