

國立中央大學

統計研究所

碩士論文

集集餘震之統計研究

指導教授: 陳玉英 博士

研究生: 盧裕鵬

中華民國六月

摘要

本文是分析規模 $M = 7.3$ 的集集地震發生之後, 其餘震序列的時間與空間分布。在此視餘震之發生為服從波氏分布的點過程。本文先就餘震時間衰退模型、餘震規模頻率模型、與合併二者而得的餘震之時間-規模模型分別討論, 並且說明模型中重要參數所反映的集集餘震特性。此外, 利用空間密度區域 (density-grid), 以移動視窗方法探討不同空間中, 模型重要參數的變化。最後, 據此變化, 分別在不同空間中配適時間-規模模型, 並且計算大規模餘震在不同時間範圍內發生之機率。結果可提供短期預測餘震之發生。

目 錄

表目錄	II
圖目錄	III
第一章 緒論	1
第二章 地震相關知識和文獻回顧	3
2.1 地震的相關知識	3
2.2 文獻回顧	4
第三章 參數之估計	7
3.1 修正 Omori 模式	7
3.2 Guterberg-Richter 模式	9
3.3 Reasenbergs and Jones 模式	10
第四章 集集餘震序列模型配適	11
4.1 時間分布	11
4.2 規模-頻率關係	12
4.3 時間-規模分布	12
4.4 空間分布	14
第五章 結論	16
附錄一 圖表	17
附錄二 集集地震規模 5.0 以上之餘震資料	28
參考文獻	31

表目錄

表 1. p, c, K 之最大概似估計值與其標準差	19
表 2. 參數 b 值之估計值與其標準差	21
表 3. 配適 Reasenberg and Jones 模式之機率 (i)	23
表 4. 配適 Reasenberg and Jones 模式之機率 (ii)	26
表 5. 配適 Reasenberg and Jones 模式之機率 (iii)	27

圖目錄

圖 1. 集集餘震之空間分布	17
圖 2. 集集餘震規模-時間分布	17
圖 3. 台灣的斷層分布	18
圖 4. 最小規模 $M_c = 3.0$ 之頻率-時間關係	19
圖 5. 修正 Omori 法則中參數 p 值與餘震規模下限的關係	20
圖 6. 修正 Omori 法則配適規模 $M \geq M_c$ 餘震序列之規模-時間關係	20
圖 7. Gutenberg-Richtert 模式之頻率-規模關係	21
圖 8. Gutenberg-Richtert 關係式中 b 值與時間之關係	20
圖 9. 根據規模 $M \geq 3$ 餘震資料配適 R-J 模式之適合度	22
圖 10. 根據規模 $M \geq 3$ 餘震資料配適 R-J 模式之適合度	24
圖 11. 空間分布 p 值之分布圖	25
圖 12. 空間分布 b 值之分布圖	25
圖 13. 根據規模 $M \geq 3$ 餘震資料配適 R-J 模式之適合度	25
圖 14. 根據規模 $M \geq 3$ 餘震資料配適 R-J 模式之適合度	26

第一章 緒論

自古地震不僅對人類的居和環境造成嚴重的破壞,更對生命帶來嚴重的威脅,造成可怕的死亡。由近年來發生在台灣的地震,就可以瞭解其所帶來的嚴重傷害。87年7月17日12時51分,嘉義地區發生規模 $M = 6.2$ 的地震,震央位置在阿里山西方約14.5公里的瑞里地區(東經 120.67° 、北緯 23.51°),震源深度約 $5 \sim 6$ 公里。又88年9月21日01時47分,在中部地區發生規模 $M = 7.3$ 的地震,震央位置在日月潭西偏南約12.5公里的集集地區(東經 120.78° 、北緯 23.85°),震源深度約 $7 \sim 8$ 公里。此二次淺層地震造成的百姓傷亡分別為瑞里地震5死27傷與集集地震2,333死10,002傷。除了百姓傷亡外,許多建物遭到程度不一的損壞,道路及橋樑亦受影響產生地裂及破壞。又地震造成地質鬆動,若經雨天,引發的山崩、土石流,則會帶來第二次的傷害。

因人類對地震的恐懼,致力於地震之研究從無間斷。現今地震活動定量研究的資料有地震規模、震央位置、震源深度和發震時間。地震大致可分為前震、主震和餘震。因為在地震資料目錄中,餘震佔了絕大部份,故傳統上利用主震和強餘震建立統計學上的點過程模型,分析某區域的地震活動情形。地震研究的文獻中經常以 Gutenberg-Richer (1954) 關係式,討論餘震規模和頻率的關係;也經常根據修正 Omori's 法則 (Utsu, 1961) 描述餘震的時間分布。Reasenberg and Jones (1989) 則合併上述模式討論餘震的時間和規模的聯合分布。此外,Ogata (1988, 1989) 應用

流行病學概念, 利用自激 (self-exciting) 點過程描述強震自我引發的現象。劉和單 (1994) 則簡化此一過程, 假設強震之發生只與最近一次地震有關, 分析花蓮地區之地震。

由於地質和建物結構在主震發生時已造成破壞, 餘震的發生則將進一步的破壞相關結構和脅迫生命, 並且影響搶修和救援的進行, 因此本文應用統計方法分析集集餘震發生率的時間、規模與空間分布, 建立一個集集餘震的短齡預測模式, 據此計算某一地區之強餘震在未來某一時段發生之機率, 藉以評估與預測集集餘震之危險性。

本文在第二章回顧文獻中介紹相關的地震知識和有關地震的研究結果。第三章就餘震模式中之參數介紹估計方法。第四章就集集餘震序列配適模型。最後在第五章提出結論, 並且建議可能的後續研究。

第二章 地震相關知識和文獻回顧

2.1 地震的相關知識

地震的形成

根據板塊學說, 很容易讓我們了解, 台灣的地震為何那麼頻繁。台灣位於歐亞大陸板塊與菲律賓海板塊交會處, 這兩個板塊每年大約以七、八公分的速度相互碰撞。其碰撞的接觸位置在東部的花蓮至台東地區, 花東縱谷 (台灣的地體構造分區可以花東縱谷為界, 東為東部海岸山脈: 屬於菲律賓海板塊呂宋島弧, 西為中央山脈及西部麓山帶: 屬於歐亞大陸邊緣) 被認為是該兩板塊的縫合帶。此兩板塊除碰撞作用外, 在台灣東北部及南部分別有向北與向東的板塊隱沒作用。由於這兩板塊的碰撞與隱沒, 台灣地區的地層承受著大地應力, 使得地層容易變形進而斷裂錯動引發地震, 因此地震相當頻繁激烈。以世界地震帶的分布而言, 台灣地震區位於最大, 也是最活躍的環太平洋地震帶, 此一斷層帶即為介於日本和菲律賓之間的斷層帶。

地震規模

地震規模 (earthquake magnitude) 用以表示地震之大小。一般使用的地震規模觀念是由 C. F. Richter 教授在 1935 年所提出的, 故稱為芮氏地震規模 (Richter magnitude)。芮氏地震規模是以地震儀所記錄到的地

震波振幅為基礎。當地震震源一定時，距離震源愈遠震波的振幅就愈小；當與震源的距離一定時，則震波的振幅與震源的大小成正相關。其公式為：

$$ML = \log(A/A_0) = \log A - \log A_0 \quad (2.1)$$

其中 ML 為芮氏地震規模

A 為伍德-安德生 (Wood-Anderson) 地震儀在測站觀測的最大振幅, A_0 則為標準地震 ($ML = 0$) 時, 同式地震儀在該觀測站記錄之最大振幅。

由此可知, 地震規模是一個統一的數值, 表示地震本身的大小, 其與觀測站的位置無關。

集集地震

集集地震發生在車籠埔斷層上, 相關的震源機制, 世界網的資料顯示, 其主要破裂面約為南北走向, 傾角向東 約為 26° , 幾乎為純逆斷層機制, 能量釋放約 2.23×10^{27} 達因-公分。破裂研究分析, 此地震 破裂總長約一百公里, 寬度達約四十公里。最大錯動位於震央往北約三十五公里處 (豐原一帶) 約 6.5 米, 然後 繼續往東 45° 轉折約三十公里, 往南破裂約三十公里。往北破裂在地理位置上為豐原一帶, 往南 破裂的位置則為去年 7 月 17 日佳里地震之震央附近。而較大餘震, 幾乎包圍大主震破裂帶, 因此, 皆在車籠埔斷層東方及震央南方一帶。

