

國立中央大學

統計研究所
碩士論文

最大餘震發生時間之統計分析

指導教授：陳玉英 博士

研究生：林秋萍

中華民國 九十年 六月



國立中央大學圖書館 碩博士論文授權書

本授權書所授權之論文全文與電子檔，為本人於國立中央大學，撰寫之碩/博士學位論文。(以下請擇一勾選)

- () 同意 (立即開放)
() 同意 (一年後開放), 原因是: _____
() 同意 (二年後開放), 原因是: _____
() 不同意, 原因是: _____

授與國立中央大學圖書館，基於推動讀者間「資源共享、互惠合作」之理念，於回饋社會與學術研究之目的，得不限地域、時間與次數，以紙本、光碟、網路或其它各種方法收錄、重製、與發行，或再授權他人以各種方法重製與利用。

研究生簽名: 林秋萍

論文名稱: 最大餘震發生時間之統計分析

指導教授姓名: 陳玉英 博士

系所: 統計研究所 博士 碩士 班

學號: 88225015

日期: 民國 90 年 6 月 19 日

備註:

1. 本授權書親筆填寫後(電子檔論文可用電腦打字), 請影印裝訂於紙本論文書名頁之次頁, 未附本授權書, 圖書館將不予驗收。
2. 上述同意與不同意之欄位若未勾選, 本人同意視同授權立即開放。

摘 要

當一主震發生後，最大餘震的發生時間即為大眾最關心的問題之一。本文主要探討主震與最大餘震發生時間差 T_1 之分布，並且研究其與相關資料之關係，其中相關資料如主震規模 (M_0)、主震發生之震源深度 (depth) 及修正 Omori 模式中的參數 p 值。本文引用日本、紐西蘭、台灣及希臘等四個地區之歷史餘震序列資料，分析各地區 T_1 之機率分布，並探討此三者變數 (M_0 、 p 值，與 depth) 對於 T_1 的影響，藉以了解各地區最大餘震發生時間與其主震特性及餘震衰退率的關係。最後評估並討論不同地區之最大餘震發生時間之風險。

目 錄

第一章	緒論	1
第二章	地震相關知識與文獻回顧	4
2.1	地震相關知識	4
2.2	修正 Omori 模式	7
2.3	最大餘震發生時間之機率模型	9
2.4	最大餘震發生時間與其他變數的關係	12
2.5	p 值之估計	14
第三章	各地區之實例分析	17
3.1	日本地區	18
3.2	紐西蘭地區	24
3.3	台灣地區	30
3.4	希臘地區	37
3.5	比較與探討	43
第四章	結論	48
參考文獻	49
附錄	圖表	53

圖 目 錄

圖一：日本地區 34 筆資料 T_1 配適 p 值的 Cook's Distance . . .	53
圖二：日本地區主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈圖 .	53
圖三：日本地區資料配適最大餘震發生時間之機率模型	54
圖四：日本地區資料之 $\log T_1$ 與其對數勝算	55
圖五：日本地區 $M_0 \geq 6.0$ 資料之 T_1 與 M_0 的散佈圖及線性模式 .	56
圖六：日本地區資料之 T_1 與 depth 的散佈圖及線性模式	57
圖七：紐西蘭地區主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈	
圖	58
圖八：紐西蘭地區資料配適最大餘震發生時間之機率模型 . . .	59
圖九：紐西蘭地區資料之 $\log T_1$ 與其對數勝算	60
圖十：紐西蘭地區 $M_0 \geq 6.0$ 資料 M_0 以 0.5 個規模單位分群之 T_1	
與 M_0 的散佈圖及線性模式	61
圖十一(a)：紐西蘭地區之第 3 筆餘震序列資料與其配適修正	
Omori 模式 ($\hat{p} = 1.0584$ 、 $\hat{c} = 0.053$ 、 $\hat{K} = 47.6222$) .	61
圖十一(b)：紐西蘭地區之第 7 筆餘震序列資料與其配適修正	
Omori 模式 ($\hat{p} = 0.8685$ 、 $\hat{c} = 0.006$ 、 $\hat{K} = 19.9871$) .	62
圖十一(c)：紐西蘭地區之第 12 筆餘震序列資料與其配適修正	
Omori 模式 ($\hat{p} = 1.1201$ 、 $\hat{c} = 0.036$ 、 $\hat{K} = 81.9433$) .	62

- 圖十二：紐西蘭地區資料 p 以 0.1 為單位分群之 T_1 與 p 值的散佈
圖及線性模式 63
- 圖十三：台灣地區西元 1991-1999 年之地震規模 $M \geq 4.0$ 資料之規模—時間分布 64
- 圖十四：台灣地區西元 1991 至 1999 年 9 筆餘震序列之主震
分布 64
- 圖十五：台灣地區主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈
圖 67
- 圖十六：台灣地區資料配適最大餘震發生時間之機率模型 . . . 68
- 圖十七：台灣地區資料之 $\log T_1$ 與其勝算 69
- 圖十八：台灣地區資料之 $\log T_1$ 與其對數勝算 70
- 圖十九：台灣地區 $M_0 \geq 6.0$ 資料 M_0 以 0.5 個規模單位分群之 T_1
與 M_0 的散佈圖及線性模式 71
- 圖二十(a)：台灣地區之第 6 筆餘震序列資料與其配適修正 Omori
模式 ($\hat{p} = 0.8402$ 、 $\hat{c} = 0.0095$ 、 $\hat{K} = 11.7523$) . . . 72
- 圖二十(b)：台灣地區之第 9 筆餘震序列資料與其配適修正 Omori
模式 ($\hat{p} = 1.0346$ 、 $\hat{c} = 0.0636$ 、 $\hat{K} = 81.5178$) . . . 72
- 圖二十一：台灣地區之第 1 筆餘震序列資料之時間—頻率關係 . 73

- 圖二十二：台灣地區 $M_0 \leq 5.0$ 資料 depth 以 10 km 為單位分群之 T_1
與 depth 的散佈圖及線性模式 73
- 圖二十三：希臘地區主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈
圖 74
- 圖二十四：希臘地區資料配適最大餘震發生時間之機率模型 . . 75
- 圖二十五：希臘地區資料之 $\log T_1$ 與其對數勝算 76
- 圖二十六：希臘地區 $M_0 \leq 5.0$ 資料 M_0 以 0.5 個規模單位分群之 T_1
與 M_0 的散佈圖及線性模式 77

表 目 錄

表一：32 筆日本地區餘震序列資料 (1973~1995)	78
表二：14 筆紐西蘭地區餘震序列資料 (1987~1995)	79
表三：9 筆台灣地區餘震序列資料 (1991~1999)	79
表四：39 筆希臘地區餘震序列資料 (1971~1997)	80

第一章 緒論

古時人類對於地震，多數相信是地下有某種動物移動而發生的現象。今日由於科學的進步，人們已知地震是因為地球板塊運動或火山爆發所造成的地殼變動現象。其中以前者引發斷層錯動之地震最多，也最主要，因為全世界約百分之九十以上的地震屬之。

強地震的發生經常造成環境的破壞與生命財產的損失。所以，長久以來學者們從事地震之研究從無間斷。現今地震活動上的定量研究資料有發震時間 (time)、震央位置 (location)、地震規模 (magnitude)，和震源深度 (depth)。一地震序列包括前震 (foreshock)、主震 (mainshock)，及餘震 (aftershock)。在主要地震發生之前，有時先發生若干次小地震，謂之前震，但是前震經常為時甚短，且不顯著。而同一系列之地震中規模最大者稱為主震。在主震之後，常有若干次小地震相繼發生，謂之餘震。一般而言，前震較不易察覺，而餘震之次數及規模均隨著時間而遞減降低，但是其發生狀況較前震有規則且較明顯。所以在地震資料中，餘震佔了絕大部分。傳統上利用主震和餘震建立點過程 (point process) 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 - Richter 關係式 (1954) 討論餘震的規模分配；也經常根據修正 Omori 法則 (Utsu, 1961) 描述餘震的時間分布。此外，Ogata (1988, 1989) 應用流行病學概念，利用自我激化 (self-exciting) 點過程描述強震自我引發的現象。

由近年來發生在臺灣的地震，就可瞭解地震所帶來的嚴重危害。西元 1998 年 7 月 17 日 12 時 51 分，阿里山西方 14.2 公里處 (東經 120.7 度、北緯 23.5 度)，發生規模 (magnitude) $M = 6.2$ 的嘉義瑞里地震，震源 (hypocenter) 深度為 3 公里，造成瑞里飯店嚴重受損，阿里山區多處公路、鐵路坍方中斷，5 人死亡，18 棟房屋全毀，且多處房屋毀損。又西元 1999 年 9 月 21 日凌晨 1 時 17 分，日月潭西方 9 公里處 (東經 120.8 度、北緯 23.9 度) 發生規模 $M = 7.3$ 的集集強烈地震，震源深度為 8 公里，造成車籠埔斷層錯動長達 80 公里，南投、臺中縣災情慘重，此為二十世紀台灣島內規模最大的地震。故地震不僅引發山崩、地盤隆起、井水變化等地質改變或鬆動現象，亦造成人為構造物，如房屋、公路、橋樑等因受劇烈的地震搖晃，而致倒塌崩潰，繼而殃及人民生命財產安全，損失往往非常嚴重。

由於地質和建築物在主震時已造成破壞，餘震的發生則將進

一步的破壞相關結構和威脅人民的生命財產，並且影響搶修和救援工作的進行。因此餘震的發生比主震的發生相對於環境及生命上的脅迫更大。尤其是餘震中的最大規模事件的發生，更為其所有餘震之中傷害最大者，故最大餘震的發生時間是人們最關心的問題之一。西元 1975 年 Papazachos 曾提出一最大餘震發生時間之累積頻率分配(cumulative frequency distribution)的機率模型；Utsu (1961, 1969) 亦提出最大餘震發生時間與其他變數資料，如主震規模 (M_0)，及修正 Omori 法則中的參數 p 值之相關性研究。因此本文應用統計方法研究日本、紐西蘭、台灣及希臘地區的餘震序列中最大餘震發生時間之分布。除計算各地區主震發生後之最大餘震在某一時間發生之機率、或發生在某一時間之後相對於之前的勝算比，並且考慮其他變數，如主震規模 (M_0)、震源深度 (depth)，及修正 Omori 法則中的參數 p 值，對於最大餘震發生時間之影響。最後評估不同地區之最大餘震發生時間的危險性。

我們在第二章文獻回顧中介紹相關的地震知識、最大餘震發生時間之研究結果，及修正 Omori 模型參數估計方法。第三章就日本、紐西蘭、台灣及希臘地區之餘震序列進行實例分析。最後在第四章結論並且陳述未來之研究方向。

第二章 地震相關知識與文獻回顧

2.1 地震相關知識

首先我們先介紹一些地震學上的專有名詞。

1. 震源 (hypocenter): 地震錯動的起始點。
2. 震央 (epicenter): 地震錯動的起始點在地表上的投影經度 (longitude) 和緯度 (latitude) 位置。
3. 深度 (depth): 地震錯動的起始點在地表之下的深度, 通常至少 2-3 km; 而災害性地震通常為在 5-20 km 的深度範圍。
4. 發生時間 (origin time): 震動起始的瞬間。
5. 規模 (magnitude): 用以描述地震震源本身大小的尺度, 係依其所釋放的能量而定, 以一無單位的實數 (如: 6.5) 表示, 所以每個地震只有一個規模值。而震度則是指地震發生時, 各地不同的搖晃程度, 以整數值 (如: 5 級) 表示。一般而言, 距離震央越遠, 震度越小。所以規模與震度是不同的。

上述五個數值 (震央經度和緯度, 深度, 發生時間, 及規模) 對一地震目錄 (catalog) 的任何統計分析都是必備的。本文研究的是最大餘震的時間分布, 所以, 以下我們將主震與其最大餘震發生時間 (the time of occurrence of the largest aftershock) 之

差標記為 T_1 ，主震規模 (magnitude of the mainshock) 則標記為 M_0 。

地震並非隨處都發生，而是集中在少數的地區上，這是數十年來地震觀測的重大發現。尤其自西元 1960 年世界地震觀測網 (WWSSN) 設立以來，世界地震發生的位置和範圍更明確的顯現出來。大部分的地震是帶狀分布，稱為地震帶。

全世界主要有三個地震帶：

1. 環太平洋地震帶 (**Circum-Pacific seismic zone**)：在太平洋周圍沿大陸邊緣的地帶。西從阿留申群島起，經千島群島、日本、琉球、台灣、菲律賓、印尼、新幾內亞、所羅門群島至紐西蘭。東從阿拉斯加起，經北美和中南美洲西海岸，直至安地斯山南端。世界上約 80% 的地震發生在這地震帶上。
2. 歐亞地震帶 (**Eurasia seismic zone**)：由地中海北岸開始，包括義大利半島、西西里半島，經土耳其、伊朗、巴基斯坦、印度北部，直至中國康藏邊境。世界上約 15% 的地震發生在此地震帶上。
3. 中洋脊地震帶 (**Mid-ocean-ridge seismic zone**)：在各大洋洋脊處，如大西洋、印度洋、東太平洋、北極海等洋脊、海嶺。

本文中所探討的日本、紐西蘭和台灣地區均屬環太平洋地震帶，而希臘地區則屬歐亞地震帶。又台灣位於歐亞大陸板塊和菲律賓板塊交界處，此兩板塊除碰撞作用外，在臺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，這也是為什麼台灣地區平均每年約發生 2,200 次地震（西元 1991 年中央氣象局地震網經過更新後大幅提升偵測能力，所以 1991~1994 年之年平均值增為 8,217 次，而其所測得的多數為無感地震，其中有感地震年平均約為 489 次）的原因。

2.2 修正 Omori 模式

餘震發生率的時間分布可由 Utsu (1961) 所提出之修正 Omori' s 法則 (modified Omori law) 加以描述 :

$$n(t) = \frac{K}{(t+c)^p}$$

其中 $n(t)$ 是在主震 ($t = 0$) 之後 t 天之餘震發生率, K , c 和 p 則為常數。

參數 K 與餘震序列總次數、主震規模及餘震規模的下界 M_c 有關。參數 c 則反應餘震序列最初期的活動。它主要的功能就是修正在餘震序列的最初幾分鐘或一兩小時內, 發生頻率並不服從一般的遞減衰退率而是似乎有遞增的這個現象。一般的解釋是初期資料並不完整, 一些在主震發生後短時間內發生之餘震因測量上的原因並未紀錄。所以 c 值 (大於 0) 反映了資料在序列初期的不完整性, 及短時間內未知數目之高度地震活動現象, 而不是本身餘震序列過程的一些特性。

修正 Omori 模式中的參數 p 代表餘震之衰退率, 也反映地殼的機制 (mechanical) 情況及餘震區域壓力之遞減情形。就規模 M_c 以上之餘震討論, p 值越大表示該規模以上餘震衰退越快,

即研究中之餘震在未來期間發生的相對可能性較小。不論研究中之最小規模 M_c (cutoff magnitude) 為何，參數 p 值一般之範圍介於 0.9 ~ 1.8。 p 值與壓力釋放時間 (stress relaxation time) 之分配有關，因為壓力釋放越快，餘震活動就衰退越快，所以較短時間的壓力釋放對應較高的 p 值。此外，主震後斷層力恢復率 (the rate of recovery of the fault strength) 越大， p 值也越大。相關的研究亦指出， p 值與構造異質性 (structural heterogeneity)，壓力 (stress)，及震源深度的溫度 (temperature) 地熱 (crustal heat flow) 有關 (Mogi, 1962 ; Kisslinger and Jones, 1991)，越高的溫度會產生較大的 p 值。另外， p 值也與斷層的摩擦熱 (frictional heat) 有關，摩擦熱越高之地區，其相對應之 p 值亦越高 (Wiemer and Katsumata, 1999)。所以在這三個參數中， p 值在餘震風險評估中扮演非常重要的角色。

2.3 最大餘震發生時間之機率模型

長久以來，學者們一直致力於研究餘震的統計特性，但大部份均在處理餘震的時間、空間，和規模上的分配。僅有少數文獻提及在地震序列中最大餘震的時間分布。但在很多實例中，一餘震序列的最大餘震可能產生與主震同等甚至超過的危害。所以，假如地震學家能精確估計最大餘震的發生時間，則對人民生命及財產的保障將有重要的貢獻。

Prochazkova (1973) 研究在西元 1901-1969 年期間發生在歐洲的餘震序列型態，發現主震和最大餘震的發生時間差中有 40 % 小於 12 小時，而 80 % 均小於 5 天。Papazachos (1975) 進一步利用希臘的地震資料，提出主震與其最大餘震發生時間差之累積頻率分配 (cumulative frequency distribution , $N (T_1)$) 與時間差的關係式：

$$N (T_1) = c - k \log T_1$$

其中 $N (T_1)$ 是時間差大於或等於 T_1 的餘震序列數目除以總餘震序列數目，而 c 與 k 為常數。Papazachos (1975) 分析西元 1911-1973 年發生在希臘地區 $M \geq 6.0$ 淺層主震的餘震序列資料，得知常數 c 與 k 之值分別為 0.53 及 0.23。故在此一模式之

下，如果 $T_1 = 0.5$ (12 小時) 則

$$N(0.5) = c - k \log(0.5) = 0.53 - 0.23 \log(0.5) = 0.6$$

所以主震和最大餘震的發生時間差小於 12 小時之機率為 0.4，符合 Prochazkova (1973) 之研究結果。此外，當 $T_1 = 1$ (24 小時) 時，則

$$N(1) = c - k \log(1) = 0.53 - 0.23 \log(1) = 0.53$$

故最大餘震將會發生在主震後 24 小時之內的機率為 0.47。

Kagan 及 Knopoff (1978) 根據西元 1971-1975 年美國加州地區地震資料，繪其時間—規模關係圖時認為最大餘震很可能發生在一餘震序列的開始，即很接近主震的時間。Tsapanos et al. (1988) 則利用全世界西元 1904-1983 年的餘震序列資料以確保上述關係式的一般性。此外應用最小平方法 (least squares method) 計算其中參數值，其模式結果為

$$N(T_1) = 0.548 - 0.239 \log T_1$$

所以上式可供短中期的預測。再次驗證當 $T_1 = 0.5$ (12 小時) 時，則

$$N(0.5) = c - k \log(0.5) = 0.548 - 0.239 \log(0.5) = 0.62$$

所以主震和最大餘震的發生時間差小於 12 小時之機率為 0.38，亦接近 Prochazkova (1973) 之研究結果。此外， $T_1 = 1$ (24 小時)

時，則

$$N(1) = c - k \log(1) = 0.548 - 0.239 \log(1) = 0.548$$

故最大餘震將會發生在主震後 24 小時之內的機率為 0.452。所以此關係式亦為任何地震風險評估研究中一個重要的模型。

2.4 最大餘震發生時間與其他變數的關係

Utsu (1961) 分析發生於西元 1926-1959 年日本地區的地震資料，研究 T_1 與 M_0 之關係，得知大部分的最大餘震都發生在主震後 10 天之內，雖然 T_1 於 2 分鐘到 30 天之間的資料散佈得很廣。但是當主震規模大於 7 時，最大餘震有時會發生在主震後 10 天之外。如果針對不同主震規模範圍 M_0 : 6.0-6.1 , 6.2-6.4 , 6.5-6.8 , 6.9-7.3 , 及 7.4-8.3 之 T_1 中位數 (median) 與 M_0 作圖，結果顯示 T_1 之中位數隨 M_0 之增加而增加。當主震規模小於 7 則有超過 50 % 之最大餘震發生於主震之後 24 小時以內。

又 Utsu 於 1969 年研究發生於西元 1926-1968 年日本地區的地震資料，也發現 T_1 的分布非常分散，但 T_1 與 M_0 6.0 似乎呈現正相關之趨勢，其中 T_1 之中位數， \tilde{T}_1 ，與 M_0 之近似關係為

$$\log \tilde{T}_1 = 0.5 M_0 - 3.5$$

Tsapanos et al. (1988) 則分析西元 1904-1983 年全世界的地震資料。他認為主震與最大餘震的發生時間差似乎與主震規模大小 (M_0) 無關。

此外，Utsu (1969) 發現 T_1 會隨著 p 值增加而有降低的趨勢。據其解釋， T_1 與 p 值為負相關是很自然的，因為 p 值小代表餘震衰退較慢，則最大餘震發生在餘震序列較後面時間之機率相對較高。

2.5 p 值之估計

修正 Omori 法則中，假設餘震服從一發生率為 $\lambda(t)$ 之非均質波氏過程 (non-stationary Poisson process)，則其參數可由最大概似法 (maximum likelihood method) 估計 (Ogata, 1983)。

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

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

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 $t = (t_1, t_2, \dots, t_N)$ 之後，修正 Omori 模式中參數 K, c 和 p 的概似函數 (likelihood function) 為

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

其對數概似函數 (log likelihood function) 則為

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

其中

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

使對數概似函數產生最大值的 $\hat{\theta} = (\hat{K}, \hat{c}, \hat{p})$ 即為參數 $\theta = (K, c, p)$ 的最大概似估計量 (maximum likelihood estimator, MLE)

可藉由求下述方程式之聯和解求出 $\hat{\theta}$:

