

## پیک ریاضی

جلد دوم، شماره سوم پائیز ۱۳۶۶

### مقاله ۱۷۷۴ لایل‌لاس درباره احتمال وارون

نوشته: استفان م. استایگلر

ترجمه: محمدحسین علامت‌ساز

چکیده.

اولین مقاله‌عمده لایل‌لاس در آن ریاضی در سال ۱۷۷۴ منتشر شد. قطعاً "مقاله مزبور پرنفوذترین مقاله‌ای است که در این زمینه تا قبل از سال ۱۸۰۰ ارائه شده و در ضمن اولین مطالعه‌گسترده احتمال وارون و کاربردهای آن در برابر وردیها را متعدد و جمله‌ای و پارامتر محلى است.

مقدمه.

تاریخ آن ریاضی تا قبل از سال ۱۸۰۰ چند رساله بر جسته را مانند هنربرآ وردکردن از یا کوب بر نولی (۱۷۱۲) و آموزه شانسها از دم و آور (۱۷۱۸، چاپ دوم آن ۱۷۳۸) و تعداد کمتری مقالات مهم در مجلات ادواری را شامل می‌شود. شاید پرنفوذترین آنها از نوع دوم مقاله لایل‌لاس درباره احتمال وارون باشد که در سال ۱۷۷۴ چاپ شد. در آن زمان لایل‌لاس ۲۵ سال داشت و این اولین کارقابل توجه اودرآن ریاضی بود. زمانی که در سال ۱۷۷۲ - این کار را شروع کردا و در دوران خلاقیت جدی اکتشافات علمی بود. این طور

همزمان پیشرفت‌های قابل توجهی در ریاضیات و نجوم ریاضی داشت و این مقاله، او که فوران ناگهانی ایده‌ها است اثری محونشدنی در آمار برجای گذاشت. در همین یک مقاله می‌توانیم ریشه‌های نظریه تصمیم‌گیری نویسن، استنباط بیزی با پارامترهای مجہول و تقریب مجانبی توزیع پسین را شناسایی کنیم.

ارائه‌های ریاضی کاملی از سهم لپلاس در زمینه‌ای تاریخی از وضع این مقاله خارج است. با وجود این علیرغم این حقیقت که مقاله روش‌من وروان جلوه‌می‌کند (حتی پس از دو قرن مانندیک کار معاصربنظر می‌رسد)، طرح مختصری از آن در واژه‌های مدرن برای اغلب خوانندگان مفید خواهد بود.

لپلاس پس از اشاره به منابعی از کارهای خود و مقاله‌ای لگراند را مورد حل معادلات تفاضلی (بخصوص آنها یی که در نظریه احتمال روی می‌دهند) در بخش دوم به مسائل استنباط می‌پردازد که محوراً صلی توجه مقاله است. او اولین هدف خود را بروشنی تعیین یک احتمال دو جمله‌ای مجہول معرفی می‌کند که در آن از  $p+q$  آزمایش،  $p$  تا به بود و  $q$  تا باخت مدرج شده‌اند. اصلی رابیان می‌کند که امروزه ما آن را معادل قضیه بیز با علتهای پیشین متداول می‌شناسیم. اگر  $F$  یک پیشا مدل لپلاس باشد با  $n$  علت

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$  آنگاه "اصل" اصولی و عبارت است از

$$\frac{P(\theta_i | F)}{P(\theta_j | F)} = \frac{P(F | \theta_i)}{P(F | \theta_j)}$$

$$P(\theta_i | F) = \frac{P(F | \theta_i)}{\sum_{j=1}^n P(F | \theta_j)}$$

بعضی از دلایلی که بطور معقول مارا از نا آگاهی لایل از کار قبلی بیز  
مطمئن می سازد را می توان در استایگلر (۱۹۷۸) یافت .  
در واقع، یکی از قانع کننده ترین دلایل، روش بسیار متفاوتی است  
که به کار برده شده است : درجا یی که بیزیختی قوی در مورد چگونگی  
امکان پذیرش یک توزیع پیشین یکنواخت ارائه می دهد (استایگلر ۱۹۸۲)،  
لایل این نتیجه را به عنوان فرضی شهودی واضح فرض می کند. لایل ایک  
کاربرد ساده از اصل خود را در حالت نمونه گیری فوق هندسی از یکی از دو ظرف  
ممکن A و B در نظر گرفته و مقدار

$$\text{ظرف } A \mid \text{کشیدن } f \text{ تا سفید و } h \text{ تا سیاه } \quad K=P$$