2.2 文獻回顧

時間分布模型

餘震發生率的時間分布可由修正 Omori's 法則 (Utsa, 1961) 加以描述:

$$\lambda(t) = \frac{K}{(t+c)^p} \quad (2.2)$$

其中 $\lambda(t)$ 為餘震之發生率, K , c 和 p 為常數。參數 p 代表意義為餘震之衰退率。就規模 M 以上之餘震討論, p 值愈大表示餘震衰退愈快, 即研究中之餘震在未來期間發生的相對可能性較小。一般 p 值之範圍介於 $0.4 \sim 1.4$ 。相關的研究指出 p 值與斷層的摩擦熱 (frictional heat) 有關, 溫度愈高之地區, 其相對應之 p 值亦愈高 (Stenfán, Wiemer and Katsumata, 1999)。

規模-頻率模型

餘震的規模頻率分布, 可由 Gutenberg-Richter(1954) 關係式加以表示:

$$\log N(M) = a - bM \quad (2.3)$$

其中 a, b 為常數, $N(M)$ 為大於或等於 M 之餘震個數。參數 b 是反應強餘震發生的相對危險性 (Bernice Bender, 1982)。一般 b 值之範圍介於 $0.4 \sim 1.8$ 。根據相關研究結果得知, b 值可能與滑移分布 (slip distribution),

剪力 (shear stress), 裂縫密度 (crack density), 和孔壓力 (pore pressure) 有關 (Stenfan, Wiemer and Keikatsumata, 1999)。此外, 金屬含量高的地區 (increased meterical heterogeneity), 可能具有較高的 b 值 (Mogi, 1962)。

時間-規模模型

Reasenberg and Jones(1989) 將模型 (2.2) 和 (2.3) 合併, 描述餘震發生率的時間-規模分布:

$$\lambda(t, M) = 10^{a+b(M_0-M)} \times (t+c)^{-p} \quad (2.4)$$

其中 $\lambda(t, M)$ 是規模至少為 M 之餘震在時間 t 之發生率, M_0 為主震規模, a, b, c 和 p 則為常數。據此模型可求出在時段 (s, t) 之內發生規模大於或等於 M 強餘震之機率, 可提供預警之參考。

第三章 參數之估計

3.1 修正 *Omori* 模式

由於前述餘震時間分布模型, 表示餘震是一個發生率為 $\lambda(t)$ 之非均質的波氏過程 (non-homogeneous Poisson process)。所以在時間 $(t, t + \Delta t)$, 餘震發生之機率為

$$\text{Prob}\{\text{在 } (t, t + \Delta t) \text{ 發生一個餘震}\} = \lambda(t) \times \Delta t + o(\Delta t)$$

其中當 $\Delta t \rightarrow 0$ 時, $o(\Delta t)/\Delta t \rightarrow 0$, 亦即

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \text{Prob}\{\text{在 } (t, t + \Delta t) \text{ 發生一個餘震}\} / \Delta t$$

由波氏過程 (Poisson process) 得知, 在互斥區間 (disjoint interval) 內餘震之發生是獨立的。所以已知在時間點 t_{i-1} 發生餘震條件下, 在時間點 t_i 發生餘震之條件機率密度函數 (p.d.f) 可寫成:

$$f(t_i | t_{i-1}) = \lambda(t_i) \times \exp\left\{-\int_{t_{i-1}}^{t_i} \lambda(s) ds\right\} \quad (3.1)$$

其中 $\lambda(t_i)$ 即為在 $(t_i, t_i + \Delta t)$ 瞬間發生餘震的可能性, $\exp\left\{-\int_{t_{i-1}}^{t_i} \lambda(s) ds\right\}$ 則為在 (t_{i-1}, t_i) 沒有發生餘震 (或餘震次數為0) 的機率。

因此, 獲知 N 個餘震發生時間 $\mathbf{t} = (t_1, t_2, \dots, t_N)$ 之後, 模式 (2.2) 中

參數 K, c 和 p 的概似函數 (likelihood function) 爲

$$L(K, c, p | \mathbf{t}) = \left\{ \prod_{i=1}^N \lambda(t_i) \right\} \exp \left\{ - \int_0^{t_N} \lambda(t) dt \right\}$$

其對數概似函數 (log likelihood function) 則爲

$$\begin{aligned} \ln L(K, c, p | \mathbf{t}) &= \sum_{i=1}^N \ln \lambda(t_i) - \int_0^{t_N} \lambda(t) dt \\ &= N \times \ln K - p \sum_{i=1}^N \ln(t_i + c) - K \times A(c, p) \end{aligned} \quad (3.2)$$

其中

$$A(c, p) = \begin{cases} \ln(t_N + c) - \ln(c) & \text{當 } p = 1 \\ \{(t_N + c)^{1-p} - c^{1-p}\} / (1 - p) & \text{當 } p \neq 1 \end{cases}$$

使對數概似函數產生最大值的 $\hat{\theta} = (\hat{K}, \hat{c}, \hat{p})$ 即爲參數 $\theta = (K, c, p)$ 的最大概似估計量 (maximum likelihood estimator, MLE)。可藉由求下述方程式之聯合解求出 $\hat{\theta}$:

$$\partial L / \partial K = N/K - A(c, p) = 0 \quad (3.3)$$

$$\partial L / \partial c = -p \sum_{i=1}^{t_N} (t_i + c)^{-1} - K[(t_N + c)^{-p} - c^{-p}] = 0 \quad (3.4)$$

$$\partial L / \partial p = - \sum_{i=1}^N \ln(t_i + c) - K[(t_N + c)^{1-p} - c^{1-p}] / (1 - p)^2 + \quad (3.5)$$

$$K[(t_N + c)^{1-p} \ln(t_N + c) - c^{1-p} \ln(c)] / (1 - p) = 0$$

根據最大概似估計式之漸近分布性質得知, $(\hat{\theta} - \theta)$ 之近似分布是平均值爲 $\vec{O} = (0, 0, 0)$, 共變異數矩陣爲 $I^{-1}(\theta)$ 之三維常態分配, 其中 $I(\theta)$

稱為情報矩陣 (information matrix) :

$$I(\theta) = \int_0^{t_N} \frac{1}{\lambda(t; \theta)} \frac{\partial \lambda(t; \theta)}{\partial \theta'} \frac{\partial \lambda(t; \theta)}{\partial \theta} dt \quad (3.6)$$

$$= \int_0^{t_N} \begin{bmatrix} K^{-1}(t+c)^{-p} & -p(t+c)^{-1-p} & -(t+c)^{-p} \ln(t+c) \\ \star & Kp^2(t+c)^{-2-p} & Kp(t+c)^{-1-p} \ln(t+c) \\ \star & \star & K(t+c)^{-p} \{ \ln(t+c) \}^2 \end{bmatrix} dt$$

則 $I(\hat{\theta})$ 為觀察之情報矩陣。令 $I^{-1}(\hat{\theta})$ 為 $I(\hat{\theta})$ 之反矩陣 (inverse matrix)

, 則 $I^{-1}(\hat{\theta})$ 對角線值之方根 即可用於估計 $\hat{K}, \hat{c}$ 和 $\hat{p}$ 之標準差。

3.2 Gutenberg-Richter 模式

令 M_c 為研究中餘震資料的最小規模, 由 (2.3) 之關係式 得知餘震規模為參數 $(b \ln 10)$ 之指數分布。因此得其概似函數為:

$$L(b|(M_1, M_2, \dots, M_N)) = (b \ln 10)^N \exp\{-(b \ln 10) \sum_{i=1}^N (M_i - M_c)\}$$

對數概似函數則為

$$\ln L(b|(M_1, M_2, \dots, M_N)) = N \ln(b \ln 10) - (b \ln 10) \sum_{i=1}^N (M_i - M_c) \quad (3.7)$$

故得 b 之估計量

$$\hat{b} = \frac{N \times \ln 10}{\sum_{i=0}^N (M_i - M_c)} \quad (3.8)$$

且其近似標準差 $\text{sd}(\hat{b}) = \hat{b} / \sqrt{N}$ 。

3.3 Reasenber and Jones 模式

因爲 (2.4) 式是由 (2.2) 和 (2.3) 合併而成, 因此可寫成

$$\lambda(t_i, M_i) = q(M_i) \times g(t_i) \quad (3.9)$$

其中 $q(M_i) = e^{\alpha + \beta(M_0 - M_i)}$, $g(t_i) = (t_i + c)^{-p}$, $\alpha = a \ln 10$, $\beta = b \ln 10$ 。對應的概似函數爲

$$\begin{aligned} L(\alpha, \beta, p, c | ((t_1, M_1), (t_2, M_2), \dots, (t_N, M_N))) \\ = \left\{ \prod_{i=1}^N \lambda(t_i, M_i) \right\} \exp \left\{ - \sum_{i=0}^N \int_{t_{i-1}}^{t_i} \lambda(t_i, M_i) dt \right\} \end{aligned} \quad (3.10)$$