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

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

$$\begin{aligned} \partial \ln L / \partial p = & - \sum_{i=1}^N \ln(t_i + c) - K[(t_N + c)^{1-p} - c^{1-p}] / (1-p)^2 \\ & + K[(t_N + c)^{1-p} \ln(t_N + c) - c^{1-p} \ln(c)] / (1-p) = 0 \end{aligned}$$

根據最大概似估計式之漸進分布性質得知, $(\hat{\theta} - \hat{\epsilon})$ 之近似分布是平均值為 $\mathbf{0} = (0, 0, 0)$, 共變異數矩陣 $I^{-1}(\hat{\epsilon})$ 之三維常態分配, 其中 $I(\hat{\epsilon})$ 稱為情報矩陣 (information matrix):

$$\begin{aligned} I(\hat{\epsilon}) &= \int_0^{t_N} \frac{1}{\lambda(t; \theta)} \frac{\partial \lambda(t; \theta)}{\partial \theta'} \frac{\partial \lambda(t; \theta)}{\partial \theta} dt \\ &= \int_0^{t_N} \begin{bmatrix} K^{-1}(t+c)^{-p} & -p(t+c)^{1-p} & -(t+c)^{-p} \ln(t+c) \\ * & K p^2 (t+c)^{-2-p} & K p (t+c)^{-1-p} \ln(t+c) \\ * & * & K (t+c)^{-p} [\ln(t+c)]^2 \end{bmatrix} dt \end{aligned}$$

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

此處的 MLE 亦可由 IASPEI Software Library 中之第六卷(地震統計及預測之步驟程序)第二章(地震之統計分析)之 AFT 程式 (Utsu and Ogata, 1997) 求得。

第三章 各地區之實例分析

雖然大部分的構造危害與發生於主震時之搖晃程度有關，但強烈的餘震對於環境的危害及生命的損失則是持續及顯著的，特別是在經歷主震後已傾頹的建築構造物。為了可知何時能恢復一些特定的社會活動，如產業的進展、運輸的流暢，甚而學校教育的進行及建築物的清理等狀況，我們必須能夠評估一地震序列中最大餘震之發生時間及其發生機率。

以下我們將分別就日本、紐西蘭、台灣及希臘地區，進行相關之統計實例分析，且分別針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 及 $M_0 = 6.0$ 之餘震序列資料，應用線性迴歸模式 (Linear Regression model) 及對數勝算模式分析 T_1 之發生機率，另外亦探討 T_1 與其他相關變數資料 (M_0 、 p) 之間的關係。且由於主震的深度 (depth) 亦為地震目錄資料之一，但是於文獻中並未討論到 T_1 與主震深度 (depth) 的關係，故在此本文亦相同探討 T_1 與 depth 的關係。

在此本文中之主震與最大餘震發生的時間差 T_1 以天為單位，主震規模 M_0 以 0.1 個規模為單位，主震震源深度 depth 以公里為單位。

3.1 日本地區

3.1.1 資料來源

引用 Guo 和 Ogata (1997) 分析日本地區西元 1973 年至 1995 年的 34 筆餘震序列資料。但由於在此本文只探討主震規模 M_0

5.0 之餘震序列，故刪除第 11 筆資料 (1980/09/10, $M_0 = 4.7$, $\text{depth} = 3.2$, $T_1 = 0.01$, $p = 1.367$)；且因為第 15 筆資料 (1986/11/22, $M_0 = 6.0$, $\text{depth} = 15.1$, $T_1 = 54.73$, $p = 1.927$) 可能為影響點 (圖一)，故以下只採用 32 筆餘震序列資料 (表一) 進行分析。

3.1.2 主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈

首先分析此 32 筆餘震序列資料之 T_1 的空間分佈如圖二所示。由圖中可以看出較小的 T_1 值 ($T_1 = 0.05$, 下四分位, lower quartile) 和較大的 T_1 值 ($T_1 = 5.12$, 上四分位, upper quartile) 之分佈情形並沒有特定的區域集合。故於日本地區，最大餘震發生時間之早晚與地理空間位置可能無特殊關係。

3.1.3 最大餘震發生時間之機率模型

令 $P(T_1)$ 為主震與最大餘震發生時間差大於或等於 T_1 的機率。分別針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 及 $M_0 = 6.0$ 的資料配適 $P(T_1) = c - k \log T_1$ 模式，其結果如下：

(一) $M_0 = 5.0$ ，樣本數 $(n) = 32$ (圖三(a))

$$P(T_1) = (0.47 \pm 0.01) - (0.26 \pm 0.01) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

(二) $M_0 = 6.0$ ，樣本數 $(n) = 20$ (圖三(b))

$$P(T_1) = (0.5 \pm 0.01) - (0.26 \pm 0.01) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

因為不論是 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 資料，此配適的結果均相當顯著，且 $\log T_1$ 與 $P(T_1)$ 之相關係數 $r = -0.99$ ，故可利用上述所得之模式預測當日本地區一主震發生時，最大餘震將會發生在主震後 T_1 時間之內的機率。

3.1.4 對數勝算模式

令 $p = P(T_1)$ ，則勝算 (odds) $= \frac{p}{1-p}$ 。分別針對主震規模

$M_0 = 5.0$ 及 $M_0 = 6.0$ 的資料配適對數勝算模式。嘗試利用 $\frac{p}{1-p}$ 與

T_1 、 $\frac{P}{1-p}$ 與 $\log T_1$ 、 $\ln\left(\frac{P}{1-p}\right)$ 與 T_1 ，及 $\ln\left(\frac{P}{1-p}\right)$ 與 $\log T_1$

等四種關係建立模型，其中配適最佳者為 $\ln\left(\frac{P}{1-p}\right)$ 與 $\log T_1$

的模式，結果如下：

(一) $M_0 = 5.0$ ，樣本數 $(n) = 32$ (圖四(a))

$$\ln\left(\frac{P}{1-p}\right) = (-0.18 \pm 0.08) - (1.4 \pm 0.07) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

(二) $M_0 = 6.0$ ，樣本數 $(n) = 20$ (圖四(b))

$$\ln\left(\frac{P}{1-p}\right) = (0.005 \pm 0.08) - (1.43 \pm 0.08) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

因為此兩者之配適結果均相當顯著，且 $\log T_1$ 與 $\ln\left(\frac{P}{1-p}\right)$

之相關係數 $r = -0.97$ ，故可利用此模式提供另一機率預測：即當

日本地區一主震發生時，主震與其最大餘震發生時間差在 T_1 以

上相對於 T_1 以下發生的勝算。

3.1.5 T_1 與 M_0

(一) $M_0 = 5.0$

首先針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 M_0

之關係，得結果為：

$$\log T_1 = (-2.21 \pm 1.63) + (0.33 \pm 0.25) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.21, n = 22)$$

此配適結果並不顯著。

(二) $M_0 \geq 6.0$

故亦針對主震規模 $M_0 \geq 6.0$ 的資料重新配模得結果為：

$$\log T_1 = (-6.85 \pm 3.33) + (0.97 \pm 0.47) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.06, n = 13)$$

其中相關係數 $r = 0.53$ ，由其散布圖及配適之模型（圖五）可以很明顯看出 T_1 與 M_0 的正相關趨勢，而且配適的結果也是顯著的。

故不論是主震規模 $M_0 \geq 5.0$ 或 $M_0 \geq 6.0$ 的餘震序列資料，均可以看出 T_1 與 M_0 的正相關趨勢，與 Utsu 於西元 1969 年的文獻中發現 T_1 與 M_0 為正相關的結果相同。所以如果主震規模愈大，則主震與最大餘震發生時間差 T_1 愈長，即最大餘震相對較晚發生。而由配適模型之結果可知當主震規模 $M_0 \geq 6.0$ 時， T_1 與 M_0 具有顯著之線性關係。

3.1.6 T_1 與 p 值

(一) $M_0 \geq 5.0$

首先針對主震規模 $M_0 \geq 5.0$ 的資料配適 T_1 與 p 值之關係：

$$\log T_1 = (-1.06 \pm 1.16) + (0.81 \pm 1.08) p \quad (p\text{-value} = 0.46, n = 32)$$

此配適結果並不顯著，且相關係數 $r = 0.14$ 。

但 Utsu 於西元 1969 年的文獻中提及當主震規模 $M_0 = 6.0$ 時， T_1 與 p 值會呈現負相關。

(二) $M_0 = 6.0$

因此亦針對主震規模 $M_0 = 6.0$ 的資料重新配模，結果如下：

$$\log T_1 = (0.56 \pm 1.62) - (0.63 \pm 1.51) p \quad (p\text{-value} = 0.68, n = 20)$$

雖然此配適結果依然不顯著，但確實發現 T_1 與 p 值有負相關的趨勢。

3.1.7 T_1 與 depth

(一) $M_0 = 5.0$

首先針對 $M_0 = 5.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 depth 之關係，其模型結果如下：

$$\log T_1 = (-0.56 \pm 0.29) + (0.02 \pm 0.01) \text{depth} \quad (p\text{-value} = 0.09, n = 32)$$

其中相關係數 $r = 0.3$ (圖六(a))。

(二) $M_0 = 6.0$

亦針對主震規模 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料重新配模，其結果

如下：

$$\log T_1 = (-0.63 \pm 0.36) + (0.02 \pm 0.01) \text{ depth} \quad (\text{p-value} = 0.08, n = 20)$$

且相關係數 $r = 0.4$ (圖六(b))。

由此結果可知不論 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料， T_1 與 depth 均為中度正相關，且配適模型的結果均為顯著，所以可得結論為：當日本地區一主震震源深度愈大時，其最大餘震相對地較晚發生。

3.2 紐西蘭地區

3.2.1 資料來源

引用 Donna Eberhart-Phillips (1998) 分析紐西蘭地區西元 1987 年至 1995 年的 14 筆餘震序列資料。由於此篇文獻之作者提供此 14 筆餘震序列詳細的地震目錄資料，因此我們可自行計算主震與最大餘震的發生時間差 T_1 ，及配適修正 Omori 模式得到參數 p 值 (表二)。

3.2.2 主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈

首先分析此 14 筆餘震序列資料之 T_1 的空間分佈如圖七所示。由圖中可以看出較小的 T_1 值 ($T_1 = 0.0076$ ，下四分位，lower quartile) 均分佈於北島地區，而較大的 T_1 值 ($T_1 = 4.1201$ ，上四分位，upper quartile) 則沒有特殊的分佈情形。

3.2.3 最大餘震發生時間之機率模型

令 $P(T_1)$ 為主震與最大餘震發生時間差大於或等於 T_1 的機率。分別針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 及 $M_0 = 6.0$ 的資料配適 $P(T_1) = c - k \log T_1$ 模式，其結果如下：

(一) $M_0 = 5.0$, 樣本數 $(n) = 14$ (圖八(a))

$$P(T_1) = (0.44 \pm 0.03) - (0.2 \pm 0.02) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

(二) $M_0 = 6.0$, 樣本數 $(n) = 8$ (圖八(b))

$$P(T_1) = (0.46 \pm 0.04) - (0.19 \pm 0.03) \log T_1 \quad (p\text{-value} = 0.0003)$$

因為不論是 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 資料，此配適的結果均相當顯著，且 $\log T_1$ 與 $P(T_1)$ 之相關係數 $r = -0.95$ ，故可利用上述所得之模式預測當紐西蘭地區一主震發生時，最大餘震將會發生在主震後 T_1 時間之內的機率。

3.2.4 對數勝算模式

令 $p = P(T_1)$ ，則勝算 (odds) $= \frac{p}{1-p}$ 。分別針對主震規模

$M_0 = 5.0$ 及 $M_0 = 6.0$ 的資料配適對數勝算模式。嘗試利用 $\frac{p}{1-p}$ 與

T_1 、 $\frac{p}{1-p}$ 與 $\log T_1$ 、 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 與 T_1 ，及 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 與 $\log T_1$

等四種關係建立模型，其中配適最佳者為 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 與 $\log T_1$

的模式，結果如下：

(一) $M_0 = 5.0$, 樣本數 (n) = 14 (圖九(a))

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = (-0.31 \pm 0.16) - (1.03 \pm 0.13) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

(二) $M_0 = 6.0$, 樣本數 (n) = 8 (圖九(b))

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = (-0.2 \pm 0.21) - (0.87 \pm 0.16) \log T_1 \quad (p\text{-value} = 0.0029)$$

因為此兩者之配適結果均相當顯著，且 $\log T_1$ 與 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$

之相關係數 $r = -0.93$ ，故可利用此模式提供另一機率預測：即當紐西蘭地區一主震發生時，主震與其最大餘震發生時間差在 T_1 以上相對於 T_1 以下發生的勝算。

3.2.5 T_1 與 M_0

(一) $M_0 = 5.0$

首先針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 M_0 之關係，得結果為：

$$\log T_1 = (-3.71 \pm 6.66) + (0.49 \pm 1.07) M_0 \quad (p\text{-value} = 0.66, n = 9)$$

雖然 T_1 與 M_0 為正相關，但此配適結果並不顯著。

(二) $M_0 \geq 6.0$

因此亦針對主震規模 $M_0 \geq 6.0$ 的資料配適模式，得結果為：

$$\log T_1 = (-0.67 \pm 12.56) + (0.05 \pm 1.93) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.98, n = 6)$$

此配適結果依然不顯著。故再進一步將主震規模 M_0 以 0.5 個規模單位分群，重新配模得到：

$$\log T_1 = (-5.76 \pm 0.16) + (0.88 \pm 0.02) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.02, n = 3)$$

則此配適結果相當顯著，且相關係數 $r = 0.99$ (圖十)。

由上述結果可知不論主震規模 $M_0 \geq 5.0$ 或 $M_0 \geq 6.0$ 之餘震序列資料， T_1 與 M_0 均為正相關，與 Utsu 於西元 1969 年的文獻中發現相同。故當主震規模愈大，則主震與最大餘震發生時間差 T_1 愈長，即最大餘震相對較晚發生。

3.2.6 T_1 與 p 值

首先將這 14 筆餘震序列資料配適修正 Omori 模式，並利用第二章之 MLE 估計法求出 \hat{p} 值。由餘震序列資料及其配適之模式圖可知此紐西蘭 14 筆餘震序列資料對於修正 Omori 模式均配適得不錯，如其中第 3、7 與 12 筆餘震序列資料及配適之模式展示於圖十一(a)、(b)及(c)。

(一) $M_0 = 5.0$

首先針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 p 值之關係，得結果為：

$$\log T_1 = (2.26 \pm 1.6) - (2.32 \pm 1.33) p \quad (p\text{-value} = 0.11, n = 14)$$

其中相關係數為-0.48，而配適結果並不是非常顯著。故再進一步將 p 以 0.1 為單位分群，重新配模得到：

$$\log T_1 = (3.72 \pm 1.5) - (3.25 \pm 1.17) p \quad (p\text{-value} = 0.03, n = 8)$$

其相關係數 $r = -0.75$ ，此配適結果就相當顯著（圖十二(a)）。

(二) $M_0 = 6.0$

亦針對主震規模 $M_0 = 6.0$ 的資料配適 T_1 與 p 值之關係：

$$\log T_1 = (2.69 \pm 2.25) - (2.53 \pm 1.73) p \quad (p\text{-value} = 0.19, n = 8)$$

相關係數 $r = -0.51$ ，此配適結果依然不是非常顯著。但再進一步將 p 以 0.1 為單位分群，重新配模得到：

$$\log T_1 = (4.45 \pm 1.84) - (3.7 \pm 1.39) p \quad (p\text{-value} = 0.04, n = 7)$$

其中相關係數為-0.77，此配適結果就相當顯著（圖十二(b)）。

由上述結果可知不論主震規模 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料，均確實發現 T_1 與 p 值有中度至強度負相關的趨勢，與 Utsu 於西元 1969 年的文獻中提及 T_1 與 p 值為負相關的結果相

同。因此可推知若此地區具有較大的 p 值，則當一個主震發生時預期應會有較小的 T_1 值，即發生最大餘震的時間相對較快。

3.2.7 T_1 與 depth

(一) $M_0 = 5.0$

首先針對 $M_0 = 5.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 depth 之關係：

$$\log T_1 = (-0.66 \pm 0.62) + (0.01 \pm 0.02) \text{ depth} \quad (\text{p-value} = 0.7, n = 32)$$

此配適結果並不顯著。

(二) $M_0 = 6.0$

故又針對主震規模 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料重新配模，結果如下：

$$\log T_1 = (-0.71 \pm 0.88) + (0.01 \pm 0.03) \text{ depth} \quad (\text{p-value} = 0.78, n = 20)$$

此配適結果依然不顯著。

由上述結果可知不論 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料， T_1 與 depth 均為正相關，但配適模型的結果均不顯著。因此於紐西蘭地區，主震震源深度 (depth) 與其最大餘震的發生時間可能沒有很顯著的線性關係存在。

3.3 台灣地區

3.3.1 資料來源

採用購自中央氣象局之西元 1991 年至 1999 年所有地震目錄資料，其中規模 $M \geq 4.0$ 之地震事件共有 2,611 筆，且其規模—時間分布如圖十三所示。並參考中央氣象局發布之「台灣地區災害地震統計表」及近年來之文獻中提到的餘震定義為發生於主震後 100 天之內的標準 (Utsu, 1969)，從中挑選 9 筆主震及其餘震序列資料以進行下列分析。此 9 筆餘震序列的主震位置分布圖展示於圖十四，其中圖十四(i)即為 921 南投集集主震位置。由這 9 張分布圖中 (圖十四(a)-(i)) 也發現，我們所選取之餘震序列其主震發生位置分布涵蓋於西部、東北部，及東南部等區域。且如同紐西蘭地區的 14 筆餘震序列，因擁有此 9 筆主震及其餘震序列詳細的地震目錄資料，故我們可以自行計算主震與最大餘震的發生時間差 T_1 ，及配適修正 Omori 模式得到參數 p 值。故以下將採用此 9 筆餘震序列資料 (表三) 進行分析。

3.3.2 主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈

首先分析此 9 筆餘震序列資料之 T_1 的空間分佈如圖十五所

示。由圖中可以看出較小的 T_1 值 ($T_1 = 4.0365$, 下四分位, lower quartile) 和較大的 T_1 值 ($T_1 = 42.7671$, 上四分位, upper quartile) 之分佈情形並沒有特定的區域集合。故於台灣地區, 最大餘震發生時間之早晚與地理空間位置可能無特殊關係。

3.3.3 最大餘震發生時間之機率模型

令 $P(T_1)$ 為主震與最大餘震發生時間差大於或等於 T_1 的機率。分別針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 及 $M_0 = 6.0$ 的資料配適 $P(T_1) = c - k \log T_1$ 模式, 其結果如下:

(一) $M_0 = 5.0$, 樣本數 (n) = 9 (圖十六(a))

$$P(T_1) = (0.83 \pm 0.07) - (0.29 \pm 0.05) \log T_1 \quad (p\text{-value} = 0.0012)$$

(二) $M_0 = 6.0$, 樣本數 (n) = 7 (圖十六(b))

$$P(T_1) = (0.79 \pm 0.07) - (0.28 \pm 0.05) \log T_1 \quad (p\text{-value} = 0.0037)$$

因為不論是 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 資料, 此配適的結果均相當顯著, 且 $\log T_1$ 與 $P(T_1)$ 之相關係數分別為 -0.89 及 -0.92, 故可利用上述所得之模式預測當台灣地區一主震發生時, 最大餘震將會發生在主震後 T_1 時間之內的機率。

3.3.4 對數勝算模式

令 $p = P(T_1)$ ，則勝算 (odds) = $\frac{p}{1-p}$ 。分別針對主震規模

$M_0 \leq 5.0$ 及 $M_0 \leq 6.0$ 的資料配適對數勝算模式。嘗試利用 $\frac{p}{1-p}$ 與

T_1 、 $\frac{p}{1-p}$ 與 $\log T_1$ 、 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 與 T_1 ，及 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 與 $\log T_1$

等四種關係建立模型，其中配適最佳者為 $\frac{p}{1-p}$ 與 $\log T_1$ 的模式，

結果如下：

(一) $M_0 \leq 5.0$ ，樣本數 (n) = 9 (圖十七(a))

$$\frac{p}{1-p} = (6.67 \pm 0.3) - (3.92 \pm 0.22) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

(二) $M_0 \leq 6.0$ ，樣本數 (n) = 7 (圖十七(b))

$$\frac{p}{1-p} = (5.08 \pm 0.15) - (2.99 \pm 0.12) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

因為此兩者之配適結果均相當顯著，且 $\log T_1$ 與 $\frac{p}{1-p}$ 之相關

係數 $r = -0.99$ ，故可利用此模式提供另一機率預測：即當台灣地

區一主震發生時，主震與其最大餘震發生時間差在 T_1 以上相對

於 T_1 以下發生的勝算。

然而對於 $\ln\left(\frac{P}{1-p}\right)$ 與 $\log T_1$ 的模式：

(一) $M_0 = 5.0$, 樣本數 $(n) = 9$ (圖十八(a))

$$\ln\left(\frac{P}{1-p}\right) = (2.13 \pm 0.49) - (1.81 \pm 0.37) \log T_1 \quad (\text{p-value} = 0.003)$$

(二) $M_0 = 6.0$, 樣本數 $(n) = 7$ (圖十八(b))

$$\ln\left(\frac{P}{1-p}\right) = (1.68 \pm 0.51) - (1.56 \pm 0.4) \log T_1 \quad (\text{p-value} = 0.02)$$

