

Bernoulli distribution

當 sample space 只有兩種 outcome 時，(e.g. 擲一次銅板，只有正面和反面兩種可能、學期成績是否及格...)這樣的試驗稱為 Bernoulli trial，假設其隨機變數 X 只有 1 和 0 兩種，

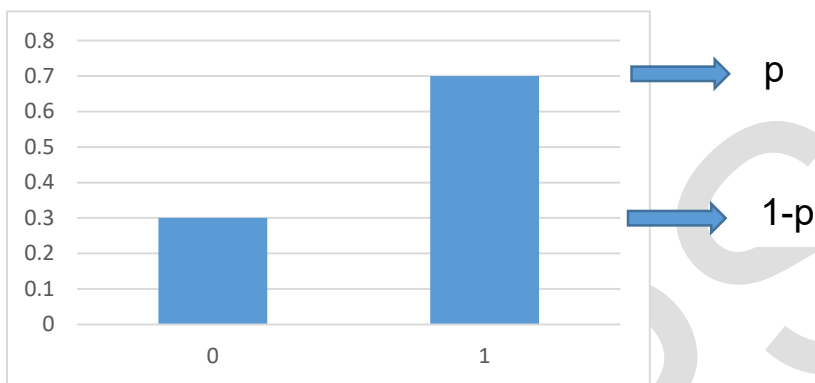
$$P(X=1)=p$$

$$P(X=0)=1-p$$

我們只須給定 p ，重複試驗數次，觀察 $X=1$ 的次數，這樣的分佈即為 Bernoulli distribution

e.g.

我們丟擲銅板 10 次，得到 7 個正面，其 Bernoulli distribution 如下圖



$$E(X) = 1 \cdot p + 0 \cdot (1-p) = p$$

$$Var(X) = E(X^2) - E^2(X) = (1^2 \cdot p + 0^2 \cdot (1-p)) - p^2 = p - p^2 = p(1-p) = pq \quad // q = 1-p$$

假設執行 Bernoulli 試驗 N 次，第一次試驗結果為 X_1 ，第二次試驗結果為 X_2 ...

得到這樣結果 D 的機率為

$$P(D | \theta = p) = \prod_{i=1}^N p^{X_i} (1-p)^{1-X_i}$$

e.g. 擲銅板 N 次

假設結果為 $D = \{1, 0, 0, 1, \dots, 0, 1\} = \{X_1, X_2, \dots, X_N\}$

$$\Rightarrow P(D | \theta = p) = p^{X_1} (1-p)^{(1-X_2)} (1-p)^{(1-X_3)} p^{X_4} \dots (1-p)^{(1-X_{N-1})} p^{X_N}$$

但這是在我們已知參數 $\theta = p$ 的前提下，但很多時候我們無法提前知道參數，(e.g. 在進賭場前，我們並不知道莊家在背後偷調的中獎機率為何)，當然，如果我們知道參數值，我們可以輕易得到目前情形的機率，但在參數不知道的前提下，對於目前發生的情形，我們只能試著找出“最可能發生這種狀況的參數”，例如我們投擲銅板 1000 次，得到 511 次銅板，如果我們完全客觀的來觀察這件事，我們會說擲出正面的機率是 0.511。回到原本的命題，若在執行試驗 N 次中，成功($X=1$)的次

數是 k ，那麼我們通常會猜成功的機率是 $\frac{k}{N}$ 。

但是，這樣的猜測真的是“最可能發生這種狀況”的參數嗎？以下我們就來證明其實我們的大腦還是很厲害的！

重複一次問題並寫成數學式，在事件 D 發生時，我們希望找出參數 $\theta = p$ 能使發生此事件的機率最大，即求

$$\arg \max_p \prod_{i=1}^N p^{X_i} (1-p)^{1-X_i}$$

也就是求 $\prod_{i=1}^N p^{X_i} (1-p)^{1-X_i}$ 這個式子最大時的參數 p 為多少

然而，因為乘法的微分比較麻煩(如果有兩項相乘，就要做“前微後不微+前不微後微”)，若相乘項更多，會更複雜，我們試著將相乘項改為相加項，當然首選就是取 \log 了