依 3.1 節方式, 即可求得相關參數之最大概似估計式。

第四章 集集餘震序列模型配適

根據中央氣象局提供發生在民國 88 年 9 月 21 日至民國 88 年 11 月 21 日且規模 $M \geq 3$ 之集集餘震序列資料加以分析。規模 $M = 7.3$ 的主集集主震發生於東經 120.81° ，北緯 23.85° 。研究中的餘震個數 587，其分布範圍位於東經 $120.36^\circ \sim 121.46^\circ$ ，北緯 $23.16^\circ \sim 24.53^\circ$ 之間 (圖 1)。此一餘震序列之規模-時間分布如圖 2 所示。圖 3 展示斷層分布。

4.1 時間分布

根據研究中規模至少 $M_c = 3$ 之集集餘震，配合修正 Omori 模式 (2.2) 求得 $\hat{p} = 0.65$ ($std(\hat{p}) = 0.023$)， $\hat{c} = 0.02$ ($std(\hat{c}) = 0.023$)， $\hat{K} = 51.65$ ($std(\hat{K}) = 3.107$)。此一餘震序列資料與配適模式的頻率-時間關係，則繪於圖 4。

爲了解研究中的 M_c 對 p 值的影響，就 $M_c = 3 \sim 5$ (每隔 0.1 取值) 的餘震序列配適模式 (2.2)，所得相關參數的最大概似估計值列於表 1，並展示於圖 5，其中 p 值介於 0.65 和 1.2 之間，與參考值 (0.4 $\sim$ 1.4) 比較，並無異常現象發生。得知規模影響 p 值，規模愈大， p 值愈大，即愈大規模的餘震其發生之衰退愈快。由於採用不同規模下限，產生互異的 p 值，所以模型配適時除考慮時間因素外，規模也是重要的因素。

就 $M_c = 3, 4, 5$ 繪其頻率-時間關係於圖 6。圖 6 顯示模示與觀察資料

具有良好的配適。此外,自圖 6 亦可看出 $M_c = 5$ 之餘震,相對於 $M_c = 3$ 和 4 的餘震,其衰退率較大。

4.2 規模-頻率關係

根據規模下限 $M_c = 3$ 之餘震資料,配適 Gutenberg-Richter 關係式 (2.3),求得最大概似值與標準差為 $\hat{b} = 0.62$ ($std(\hat{b}) = 0.02$), $\hat{a} = 4.93$ ($std(\hat{a}) = 0.11$)。配適之模式與資料展示於圖 7。估計的 b 值與參考值 (0.4 ~ 1.8) 比較,稍有偏低,顯示集集地震之後發生較大規模餘震的可能性較大,即發生較大規模餘震的風險較高。

爲了研究參數 b 值與時間的關係,根據發生時間在主震後 t 天內的餘震資料,分別求其 b 值的最大概似估計值及標準差,如表 2 所示。圖 8 則展示 b 值與時間的關係。由圖 8 得知, b 值與考慮中的時間有關。時間愈長,則 b 值愈大,這是因爲大規模之餘震多半立即發生在主震之後。故時間較短時,會高估大規模餘震風險。因爲時間影響 b 值,所以模型配適時除規模外,還必須考慮時間因素。

4.3 時間-規模分布

4.1 和 4.2 節的結果顯示,配適餘震序列必須同時考慮時間和規模因素。所以,根據規模 $M \geq 3$ 之餘震序列資料配適 Reasenber and Jones 模式 (2.4),求得相關的最大概似估計值及其標準差如下:

$$\hat{a}=-0.43, sd(\hat{a})=0.089$$

$$\hat{b}=0.63, \text{sd}(\hat{b})=0.051$$

$$\hat{c}=0.01, \text{sd}(\hat{c})=0.007$$

$$\hat{p}=0.77, \text{sd}(\hat{p})=0.029$$

爲得知所配適模式的適合度, 根據上述配適之模型式, 求得在主震發生後的某天以後, 規模 $M \geq 3$ 之期望餘震個數與實際觀察 $M \geq 3$ 餘震個數加以比較, 如圖 9 所示。圖 9 顯示 Reasenberg and Jones 模式有很好配適結果。再者, 取主震發生後 t 天內之餘震序列資料配適模型, 求得在 t 天後 10 天內, 規模 $M \geq 4$ 之期望餘震個數與實際觀察 $M \geq 4$ 餘震個數加以比較, 如圖 10 所示。其顯示在短期時間內有很好配適結果。所以此模型可提供一個短期預測餘震發生之方法。

此模型亦可提供我們計算某一時段 (s, t) , 發生規模大於或等於 M 之機率。其求法如下

$$P = 1 - \exp\left\{-\int_s^t \lambda(t, M) dt\right\} \quad (4.1)$$

再此提供在下列各時段 $(60, 60 + T)$ 發生規模 $M \geq 5$ 或 $M \geq 6$ 之機率, 如表 3。由表 3 得知未來一個月內發生規模 $M \geq 5$ 之可能性, 仍然很高。

4.4 空間分布

在時間-規模的研究中, Stenfan, Wiemer and Keikatsumata (1999) 曾針對四個不同的斷層區做研究。研究中指出, 在各不同的斷層區附近各有近似固定的 b 值, 並且 b 值與滑移率 (slip release) 有關, 因滑移率

(slip release) 之不同, b 值也有所改變, 滑移率愈大, b 值愈低, 亦為愈危險, 而 p 值與斷層的摩擦熱 (frictional heat) 有關, 溫度愈高之地區, 其相對應之 p 值亦愈高。由於集集地震造成車籠埔斷層錯動, 長達 100 公里 (南北向), 寬達 40 公里 (東西向), 若加入花東地震, 其影響更大。在此, 本文也利用空間密度區域 (density grid), 以主震為原點, 橫軸每 10 公里為一單位, 縱軸每 10 公里為一單位, 格子點為中心點, 取最近之 50 個餘震配適 Reasenbergs and Jones 模式, 並利用移動視窗方法探討不同空間中模型重要參數 p 和 b 的變化。

應用上述方法, 所得之 p 值介於 0.45 ~ 1.29 之間, 如圖 11 所示; b 值介於 0.18 ~ 0.78 之間, 如圖 12 所示。就 p 值而言, 主震附近有較大的 p 值, 其值大致介於 0.8 ~ 1.0 之間, 至於 b 值, 則在主震附近 b 值最小, 其值大致介於 0.18 ~ 0.4 之間, 以上所得之結果均顯示較大餘震大都發生在主震附近的區或。並由圖 11 及圖 12 所示, 亦可看出台灣西部地震帶與花東地震帶, 其地震之特徵有所不同, 因此可分成二個不同的餘震區域討論, 車籠埔斷層區與東部地震區, 求得相關的最大概似估計值及其標準差分別如下:

$$\hat{a}=-0.41, \text{sd}(\hat{a})=0.141$$

$$\hat{b}=0.57, \text{sd}(\hat{b})=0.061$$

$$\hat{c}=0.03, \text{sd}(\hat{c})=0.014$$

$$\hat{p}=0.89, \text{sd}(\hat{p})=0.041$$

和

$$\hat{a}=-1.63, \text{sd}(\hat{a})=0.139$$

$$\hat{b}=0.67, \text{sd}(\hat{b})=0.119$$

$$\hat{c}=0.34, \text{sd}(\hat{c})=0.259$$

$$\hat{p}=0.65, \text{sd}(\hat{p})=0.159$$

計算規模 $M \geq 5.0, M \geq 6.0$ 的機率, 如表 4、5, 顯示車籠埔斷層區有較高的機率發生規模較大之餘震。此外, 分別計算規模 $M \geq 4$ 之期望個數與實際觀察個數做比較, 如圖 13、14, 其顯示有很好配適結果。

第五章 結論

本文根據集集餘震的發震時間及規模, 建立非均質波氏點過程模式。就時間和規模及空間分別討論集集餘震的特徵。因時間與規模均會影響 p 與 b 值之變化, 所以合併二者配適模型, 此模型可計算在某時段 (s, t) 內發生規模 $\geq M$ 之機率; 至於空間分布, 不同的餘震區有其不同的特徵, 本文將空間分為二個區域: 車籠埔斷層區與花東地震區, 探討不同地震區其參數之差異性。