因為此兩者之配適結果也都相當顯著,且 $\log T_1$ 與 $\ln\left(\frac{P}{1-p}\right)$

之相關係數 $r = -0.89$ 但由此模式(圖十八)與上述之 $\frac{P}{1-p}$ 與 $\log T_1$

之模式(圖十七)比較,其配適結果稍微差一些。故在此還是利

用 $\frac{P}{1-p}$ 與 $\log T_1$ 之關係式會對台灣地區提供較佳之機率預測。

3.3.5 T_1 與 M_0

(一) $M_0 = 5.0$

首先針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 M_0 之關係,其結果如下：

$$\log T_1 = (4.02 \pm 4.54) - (0.48 \pm 0.71) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.52, n = 8)$$

其中相關係數 $r = -0.27$ ，且此配適結果並不顯著。

(二) $M_0 \geq 6.0$

因此亦針對主震規模 $M_0 \geq 6.0$ 的資料配適 T_1 與 M_0 之關係，得結果如下：

$$\log T_1 = (2.07 \pm 7.39) - (0.2 \pm 1.12) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.87, n = 6)$$

此配適結果依然不顯著，且其負相關的程度也相當弱 ($r = -0.09$)，故再進一步將 M_0 以 0.5 個規模單位分群，重新配模得到：

$$\log T_1 = (0.19 \pm 0.31) + (0.16 \pm 0.05) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.18, n = 3)$$

此配適結果依然不是相當顯著，但其相關係數 $r = 0.96$ 。此時雖只有 3 個樣本數，但我們可以很明顯看出 T_1 與 M_0 的正相關趨勢 (圖十九)。

3.3.6 T_1 與 p 值

首先將這 9 筆餘震序列資料配適修正 Omori 模式，並利用第二章之 MLE 估計法求出 \hat{p} 值。但我們發現此 9 筆餘震序列資料中只有兩筆資料 (第 6 筆及第 9 筆集集餘震序列資料) 適合配適修正 Omori 模式，其餘震序列資料及配適之模式展示於圖二十(a)及(b)。而其餘 7 筆餘震序列資料對於修正 Omori 模式均配適不佳。例如第 1 筆餘震序列資料之時間—頻率關係繪於圖二十一，

從圖形中可知其資料可能配適多段的修正 Omori 模式會較佳，而非單一模型之修正 Omori 模式。但此配適多段修正 Omori 之模型在此本文並不予討論，故此 9 筆餘震序列資料所計算得出之 \hat{p} 值不於予採用進行 T_1 之分析。

3.3.7 T_1 與 depth

(一) $M_0 = 5.0$

首先針對 $M_0 = 5.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 depth 之關係，得結果如下：

$$\log T_1 = (0.62 \pm 0.41) + (0.01 \pm 0.01) \text{ depth} \quad (\text{p-value} = 0.28, n = 9)$$

此配適結果並不顯著，且相關係數 $r = 0.41$ 。故再進一步將 depth 以 10 km 為單位分群，重新配模得到：

$$\log T_1 = (0.98 \pm 0.07) + (0.006 \pm 0.001) \text{ depth} \quad (\text{p-value} = 0.02, n = 5)$$

則此配適結果非常顯著，且正相關程度 r 提高至 0.94 (圖二十二)

(二) $M_0 = 6.0$

故又針對主震規模 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 depth 之關係，結果如下：

$$\log T_1 = (0.33 \pm 0.49) + (0.01 \pm 0.01) \text{ depth} \quad (\text{p-value} = 0.22, n = 7)$$

此配適結果依然不顯著，但正相關程度 $r = 0.53$ 已相當明顯。

由此結果可知不論 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料， T_1 與 depth 均為中度至強度正相關，因此於台灣地區，當一主震震源深度愈大時，其最大餘震相對地較晚發生。

3.4 希臘地區

3.4.1 資料來源

引用 George Drakatos (2000) 分析希臘地區西元 1971 年至 1997 年的 41 筆餘震序列資料。此 41 筆餘震序列資料是為結合下列四個出處：

1. Latoussakis et al. (1991) 研究西元 1981-1986 年之 4 筆主震與其最大餘震資料。
2. Latoussakis 及 Drakatos (1994) 研究西元 1981-1988 年之 12 筆主震與其最大餘震資料。
3. Drakatos 及 Latoussakis (1996) 研究西元 1971-1980 年之 12 筆主震與其最大餘震資料。
4. Drakatos (2000) 研究西元 1988-1997 年之 13 筆主震與其最大餘震資料。

又其中兩筆資料無主震與最大餘震發生時間差 T_1 之數據，故以下只採用 39 筆餘震序列資料（表四）進行分析。

3.4.2 主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈

首先分析此 39 筆餘震序列資料之 T_1 的空間分佈如圖二十三

所示。由圖中可以看出較小的 T_1 值 ($T_1 = 1.0458$, 下四分位, lower quartile) 主要沿著愛琴海域分佈, 此區也是地中海域中地質較為活潑且複雜的地帶。而較大的 T_1 值 ($T_1 = 14.8319$, 上四分位, upper quartile) 則沒有特殊的分佈區域集合。

3.4.3 最大餘震發生時間之機率模型

令 $P(T_1)$ 為主震與最大餘震發生時間差大於或等於 T_1 的機率。分別針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 及 $M_0 = 6.0$ 的資料配適 $P(T_1) = c - k \log T_1$ 模式, 其結果如下:

(一) $M_0 = 5.0$, 樣本數 (n) = 39 (圖二十四(a))

$$P(T_1) = (0.65 \pm 0.02) - (0.28 \pm 0.02) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

(二) $M_0 = 6.0$, 樣本數 (n) = 10 (圖二十四(b))

$$P(T_1) = (0.59 \pm 0.04) - (0.25 \pm 0.04) \log T_1 \quad (p\text{-value} = 0.0002)$$

因為不論是 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 資料, 此配適的結果均相當顯著, 且 $\log T_1$ 與 $P(T_1)$ 之相關係數分別為-0.94 及-0.92, 故可利用上述所得之模式預測當希臘地區一主震發生時, 最大餘震將會發生在主震後 T_1 時間之內的機率。

3.4.4 對數勝算模式

令 $p = P(T_1)$ ，則勝算 (odds) = $\frac{p}{1-p}$ 。分別針對主震規模

$M_0 \leq 5.0$ 及 $M_0 \leq 6.0$ 的資料配適對數勝算模式。嘗試利用 $\frac{p}{1-p}$ 與

T_1 、 $\frac{p}{1-p}$ 與 $\log T_1$ 、 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 與 T_1 ，及 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 與 $\log T_1$

等四種關係建立模型，其中配適最佳者為 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 與 $\log T_1$

的模式，結果如下：

(一) $M_0 \leq 5.0$ ，樣本數 (n) = 39 (圖二十五(a))

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = (1.04 \pm 0.07) - (1.83 \pm 0.07) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

(二) $M_0 \leq 6.0$ ，樣本數 (n) = 10 (圖二十五(b))

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = (0.86 \pm 0.1) - (1.85 \pm 0.12) \log T_1 \quad (p\text{-value} < 0.0001)$$

因為此兩者之配適結果均相當顯著，且 $\log T_1$ 與 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$

之相關係數分別為-0.98 及-0.99，故可利用此模式提供另一機率

預測：即當希臘地區一主震發生時，主震與其最大餘震發生時間

差在 T_1 以上相對於 T_1 以下發生的勝算。

3.4.5 T_1 與 M_0

(一) $M_0 = 5.0$

首先針對主震規模 $M_0 = 5.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 M_0 之關係，其結果如下：

$$\log T_1 = (2.28 \pm 1.47) - (0.28 \pm 0.25) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.29, n = 17)$$

此配適結果並不顯著，且相關係數 $r = -0.27$ 。故再進一步將主震規模 M_0 以 0.5 個規模單位分群，重新配模得到：

$$\log T_1 = (3.49 \pm 0.95) - (0.49 \pm 0.16) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.09, n = 4)$$

則此配適結果相當顯著，且相關係數 $r = -0.91$ (圖二十六)。

(二) $M_0 = 6.0$

亦針對主震規模 $M_0 = 6.0$ 的資料配適 T_1 與 M_0 之關係，得結果為：

$$\log T_1 = (7.96 \pm 4.95) - (1.17 \pm 0.78) M_0 \quad (\text{p-value} = 0.19, n = 7)$$

此配適結果依然不顯著，但相關係數 $r = -0.56$ 。

故不論是主震規模 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 餘震序列資料，均可以看出 T_1 與 M_0 的負相關趨勢，此與 Utsu 於西元 1969 年的文獻中提及 T_1 與 M_0 為正相關的結果不同。所以在希臘地區，當主震規模愈大，則主震與最大餘震發生時間差 T_1 愈短，即最大餘震

相對較早發生。

3.4.6 T_1 與 p 值

因為此 39 筆餘震序列資料中並未有配適修正 Omori 模式之參數 p 值資料，故在此 T_1 與 p 值相關性部份無法分析。

3.4.7 T_1 與 depth

(一) $M_0 = 5.0$

首先針對 $M_0 = 5.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 depth 之關係，得結果如下：

$$\log T_1 = (0.34 \pm 0.25) + (0.01 \pm 0.01) \text{ depth} \quad (\text{p-value} = 0.43, n = 39)$$

此配適結果並不顯著。

(二) $M_0 = 6.0$

故又針對主震規模 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料配適 T_1 與 depth 之關係，其結果如下：

$$\log T_1 = (-0.22 \pm 0.62) + (0.03 \pm 0.04) \text{ depth} \quad (\text{p-value} = 0.45, n = 10)$$

此配適結果依然不顯著。

由上述結果可知不論 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料， T_1 與 depth 均為正相關，但配適模型的結果均不顯著，所以可知在希臘地區，主震震源深度（depth）與其最大餘震的發生時間可能沒有很顯著的線性關係存在。

3.5 比較與探討

地區	資料時間	餘震序列個數	資料來源
日本	1973~1995	32	Guo and Ogata (1997)
紐西蘭	1987~1995	14	Donna Eberhart-Phillips (1998)
台灣	1991~1999	9	中央氣象局
希臘	1971~1997	39	George Drakatos (2000)

綜合上述四個地區之分析結果，可以歸納出下列三點：

(一) 最大餘震發生時間之機率模型

上述四個地區不論主震規模 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 資料之最大餘震發生時間之機率模型

$$P(T_1) = c - k \log T_1$$

的配適結果都相當顯著，且 $\log T_1$ 與 $P(T_1)$ 均呈現高度的負相關。因此可利用此配適之模式預測一地區之最大餘震發生時間為主震發生後 T_1 時間之內的機率。例如當 $T_1 = 1$ (24 小時) 時，即可計算主震發生後一天之內會發生最大餘震之機率，其中在日本及紐西蘭地區其機率約為 0.5 及 0.53、希臘地區約為 0.4，而台灣地區則約為 0.2。故台灣地區之主震發生後，其最大餘震發生於一天之後的機率相對較高。

(二) 對數勝算模式

上述四個地區不論主震規模 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 資料，其配適對數勝算模式

$$\ln \left(\frac{p}{1-p} \right) = a - b \log T_1$$

之配適結果也都相當顯著，且 $\log T_1$ 與 $\ln \left(\frac{p}{1-p} \right)$ 均呈現高度的負相關。因此可利用此配適模式的結果預測一地區之最大餘震發生時間為主震發生 T_1 時間之後相對於之前的勝算比。而其中台灣地區之較佳模式為

$$\frac{p}{1-p} = a - b \log T_1$$

且 $\log T_1$ 與 $\frac{p}{1-p}$ 之相關係數為-0.99。故由上述分析之結果及相同地假設 $T_1 = 1$ (24 小時) 時，則可計算當某地區一主震發生後，主震與其最大餘震發生時間差在 1 天以上相對於 1 天以內發生的勝算，日本地區約為 1、紐西蘭地區約為 0.82、希臘地區約為 2.36，而台灣地區則約為 5.08。所以台灣及希臘地區之最大餘震發生於主震後一天以上之機率高於發生在一天以內的機率。且此模式所得之結論與上述之最大餘震發生時間之機率模型的結果一致。

(三) 各地區之主震與最大餘震發生時間差 T_1 與 M_0 、depth，
及 p 值之相關性

地區	筆數	資料範圍	M_0 與 $\log T_1$	depth 與 $\log T_1$	p 值 與 $\log T_1$
日本	32	M_0 5.0	+	+ *	+
	20	M_0 6.0	+ *	+ *	-
紐西蘭	14	M_0 5.0	+	+	- *
	8	M_0 6.0	+ *	+	- *
台灣	9	M_0 5.0	-	+ *	
	7	M_0 6.0	+	+	
希臘	39	M_0 5.0	- *	+	
	10	M_0 6.0	-	+	

+ : 代表正相關

- : 代表負相關

* : 代表統計線性關係顯著 ($\alpha = 0.1$)

由上表可歸納出下列三點：

1. T_1 與 M_0 (主震規模):

其中只有希臘地區之 T_1 與 M_0 為負相關，而日本及紐西蘭地區不論主震規模 M_0 5.0 或 M_0 6.0 資料， T_1 與 M_0 之相關性皆為正值。台灣地區則是主震規模 M_0 6.0 資料之 T_1 與 M_0 為正相關。故日本、紐西蘭，及台灣地區均如同 Utsu 於西元 1969 年的文獻中提及 T_1 與 M_0 為正相關的結果相同。即如果主震規模愈大，則主震與其最大餘震發生時間差 T_1 愈長，亦即最大餘震相

對較晚發生。此一結果代表當發生主震規模越大時，釋放較多能量，因此還需再經一段時間的能量累積才會再發生一次較大規模的餘震。而其中於日本地區之主震規模 $M_0 = 6.0$ 的餘震序列資料分析中， T_1 與 M_0 有顯著的線性關性存在。

希臘地區之 T_1 與 M_0 之負相關性與其他三地區不同之原因可能是由於其地震起源之板塊構造機制與其他三地區不同，因其屬歐亞地震帶，為陸地型地震；而日本、紐西蘭，及台灣地區則屬環太平洋地震帶。

2. T_1 與 p 值：

除了日本地區之主震規模 $M_0 = 5.0$ 資料之 T_1 與 p 值之關係為弱正相關性以外，日本地區之主震規模 $M_0 = 6.0$ 資料及紐西蘭地區不論主震規模 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 資料之 T_1 與 p 值之相關性皆為負值，故符合 Utsu 於西元 1969 年的文獻中提及 T_1 與 p 值為負相關的結果。因此可約略推知若一地區具有較大的 p 值（餘震衰退率大），則當一個主震發生時預期應會有較小的 T_1 值，即最大餘震相對地較快發生。而其中紐西蘭地區之 T_1 與 p 值有顯著的線性關係結果。

3. T_1 與 depth (主震震源深度):

上述四個地區不論主震規模 $M_0 = 5.0$ 或 $M_0 = 6.0$ 資料之 T_1 與 depth 皆為正相關，即主震發生的震源愈深，其最大餘震相對較晚發生。而其中日本地區之 T_1 與 depth 有顯著的線性關係存在。

綜合 (一)、(二) 及 (三) 之結果，當一主震發生時，因為可立即知道其規模大小及震源深度，故可透過 M_0 與 T_1 的關係式或 depth 與 T_1 的關係式求得 T_1 值，進而可利用最大餘震發生時間之機率模型或對數勝算模式即可預測最大餘震將會發生於主震後 T_1 (天) 之內的機率或主震與其最大餘震發生時間差在 T_1 以上相對於 T_1 以下發生的勝算。例如日本地區之 M_0 與 T_1 及 depth 與 T_1 之線性關係均為顯著，因此可透過 M_0 與 T_1 的關係式或 depth 與 T_1 的關係式求得當主震規模 $M_0 = m_0^*$ 或主震震源深度 $\text{depth} = d^*$ 時之 T_1 值，記作 t_1 ，再透過最大餘震發生時間之機率模型即可估計出 $p(t_1)$ 的值，亦可透過對數勝算模式即可估計出 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 或 $\frac{p}{1-p}$ 的值。故所得之數值結果可以預測當日本地區一個規模 $M_0 = m_0^*$ 的主震發生後或已知主震震源深度 $\text{depth} = d^*$ 時，最大餘震將會發生於主震後 t_1 (天) 之內的機率，及主震與其最大餘震發生時間差在 t_1 以上相對於 t_1 以下的勝算。

第四章 結論

當一主震發生後，最大餘震的發生對於人民生命財產及居住環境為影響最鉅者，其嚴重破壞之程度有時甚而超過主震之影響，故分析最大餘震的發生時間即為重要的課題之一。本文根據日本、紐西蘭、台灣及希臘等四個地區之餘震序列資料，探討主震與最大餘震發生時間差 T_1 之機率分布，及其與其他相關變數資料之關係，其中相關資料如主震規模 (M_0)、修正 Omori 模式中參數 p 值及主震震源深度 (depth) 等，藉以了解各地區最大餘震發生時間與其主震特性及餘震衰退率的關係。而分析結果發現四個地區的最大餘震發生時間之機率模型與對數勝算模型配適結果均相當顯著，但其發生之機率及 T_1 與此三者變數之關係則會依地區上的不同而有所差別。

因地震是一種災害性自然現象，故準確的預測極為重要，因此未來可再加入主震發生之時間、空間 (地點位置)、地質結構、地區之特性，或有無可信之前兆等因素至模型中或一併考慮，以進行更詳實之分析。甚至可結合主震與最大餘震規模差 (D_1) 之模型，即可預測最大餘震發生之時間及其規模大小，提供更有效之預測。

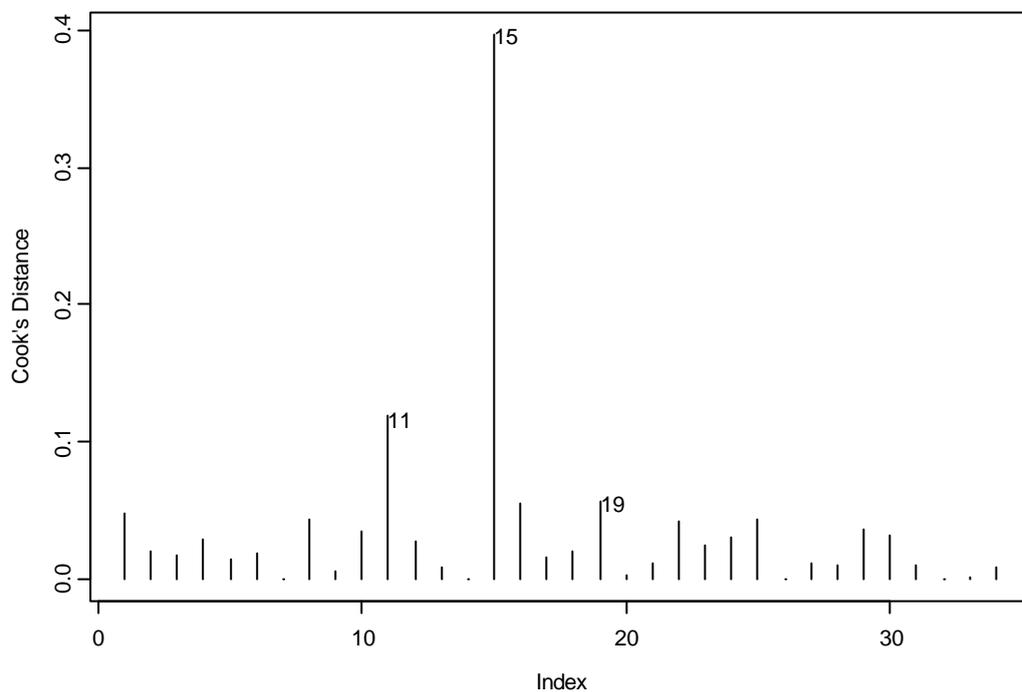
參 考 文 獻

- [1] Anderson, H. and Webb, T. (1994), "New Zealand Seismicity: Patterns Revealed by the Upgraded National Seismograph Network," *New Zealand Journal of Geology and Geophysics*, 37, 477-493.
- [2] Carter, J. A. and Berg, E. (1981), "Relative Stress Variation as Determined by b-Values From Earthquakes in Circum-Pacific Subduction Zones," *Tectonophysics*, 76, 257-271.
- [3] Drakatos, G. (2000), "Relative Seismic Quiescence Before Large Aftershocks," *Pure and Applied Geophysics*, 157, 1407-1421.
- [4] Drakatos, G., and Latoussakis, J. (1996), "Some Features of Aftershock Patterns in Greece," *Geophysical Journal International*, 126, 123-134.
- [5] Eberhart-Phillips, D. (1998), "Aftershock Sequence Parameters in New Zealand," *Bulletin of the Seismological Society of America*, 88, 4, 1095-1097.
- [6] Guo, Z., and Ogata, Y. (1997), "Statistical Relations Between the Parameters of Aftershocks in Time, Space, and Magnitude," *Journal of Geophysical Research*, 102, B2, 2857-2873.
- [7] Kagan, Y. and Knopoff, L. (1978), "Statistical Study of the Occurrence of Shallow Earthquakes," *Geophysical Journal of the Royal Astronomical Society*, 55, 67-86.
- [8] Kisslinger, C. (1995), "Aftershocks and Fault-Zone Properties," *Advances in Geophysics*, 38, 1-36.
- [9] Kisslinger, C., and Jones, L. M. (1991), "Properties of Aftershock Sequences in Southern California," *Journal of Geophysical Research*, 96, B7, 11,947-11,958.