را محاسبه کرده، بدست می آورد .

$$P \{ \text{کشیدن } f \text{ تا سفید و } h \text{ تا سیاه } \mid \text{ظرف } A \} = k / (k + k')$$

(که در آن { ظرف B | کشیدن f تا سفید و h تا سیاه } = P ) که این نتیجه

صحیحی است اگر A و B پیشین های با احتمال مساوی باشند .

در بخش سوم، لایل این اصل را در حالت نمونه گیری دو جمله ای با یک  
توزیع پیشین یکنواخت برای پارامتر آن به کار می برد. در مثال اول  
او توزیع پیشین بتارابرای پارامتر  $m+n$  آزمایش آینده به شرط آنکه  $p+q$  آزمایش  
(E) لایل ایک را برای  $m+n$  آزمایش آینده می بیند. وسیع برای حالت عمومی  
رخ داده باشد، ابتدا برای  $m=1$  و  $n=0$  وسیع برای حالت عمومی  
محاسبه می کند. در این مورد او فرمول استرلینگ را به صورتی که از یک رساله  
لئونه ردا ویلربه دست آورده جهت محاسبه تقریبی نمونه های بزرگ به کار  
می برد و محاسبات مجانبی را به دو صورت مختلف انجام می دهد. ابتدا فرض  
می کند که  $p+q$  بزرگ است (در صورتی که  $m+n$  بزرگ نیست)، و نتیجه

میگیرد که توزیع پیشگو تقریباً "مساوی حالتی است که در آن" برابر نسبت نموده یعنی  $\frac{p}{p+q}$  اختیار شود. سپس نشان می دهد که اگر  $m+n$  نیز بزرگ فرض شود، مثلاً "نتیجه ای متفاوت به دست می آید. در باقی مانده این بخش، آنالیز توزیع پسین برای نمونه های بزرگ مورد نظر گرفته می شود. و قضیه ای بیان می کند (با کمال تعجب به صورت  $\epsilon=5\%$  امروزی) که در آن سازگاری پسین فراوانی نسبی موفقیت ها را ادعا می کند ولی اثبات اوقویتر است و کاری بیشتر از آن انجام می دهد. آن هم روش خودلایاس را برای محاسبات تقریبی مجانبی انتگرال ها بوسیله بسط تابع انتگرال گیری حول ماکریم آن در  $x=p/(p+q)$  معرفی می نماید و هم بطور موثری نرم اال بودن مجانبی توزیع پسین بتارا هنگام تقریب کردن احتمال پسین

$$E=P\left\{\left|x-\frac{p}{p+q}\right|<\omega\right\}$$

توسط یک انتگرال نرمال وحدگیری وقتیکه  $p+q \rightarrow \infty$  با  $\omega=(p+q)^{-\frac{1}{n}}$

" $n>2$  نمایش می دهد. چون این اثبات شامل چیزی است که ظاهرا"

اولین محاسبه انتگرال معین

$$2 \int_0^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2\sigma^2}\right) dz = 1$$

با  $\sigma^2 = pq/(p+q)^3$  باشد لایاس ممکن است اولین کسی بوده باشد که چگالی نرمال را انتگرال گیری کرده است. در سال ۱۸۰۹، گوس به این محاسبات بعنوان "قضیه زیبای لایاس" اشاره می کند. این قسمت با یک تلاش بفرنچ جهت تقریب کردن خطای انجام شده، در صورتی که  $E=1$  فرض شود به اتمام می رسد.