本文只針對時間與規模來討論集集餘震序列空間分布之特徵, 其位置之因素尚未加入模型中討論。因此, 在未來的研究可將位置之改變加入模型中, 合併時間、規模與空間三者配適模型, 探討餘震在時間、規模與空間上之特徵。

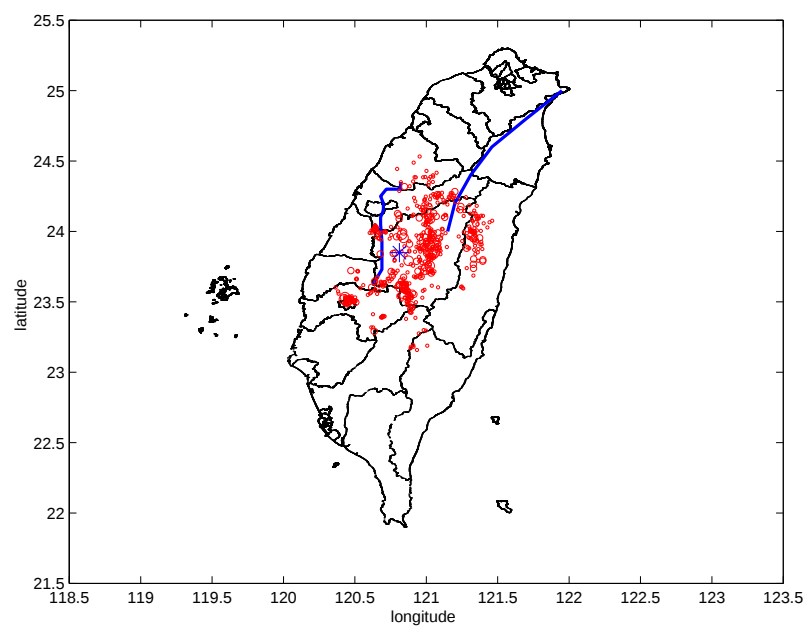


圖 1. 集集餘震之空間分布

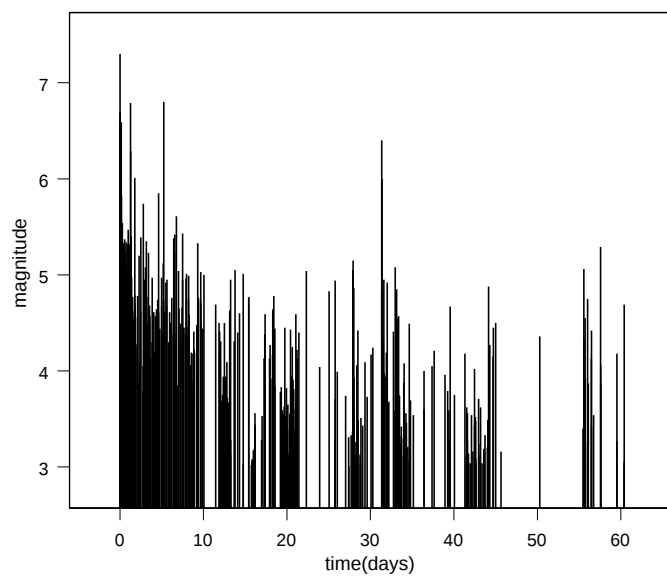


圖 2. 集集餘震之規模-時間分布

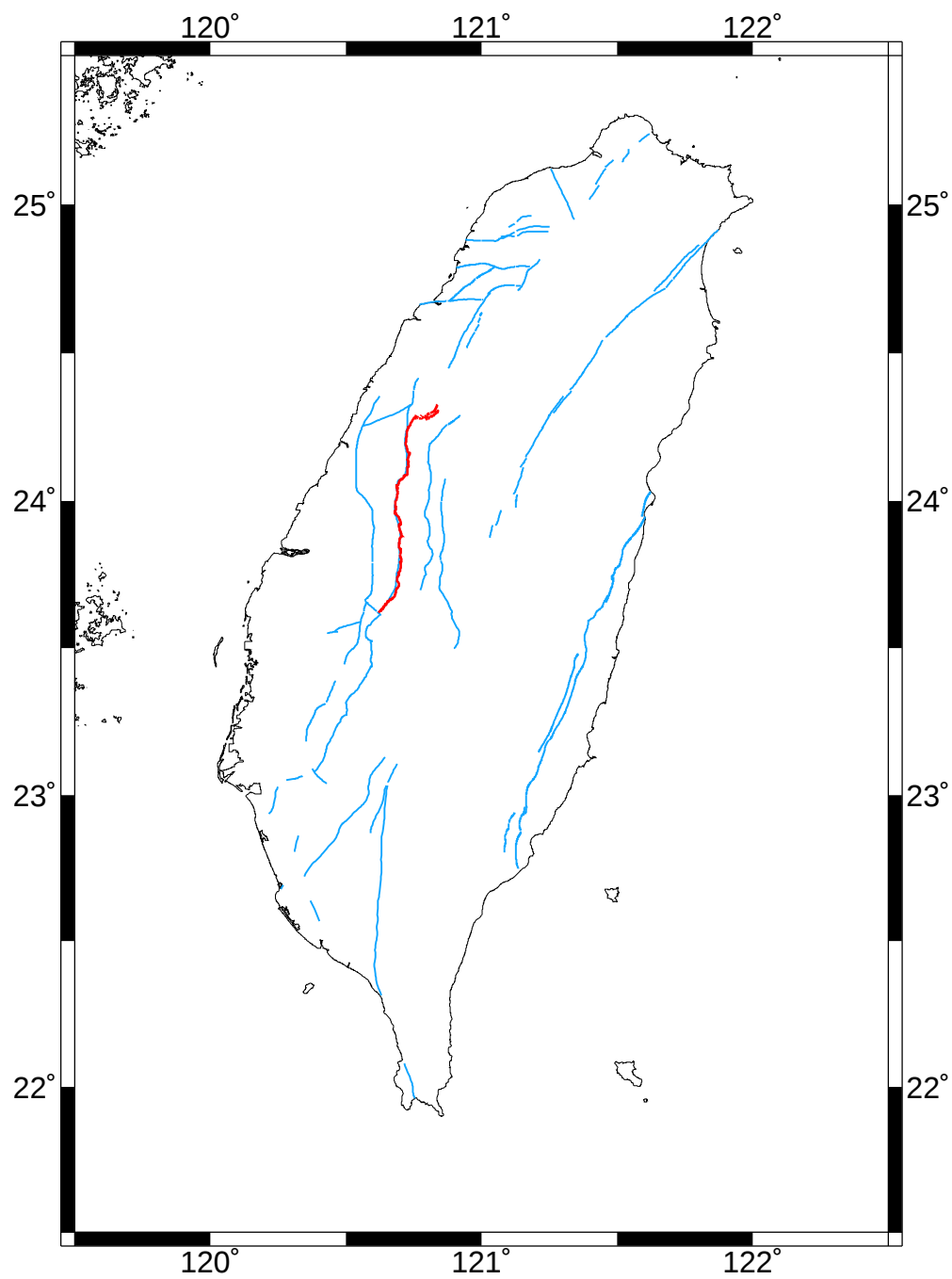


圖 3. 台灣的斷層分布

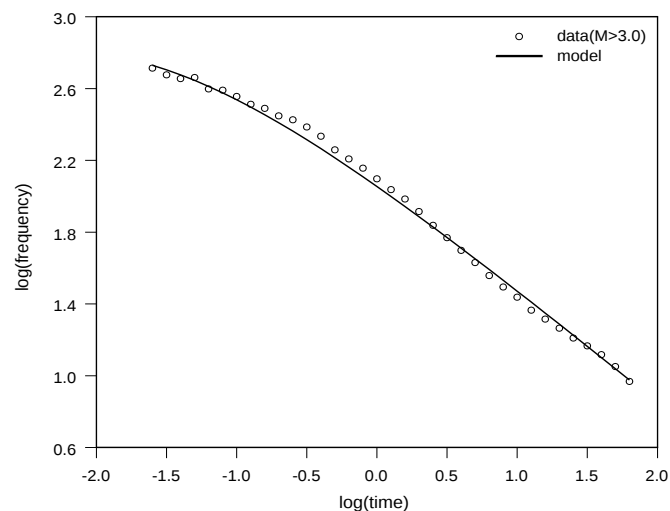


圖 4. 規模 $M \geq 3$ 餘震序列與其配適修正 Omori 法則模式

($K = 51.65, p = 0.65, c = 0.02$) 的頻率-時間關係

表 1. 修正 Omori 法則中參數 p, c, K 之最大概似估計值與其標準差

$\hat{p}$	s.d. ($\hat{p}$)	$\hat{c}$	s.d. ($\hat{c}$)	$\hat{K}$	s.d. ($\hat{K}$)	M_c
0.65	0.023	0.02	0.006	51.65	3.107	3.0
0.69	0.024	0.02	0.008	51.40	3.170	3.1
0.73	0.025	0.03	0.009	51.46	3.247	3.2
0.76	0.026	0.04	0.010	51.74	3.334	3.3
0.79	0.027	0.04	0.011	51.91	3.416	3.4
0.82	0.028	0.05	0.013	52.39	3.510	3.5
0.85	0.029	0.06	0.014	52.75	3.637	3.6
0.88	0.030	0.07	0.015	52.88	3.727	3.7
0.91	0.032	0.08	0.017	53.19	3.842	3.8
0.94	0.033	0.09	0.017	52.88	3.890	3.9
0.98	0.034	0.10	0.019	52.34	3.976	4.0
1.01	0.036	0.10	0.020	51.84	4.040	4.1