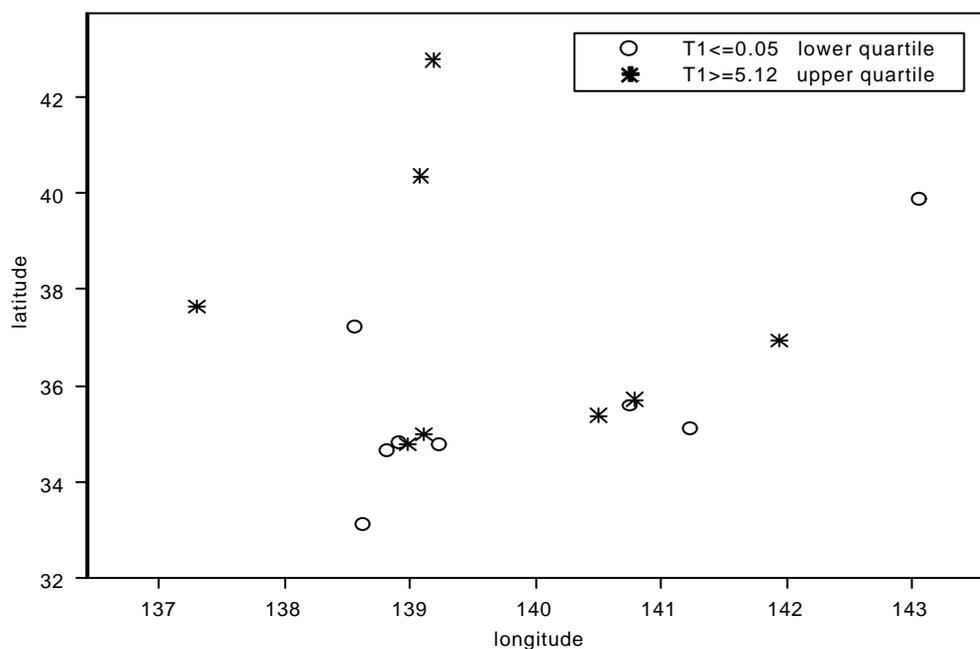
- [10] Latoussakis, J., and Drakatos, G. (1994), "A Quantitative Study of Some Aftershock Sequences in Greece," *Pure and Applied Geophysics*, 143, 4, 603-616.
- [11] Latoussakis, J., Stavrakakis, G., Drakopoulos, J., Papanastassiou, D., and Drakatos, G. (1991), "Temporal Characteristics of Some Earthquake Sequences in Greece," *Tectonophysics*, 193, 299-310.
- [12] Ogata, Y. (1983), "Estimation of the Parameters in the Modified Omori Formula for Aftershock Frequencies by the Maximum Likelihood Procedure," *Journal of Physics of the earth*, 31, 115-124.
- [13] Ogata, Y. (1988), "Statistical Models for Earthquake Occurrences and Residual Analysis for Point Processes," *Journal of the American Statistical Association*, 83, 401, 9-27.
- [14] Ogata, Y. (1999), "Seismicity Analysis Through Point-Process Modeling: A Review," *Pure and Applied Geophysics*, 155, 471-507.
- [15] Ogata, Y., and Shimazaki, K. (1984), "Transition From Aftershock to Normal Activity: The 1965 Rat Islands Earthquake Aftershock Sequence," *Bulletin of the Seismological Society of America*, 74, 5, 1757-1765.
- [16] Olsson, R. (1999), "An Estimation of the Maximum b-Value in the Gutenberg-Richter Relation," *Geodynamics*, 27, 547-552.
- [17] Page, R. (1968), "Aftershocks and Microaftershocks of the Great Alaska Earthquake of 1964," *Bulletin of the Seismological Society of America*, 58, 3, 1131-1168.
- [18] Rabinowitz, N., and Steinberg, D. M. (1998), "Aftershock Decay of Three Recent Strong Earthquakes in the Levant," *Bulletin of the Seismological Society of America*, 88, 6, 1580-1587.
- [19] Reasenber, P. A., and Jones, L. M. (1989), "Earthquake Hazard After a Mainshock in California," *Science*, 243, 1173-1176.

- [20] Reasenber, P. A., and Jones, L. M. (1990), "California Aftershock Hazard Forecasts," *Science*, 247, 345-346.
- [21] Reasenber, P. A., and Jones, L. M. (1994), "Earthquake Aftershocks: Update," *Science*, 265, 1251-1252.
- [22] Reasenber, P. A., and Matthews, M. V. (1990), "California Aftershock Model Uncertainties," *Science*, 247, 343-345.
- [23] Tsapanos, T. M. (1992), "Considerations on the Global Seismic Sequences: the Second and the Third Largest Aftershocks," *Geophysical Journal International*, 111, 630-636.
- [24] Tsapanos, T. M., Karakaisis, G. F., Hatzidimitriou, P. M., and Scordilis, E. M. (1988), "On the Probability of the Time of Occurrence of the Largest Aftershock and of the Largest Foreshock in a Seismic Sequence," *Tectonophysics*, 149, 117-180.
- [25] Utsu, T. (1961), "A Statistical Study on the Occurrence of Aftershocks," *The Geophysical Magazine*, 30, 4, 521-605.
- [26] Utsu, T. (1969), "Aftershocks and Earthquake Statistics (É)—Some Parameters Which Characterize an Aftershock Sequence and Their Interrelation," *Journal of the Faculty of Science, Hokkaido University, Ser. VÉÉ*, 3, 3, 129-195.
- [27] Utsu, T. (1970), "Aftershocks and Earthquake Statistics(ÉÉ)—Further Investigation of Aftershocks and Other Earthquake Sequences Based on a New Classification of Earthquake Sequences," *Journal of the Faculty of Science, Hokkaido University, Ser. VÉÉ (Geophysics)*, 3, 4, 197-266.
- [28] Vere-Jones, D. (1995), "Forecasting Earthquakes and Earthquake Risk," *International Journal of Forecasting*, 11, 503-538.
- [29] Wiemer, S., and Katsumata, K. (1999), "Spatial Variability of Seismicity Parameters in Aftershock Zones," *Journal of Geophysical Research*, 104, B6, 13,135-13,151.

- [30] 何佳珣 (2000): 花蓮地區地震資料之長時期相關性及時間—空間模型之可行性, 國立中央大學統計研究所碩士論文。
- [31] 林志勳 (1999): 花蓮地區地震資料之經驗貝氏分析, 國立中央大學統計研究所碩士論文。
- [32] 陳韋辰 (2000): 花蓮地區地震資料改變點之貝氏模型選擇, 國立中央大學統計研究所碩士論文。
- [33] 盧裕鵬 (2000): 集集餘震之統計研究, 國立中央大學統計研究所碩士論文。

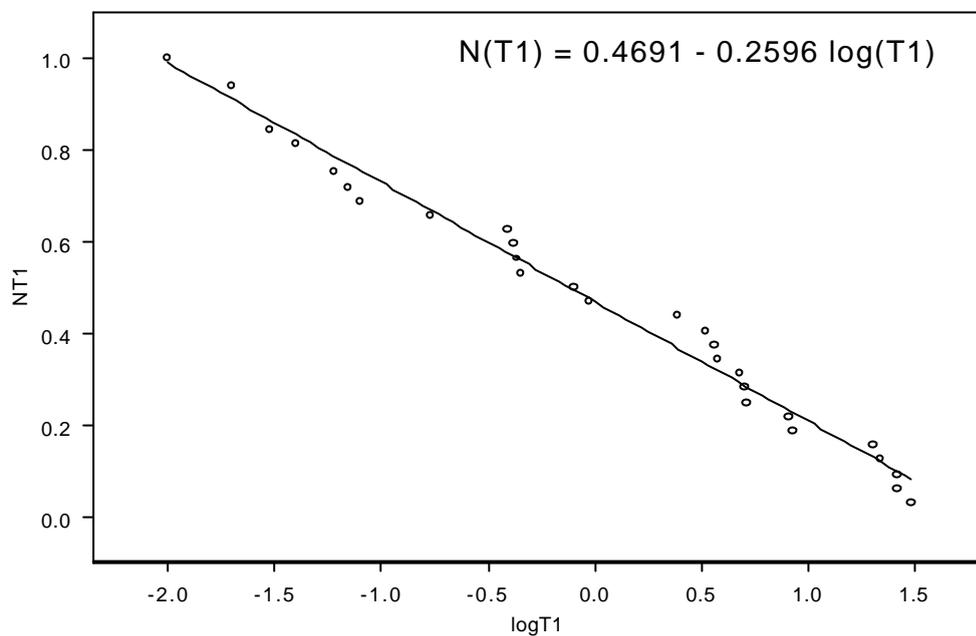


圖一：日本地區 34 筆資料 T_1 配適 p 值的 Cook's Distance

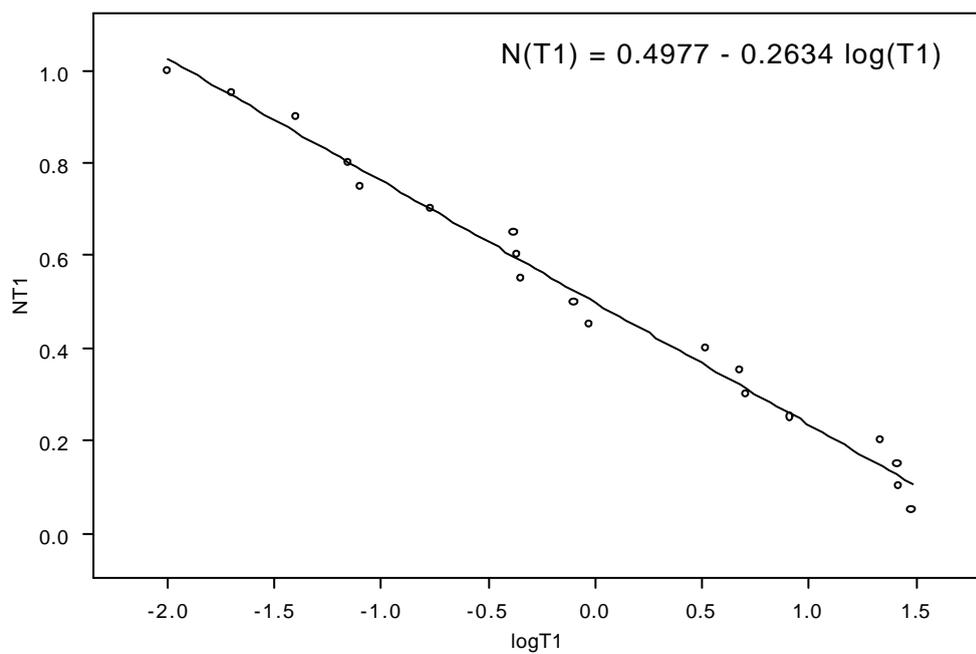


圖二：日本地區主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈圖

(a) M_0 5.0

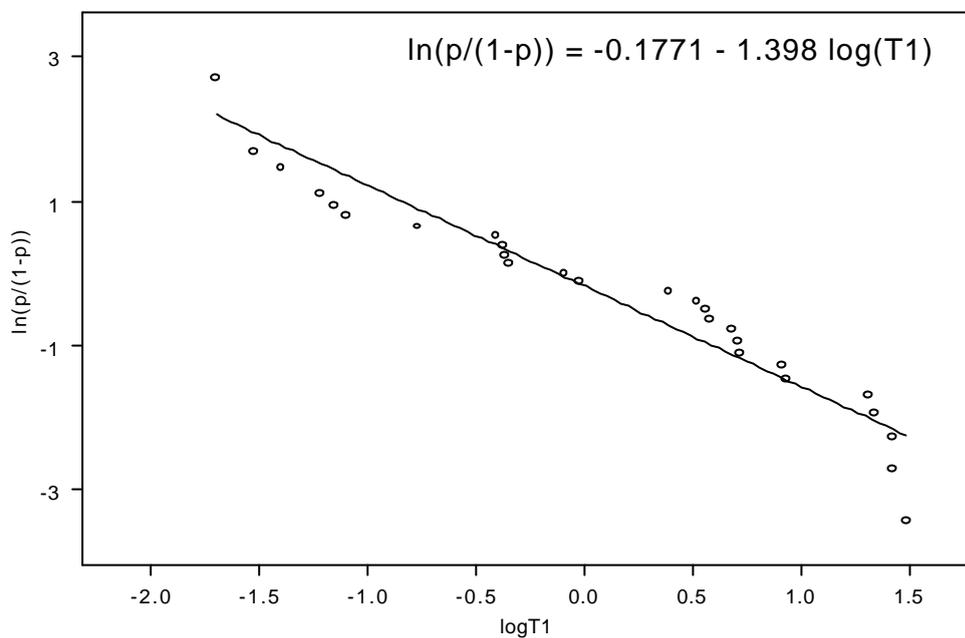


(b) M_0 6.0

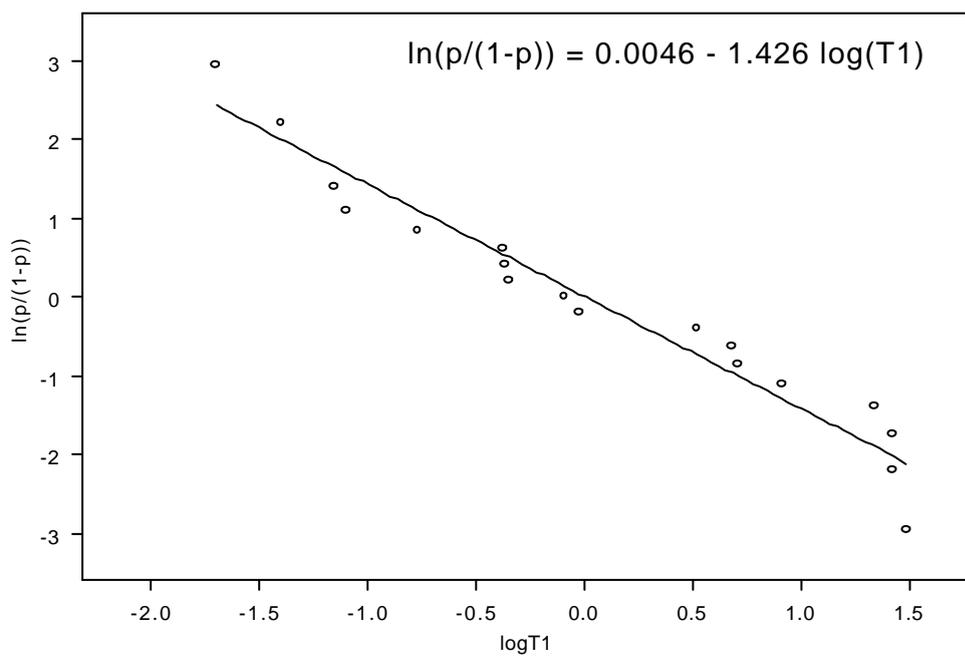


圖三：日本地區資料配適最大餘震發生時間之機率模型

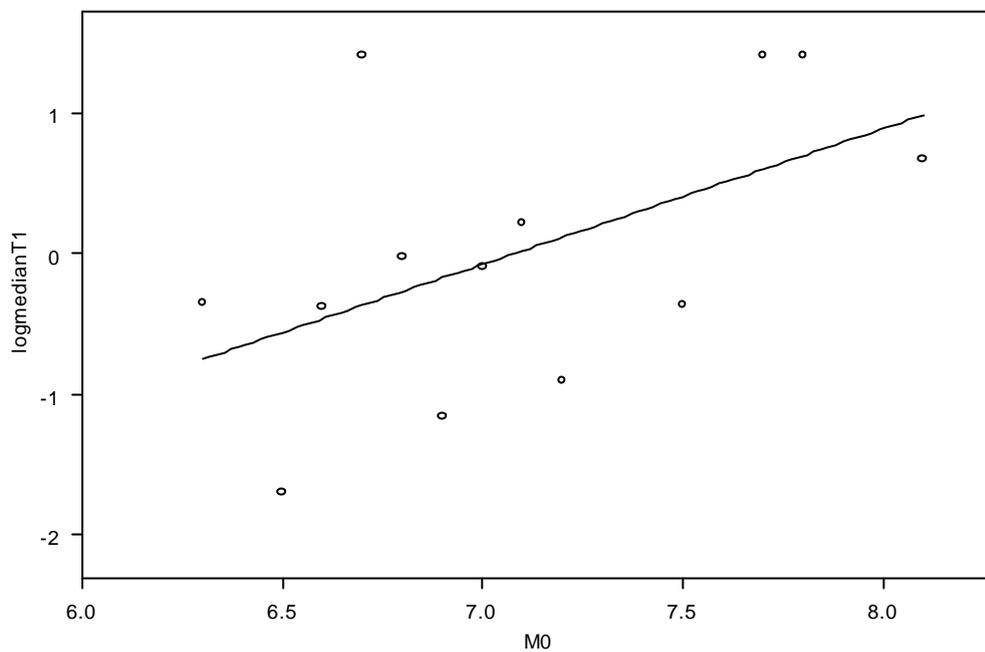
(a) M_0 5.0



(b) M_0 6.0



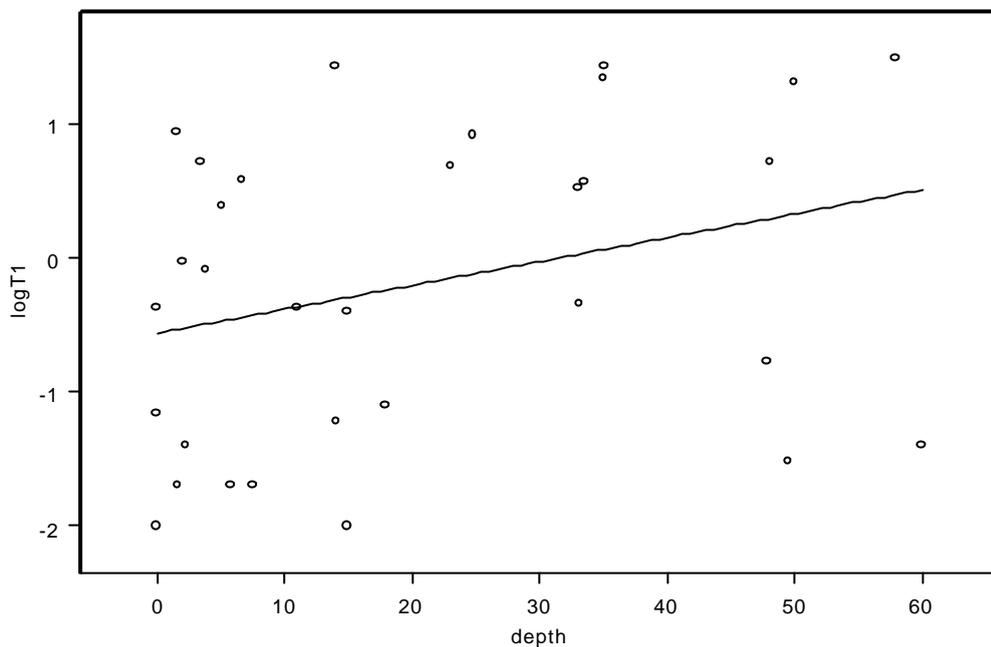
圖四：日本地區資料之 $\log T_1$ 與其對數勝算



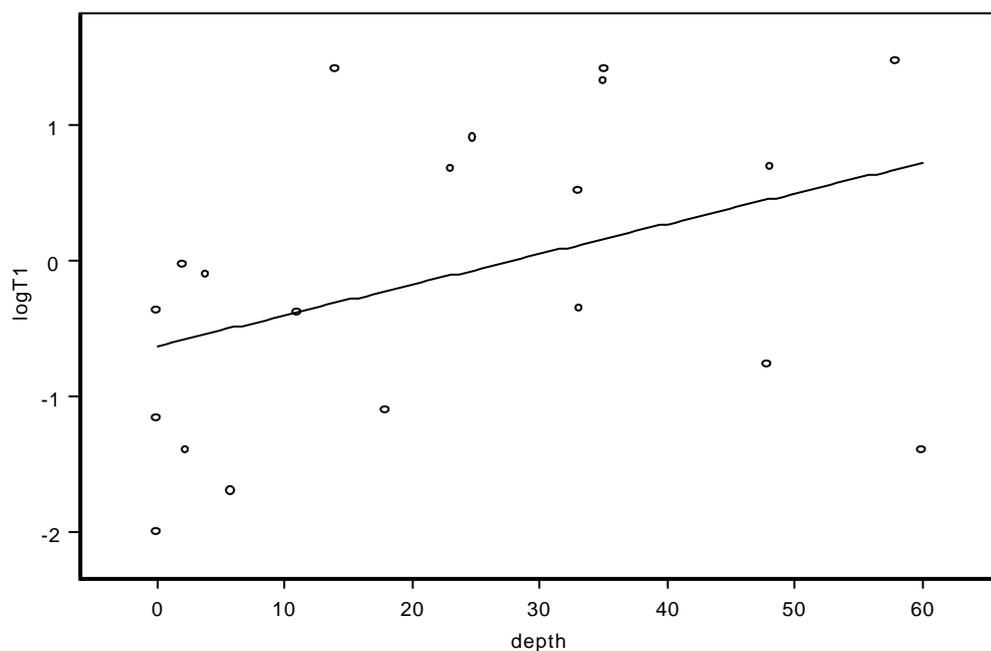
圖五：日本地區 $M_0 \geq 6.0$ 資料之 T_1 與 M_0 的散佈圖及線性模式：

$$\log(\text{median } T_1) = -6.8483 + 0.9675 M_0$$

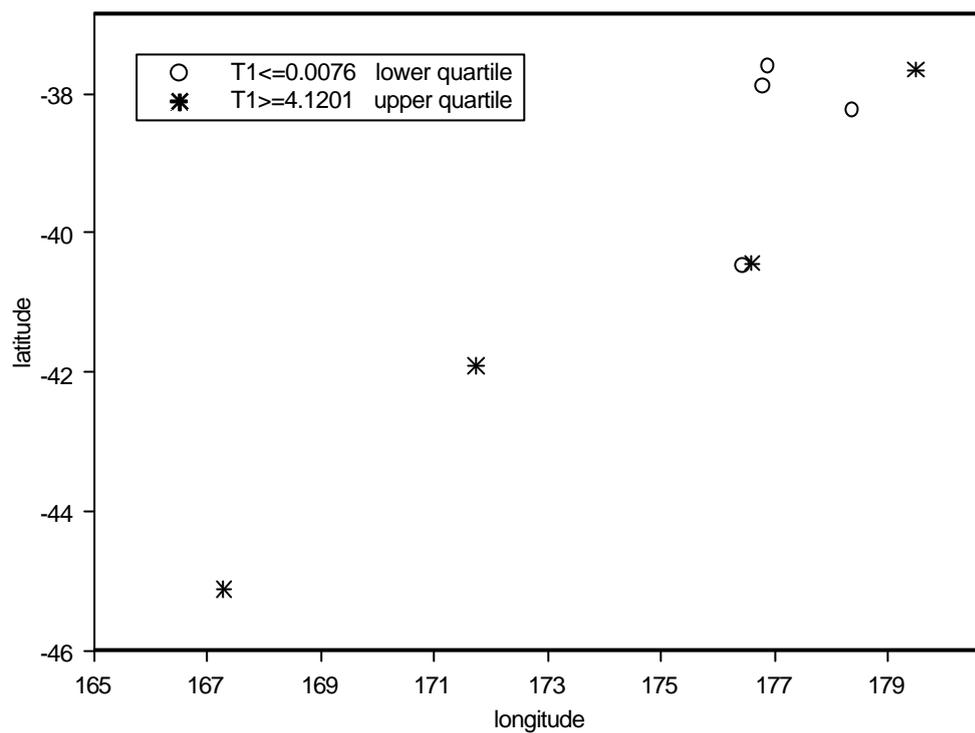
(a) $M_0 = 5.0$, $\log T_1 = -0.5629 + 0.0178 \text{ depth}$