性質：

$$a > b \Leftrightarrow \log a > \log b$$

所以若 p_k 在所有的 p 中

$$\begin{aligned} \prod_{i=1}^N p_k^{X_i} (1-p_k)^{1-X_i} &> \arg \max_p \prod_{i=1}^N p^{X_i} (1-p)^{1-X_i}, \text{ for all } p \neq p_k \\ &\Leftrightarrow \\ \log\left(\prod_{i=1}^N p_k^{X_i} (1-p_k)^{1-X_i}\right) &> \log\left(\arg \max_p \prod_{i=1}^N p^{X_i} (1-p)^{1-X_i}\right), \text{ for all } p \neq p_k \end{aligned}$$

白話來說，若 p_k 有在所有 p 中最大的 $\log\left(\prod_{i=1}^N p^{X_i} (1-p)^{1-X_i}\right)$ ，那麼這個 p_k 也是所有 $\prod_{i=1}^N p_k^{X_i} (1-p_k)^{1-X_i}$ 中最大的 p

所以我們就可以安心的取 \log 了！

$$\begin{aligned} \log\left(\prod_{i=1}^N p^{X_i} (1-p)^{1-X_i}\right) &= \sum_{i=1}^N \log(p^{X_i} (1-p)^{1-X_i}) = \sum_{i=1}^N \log(p^{X_i}) + \sum_{i=1}^N \log((1-p)^{1-X_i}) \\ &= \sum_{i=1}^N X_i \log(p) + \sum_{i=1}^N (1-X_i) \log(1-p) \end{aligned}$$

我們想取這樣 p 函數的最大值，微分=0 的那一點即是

$$\frac{d}{dp} \left(\sum_{i=1}^N X_i \log(p) + \sum_{i=1}^N (1-X_i) \log(1-p) \right) = 0$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^N X_i \frac{1}{p} - \sum_{i=1}^N (1 - X_i) \frac{1}{1-p} = 0 \\
&\Rightarrow \frac{\sum_{i=1}^N X_i}{p} = \frac{\sum_{i=1}^N (1 - X_i)}{1-p} = \frac{N - \sum_{i=1}^N X_i}{1-p} \\
&\Rightarrow (1-p) \sum_{i=1}^N X_i = p(N - \sum_{i=1}^N X_i) \\
&\Rightarrow p = \frac{\sum_{i=1}^N X_i}{N} = \frac{\text{成功次數}}{\text{總試驗次數}}
\end{aligned}$$

證明成功！

Binomial distribution

相較於 Bernoulli distribution，Binomial distribution 多給定了試驗次數 N 這個參數，其實推導都和 Bernoulli distribution 差不多，若成功次數總合為 m

$$P(X=m | p, N) = \binom{N}{m} p^m (1-p)^{(N-m)}$$

因為試驗 N 次，故期望值、變異數都是 Bernoulli distribution 的 N 倍

$$E(X) = Np$$

$$\text{Var}(X) = Npq$$

Maximum likelihood 仍為 $\frac{m}{N}$

Frequentist -> bayesian

之前提過這兩個的不同，frequentist 是看數據說話，例如，我們連續擲銅板三次，出現三個正面，以 frequentist 角度來看，他推得的參數 $\theta = p = 1$ ，完全不可能有擲出反面的機會，但是其實若是一個公平的銅板，擲出這樣的情形的機率為 $1/8$ ，其實還是有可能會發生的，再擲一次銅板，其實還是有可能會擲出反面的，但 frequentist 否定這種可能，由此可知，單純用 frequentist 去判斷一件事是不可靠的。但是用 bayesian 做又可能因為給一個太差的 prior 而使得結果離現實差很多。