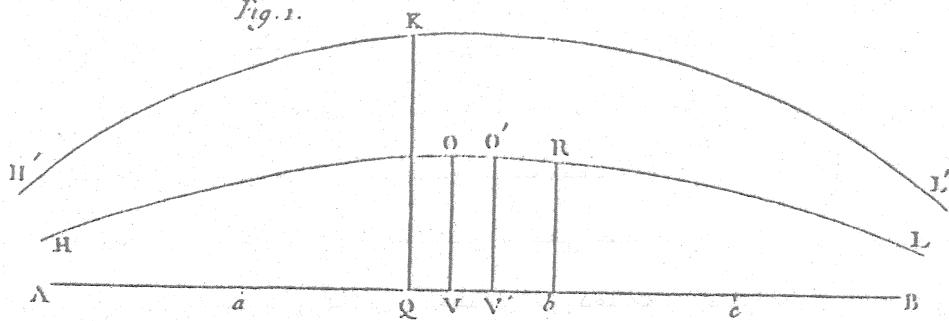
بخش چهارم به مساله دوم، تحلیلی از مساله کلاسیک "نقاط"

از دیدگاهی بیزی، می پردازد. اکنون ممکن است ما این مساله را به عنوان

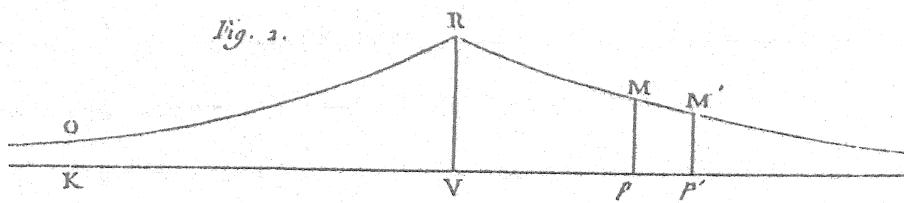
پیدا کردن امیدریاضی توزیع پیشگوی دقیق برای نمونه‌گیری دو جمله‌ای  
با توزیع پیشین یکنواخت توصیف کنیم.

دربخش پنجم، لابلس درجهت برآ وردکردن یک پارامتر محلی برای  
حالت " سادهء " سه مشاهده‌ای حرکت می‌کند. ظا هرا " او با خواندن پانوشتی  
کوتاه در مقاله‌ای مروری از زمان برنولی سوم که در ۱۷۷۲ چاپ شده بود به  
وجد آمد و بود: " مسالهء یا فتن میانگین واقعی چند مشاهده که بندرت  
میانگین حسابی است بطورقابل ملاحظه‌ای مورد علاقه منجمین است . " برنولی  
کارهایی از بوسکوویج و لامبرت را که منتشر شده بودند و از لاغرانژ و دانیل  
برنولی را که بعداً در سالهای ۱۷۷۶ و ۱۷۷۸ چاپ شدند ذکر کرده بود . ( تمام  
پانوشت با منابع در استایگلر ( ۱۹۷۸ صفحه ۲۴۸ ) دوباره چاپ گردیده است )  
لابلس بررسی این مسالهء ( " مسالهء دوم " ) را با اندیشیدن درباره طبیعت  
توزیع خطای و یا فتن عبارت عمومی برای توزیع پیشین چیزی که ما حالا  
آن را پارامتر محلی می‌خوانیم آغاز می‌کند . شکل ۱ سه مشاهدهء  $a$  ،  $b$  و  $c$  را  
نشان می‌دهد و شکل ۲ توزیع خطای  $v$  مقدار واقعی پارامتر محلی و  $p$  و  $q$   
بترتیب شکاف بین  $a$  و  $b$  و  $c$  را نمایش می‌دهند . حال ممکن است  
 $q=x^{(1)}$  ،  $p=x^{(2)}$  ،  $c=x^{(3)}$  ،  $b=x^{(2)}$  ،  $a=x^{(1)}$  باشند  
و توجه کنیم که  $p$  و  $q$  ماره‌های فرعی هستند . لابلس  $x$  را به عنوان فاصلهء  
 $v$  تا  $a$  قرار می‌دهد . شکل ۱ شرح ترسیمی توزیع پیشین  $x$  مشروط بر  
داشتن  $p$  و  $q$  را به دست می‌دهد یعنی منحنی  $HOL$  را . لابلس هردوی میانه  
پیشین ( " میانگین احتمال " ) و مقداری که امیدریاضی پیشین زیان  
( " میانگین خطای " ) را مینیموم می‌کند به عنوان برآ ورد پیشین پارامتر محلی  
پیشنهاد کرده و اثبات می‌کند ( با کمک شکل ۳ ) که اینها همواره مساوی‌اند .  
این نتیجه ( مشخص سازی میانهء پیشین به عنوان بهینه برای تابع زیان