(b) $M_0 = 6.0$, $\log T_1 = -0.6254 + 0.0225 \text{ depth}$

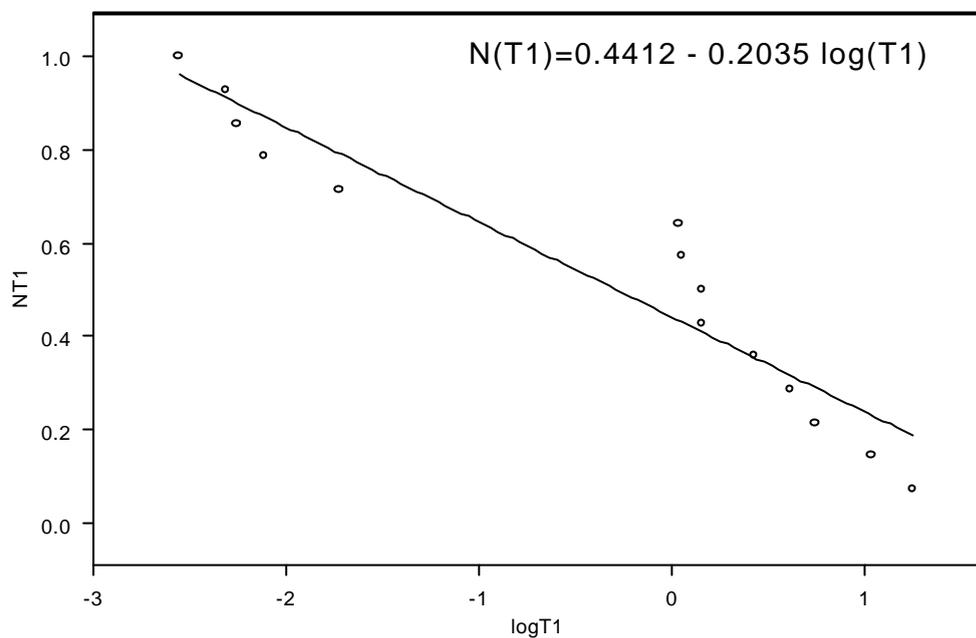


圖六：日本地區資料之 T_1 與 depth 的散佈圖及線性模式

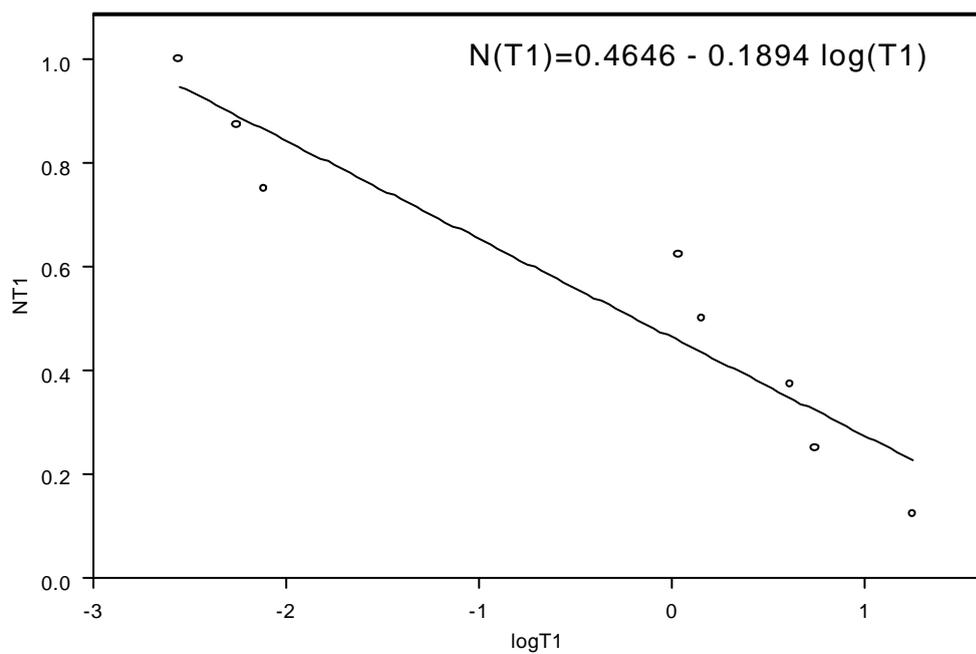


圖七：紐西蘭地區主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈圖

(a) M_0 5.0

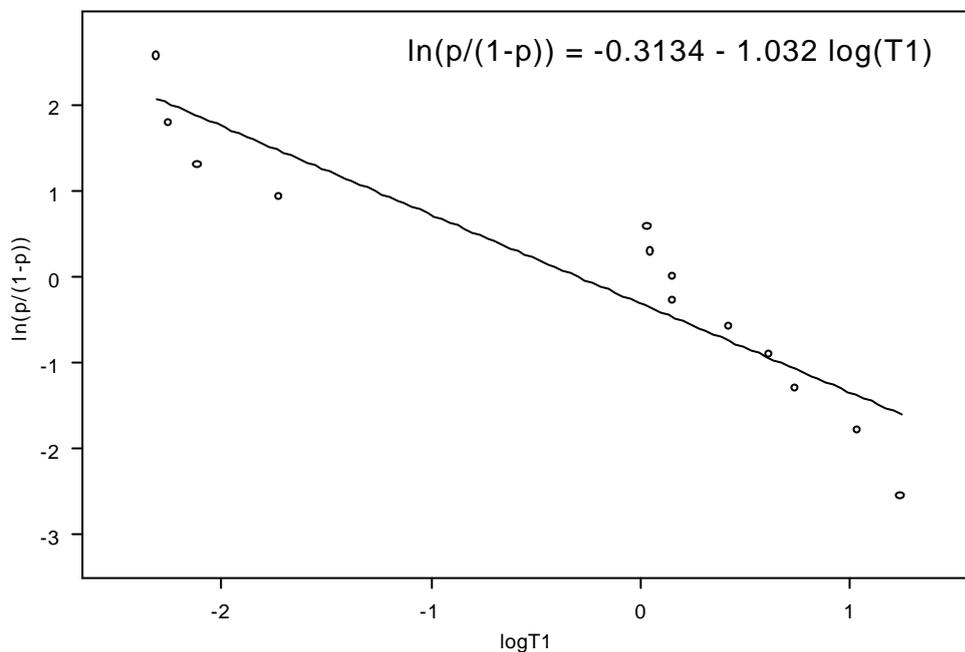


(b) M_0 6.0

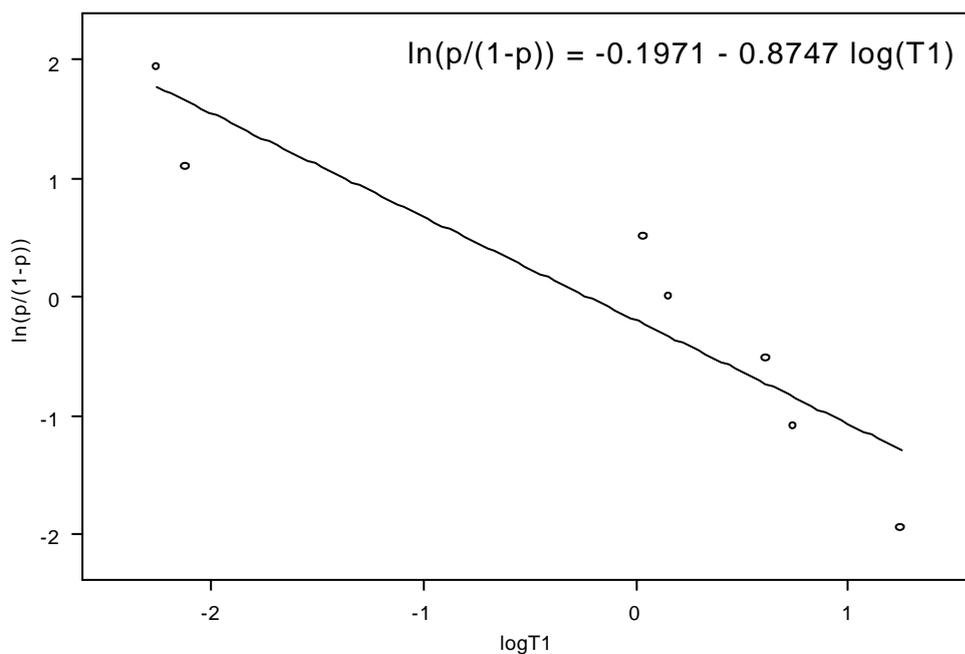


圖八：紐西蘭地區資料配適最大餘震發生時間之機率模型

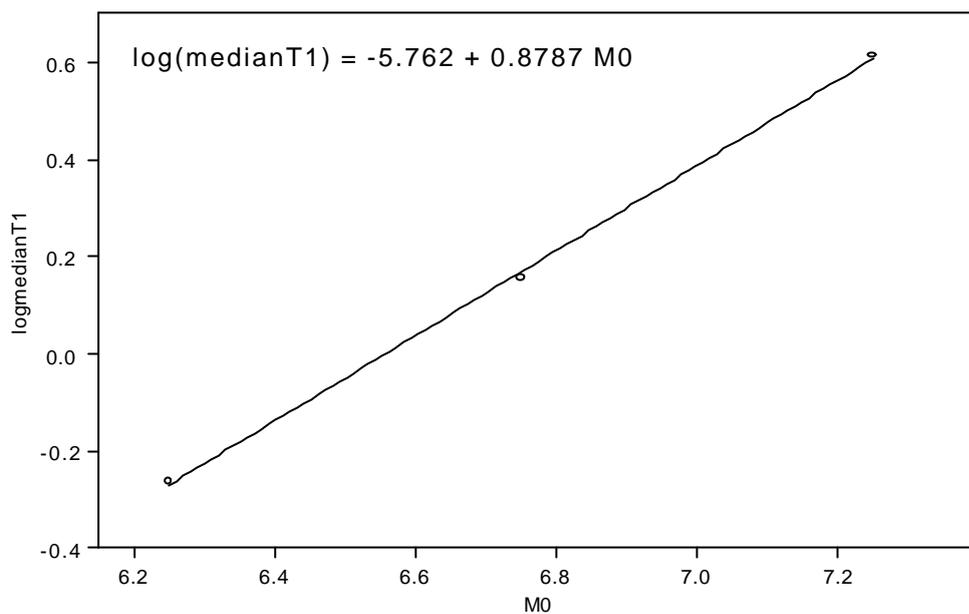
(a) M_0 5.0



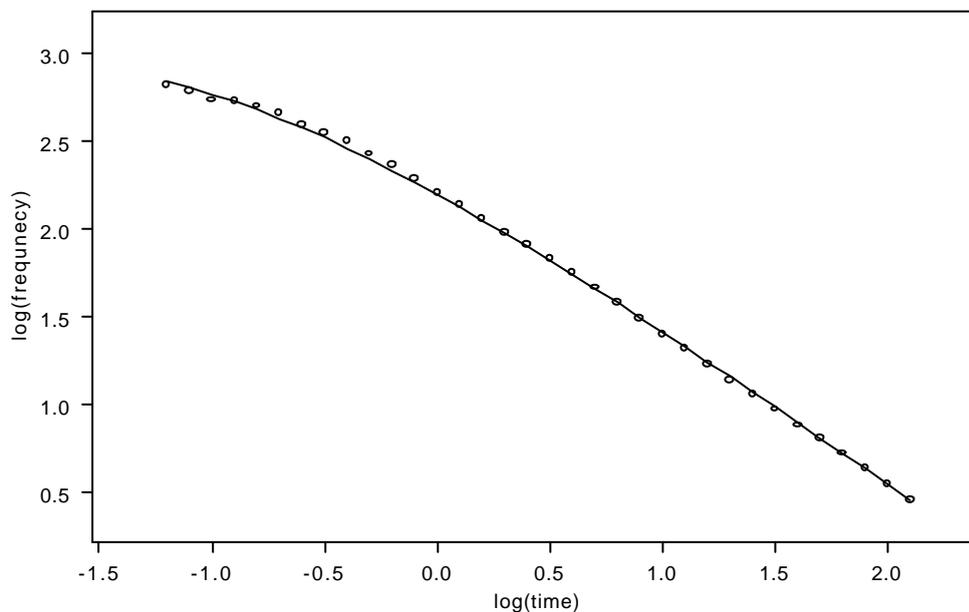
(b) M_0 6.0



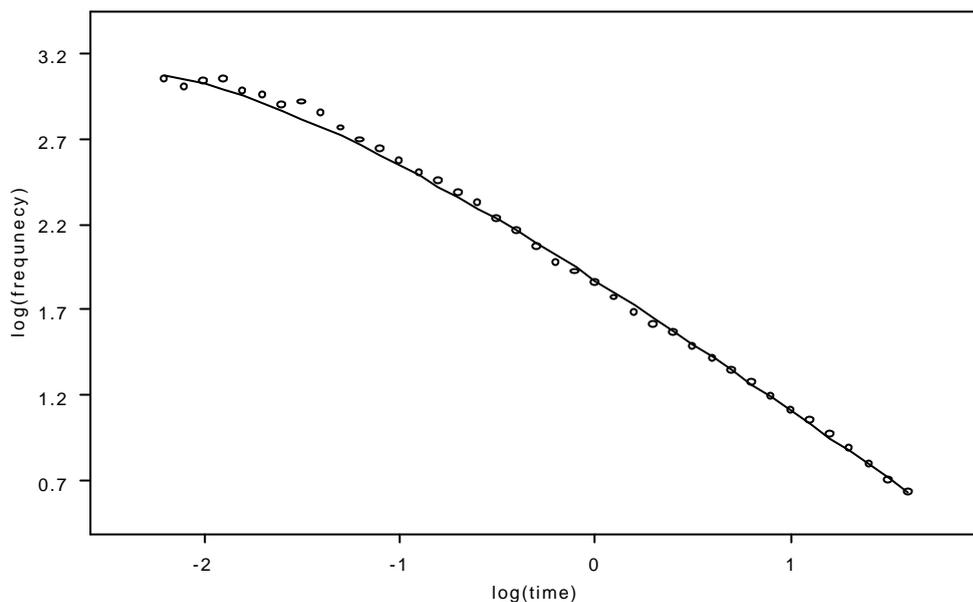
圖九：紐西蘭地區資料之 $\log T_1$ 與其對數勝算



圖十：紐西蘭地區 $M_0 \geq 6.0$ 資料 M_0 以 0.5 個規模單位分群之 T_1 與 M_0 的散佈圖及線性模式

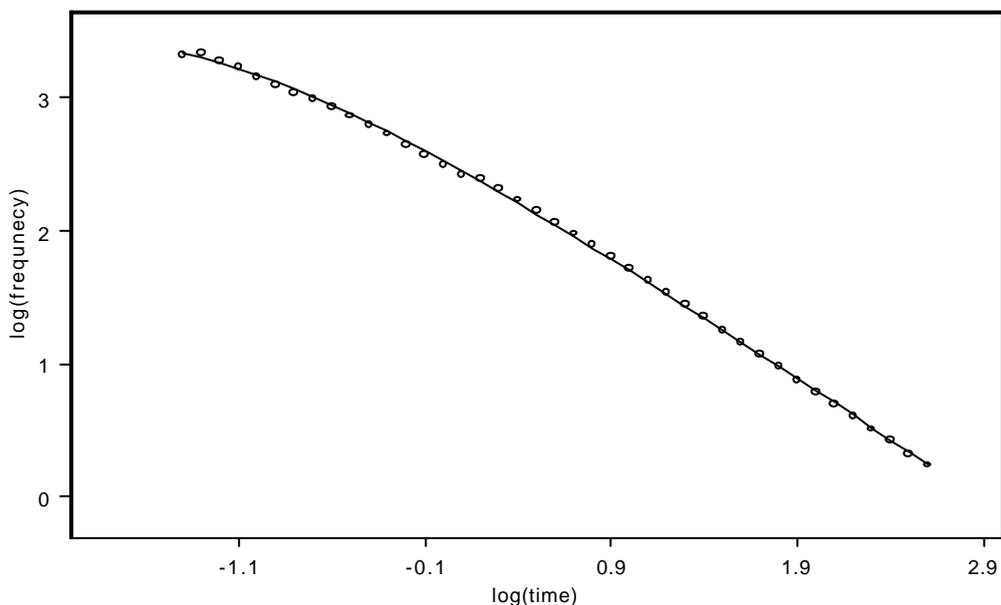


圖十一(a)：紐西蘭地區之第 3 筆餘震序列資料與其配適修正 Omori 模式 ($\hat{p} = 1.0584$ 、 $\hat{c} = 0.053$ 、 $\hat{K} = 47.6222$)



圖十一(b)：紐西蘭地區之第 7 筆餘震序列資料與其配適修正 Omori

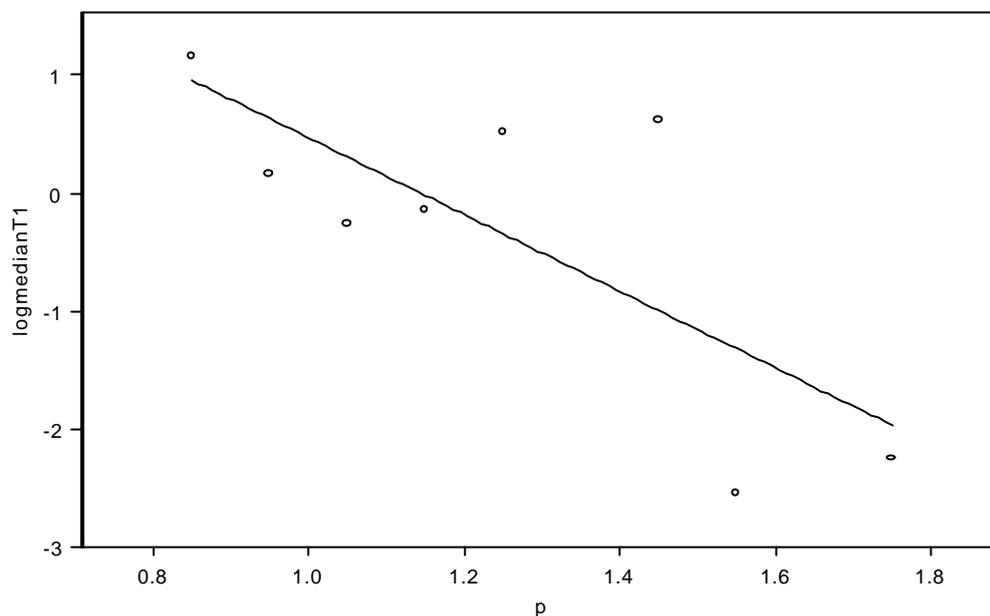
模式 ($\hat{p} = 0.8685$ 、 $\hat{c} = 0.0062$ 、 $\hat{K} = 19.9871$)



