

## 卜松估計的漸近分析

中央研究院統計所 黃顯貴

Among discontinuous distributions,  
the Poisson series is of first importance.

—Sir Ronald Aylmer Fisher  
(1890–1962)

### 導論

卜松分布自卜松 (Simeon-Denise Poisson, 1781-1840) 在其「刑法及民法判決的機率分析」一書[3]首先導出後,便以“稀有事件定律”(law of rare events)的角色在諸多應用問題中出現。它的高度出現頻率當然與其簡單的定義有關:若  $X$  是一卜松分布,參數為  $\lambda$ ,則

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (k = 0, 1, \dots).$$

所以從聚會中生日相同的人數到每年百歲人瑞死亡人數;從印刷文件中每頁打字錯誤次數到一朵花瓣數;從某一時間電話通話數到公路上車禍及死亡數;卜松分布都在合理的模型假定下以最自然的方式出現。

從這個稀有事件定律的角度出發,俗語所謂

無巧不成書

的「巧」字,對機率學家來說,很自然會將它與卜松分布作聯想。同理

福無雙至

禍不單行

背後也隱藏了可能的卜松分布。這些例子約略點出了為什麼卜松分布在科學研究上歷久長青。近年來分子生物學研究的蓬勃發展,又將相關卜松分布問題帶入另一境地。

我們在網路上作「Poisson distribution」這個關鍵字的搜尋,結果如下(5/29/2000):

	Poisson distribution	Poisson distributions	Poisson distributions*
Raging	1314	6659	7700
Google	1178	6100	----

(其它 search engines 如 Yahoo 等較不適於專業搜尋;另 Google 尚未提供 OR-search 的功能)這其中大多數網頁屬教學性質,學術意味較低。我們再利用 AMS 的 MathSciNet 尋找 Math Reviews 所收錄自 1940 至 2000 的論文中, title 含 Poisson distribution 的文章,共找到 401 筆。若將 title 改成 anywhere,則共找到 1517 筆(搜尋日為 5/29/2000)。這些搜尋結果顯而易見地說明了卜松分布的“無所不在性”。

### 卜松估計

卜松在其書[3]上證明如下的結果:

設  $Y$  是二項分布,參數是  $n, p$ , 其中  $n$  是正整數,  $0 < p < 1$ :

$$P(Y = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad (0 \leq k \leq n).$$

若  $np \rightarrow \lambda < \infty$  (當  $n \rightarrow \infty$  時),則

$$P(Y = k) \rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (k = 0, 1, \dots).$$

用簡單的話來說,給定一個銅板其出現人頭的機率是  $p$ ,則丟  $n$  次後人頭出現總數的極限分布是卜松( )分布,前提是  $np \rightarrow \lambda < \infty$ ;亦即  $p$  相對於漸增的  $n$  必須很小—從而稀有事件定律得其命名。

這個結果很自然有多方向的延伸。最常見的是去掉同分布的限制。在適當條件下,卜松分布仍以稀有事件定律的角色出現。而所謂“卜松估計”問題,便是進一步去了解逼近程度的好壞(準確性)。與本文有關,較值得一提的是 Yu. V. Prohorov (1929--1995) 1953 年的結果[4]。他考慮了如下的全變差距離函數:

$$d_{TV}(L(X), L(Y)) = \frac{1}{2} \sum_{k \geq 0} |P(X = k) - P(Y = k)|,$$

其中  $L(X), L(Y)$  分別表為  $X$  及  $Y$  的分布。他證明

$$d_{TV}(L(X), L(Y)) = \frac{p}{\sqrt{2pe}}(1 + O(E)). \quad (1)$$

右式誤差項  $E$  滿足

$$E = \min \left\{ 1, p + (np)^{\frac{1}{2}} \right\}.$$

這是一個相當強的結果。它把卜松原始的“極限定理”作了兩個方向的延伸：

- (a) 精確度：即用卜松分布來估算二項分布時誤差的大小。
- (b) 稀有度：(1)式成立的條件有二：
  - (i)  $np = O(1)$ ；
  - (ii)  $p = o(1)$  及  $np \rightarrow \infty$ ；