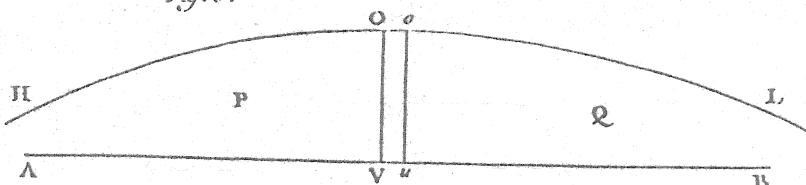
*Fig. 1.*



*Fig. 2.*



*Fig. 3.*



معینی (مطمئناً) یکی از اولین تناایی شناسائی شده است که مامیتوانیم واقعاً به آن ریاضی متعلق بدانیم تا به نظریه احتمال . سپس او به سوال تصریح کردن توزیع خطاب از گشته و بحثی دربار چگالی نمائی دوگانه

$$\psi(x) = \frac{1}{2} m e^{-m|x|}$$

ارائه می‌دهد . با فرض اینکه پارامتر مقياس  $m$  معلوم است ، اعبارة تقریبی صریح برای میانه پسین می‌باشد و همان طور که زان برنولی سوم گفته بود نشان می‌دهد که آن با میانگین حسابی که عموماً "استفاده می‌شدم" تفاوت است .

بقیه بخش پنجم مربوط به حالتی است که پارامتر مقياس  $m$  مجهول است اما توزیع پیشین یکنواخت است . تحلیل اودراین قسمت بفرنچ و پیچیده است . این پیچیدگی به خاطر خطای از نظر گریزندۀ ای که دریافت نیک عبارت صریح برای میانه پسین انجام می‌دهد بیشتر می‌شود . گرهای اصلی مقاله در دو پارagraf متواتی است که بدنبال محاسبه درست توزیع پسین  $m$  آمده اند ، پارagraf اولی که با "پس ، اگر ما توسط لذنشان دهیم ....."

شروع می‌شوند . چون ظاهراً "طبیعت و اهمیت این خطاب از نظر سایر مفسیرین به دور مانده است ارزشمند است که تفسیر مفصلی از آن در اینجا آورده شود .

برای کمک به روشنی بحث ، علامت  $f$  را به عنوان نماد عمومی برای چگالی بدکار می‌بریم . پس مثلاً  $f(x, m|p, q)$  نمایشگر چگالی شرطی  $x$  و  $m$  است به شرط آنکه  $p$  و  $q$  معین باشند . بدین دلیل ورید که لابلس مسائله اش را بر حسب تصحیح  $x$  ، که در مشاهده اول ، "می‌سازد مطرح کرده و دنبال میانه پسین  $x$  (که آن را با  $x_0$  نشان خواهد داد) است . لابلس قبل از آن "بدرسنی در حالتی که  $m$  را معلوم فرض می‌کند ، را بطوری که میانه پسین را معین

می‌کند به صورت

$$\int_{-\infty}^{x_0} f(x, p, q | m) dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, p, q | m) dx$$

به دست می آورد. چون این چگالی توازن متناسب با چگالی شرطی  $f(x | p, q, m)$  است با ثابت تناوب، برابری بالامعادل است با

$$\int_{-\infty}^{x_0} f(x | p, q, m) dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} f(x | p, q, m) dx$$

در اینجا، وقتیکه  $m$  مجہول باشد تحت این فرض که  $m$  یک پیشین است که بطوریکنواخت روی  $(0, \infty)$  توزیع شده، او  $f(m | p, q)$  را به صورت

$$f(m | p, q) \propto m^2 e^{-m(p+q)} (1 - \frac{1}{3} e^{-m/p} - \frac{1}{3} e^{-mq})$$

محاسبه می کند. حال یا ا عبارت است از لaplans قصداً ردبه صورت زیر عمل کند:

ما می خواهیم  $x$  طوری باشد که

$$\int_{-\infty}^{x_0} f(x | p, q) dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} f(x | p, q) dx,$$