1.04	0.038	0.11	0.020	49.30	3.936	4.2
1.05	0.039	0.10	0.019	45.98	3.722	4.3
1.07	0.040	0.09	0.017	41.99	3.434	4.4
1.13	0.044	0.09	0.017	37.41	3.241	4.5
1.13	0.045	0.07	0.015	31.10	2.750	4.6
1.13	0.047	0.06	0.012	24.56	2.254	4.7
1.14	0.051	0.05	0.011	19.54	1.936	4.8
1.14	0.052	0.04	0.010	16.62	1.728	4.9
1.20	0.061	0.04	0.010	12.85	1.507	5.0

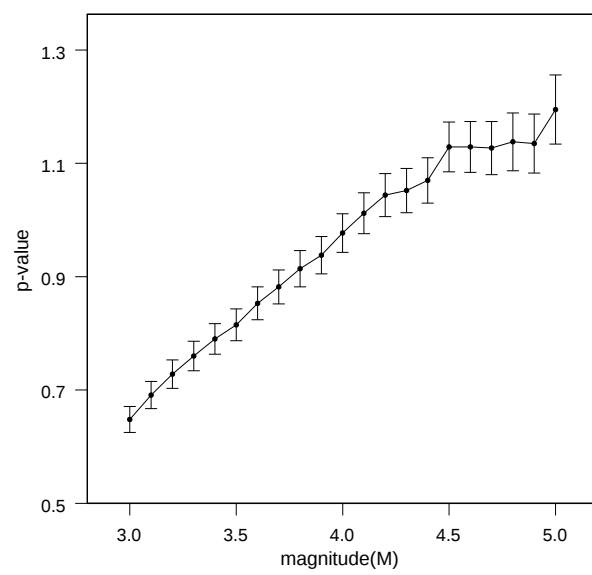


圖 5. 修正 Omori 法則中參數 p 值與餘震規模下限的關係

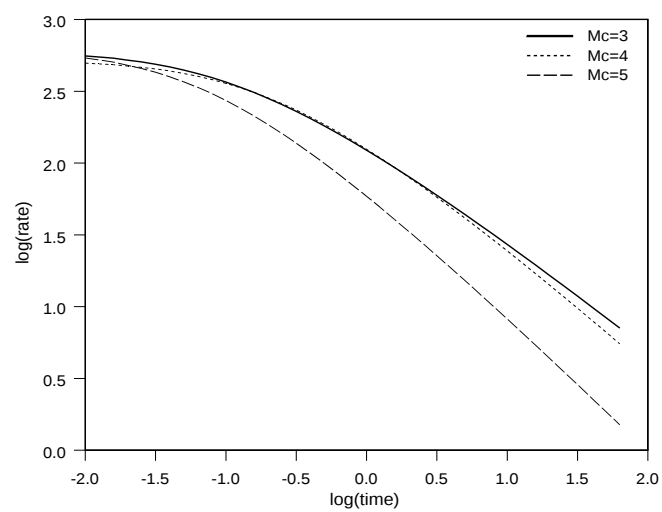


圖 6. 修正 Omori 法則配適規模 $M \geq M_c$ 餘震序列之規模-時間關係

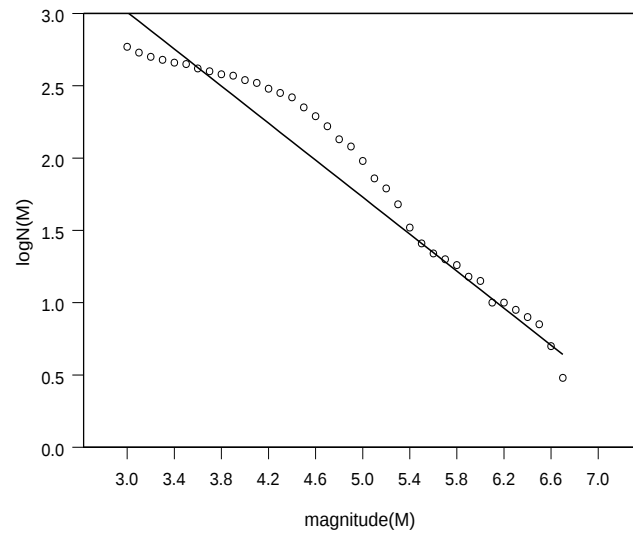


圖 7. 規模 $M \geq 3$ 餘震序列與其配適 Gutenberg-Richter 模式之頻率-規模關係

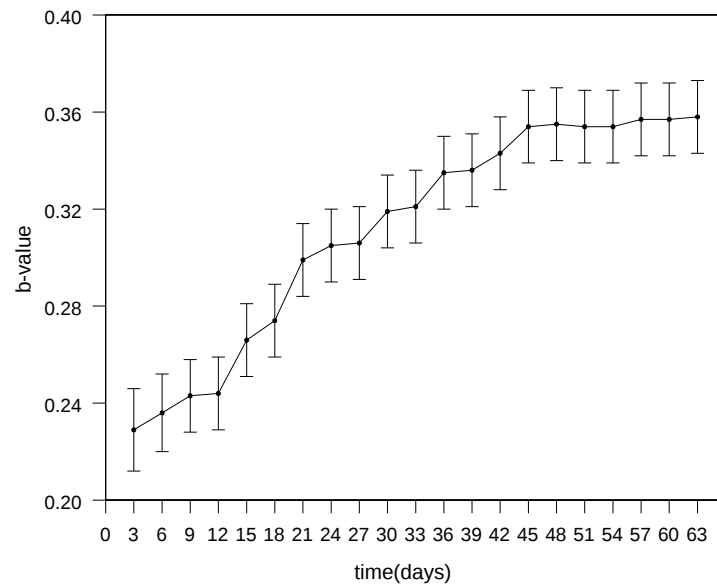


表 2. 主震發生後 t (天) 時間內發生之餘震序列, 配適 Gutenberg-Richter 模式, 其中 b 值之估計值與其標準差

t	$\hat{b}$	s.d. ($\hat{b}$)
3	0.23	0.017
6	0.24	0.016
9	0.24	0.015
12	0.24	0.015
15	0.27	0.015
18	0.27	0.015
21	0.30	0.015
24	0.31	0.015
27	0.31	0.015
30	0.32	0.015
33	0.32	0.015
36	0.34	0.015
39	0.34	0.015
42	0.34	0.015
45	0.35	0.015
48	0.36	0.015
51	0.35	0.015
54	0.35	0.015
56	0.36	0.015
60	0.36	0.015