其中第(ii)個條件大大地推廣了卜松估計的適用範圍；亦即卜松分布不僅可描述稀有事件，它也可描述“中央極限定理”。這中間有無矛盾之處？答案當然是沒有。這個概念很重要，底下再進一步闡述。

我們知道，卜松分布當其參數  $l \rightarrow \infty$  時，在適當正態化後趨近標準常態分布(即所謂中央極限定理)。所以如果適當地選取卜松分布的參數，則它既可描述稀有事件，亦可描述中央極限定理。亦即卜松分布有其漸近估計上的“均勻性”。這個均勻性的一般現象是：常態分布是一種連續分布，用它來逼近離散分布時，免不了會有跳躍點上引出的誤差。這些誤差在一般情形下都是以  $1/(\text{標準差})$  的速率趨近零；而如果適當選取一較好算的離散分布時，用連續來逼近離散分布所產生的效應，不復存在；意即相對的誤差可能較易控制。

另一方面，均勻性在實用上非常重要。因為實用上所謂的無窮大是不存在的。例如，假若  $n=10000$ ， $p=10^{-3}$ ，則  $np=10$ ，這個數到底是  $n^{1/4}$  還是  $O(1)$  呢？所以類似 (1) 式較均勻的結果，除開理論上的興趣外，也有其實用價值。

值得一提的是當  $np = O(1)$  時，(1)式右邊變成一上界估計。

很可惜的是像 Prohorov 這種結果在卜松估計的文獻上卻是屈指可數(參閱[1])。其中一個可能的原因是其後新方法的發展使此類結果較乏人問津。這些新方法主要可分成三大類(the

big three, 根據 J. M. Steele 的說法[5])：

Chen-Stein method  
semigroup method  
coupling method

這些方法各有所長。這三類最大宗者非 Chen-Stein method 莫屬，它的條件較鬆且適於估計上界；semigroup method 基本上是複變方法(用特徵函數)的實變版本。這些方法各有所長，也多有限制。比如說 (1) 式便不易由此三種方法得出(主要項較容易；餘項較難)。

這些方法的優劣比較及卜松逼近近十年來的廣為重視，使我考慮採用一較直接的分析方法，來計算在一般的卜松估計問題上，卜松逼近所對應的距離函數之漸近行為。我著眼於漸近展式而不是一般的上界估計。

我在[2]中考慮了一個系列的離散隨機變數  $\{X_n\}$ ，其機率生成函數(pgf)漸近上很接近卜松分布的 pgf，在相當一般的條件下，我導出了底下常見距離函數的漸近展式：

$$d_{TV}(L(X_n), L(Y)) = \frac{1}{2} \sum_{j \geq 0} |P(X_n = j) - P(Y = j)|^a \quad (\text{total variation distance})$$

$$d_{FM}(L(X_n), L(Y)) = \sum_{j \geq 0} |P(X_n \leq j) - P(Y \leq j)|^a \quad (\text{Fortet-Mourier distance})$$

$$d_K(L(X_n), L(Y)) = \max_{j \geq 0} |P(X_n \leq j) - P(Y \leq j)|^a \quad (\text{Kolmogorov distance})$$

$$d_L(L(X_n), L(Y)) = \max_{j \geq 0} |P(X_n = j) - P(Y = j)|^a \quad (\text{point metric})$$

$$d_M(L(X_n), L(Y)) = \left( \frac{1}{2} \sum_{j \geq 0} (P(X_n = j)^a - P(Y = j)^a) \right)^{1/a} \quad (\text{Matusita 或 Hellinger distance})$$