這裡使用的方法是給予一個 distribution 給 prior，我們給予看似不太可能發生的是一個很低的機率，我們可以看到整體的分布而不是只有單點，我們再回來看這個式子

$$P(\theta | H) = \frac{P(event | \theta)P(\theta)}{P(event)}$$

我們給予一個 $P(\theta)$ 的 distribution 做為 prior，distribution 上的每點我們都可以算出其 likelihood，prior 和 likelihood 相乘後，再做 normalize 得到 posterior，lesson3 筆記 p7~9 有例子可以參考，但是每次我們除了算 likelihood 外，還要 normalize，要算 marginal 很麻煩，我們希望有一種分布，可以表現出各式各樣的分布，同時給予此分布給 prior 後，可以直接用 prior 和給予的情形求出和 prior 有相同分布形式的 posterior，若有這種性質的分布，我們稱為 Conjugate。

Conjugate prior-posterior

我們會希望 prior 和 posterior 的分布是相同類型的，這樣的話我們可以將 posterior 直接視為 prior，在觀察到一個現象，繼續再做下一次 posterior 的預估，不需要再計算 marginal。

符合這樣形式的是 beta function，在講 beta function 前，需要先提到 gamma function

gamma function 定義如下：

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} p^{x-1} e^{-p} dp$$

性質：

1.

$$\Gamma(x) = (x-1)\Gamma(x-1)$$

proof:

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} p^{x-1} e^{-p} dp = -p^{x-1} e^{-p} \Big|_0^{\infty} + (x-1) \int_0^{\infty} p^{x-2} e^{-p} dp = (x-1) \int_0^{\infty} p^{x-2} e^{-p} dp = (x-1)\Gamma(x-1)$$

2.

$$\int_0^{\infty} p^{a-1} (1-p)^{b-1} dx = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}$$

proof:

$$\because \int_0^{\infty} \beta(p, a, b) dx = 1 = \int_0^{\infty} p^{a-1} (1-p)^{b-1} \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} dx = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \int_0^{\infty} p^{a-1} (1-p)^{b-1} dx$$

$$\Rightarrow \int_0^{\infty} p^{a-1} (1-p)^{b-1} dx = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}$$

代幾個值看看

$$\Gamma(1) = \int_0^{\infty} p^0 e^{-p} dp = -e^{-p} \Big|_0^{\infty} = 1$$

$$\Gamma(2) = \int_0^{\infty} p^1 e^{-p} dp = -p e^{-p} \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-p} dp = -e^{-p} \Big|_0^{\infty} = 1 = (2-1)\Gamma(1)$$

$$\Gamma(3) = 2\Gamma(2) = 2$$

故

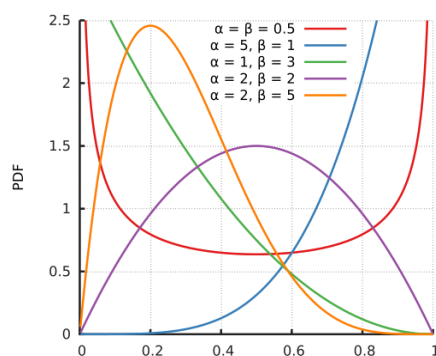
$$\Gamma(x) = \begin{cases} 1 & , x = 1 \text{ or } 2 \\ (x-1)! & , \text{otherwise} \end{cases}$$

而 beta function 是由 gamma function 定義而來

$$\beta(p | a, b) = p^{a-1} (1-p)^{b-1} \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}$$

如果仔細觀察可以發現，這樣的形式和 binomial distribution 很像， p 就是成功機率， a 是成功次數， b 是失敗次數，如果以 binomial distribution 顯示會是

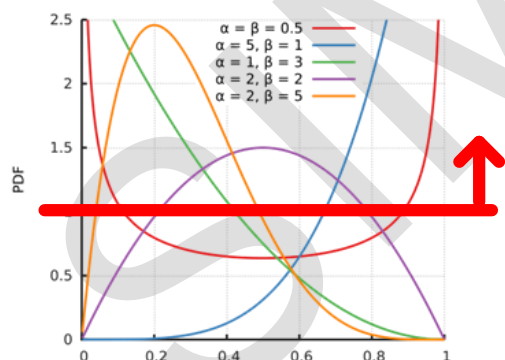
$$P(p | a, b = N - a) = p^{a-1} (1-p)^{b-1} \frac{(a+b)!}{a!b!}$$