圖 8. Guterberg-Richter 關係式中 b 值與時間之關係

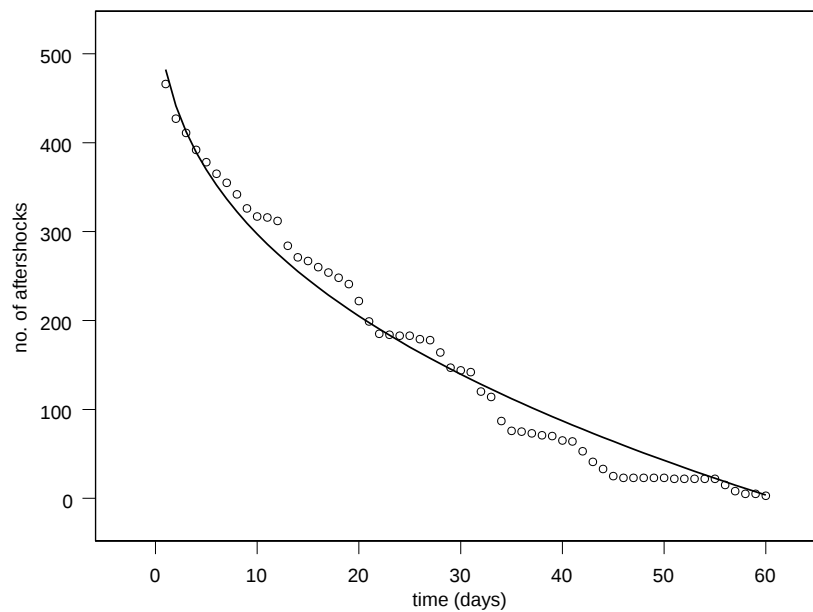
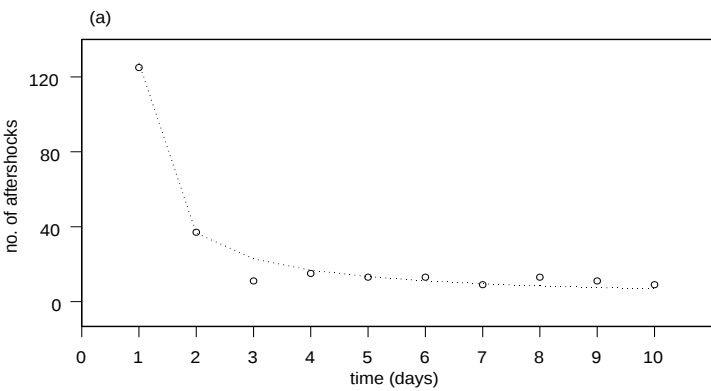


圖 9. 根據規模 $M \geq 3$ 餘震資料配適 Reasenberg and Jones 模式之適合度: 根據配適模式求得 t (天) 時間後規模 $M \geq 3$ 之期望數 (-) 與實際規模 $M \geq 3$ 之餘震個數 (○)

表 3: 規模 M_c 在 $(60, 60 + T)$ 之機率, Reasenberg and Jones 模式
($a = -0.43, b = 0.63, p = 0.77, c = 0.01$)

M_c	T					
	1	7	15	30	60	120
5.0	0.30	0.91	0.99	1.00	1.00	1.00
6.0	0.09	0.46	0.72	0.90	0.98	1.00



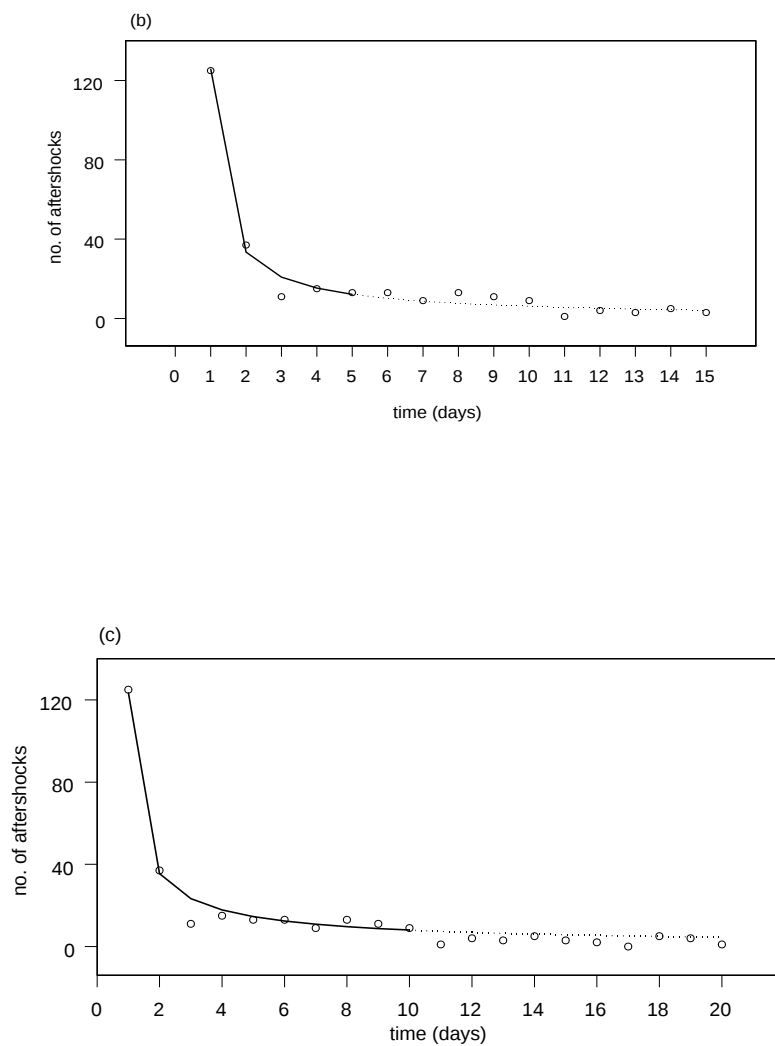


圖 10. 根據主震發生後 t 時間 (天) 內餘震資料配適 Reasenber and Jones

模式之適合度: 其中一天內實際規模 $M \geq 4$ 之餘震個數 ($\circ$)

(a) 根據 $t = 1$ 配適模式 (-) 求得之規模 $M \geq 4$ 之期望數 ($\cdots$), 模式參數

$$a = 0.28(0.10), b = 0.44(0.08), p = 0.92(0.37), c = 0.08(0.04)$$

(b) 根據 $t = 5$ 配適模式 (-) 求得之規模 $M \geq 4$ 之期望數 ($\cdots$), 模式參數

$$a = 0.30(0.08), b = 0.42(0.09), p = 0.79(0.06), c = 0.03(0.02)$$

(c) 根據 $t = 10$ 配適模式 (-) 求得之規模 $M \geq 4$ 之期望數 ($\cdots$), 模式參數

$$a = 0.27(0.11), b = 0.43(0.09), p = 0.92(0.11), c = 0.06(0.04)$$

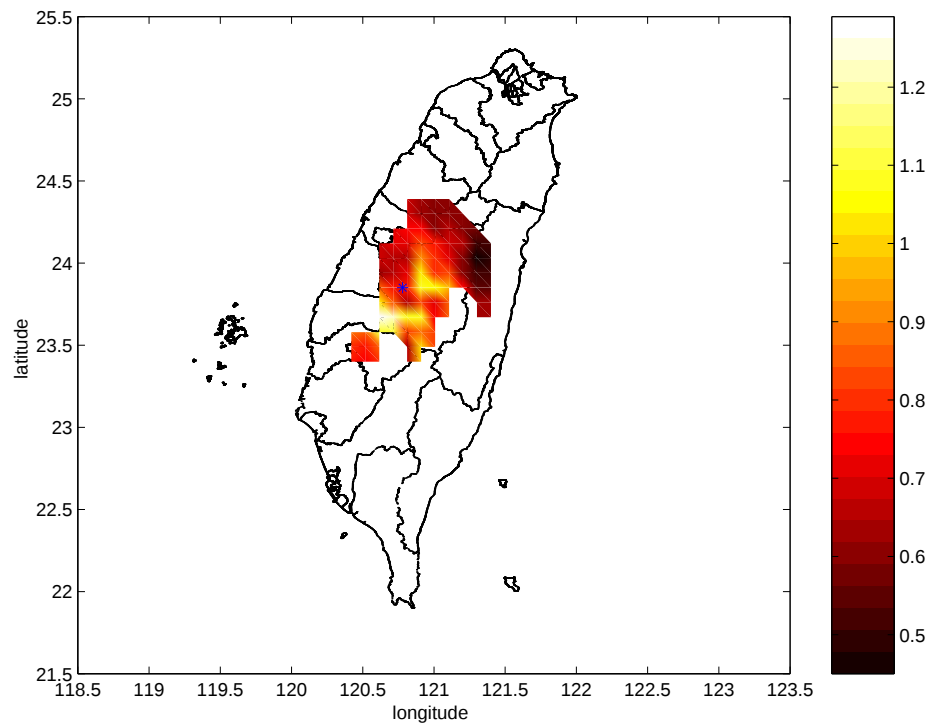
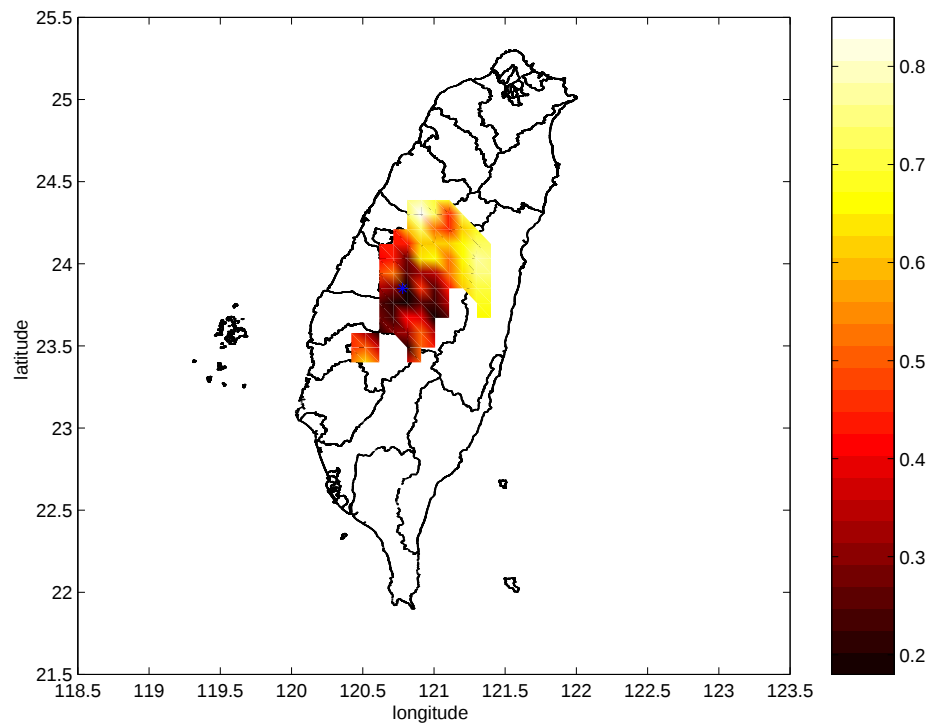