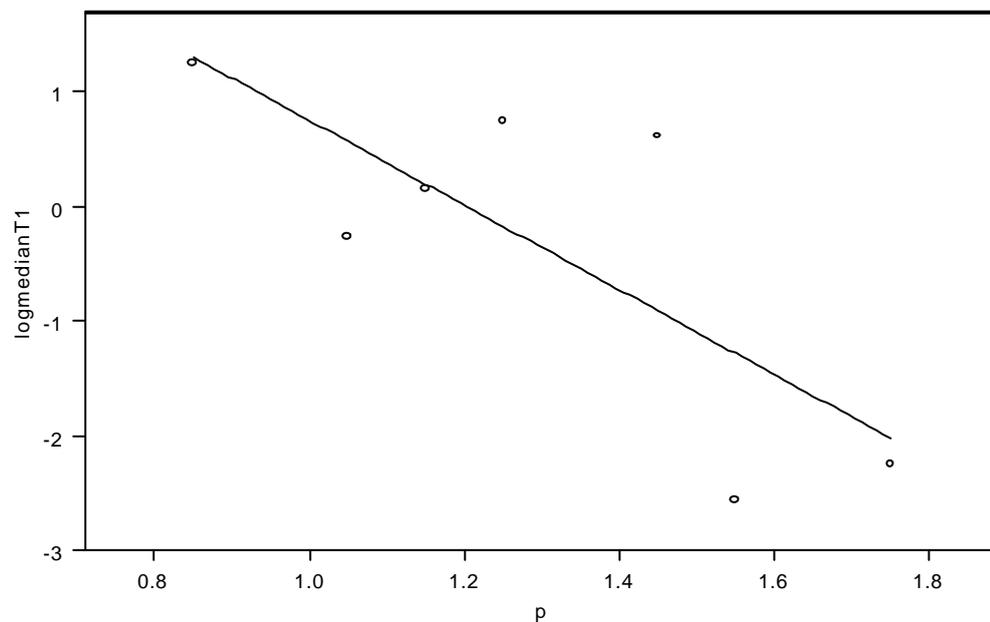
圖十一(c)：紐西蘭地區之第 12 筆餘震序列資料與其配適修正 Omori

模式 ($\hat{p} = 1.1201$ 、 $\hat{c} = 0.0364$ 、 $\hat{K} = 81.9433$)

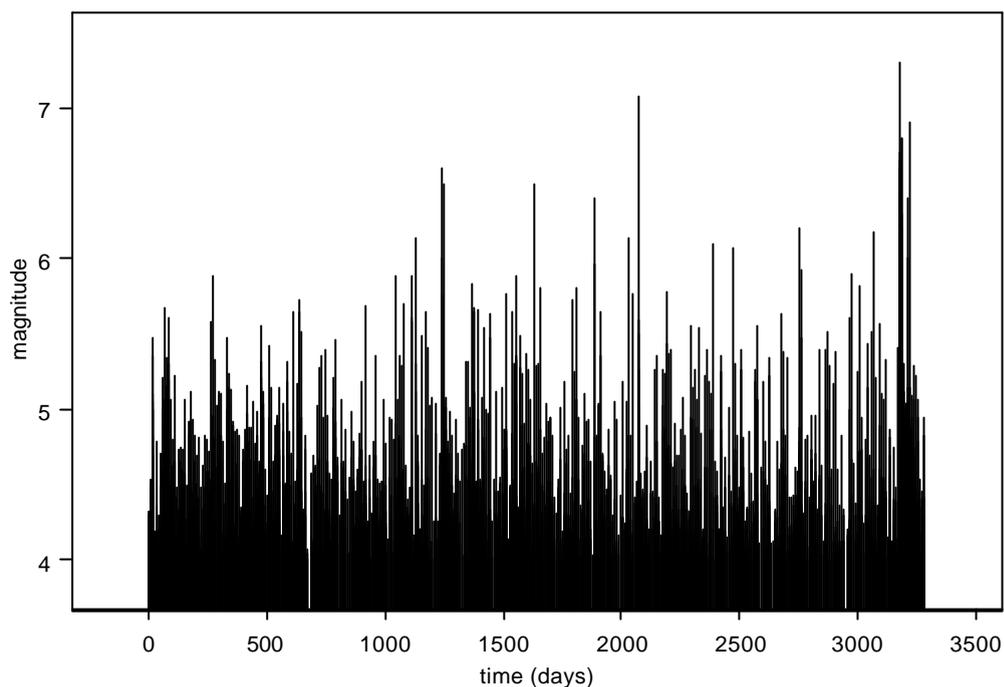
(a) $M_0 = 5.0$, $\log(\text{median } T_1) = 3.721 - 3.2527 p$



(b) $M_0 = 6.0$, $\log(\text{median } T_1) = 4.4499 - 3.6976 p$



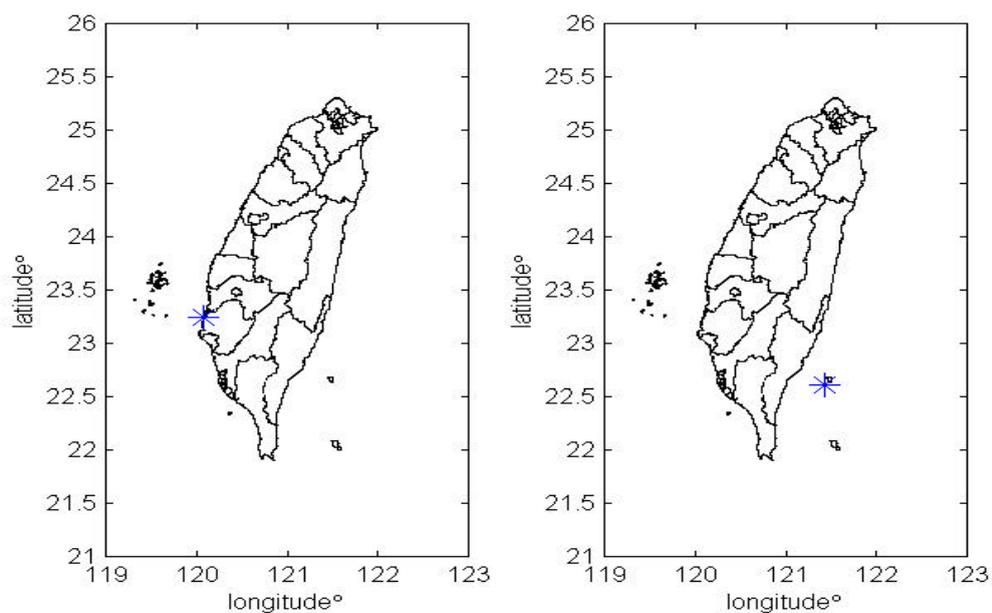
圖十二：紐西蘭地區資料 p 以 0.1 為單位分群之 T_1 與 p 值的散佈圖
及線性模式



圖十三：台灣地區西元 1991-1999 年之地震規模 $M \geq 4.0$ 資料之規模
—時間分布

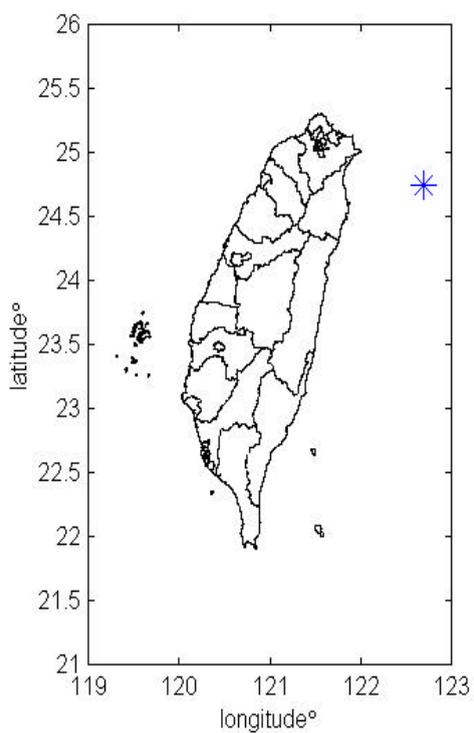
(a) 1991/03/12

(b) 1991/09/30

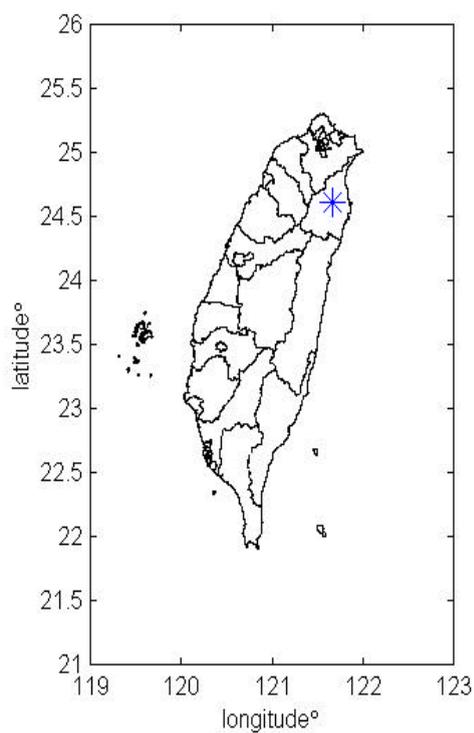


圖十四：台灣地區西元 1991 至 1999 年 9 筆餘震序列之主震分布

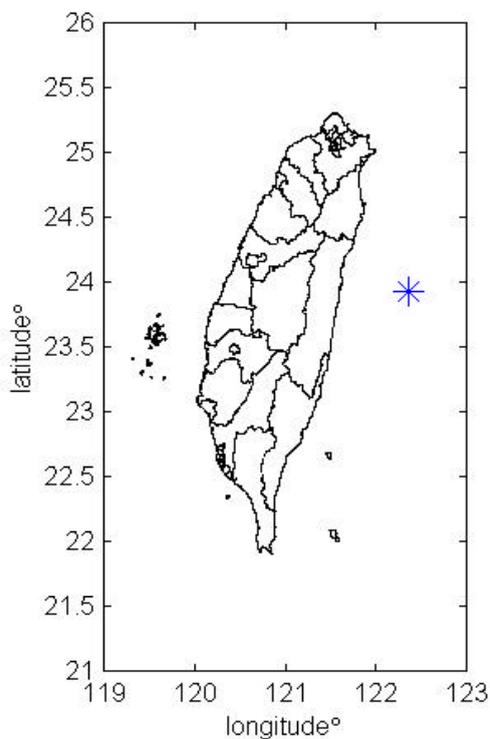
(c) 1994/02/01



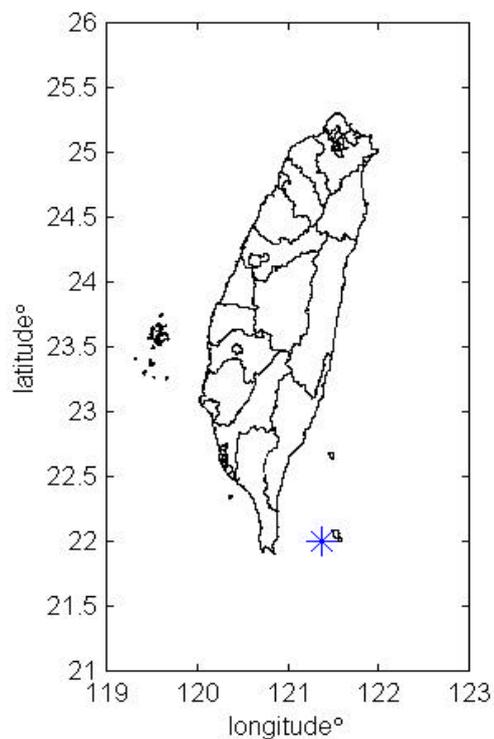
(d) 1995/06/25



(e) 1996/03/05

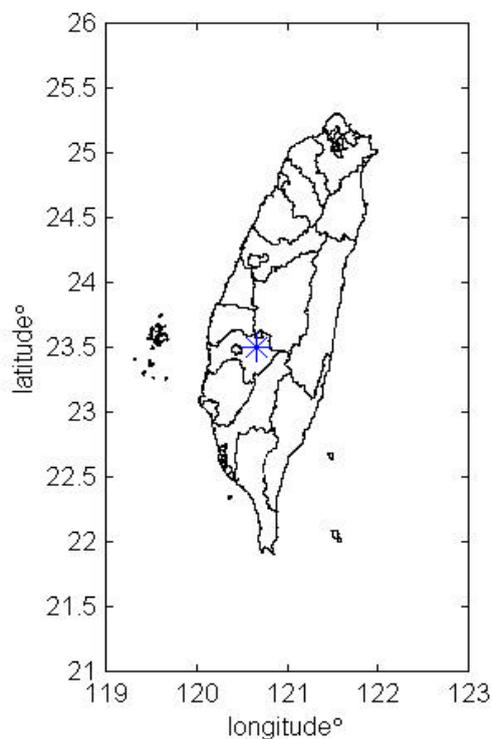


(f) 1996/09/05

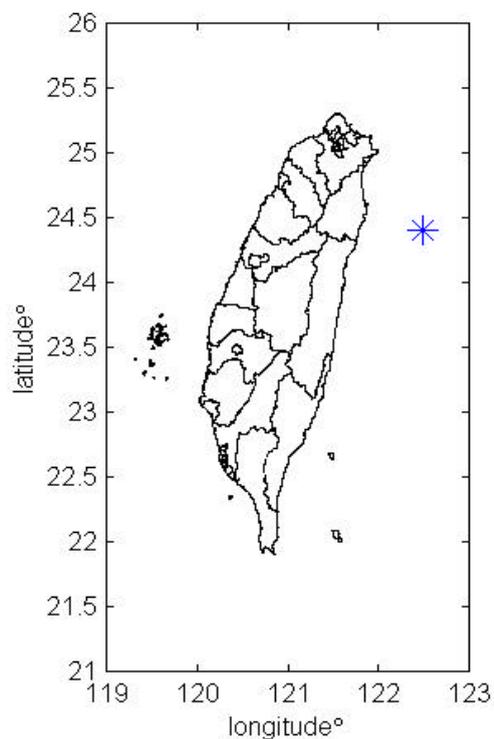


圖十四：台灣地區西元 1991 至 1999 年 9 筆餘震序列之主震分布(續)

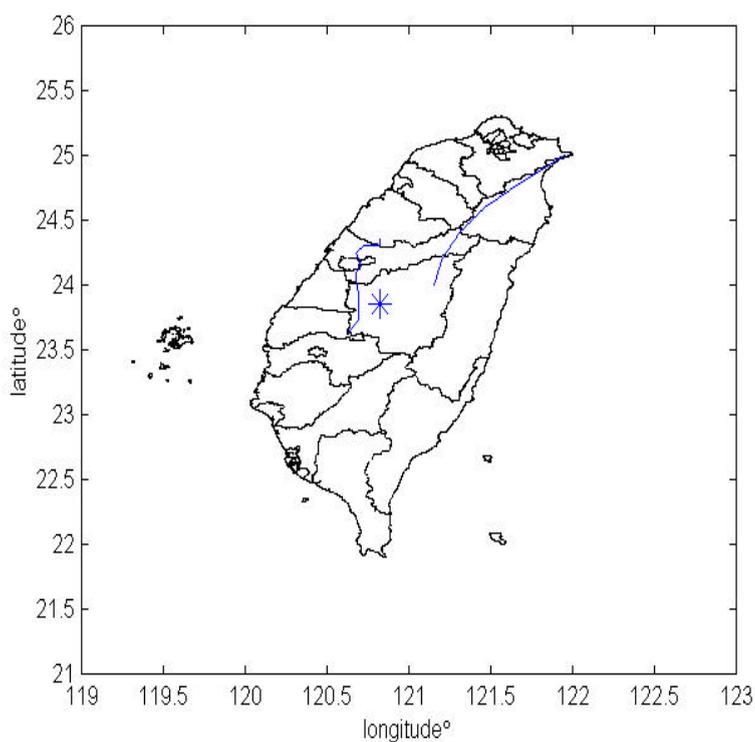
(g) 1998/07/17



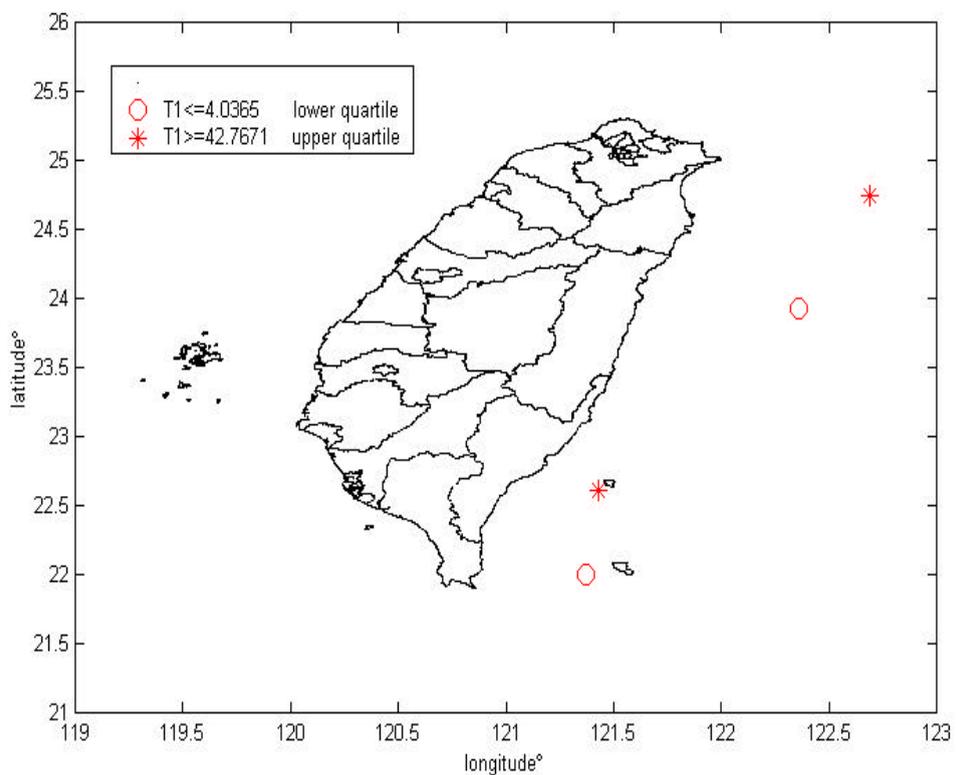
(h) 1999/06/13



(i) 1999/09/20

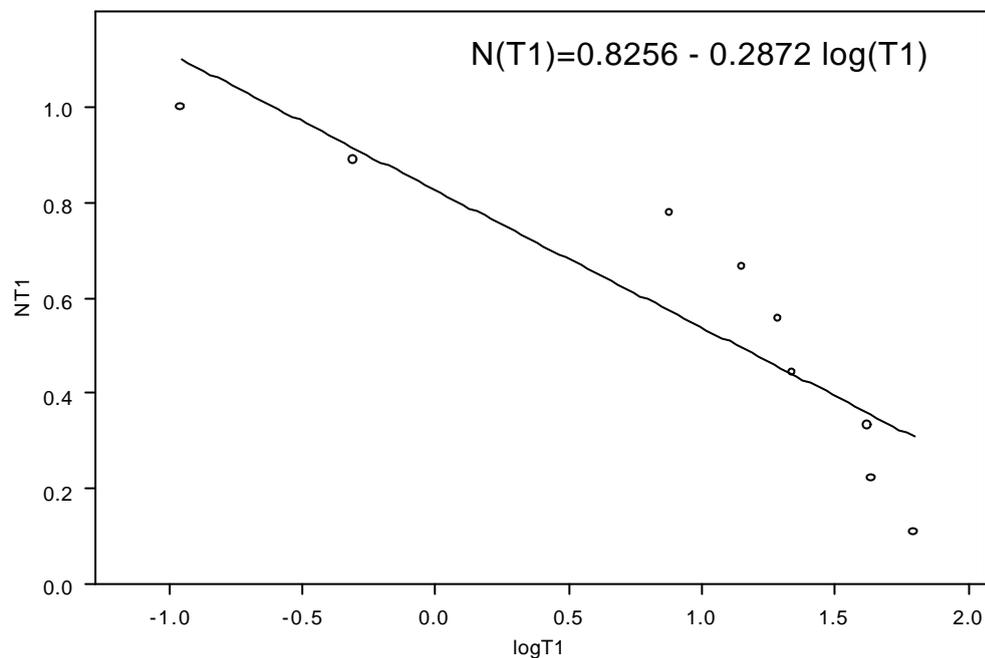


圖十四：台灣地區西元 1991 至 1999 年 9 筆餘震序列之主震分布(續)