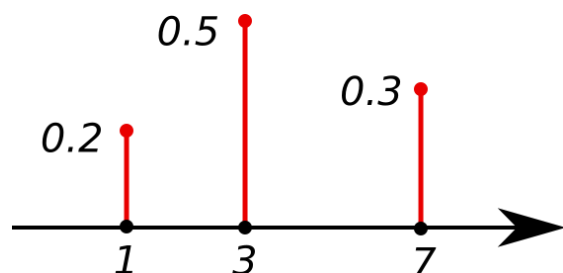
圖片來源：維基百科

note: 後記

剛念到這裡時沒甚麼注意就放他過去了，到了一兩個星期後我才發現 beta distribution 的 pdf 有很多地方都大於 1，發現是我觀念不清楚



這裡要注意的是不要和 PMF(probability mess function)搞混，PMF 是離散型的機率分布



$\sum_i p_i = 1$ ，故一定遵守每點機率均小於 1

但對於連續型的 PMF 就不是這回事，PDF 遵守 $\int_x p(x)dx = 1$ ，故可能有部分的值大於 1，但是機率加總仍為 1，我們沒辦法得到“某點”的機率值，我們只能得到“某個區間”發生的機率而已，例如，我們沒辦法得到 beta distribution(0.5)的值，但我們可以得到 beta distribution($0.4 \leq x \leq 0.5$)的值

扯遠了，繼續吧！

$$E(X) = \int_0^1 x \cdot x^{a-1} (1-x)^{b-1} \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} dx$$

$$= \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \int_0^1 x^{(a+1)-1} (1-x)^{b-1} dx = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \frac{\Gamma(a+1)\Gamma(b)}{\Gamma(a+1+b)} = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \frac{a\Gamma(a)\Gamma(b)}{(a+b)\Gamma(a+b)} = \frac{a}{a+b}$$

$$Var(X) = E(X^2) - E^2(X)$$

$$E(X^2) = \int_0^1 x^2 \cdot x^{a-1} (1-x)^{b-1} \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} dx = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \int_0^1 x^{(a+2)-1} (1-x)^{b-1} dx$$

$$= \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \frac{\Gamma(a+2)\Gamma(b)}{\Gamma(a+2+b)} = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \frac{(a+1)a\Gamma(a)\Gamma(b)}{(a+b+1)(a+b)\Gamma(a+b)} = \frac{a(a+1)}{(a+b)(a+b+1)}$$

$$Var(X) = E(X^2) - E^2(X) = \frac{a(a+1)}{(a+b)(a+b+1)} - \frac{a^2}{(a+b)^2} = \frac{a(a+1)(a+b) - a^2(a+b+1)}{(a+b)^2(a+b+1)}$$

$$= \frac{a((a^2 + ab + a + b) - (a^2 + ab + a))}{(a+b)^2(a+b+1)} = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}$$

假設成功機率 p ，我們的試驗是 binomial，試驗 N 次，成功次數 m ，機率(likelihood)為

$$\binom{N}{m} p^m (1-p)^{(N-m)}, \text{ prior 假設為 beta function, 試驗 } a+b \text{ 次, 成功次數 } a, \text{ 分布為}$$

$$p^{a-1} (1-p)^{b-1} \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}$$

note: 不要讓 m 和 a, b 搞混了， m 是該次試驗成功的次數， a, b 視 prior 的成功、失敗次數，可想成是“在這之前成功了幾次、失敗了幾次”

其後驗機率(posterior)為 $\frac{\text{likelihood} \times \text{prior}}{\text{marginal}}$

$$P(\theta, \text{event}) = \frac{\text{likelihood} \times \text{prior}}{\text{marginal}} = \frac{\binom{N}{m} p^m (1-p)^{N-m} p^{a-1} (1-p)^{b-1} \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}}{\int_0^1 \binom{N}{m} \theta^m (1-\theta)^{N-m} \theta^{a-1} (1-\theta)^{b-1} \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)} d\theta} = \frac{p^{m+a-1} (1-p)^{N-m+b-1}}{\int_0^1 \theta^{m+a-1} (1-\theta)^{N-m+b-1} d\theta}$$