圖 11. 空間分布 p -值之變化



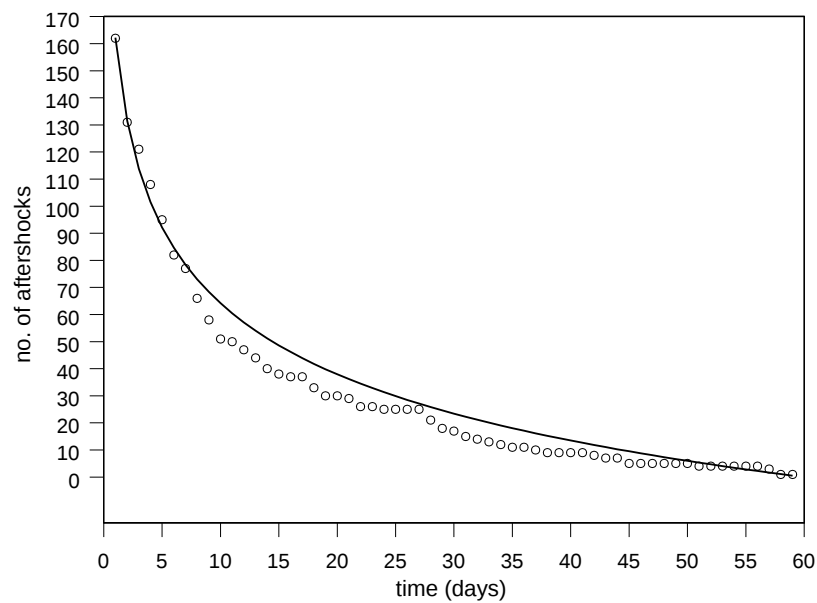


圖 13: 根據規模 $M \geq 3$ 餘震資料配適 Reasenberg and Jones 模式之適合度: 根據配適模式求得 t (天) 時間後規模 $M \geq 4$ 之期望數 (-) 與實際規模 $M \geq 4$ 之餘震個數 (o)

圖 12. 空間分布 b -值之變化

表 4: 規模 M_c 在 $(60, 60 + T)$ 之機率, Reasenberg and Jones 模式
($a = -0.41, b = 0.57, p = 0.89, c = 0.03$)

M_c	T					
	1	7	15	30	60	120
5.0	0.19	0.75	0.94	0.99	1.00	1.00
6.0	0.05	0.31	0.53	0.75	0.91	0.98

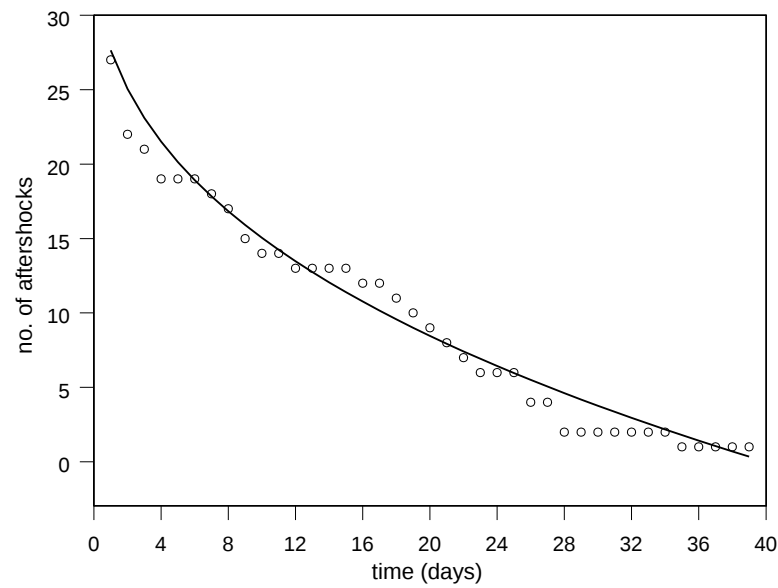


圖 14: 根據規模 $M \geq 3$ 餘震資料配適 Reasenberg and Jones 模式之適合度: 根據配適模式求得 t (天) 時間後規模 $M \geq 4$ 之期望數 (-) 與實際規模 $M \geq 4$ 之餘震個數 (o)

表 5: 規模 M_c 在 $(60, 60 + T)$ 之機率, Reasenberg and Jones 模式
($a = -1.63, b = 0.67, p = 0.65, c = 0.34$)

M_c	T					
	1	7	15	30	60	120
5.0	0.06	0.32	0.55	0.77	0.93	0.99
6.0	0.01	0.08	0.16	0.27	0.44	0.62

附錄：集集地震規模 M 5.0 以上之餘震資料

年	月	日	時	分	秒	北緯	東經	深度	規模(ML)
1999	9	21	1	47	12.6	23.85	120.78	7.02	7.3
1999	9	21	1	57	14.9	23.91	121.04	3.70	6.3
1999	9	21	1	58	53.8	23.93	121.07	6.10	5.8
1999	9	21	2	2	19.1	24.33	121.35	48.20	5.8
1999	9	21	2	2	41.1	23.78	120.87	5.00	6.6
1999	9	21	2	16	16.9	23.87	121.04	2.00	6.8
1999	9	21	2	21	29.2	23.99	121.08	12.30	5.3
1999	9	21	2	32	55.6	23.82	121.01	2.90	5.2
1999	9	21	2	47	43.6	23.88	120.98	2.00	5.2
1999	9	21	2	50	47.8	23.92	121.00	1.00	5.1
1999	9	21	2	53	30.4	23.92	121.02	8.90	5.0
1999	9	21	2	57	4.7	24.12	120.80	2.00	5.3
1999	9	21	2	58	54.9	23.84	120.79	0.70	5.0
1999	9	21	3	19	49.8	24.50	120.98	3.40	5.1
1999	9	21	3	28	41.9	23.88	120.97	1.20	5.4
1999	9	21	3	40	31.7	23.54	120.91	1.10	5.7
1999	9	21	4	2	15.6	23.97	120.79	2.90	5.6
1999	9	21	4	21	58.2	24.10	121.01	3.40	5.3
1999	9	21	4	43	48.4	23.77	121.33	8.60	5.4
1999	9	21	4	43	48.4	23.77	121.33	8.60	5.4
1999	9	21	5	23	27.6	23.45	120.83	2.50	5.3
1999	9	21	5	46	37.6	23.61	120.83	5.00	6.4
1999	9	21	6	22	45.3	23.51	120.93	2.50	5.5
1999	9	21	6	56	47.4	23.88	120.96	8.50	5.2
1999	9	21	7	18	12.3	23.49	120.91	2.50	5.2
1999	9	21	8	45	42.4	23.88	120.98	10.60	5.2
1999	9	21	9	37	9.0	23.73	120.75	2.50	5.2
1999	9	21	11	31	49.6	23.99	121.02	3.10	5.1
1999	9	21	15	6	3.2	23.79	121.42	13.10	5.2
1999	9	21	15	46	4.8	24.07	121.12	3.70	5.2
1999	9	21	16	3	18.4	23.65	120.64	11.00	5.0
1999	9	21	19	7	42.0	23.67	120.84	5.90	5.1
1999	9	21	22	32	14.1	24.07	121.38	21.40	5.0
1999	9	21	22	40	4.3	24.32	120.83	2.50	5.0
1999	9	21	23	28	10.9	23.61	120.85	2.50	5.1
1999	9	22	1	38	36.8	23.81	121.32	13.70	5.2
1999	9	22	2	18	37.5	24.17	121.01	2.50	5.0
1999	9	22	6	17	3.8	23.95	121.39	9.90	5.1
1999	9	22	8	14	40.9	23.84	121.04	7.50	6.8
1999	9	22	8	25	46.7	23.73	121.00	19.60	5.1
1999	9	22	8	49	44.2	23.75	121.02	6.30	6.2