ویا معادل است با

$$\int_0^{\infty} \int_{-\infty}^{x_0} f(x, m | p, q) dx dm = \frac{1}{2} \int_0^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, m | p, q) dx dm,$$

ویا

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} \int_{-\infty}^{x_0} f(x | m, p, q) f(m | p, q) dx dm \\ = \frac{1}{2} \int_0^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x | m, p, q) f(m | p, q) dx dm \end{aligned}$$

حال اگر این آخرین برابری معادل می‌بود با

$$\int_0^\infty \int_{-\infty}^{x_0} f(x, p, q | m) f(m | p, q) dx dm \\ = \frac{1}{2} \int_0^\infty \int_{-\infty}^\infty f(x, p, q | m) f(m | p, q) dx dm,$$

آنگاه ما واقعاً "به حل لاپلاس می‌رسیدیم. ولی این هنگامی درست است که

$$f(x | m, p, q) \propto f(x, p, q | m)$$

و شایسته نداشته باشد که اینجا چنین نیست. در حقیقت

برای پیشین لاپلاس داریم:

$$f(x | m, p, q) = f(x, p, q | m) / f(p, q | m)$$

$$\propto f(x, p, q | m) / f(m | p, q),$$

بنابراین حل صحیح باشد به صورت

$$\int_0^\infty \int_{-\infty}^{x_0} f(x, p, q | m) dx dm = \frac{1}{2} \int_0^\infty \int_{-\infty}^\infty f(x, p, q | m) dx dm,$$

باشد، یک جفت انتگرال که حتی ساده‌تر از آنها بی است که لاپلاس در نظر گرفت.

لاپلاس به خاطر خطایش مجبور به یا فتن ریشه، یک معادله درجه

پانزدهم‌شده به روش تکراری آن را حل کرد و جواب را به شکل یک جدول ارائه

داد. جای تعجب نیست که چرا اول فقط حالت سه مشاهده‌ای را در نظر می‌گیرد.

خطای لاپلاس مهم است زیرا که روش می‌سازد که چرا اول توزیع‌های شرطی را فقط

به عنوان تناوب پنداشته و نیز به روش شدن این نکته که چگونه "اصل"

اصلی چنین شهودی‌درو و برانگیخته است کمک می‌نماید (استایگلر، ۱۹۸۶،

فصل ۳).

سرانجام، بخش ششم موثر بودن یک توزیع پیشین برای احتمال رادردو  
حالت کلاسیک پرتا بسکه و آنداختن یک تاس کشف می‌کند. کارا و در این بخش

با بخش‌های پیش از این نظر متفاوت است که در اینجا یک پیشین غیریکنواخت را در نظر می‌گیرد. لایپلاس عمل "فرض صفر صریح" سالم بودن سکه "را بدبین صورت غیر صریح می‌کند که ابتدا احتمال را به جای  $\frac{1}{2}$  برابر ( $\pi - 1$ ) در نظر می‌گیرد و سپس فرض می‌کند که  $\pi$  روی  $[0, q^{-1}]$  بطور یکنواخت توزیع شده باشد. این متوجه می‌شود که این نتایج برای پیشا مدهای مرکب (خصوصاً مید ریاضی توزیع پیشگو) می‌توانند به نحو چشمگیری باحالتی که یک سکه سالم در نظر گرفته می‌شود متفاوت باشند. تحلیل وی برای تاس، اگرچه پیچیده‌تر است ولی مشابه همین است. جالب توجه است که اوتاوس نا سالم را "تاس انگلیسی" می‌نماید. ای بسا که لندنیها لقب متفاوتی برای تاس مزبور داشته باشند. این محااسبات صریحی برای حالت یک تاس ۳ وجهی مطلب را به پایان می‌رساند و نتایجی را استخراج می‌کند که با یادآوری اولین رابردهای ایده‌های بیزی در حالت چند جمله‌ای باشند.