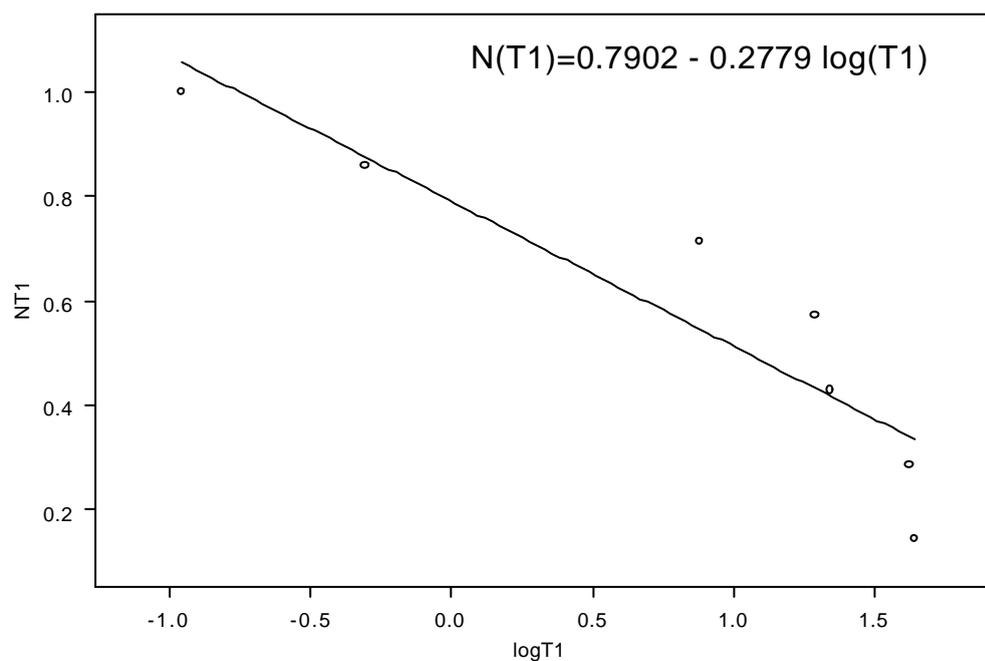


圖十五：台灣地區主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈圖

(a) M_0 5.0

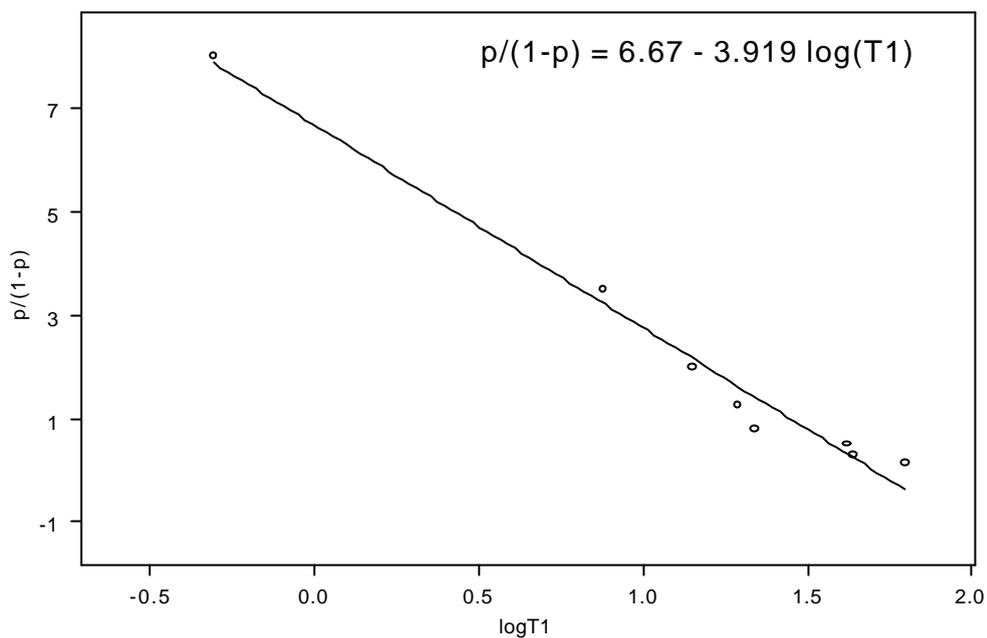


(b) M_0 6.0

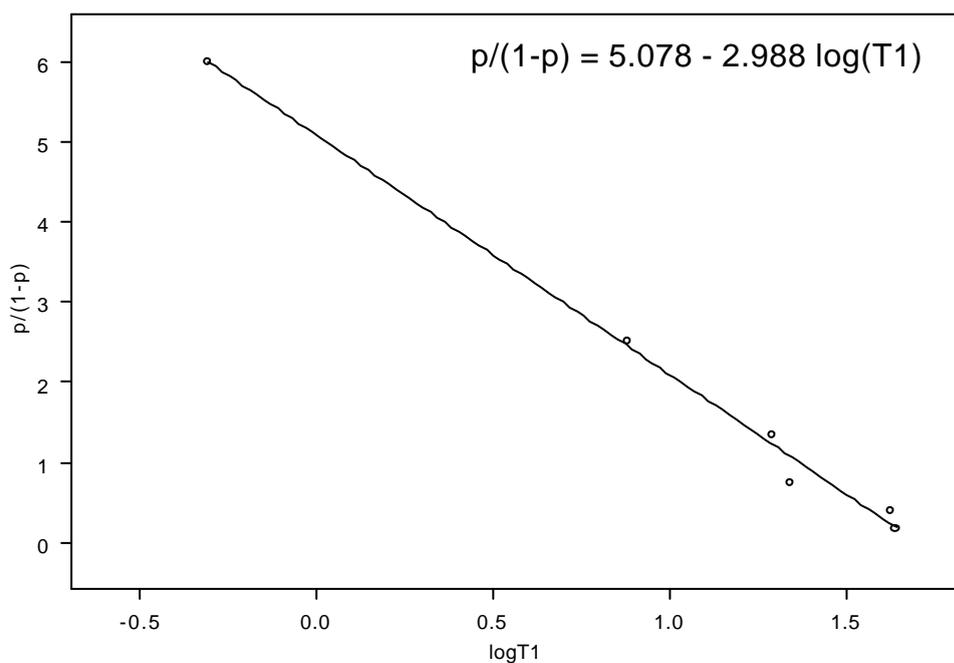


圖十六：台灣地區資料配適最大餘震發生時間之機率模型

(a) M_0 5.0

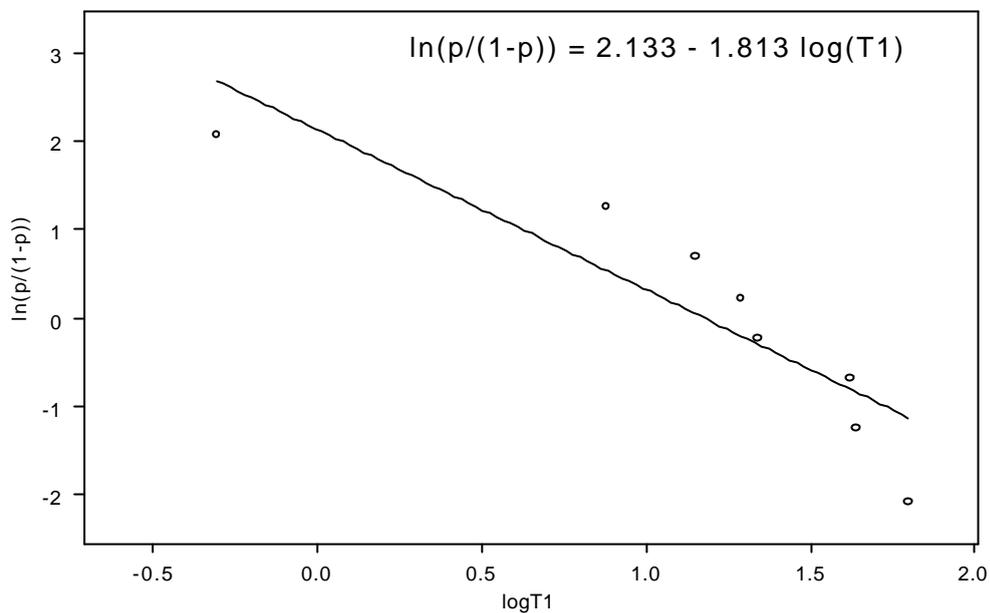


(b) M_0 6.0

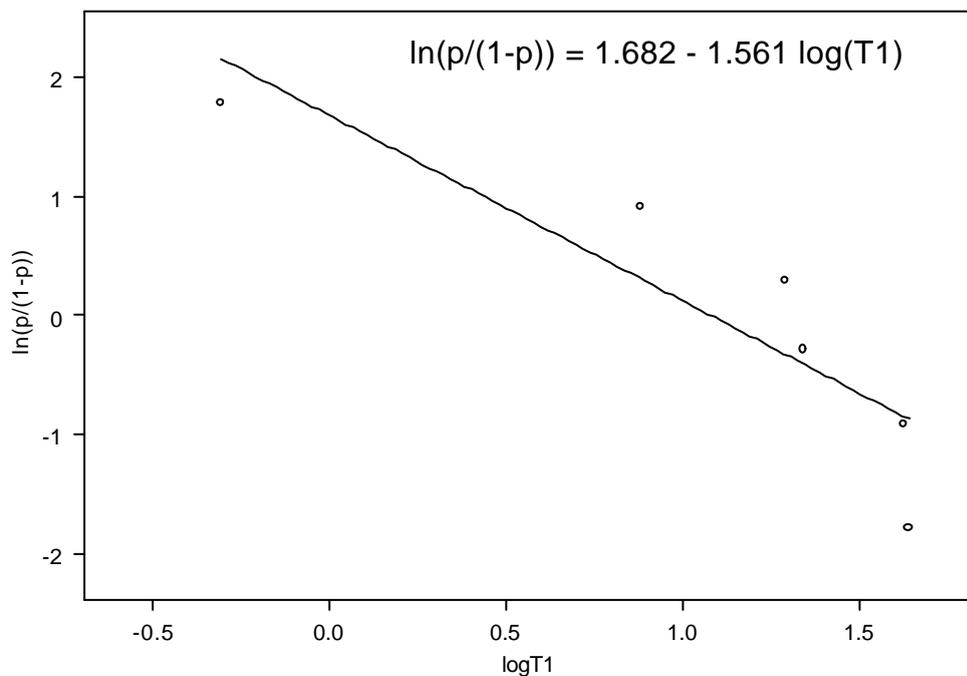


圖十七：台灣地區資料之 $\log T_1$ 與其勝算

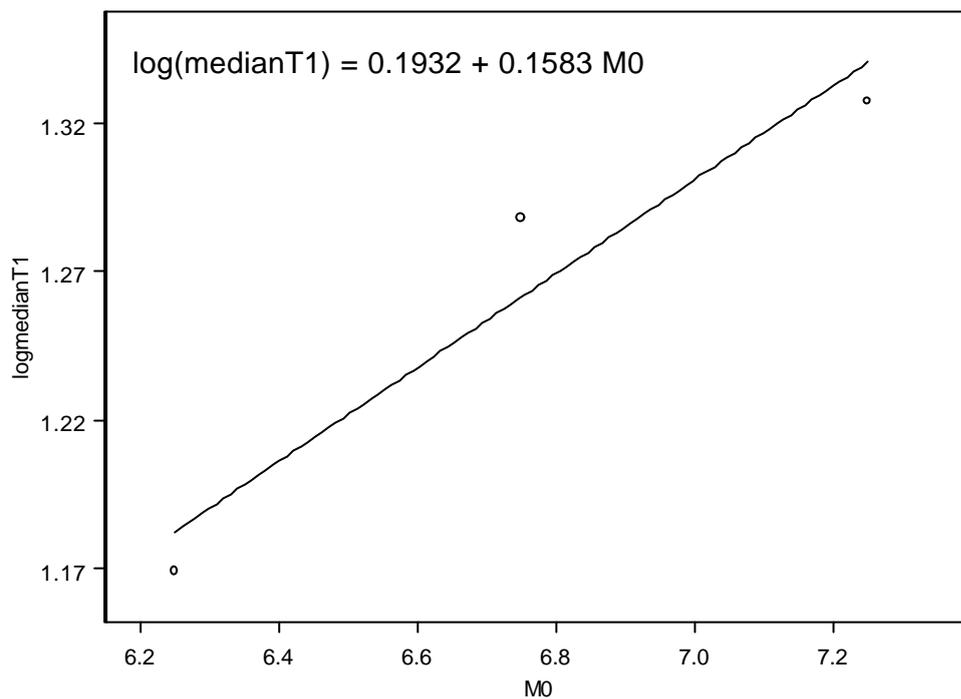
(a) M_0 5.0



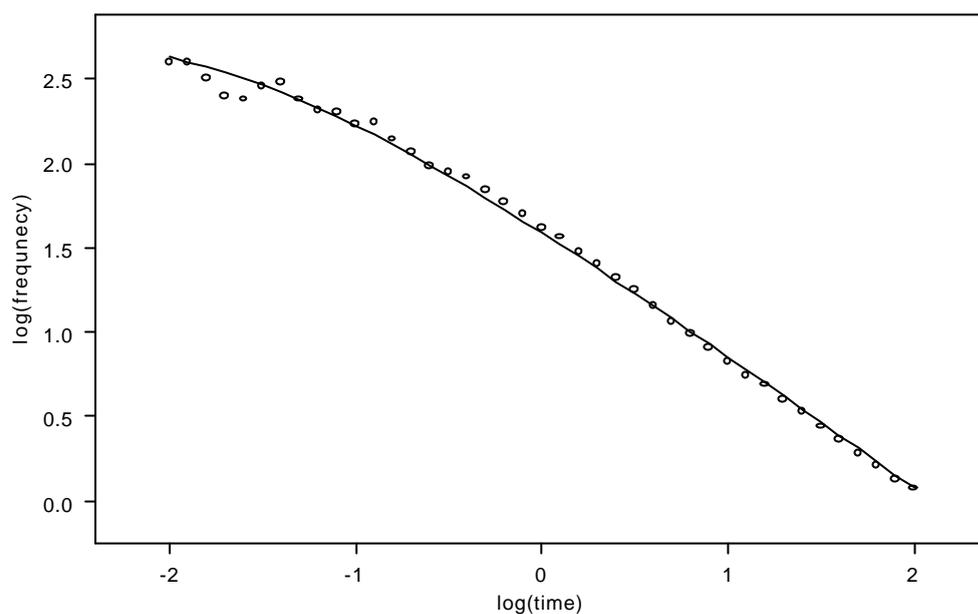
(b) M_0 6.0



圖十八：台灣地區資料之 $\log T_1$ 與其對數勝算

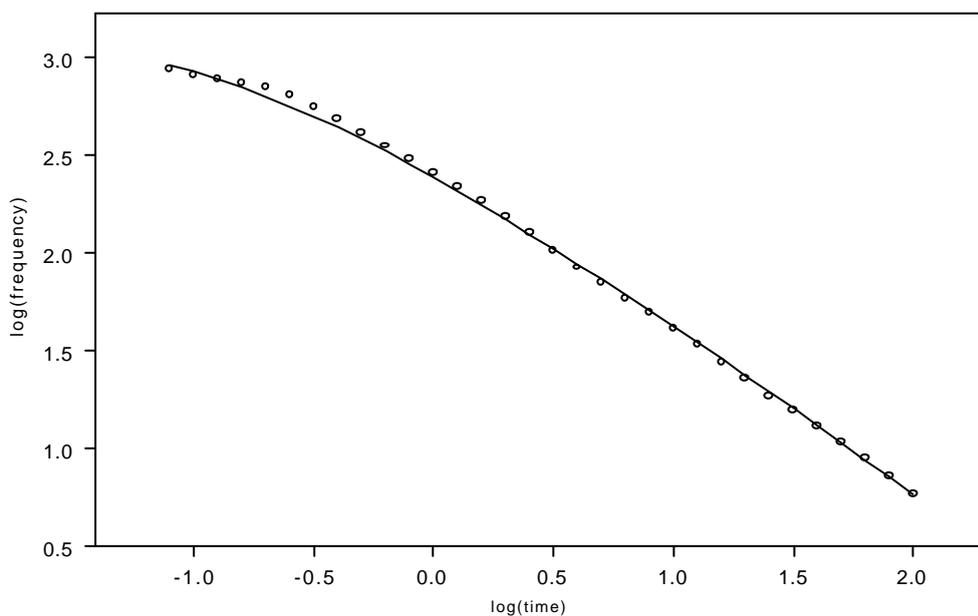


圖十九：台灣地區 M_0 6.0 資料 M_0 以 0.5 個規模單位分群之 T_1 與 M_0 的散佈圖及線性模式



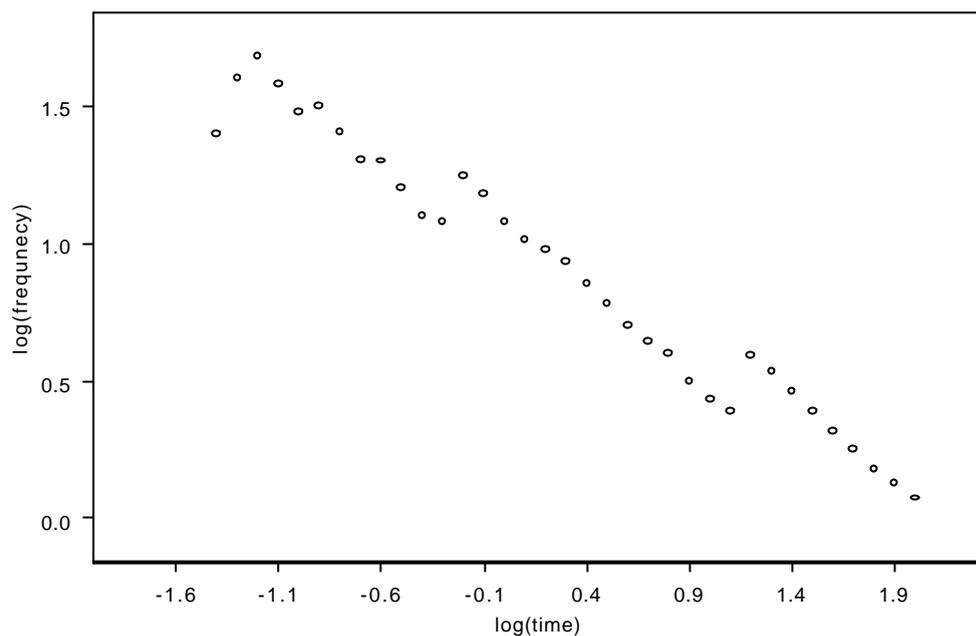
圖二十(a)：台灣地區之第 6 筆餘震序列資料與其配適修正 Omori 模

$$\text{式} (\hat{p} = 0.8402, \hat{c} = 0.0095, \hat{K} = 11.7523)$$

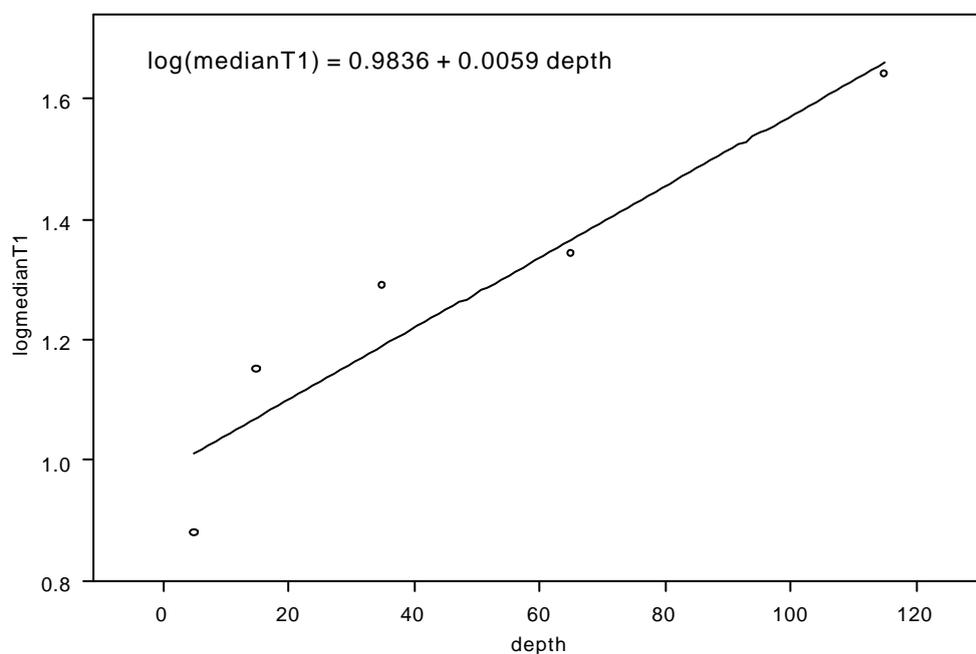


圖二十(b)：台灣地區之第 9 筆餘震序列資料與其配適修正 Omori 模

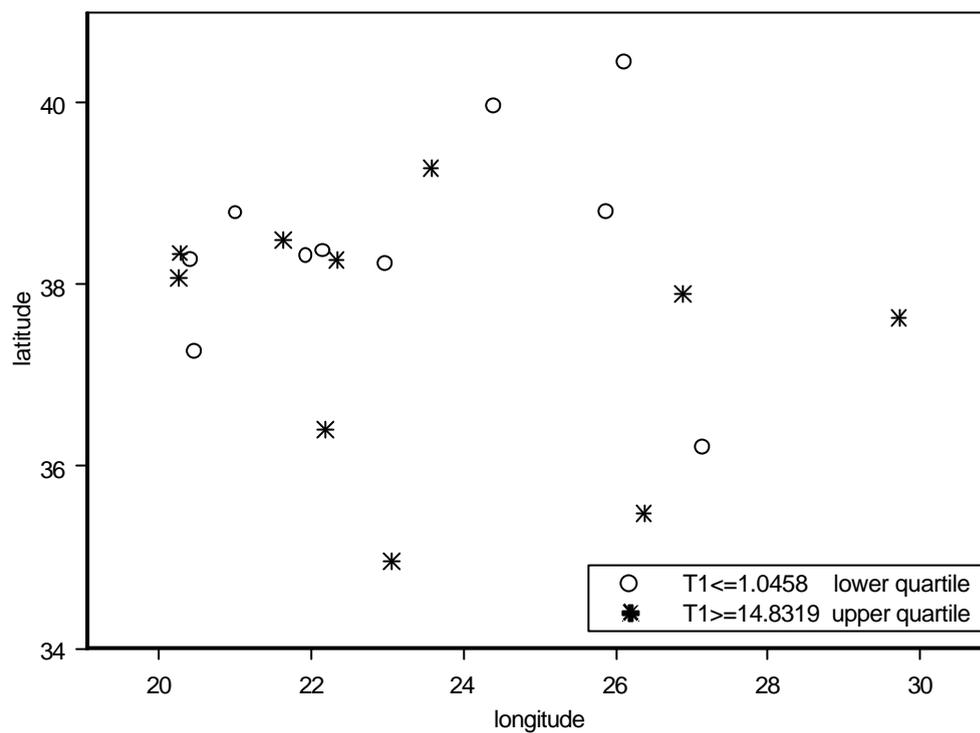
$$\text{式} (\hat{p} = 1.0346, \hat{c} = 0.0636, \hat{K} = 81.5178)$$