同時我也有系統地描述出一大類組合結構，使得如上的結果可以幾乎「自動」成立；另外算術數論上的卜松估計也加以探討。文中並考慮了多方向的延伸及未來發展方向。

舉個例子來說明結果的形式。令  $X_n$  表  $\{1, \dots, n\}$  中任意挑選出的整數作質因數分解後

質數個數和 (不重覆計算), 其中每個整數被挑出的機率均為  $1/n$ 。令  $Y$  是一卜松分布, 參數是  $I = \log \log n + c$  其中

$$c = \gamma - 1 + \sum_{p: \text{prime}} \left( \log \left( 1 - \frac{1}{p} \right) + \frac{1}{p} \right) \approx 0.261497$$

,  $\gamma$  為 Euler 常數,

且

$$P(Y = k) = \frac{I^{k-1}}{(k-1)!} e^{-I} \quad (k = 1, 2, \dots),$$

則

$$d_{TV}(L(X_n), L(Y)) = \frac{k^a c(a)}{2^{\frac{3a+2}{2}} p^{\frac{a}{2}}} I^{-\frac{3a-1}{2}} \times \left( 1 + O\left(I^{-\frac{1}{2}}\right) \right) \quad (2)$$

其中

$$k = \left| 1 - \frac{p^2}{6} - \sum_{p: \text{prime}} p^{-2} \right| \approx 1.097181 \dots,$$

$$c(a) = 2 \int_0^\infty |x^2 - 1|^a e^{-\frac{a}{2}x^2} dx.$$

其他距離函數亦有類似型式的結果。這個結果, 雖然是我主要定理的一推論, 在機率數論上亦是全新的式子。這個例子的參數  $I \rightarrow \infty$ , 再來看一個參數是有限的例子。若  $X_n$  是二項分布, 參數是  $n, p$ , 若  $np = I = O(1)$ , 則

$$d_{TV}^{(a)}(L(X_n), L(Y)) = 2^{1-a} \sum_{j \geq 0} \left( e^{-I} \frac{I^j}{j!} \right)^a \left| I^2 - 2jI + j(j-1) \right|^a \left( 1 + O(n^{-1}) \right),$$

其中  $Y$  是卜松分布參數是  $I = np$ 。

## 結語

我們從底下的統計數字可約略看出卜松估計在目前文獻上的發展(或受重視)程度。「卜松估計」在 Raging(為 Altavista 之搜尋引擎)上共找到 798 個網頁(搜尋日為 5/29/2000)。而在 MathSciNet 的搜尋結果:

title: 148 篇(其中 110 篇發表於 1990 年後);

anywhere: 279 篇(其中 193 發表於 1990 年後)。

雖然單從數量上無法得出太多結論, 我們可以說卜松估計仍是一相當熱門的題目。

從方法學上來看, 不同方法自有其優劣性。我提出的分析方法在概念上、在程序上較直接透明, 比其它方法, 容易了解。但在漸近估計上須較多分析工具如複變、鞍點法..等, 這些方向進一步刺激出新的問題, 比如說(2)式的餘項是否最佳? 目前正從事這些及其他應用問題的進一步研究。

## 參考文獻

- [1] A. D. Barbour, L. Holst and S. Janson, *Poisson approximation*, Oxford Science Publication, Clarendon Press, Oxford (1992).
- [2] H.-K. Hwang, *Advances in Applied Probability*, **31**, 448 (1999).
- [3] S.-D. Poisson, *Recherche sur la probabilité des jugements en matière criminelle et en matière civile*, Bachelier, Paris (1837).
- [4] Y. V. Prohorov, *Uspekhi Matema-ticheskikh Nauk*, **8**, 135 (1953). Also in *Selected Translations in Mathematical Statistics and Probability*, volume **1**, 87.
- [5] J. M. Steele, *American Mathe-matical Monthly*, **101**, 48 (1994).

*Life is good for only two things,  
discovering mathematics and  
teaching mathematics.*

—S.-D. Poisson