نفوذ این مقاله از اینجا بود که ایده‌های "بیزی" برای اولین بار در سراسر دنیا ریاضیات پخش شد، در حالی که مقاله خود بیز (بیز ۱۷۶۴) تا بعد از ۱۷۸۵ نادیده گرفته شده بود و تا قرن بیستم هیچ نقش مهمی در مبارحت علمی ایفا نکرد. (استایگلر ۱۹۸۲). همچنین این مقاله لایپلاس بود که تکنیک‌های ریاضی برای آنالیز مجانبی توزیع‌های پیشین را که امروزه هنوز بکار گرفته می‌شوند معرفی کرد. و در اینجا است که می‌توان اولین مثال برآورد بسیار را با محااسبه و مشخص نمودن یک برآورد کننده که اندازه مخصوص از امید ریاضی پیشین زیان و امینیموم می‌کنندیاافت. اکنون پس از نزدیک به دو قرن، آمارشناسان نه تنها ریشه‌های را در این شاھکار علمی شناسائی می‌کنند بلکه هنوز هم از آن چیزیا دمی‌گیرند...

Stephen M. Stigler,

Laplace's 1774 Memoir on Inverse Probability, *Statistical Science*, 1986, Vol. 1, No. 3, 359-362.

BAYES, T. (1764). An essay towards solving a problem in the doctrine of chances. *Philos. Trans. Roy. Soc. Londón* 53 370-418. (Reprinted, with an introduction by George Barnard, in 1958 in *Biometrika* 45 293-315, and in 1970 in *Studies in the History of Statistics and Probability* (E.S. Pearson and M.G. Kendall, eds.) 131-153. Hafner, Darien, Conn.)

DALE, A. I. (1982). Bayes or Laplace? An examination of the origin and early applications of Bayes's theorem. *Arch. History Exact Sci.* 27 23-47.

GILLISPIE, C.C. (1981). Laplace, Pierre Simon. *Dictionary of Scientific Biography* 15, 273-403. Scribner, New York.

LAGRANGE, J.L. (1759). Sur l'integration d'une equation differentielle a differences finies, qui contient la theorie des suites recurrentes. *Miscellanea Philos. Math. Soc. Privatae Taurinensis* 1 33-42.

LAPLACE, P.S. (1774a). Memoire sur les suites recurro-recurrentes et sur leurs usages dans la theorie des hasards. *Memoires de mathematique et de physique presentes a l'Academie royale des sciences*, par divers savans, & lus dans ses assemblees 6 353-371. (Reprinted in Laplace's *Oeuvres completes* 8 5-24.)

LAPLACE, P. S. (1774b). Memoire sur la probabilite des causes par les evenemens. *Memoires de mathematique et de physique presentes a l'Academie royale des sciences*, par divers savans, & lus dans ses assemblees 6 621-656. (Reprinted in Laplace's *Oeuvres completes* 8 27-65.)

- LAPLACE, P. S. (1775). Memoire, sur les solutions particulières des équations différentielles, & sur les inégalités séculaires des planètes. *Histoire de l'Academie royale des sciences*, année 1772, première partie, avec les Mémoires de mathématique et de physique, pour la même année, tirés des registres de cette académie (published 1775) 343-377 (Reprinted in Laplace's *Oeuvres complètes* 8 325-366.)
- LAPLACE, P. S. (1776). Recherches, sur l'intégration des équations différentielles aux différences finies, & sur leur usage dans la théorie des hasards. *Mémoires de mathématique et de physique* présentés à l'Academie royale des sciences, par divers savans, & lus dans ses assemblées, 1773 (published 1776) 37-162. (Reprinted in Laplace's *Oeuvres complètes* 8 69-197.)
- LAPLACE, P. S. (1886-1912). *Oeuvres complètes de Laplace*. 14 volumes. Gauthier-Villars, Paris.
- SHEYNNIN, O. B. (1977). Laplace's theory of errors. *Arch. History Exact Sci.* 17 1-61.
- STIGLER, S. M. (1978). Laplace's early work: Chronology and citations. *Isis* 61 234-254.
- STIGLER, S. M. (1982). Thomas Bayes's Bayesian inference. *J. Roy. Statist. Soc. Ser. A* 143 250-258.
- STIGLER, S. M. (1986). *The History of Statistics: The Measurement of Uncertainty Before 1900*. Harvard Univ. Press, Cambridge, Mass.
- TODHUNTER, I. (1865). *A History of the Mathematical Theory of Probability from the Time of Pascal to that of Laplace*. Macmillan, London. (Reprinted by Chelsea, New York, in 1949, 1965.)