圖二十一：台灣地區之第 1 筆餘震序列資料之時間—頻率關係

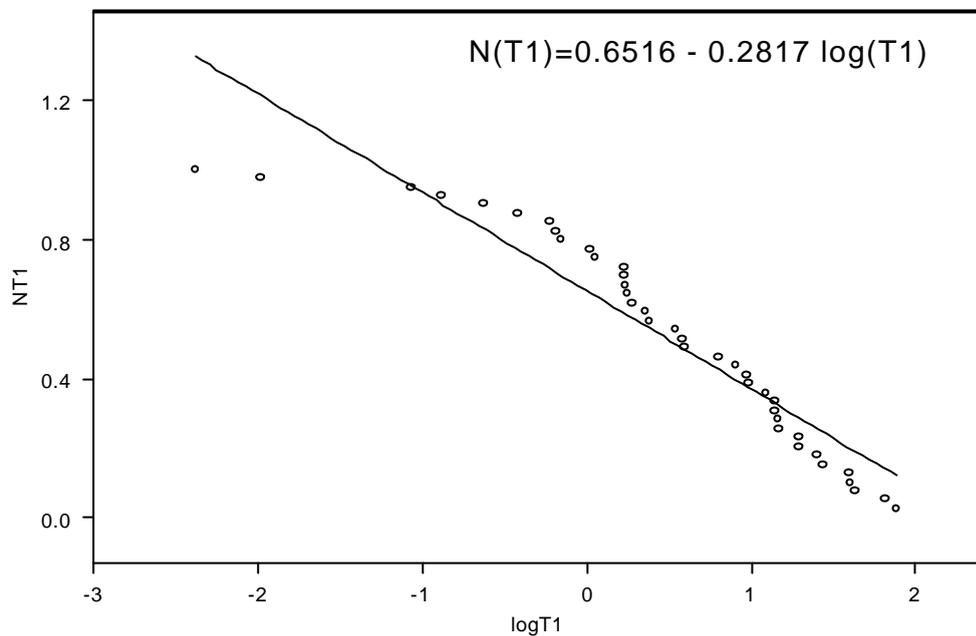


圖二十二：台灣地區 $M_0 < 5.0$ 資料 depth 以 10 km 為單位分群之 T_1 與 depth 的散佈圖及線性模式

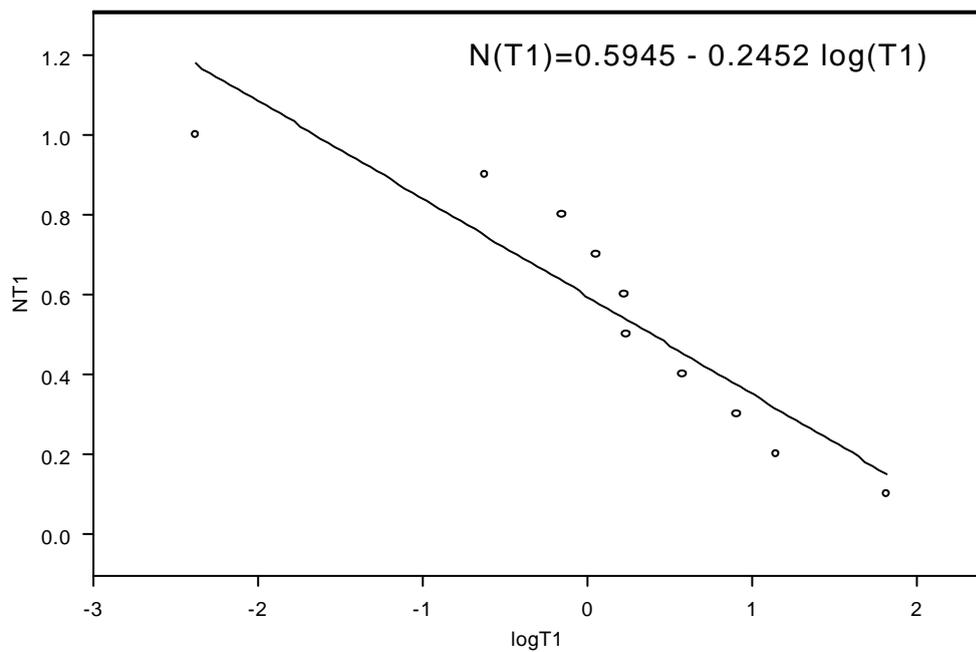


圖二十三：希臘地區主震與最大餘震發生時間差 T_1 之空間分佈圖

(a) M_0 5.0

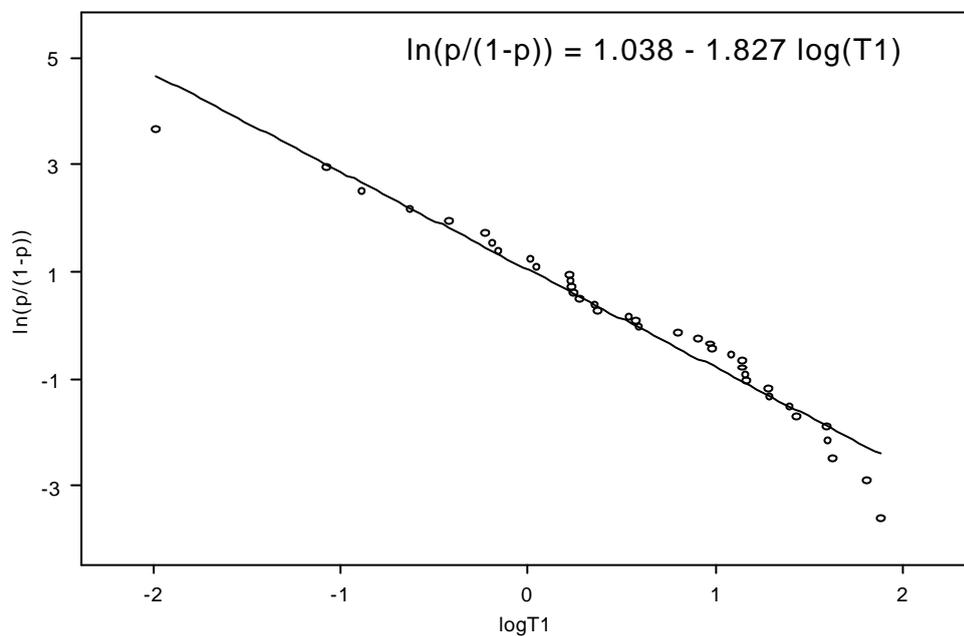


(b) M_0 6.0

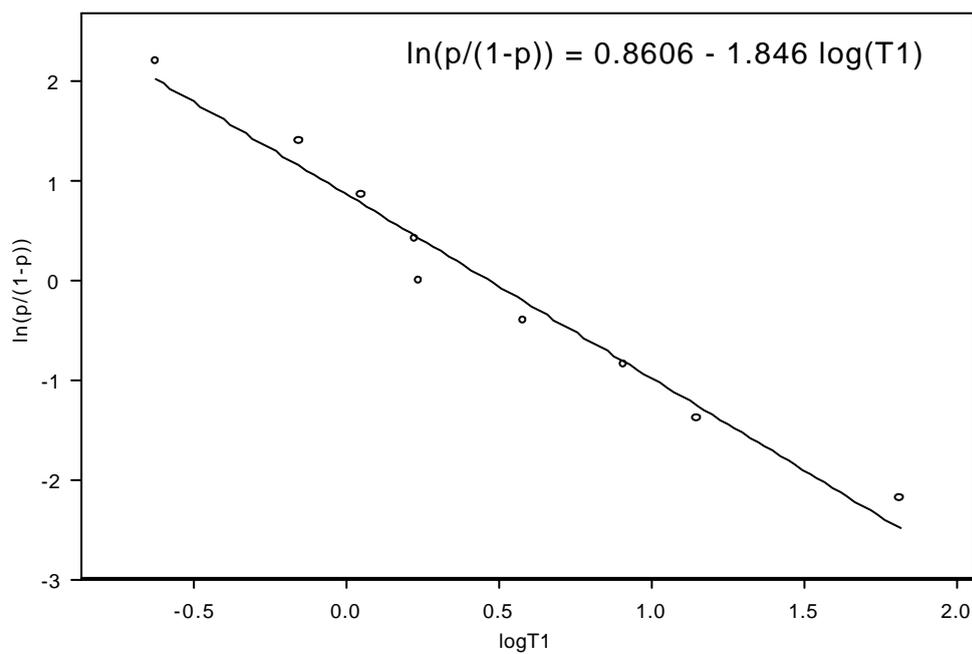


圖二十四：希臘地區資料配適最大餘震發生時間之機率模型

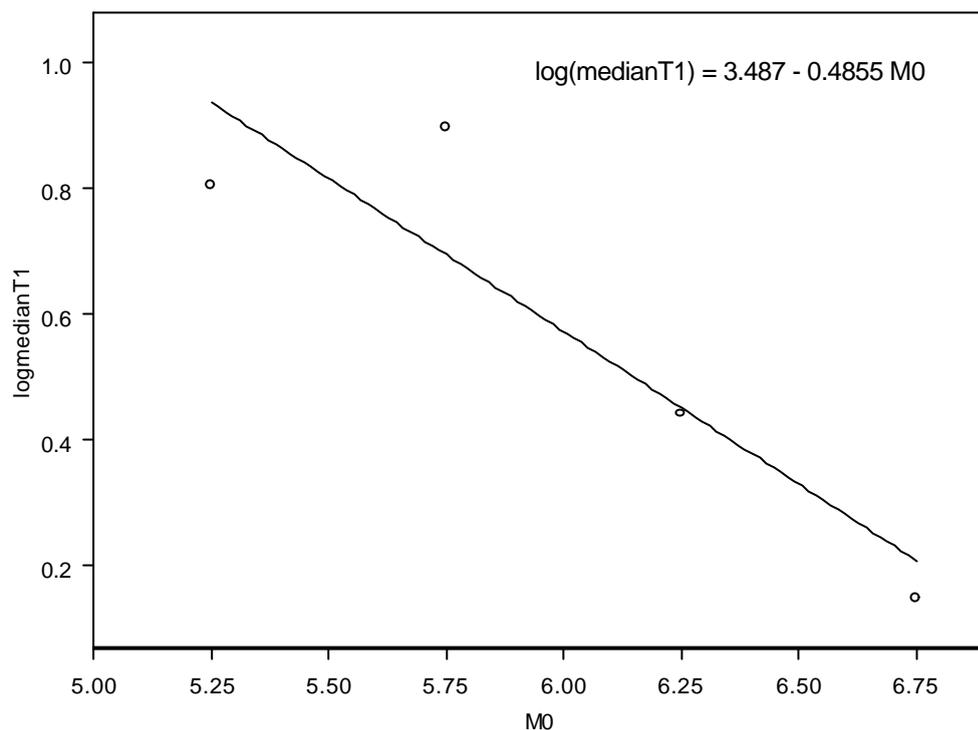
(a) M_0 5.0



(b) M_0 6.0



圖二十五：希臘地區資料之 $\log T_1$ 與其對數勝算



圖二十六：希臘地區 $M_0 \geq 5.0$ 資料 M_0 以 0.5 個規模單位分群之 T_1 與 M_0 的散佈圖及線性模式

表一：32 筆日本地區餘震序列資料 (1973~1995)

No	year	mon	day	longitude	latitude	M_0	depth	T_1	p 值	N
1	1973	10	1	140.79	35.70	5.3	49.93	20.23	0.926	125
2	1974	3	3	140.75	35.57	5.6	49.46	0.03	0.987	69
3	1974	5	9	138.82	34.64	6.6	2.22	0.04	1.12	188
4	1974	7	9	138.91	34.81	5	1.62	0.02	0.93	78
5	1976	6	16	139.00	35.50	5.9	14.06	0.06	0.845	108
6	1976	8	18	138.98	34.78	5.8	1.57	8.48	0.999	186
7	1978	1	14	139.26	34.76	7	3.8	0.8	1.114	210
8	1978	4	7	141.24	35.10	5.7	7.51	0.02	0.793	82
9	1978	12	3	139.18	34.92	5.8	6.67	3.76	1.278	175
10	1980	1	29	139.22	34.91	6.6	11.03	0.42	1.581	217
11	1983	5	26	139.08	40.36	7.7	14	26.14	1.148	530
12	1984	8	7	132.16	32.38	7.1	33	3.3	1.002	145
13	1984	9	14	137.56	35.82	6.8	2	0.94	1.078	72
14	1987	2	6	141.94	36.94	6.7	35	21.73	0.905	78
15	1987	3	18	132.06	31.97	6.6	48.1	5.06	0.955	98
16	1987	5	11	139.26	34.93	5	14.9	0.39	1.492	98
17	1987	12	17	140.50	35.37	6.7	57.9	30.4	0.931	232
18	1988	7	31	139.22	34.96	5.2	5.1	2.45	1.24	336
19	1989	7	9	139.11	34.99	5.5	3.4	5.18	1.403	245
20	1989	11	2	143.06	39.86	7.1	0	0.01	0.944	354
21	1990	2	20	139.23	34.76	6.5	5.8	0.02	1.044	152
22	1990	9	24	138.63	33.10	6.6	60	0.04	1.255	76
23	1990	12	7	138.56	37.21	5.4	14.9	0.01	0.936	123
24	1991	9	3	138.83	33.68	6.3	33.1	0.45	1.104	146
25	1992	7	18	143.66	39.38	6.9	0	0.07	1.124	497
26	1992	12	28	142.55	38.93	5.9	33.5	3.63	0.984	704
27	1993	2	7	137.30	37.65	6.6	24.8	8.14	0.884	182
28	1993	7	2	139.18	42.78	7.8	35.1	26.17	1.233	1517
29	1994	10	4	147.71	43.37	8.1	23	4.77	1.038	944
30	1994	12	28	143.75	40.43	7.5	0	0.43	0.883	796
31	1995	1	7	142.31	40.22	7.2	47.8	0.17	0.763	325
32	1995	1	17	135.04	34.59	7.2	17.9	0.08	1.021	825

表二：14 筆紐西蘭地區餘震序列資料 (1987~1995)

No	year	mon	day	hour	min	longitude	latitude	M ₀	depth	T ₁	p 值	N
1	1987	3	2	1	42	176.80	37.89	6.6	10	0.0056	1.7859	433
2	1988	6	3	23	27	167.29	45.12	6.7	73	5.5299	1.2982	153
3	1990	2	10	3	27	172.65	42.25	5.9	13	0.0188	1.0584	353
4	1990	2	19	5	34	176.44	40.47	6.3	34	0.0076	1.0268	281
5	1990	10	4	23	48	175.51	41.68	5.5	22	1.1201	1.2973	271
6	1991	1	28	18	0	171.73	41.90	6	17	17.7000	0.8705	227
7	1992	3	2	9	5	176.60	40.43	5.5	37	10.8924	0.8685	169
8	1992	3	25	17	27	177.21	37.25	5.5	12	1.4375	0.9340	225
9	1992	3	30	7	2	171.23	43.05	5.5	5	2.6632	1.0189	231
10	1992	5	16	17	57	178.37	38.23	5.7	24	0.0049	1.1291	162
11	1992	6	21	17	43	176.88	37.60	6.3	23	0.0028	1.5288	288
12	1994	6	18	3	25	171.46	43.01	6.7	11	1.4292	1.1201	680
13	1995	2	5	22	51	179.49	37.65	7.1	12	4.1201	1.4714	251
14	1995	11	24	6	18	171.82	42.95	6.2	7	1.0819	1.0240	535

表三：9 筆台灣地區餘震序列資料 (1991~1999)

No	year	mon	day	hour	min	longitude	latitude	M ₀	depth	T ₁	N
1	1991	3	12	6	4	120.07	23.25	5.67	12.26	14.1807	118
2	1991	9	30	9	44	121.43	22.61	5.89	18.81	62.8538	64
3	1994	2	1	22	44	122.69	24.75	6.13	115.55	43.5302	50
4	1995	6	25	6	59	121.67	24.61	6.5	39.88	19.4123	59
5	1996	3	5	14	52	122.36	23.93	6.4	6	0.1109	50
6	1996	9	5	23	42	121.37	22.00	7.07	14.76	0.4947	118
7	1998	7	17	4	51	120.66	23.50	6.2	2.8	7.5783	51
8	1999	6	3	16	11	122.49	24.40	6.18	61.67	21.9414	63
9	1999	9	20	17	47	120.82	23.85	7.3	8	42.0040	584

表四：39 筆希臘地區餘震序列資料 (1971~1997)

No	year	mon	day	hour	min	longitude	latitude	M ₀	depth	T ₁
1	1971	5	12	6	25	29.72	37.64	5.8	27	27.4403
2	1972	9	17	14	7	20.27	38.35	5.8	33	43.0174
3	1975	3	27	5	15	26.12	40.45	5.7	15	0.6021
4	1975	6	30	13	26	21.62	38.49	5.4	13	25.2438
5	1975	12	21	16	7	21.67	38.47	5.1	1	9.7347
6	1976	6	12	0	59	20.58	37.52	5.6	29	3.4910
7	1977	9	11	23	19	23.05	34.95	5.9	38	40.4465
8	1978	6	20	20	3	23.24	40.78	6	3	14.0972
9	1979	4	15	7	1	19.75	41.97	6.8	10	1.1271
10	1979	6	14	11	44	26.57	38.79	5	6	2.2896
11	1979	7	23	11	41	26.37	35.48	5.1	45	19.4507
12	1980	7	9	2	11	22.91	39.29	6	7	1.7278
13	1981	2	24	20	53	22.97	38.23	6.2	17	0.2375
14	1981	5	27	15	4	21.01	38.79	5	24	0.1306
15	1981	6	28	17	20	20.13	37.82	5.5	8	1.9090
16	1981	12	19	14	10	25.25	39.22	6.3	16	8.1451
17	1982	1	18	19	27	24.39	39.96	6.4	5	0.7021
18	1983	1	17	12	41	20.25	38.07	6.2	17	65.4653
19	1983	8	6	15	43	24.81	40.08	6.6	22	1.6847
20	1984	2	11	8	2	21.93	38.32	5.1	24	0.6569
21	1984	6	17	7	48	25.99	38.88	5.3	41	9.5000
22	1984	6	21	10	43	23.31	35.36	5.9	46	12.3090
23	1986	3	25	1	41	25.13	38.38	5.2	16	1.7049
24	1986	9	13	17	24	22.19	37.1	5.5	1	1.7618
25	1988	5	18	5	17	20.47	38.35	5.3	1	3.9354
26	1988	7	12	2	26	23.44	38.79	5	1	2.4021
27	1988	10	16	12	34	20.96	37.9	5.5	4	14.6007
28	1989	3	19	5	37	23.57	39.29	5.3	13	39.9340
29	1989	8	20	18	32	21.12	37.24	5.4	1	6.3889
30	1992	1	23	4	24	20.41	38.28	5	3	0.0854
31	1992	11	18	21	10	22.33	38.27	5.2	23	77.2167
32	1995	5	13	8	47	21.71	40.18	6.1	39	3.8104
33	1995	6	15	0	15	22.15	38.37	5.6	26	0.0104
34	1996	4	2	7	59	26.88	37.89	5	15	14.8319
35	1996	7	20	0	0	27.14	36.21	5.9	45	0.3813
36	1996	8	5	22	46	20.67	40.07	5.2	5	14.1111
37	1997	10	13	13	39	22.18	36.41	5.6	6	19.7035
38	1997	11	14	21	38	25.87	38.8	5.4	25	1.0458
39	1997	11	18	13	7	20.46	37.26	6.1	5	0.0042