附錄：集集地震規模 M 5.0 以上之餘震資料

年	月	日	時	分	秒	北緯	東經	深度	規模(ML)
1999	9	22	9	28	50.7	23.79	120.98	16.20	5.3
1999	9	22	10	19	33.0	23.78	121.41	11.60	5.2
1999	9	22	20	17	22.7	23.74	121.00	20.90	6.0
1999	9	22	20	35	48.3	23.65	120.69	1.00	5.0
1999	9	23	8	46	4.3	24.21	121.21	20.40	5.2
1999	9	23	13	42	49.5	23.97	120.99	21.10	5.3
1999	9	23	13	42	49.5	23.97	120.99	21.10	5.3
1999	9	24	2	50	39.3	23.62	120.80	2.50	5.1
1999	9	24	5	39	3.0	23.98	121.38	16.98	5.0
1999	9	24	12	19	12.4	24.27	121.24	6.30	5.1
1999	9	24	16	43	30.3	23.68	120.97	5.70	5.6
1999	9	24	22	22	22.2	23.63	120.90	5.00	5.1
1999	9	26	1	26	1.2	23.74	120.97	22.00	5.0
1999	9	26	7	52	50.0	23.86	121.00	7.50	6.8
1999	9	27	12	3	24.2	24.27	121.22	4.70	5.2
1999	9	27	12	11	47.7	24.28	121.19	11.60	5.3
1999	9	27	15	0	41.6	24.20	121.25	15.10	5.0
1999	9	27	15	28	22.0	24.18	121.25	6.40	5.1
1999	9	27	19	55	8.4	23.72	121.35	13.90	5.4
1999	9	28	2	10	3.2	23.93	121.24	4.40	5.1
1999	9	28	13	53	52.7	23.99	120.65	10.70	5.3
1999	9	29	1	16	30.3	24.10	121.04	3.90	5.0
1999	9	29	7	1	26.8	23.67	120.75	11.80	5.1
1999	9	30	9	4	4.6	24.25	121.10	5.40	5.0
1999	9	30	17	49	46.8	24.70	121.94	63.60	5.5
1999	10	1	20	54	10.7	23.68	120.93	3.50	5.3
1999	10	2	1	53	34.7	23.69	120.93	2.90	5.0
1999	10	3	1	14	17.6	23.82	122.58	35.00	5.9
1999	10	4	20	26	22.6	23.79	120.94	8.50	5.2
1999	10	5	20	18	26.5	23.84	121.01	8.50	5.2
1999	10	7	1	34	23.3	24.65	121.07	11.00	5.0
1999	10	8	2	28	31.9	23.70	121.36	20.50	5.1
1999	10	13	9	39	50.6	23.99	121.35	10.20	5.3
1999	10	18	23	31	30.0	23.97	121.34	14.60	5.0
1999	10	19	0	0	47.9	23.71	121.05	13.50	5.5
1999	10	19	1	55	35.6	23.63	120.86	6.20	5.0
1999	10	22	10	19	1.3	23.51	120.40	12.10	6.4
1999	10	22	10	27	30.7	23.48	120.47	7.80	5.1
1999	10	22	11	10	17.0	23.54	120.42	7.20	6.0
1999	10	22	16	34	15.9	23.53	120.46	14.10	5.1
1999	10	23	1	57	5.5	23.53	120.46	13.60	5.3

附 錄：集集地震規模 M 5.0 以上之餘震資料

年	月	日	時	分	秒	北 緯	東經	深度	規模(ML)
1999	10	24	1	8	4.0	23.50	120.49	8.60	5.2
1999	10	24	5	10	45.8	23.39	120.71	2.50	5.1
1999	10	30	16	27	51.0	23.05	121.30	5.50	5.2
1999	10	30	21	1	5.2	24.06	121.31	12.70	5.0
1999	11	2	1	53	5.6	23.43	121.63	30.40	6.9
1999	11	4	5	34	10.6	23.32	120.63	2.50	5.0
1999	11	15	15	25	23.7	23.49	120.51	5.70	5.2
1999	11	17	15	35	12.3	24.02	120.63	8.90	5.2

資料來源: 中央氣象

局

參考文獻

- [1] 徐明同 (1979)。地震學。台北市：黎明文化事業公司。
- [2] 劉淑鶯, 單竊聘 (1994)。花蓮地區地震統計模型分析。中國統計學報, **32**, 1-9。
- [3] Aki, K. (1965). Maximum likelihood estimate of b in the formula $\log N = a - bM$ and its confidence limits, *Bull. Earthquake Res. Inst., Tokyo Univ.* **43**, 237-239.
- [4] Bender, B. (1983). Maximum likelihood estimation of b values for magnitude grouped data, *Bull. Seismol. Soc. Am.*, **73**, 831-851.
- [5] Cuo, Z. and Ogata, Y. (1997). Statistical relations between the parameters of aftershocks in time, space and magnitude, *Journal of geophysical Research*, **102**, 2857-2873.
- [6] Daley, D. J., and Vere-Jones, D. (1988). An Introduction to the theory of Point Processes, *Springer New York*.
- [7] Gutenberg, R. and C. F. Richter (1944). Frequency of earthquakes in California, *Bull. Seismol. Soc. Am.*, **34**, 185-188.
- [8] Kisslinger, C. and L. M. Jones (1991). Properties of aftershock sequences in Southern California, *J. Geophys. Res.*, **96**, B7, 11,947-11,958.

- [9]Mogi, K. (1962). Magnitude-frequency relation for elastic shocks
Accompanying fractures of various materials and some related problems in earthquakes, *Bull. Earthquake Res. Inst., Univ. Tokyo*, **40**, 831-853.
- [10]Ogata, Y. (1978). Asymption behavior of the maximum likelihood estimators for the stationsary point processes, *Ann. Inst. Statist. Math.*, **30**, A, 243-261.
- [11]Ogata, Y. (1983). Estimation of the parameters in the modified Omori formula for aftershock frequencies by the maximum likelihood procedure, *J. Phys. Earth*, **31**, 115-124.
- [12]Ogata, Y. (1988). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, *J. Amer. Statist. Assoc.*, **83** (401), 9-27.
- [13]Rathbun, S. L. (1993). Modeling marked spatio-temporal point patterns, *Bulletine of the International Statistical Institute*, **55**, Book 2, 379-396.
- [14]Rathbun, S. L. (1996). Asymptotic properties of the maximum likelihood estimator for spatio-temporal point processes, *J. Statist. Plann. Inference*, **51**, Special issue on Spatial statistic, Part II, 55-74.

- [15] Reasenberg, P. A. and L. M. Jones (1990). California aftershock hazard forecast, *Science*, **247**, 345-346.
- [16] Reasenberg, P. A. and L. M. Jones (1994). Earthquake aftershocks: Update, *Science*, **265**, 1251-1252.
- [17] Shi, Y. and B. A. Bolt (1982). The standard error of the magnitude-frequency b value, *Bull. Seismol. Soc. Am.*, **72**, 1677-1687.
- [18] Utsu, T. (1965). A method for determining the value of b in formula $\log N = a - bM$ showing the magnitude-frequency relation for earthquakes, *Geophys. Bull. Hokkaido Univ.* **13**, 99-103.
- [19] Wiemer, S. and M. Wyss (1997). Mapping the frequency-magnitude distribution in acerities: An improved technique to calculate recurrence time? *Journal of Geophysical research*, Vol. **102**, No. B7, pages 15,115-15,128.
- [20] Weichert, D. H. (1980). Estimation of earthquake recurrence parameters for unequal observation periods for different magnitudes, *Bull. Swism. Soc. Am.*, **70**, 1337-1346.
- [21] Wiemer, S. and K. Katsumata (1999). Spatial variability of seismicity parameters in aftershock zones, *J. Geophys. Res.*, **104**, B6, 13,135-13,151.