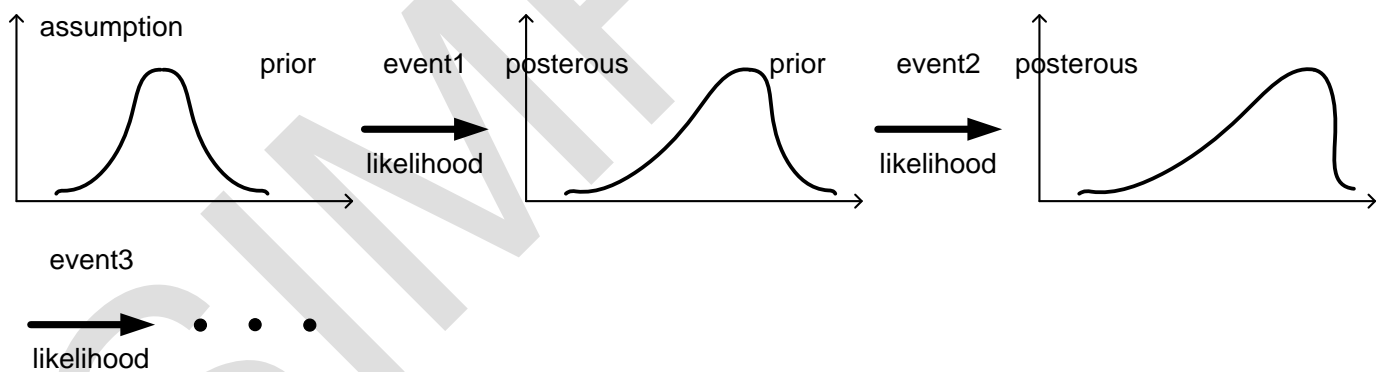
marginal 為所有參數 $\theta=p$ 的 posterior 的加總

$$\begin{aligned}\int_0^1 \beta(\theta, m+a-1, N-m+b-1) d\theta &= \int_0^1 \theta^{m+a-1} (1-\theta)^{N-m+b-1} \frac{\Gamma(a+N+b)}{\Gamma(m+a)\Gamma(N-m+b)} d\theta \\ &= \frac{\Gamma(a+N+b)}{\Gamma(m+a)\Gamma(N-m+b)} \int_0^1 \theta^{m+a-1} (1-\theta)^{N-m+b-1} d\theta = 1 \\ \Rightarrow \int_0^1 \theta^{m+a-1} (1-\theta)^{N-m+b-1} d\theta &= \frac{\Gamma(m+a)\Gamma(N-m+b)}{\Gamma(a+N+b)}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\therefore P(\theta, event) &= \frac{\text{likelihood} \times \text{prior}}{\text{marginal}} = \frac{p^{m+a-1} (1-p)^{N-m+b-1}}{\int_0^1 \theta^{m+a-1} (1-\theta)^{N-m+b-1} d\theta} = \frac{p^{m+a-1} (1-p)^{N-m+b-1}}{\frac{\Gamma(m+a)\Gamma(N-m+b)}{\Gamma(a+N+b)}} \\ &= \frac{\Gamma(a+N+b)}{\Gamma(m+a)\Gamma(N-m+b)} p^{m+a-1} (1-p)^{N-m+b-1} = \beta(p, a+m, b+N-m)\end{aligned}$$

得證，故我們可以對一件 binomial 試驗做出 beta distribution 的 prior，求 posterior 的過程很簡單，只需要在原來的 a 中加上 m-1，b 中加上 N-m-1，就馬上得到 posterior 的分佈，也是一個 beta distribution。如果我們還有試驗繼續發生，我們可以將目前得到的 posterior 視為 prior，再求得此試驗後的 posterior...，這樣的過程我們稱為 online(sequential) learning。

例如目前我們已擲了 5 次正面，6 次反面，prior 為 $\beta(5,6)$ ，如果我們再擲三次銅板，為 1 次正面 2 次反面，posterior 為 $\beta(6,8)$ 。



事件一直來，beta function 就會一直更新

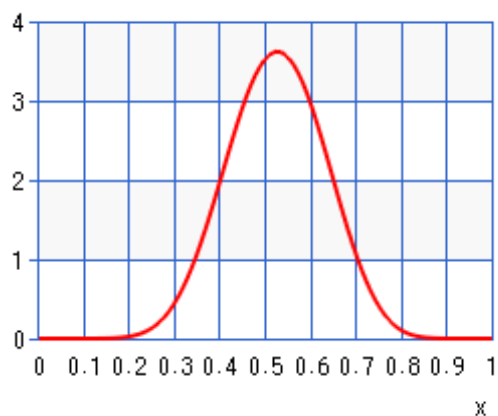
//後來寫作業後對於 prior, posterior, beta distribution 的感想

用個情境來想應該會比較能感受那些 a, b, a+m-1, b+N-m-1 在幹嘛，假設我們想知道手中的銅板擲出正面的機率 p 為何，我們的 prior 是假設 a, b 而不是 p，不知道會不會有人有疑惑，我假設 p=0.5 和 a=2, b=2 有不同嗎？當然有不同，將 p=0.5 是為 prior 的例子在 lesson3 的筆記裡有，那麼 a=2, b=2 和 a=10, b=10 的 prior 是一樣的嗎？這裡的 prior 可以想成“在現在之前我們已經做過的試驗”，a=b=10 的 prior 當然比 a=b=2 的 prior 還要強，假設我們再擲一次銅板得到正面，a=b=10 正面的 posterior MLE 為

$$\frac{\text{總反面次數}}{\text{總正面次數}+\text{總反面次數}}=\frac{10}{10+1+10}=\frac{10}{21}=0.48$$

posterior 的 a 為 $a+m=10+1=11$, b 為 $a+N-m=10+1-1=10$

beta distribution 為 $\beta(11,10)$ 大概只會偏離中心一點而已



繪圖網站：<http://keisan.casio.com/exec/system/1180573226>

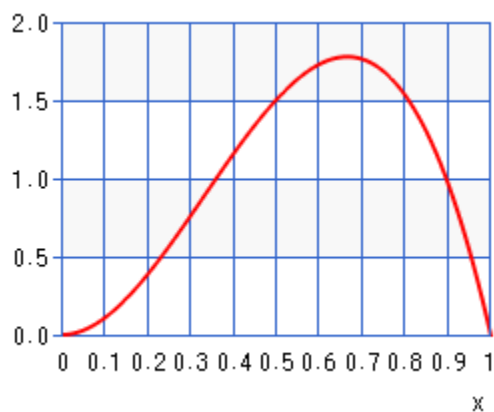
也可以想成，我們心中對於 $p=0.5$ 這件事已經根深蒂固，很難因為一兩次試驗而改變我們的想法

而 $a=b=2$ 正面的 posterior MLE 為

$$\frac{\text{總反面次數}}{\text{總正面次數}+\text{總反面次數}}=\frac{2}{2+1+2}=\frac{2}{5}=0.4$$

posterior 的 a 為 $a+m=2+1=3$, b 為 $a+N-m=2+1-1=2$

beta distribution 為 $\beta(3,2)$ 就明顯和 $\beta(11,10)$ 差很多



變化：multinomial

| | binomial | multinomial |
|----|----------|--------------|
| 參數 | m | m1,m2,m3,... |

| | | |
|----|----------------------------------|--|
| 機率 | $\binom{N}{m} p^m (1-p)^{(N-m)}$ | $\binom{N}{m_1 m_2 m_3 \dots m_k} \prod_i p_i^{m_i}$ |
| 例子 | 銅板 | 骰子 |

和 binomial 的 beta distribution 對應的 distribution: Dirichlet distribution

$$Dir(a) = \frac{\Gamma(a_1 + a_2 + \dots + a_k)}{\Gamma(a_1)\Gamma(a_2)\Gamma(a_3)...\Gamma(a_k)} \prod_i p_i^{a_i - 1}$$

仍有 conjugate 的關係