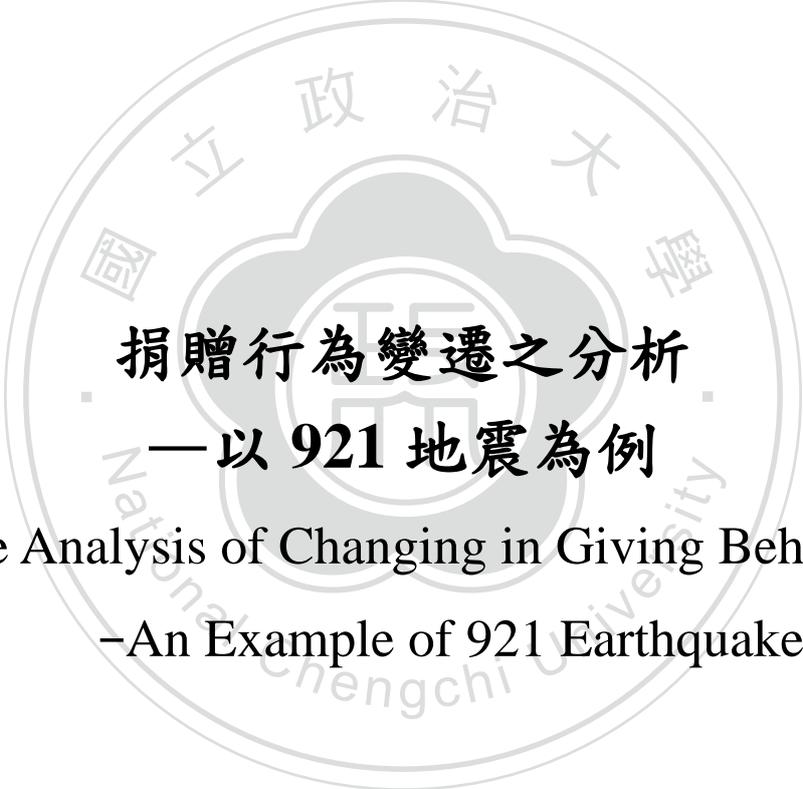


國立政治大學社會科學學院

財政研究所碩士論文

指導教授：羅光達 博士



捐贈行為變遷之分析
—以 921 地震為例

The Analysis of Changing in Giving Behavior
-An Example of 921 Earthquake

研究生：謝文軒 撰

中華民國 102 年 2 月

謝辭

在讀研究所的這段期間，學到了很多東西、走過了很多地方、更要感謝很多人。如果用豐富多彩形容我的研究生生涯一點也不為過，在這段期間，擔任助理、當過助教、跟過計劃、成為交換學生。相信就讀研究所這兩年半，一定是我一生中難以忘懷的一段時光。論文的完成也代表了碩士生涯的結束，在這段期間曾經受過幫助、要感謝許多人。

首先要感謝的是我的父母，如果沒有他們的無私奉獻，我無法走到今天。以前完全不敢想像自己可以成為政大碩士，小時候貪玩又不愛念書。在國中時，認為自己可以順利考上高中就已經很不錯了；在高中時，認為自己可以順利念個國立大學就很好了，結果最後可以成為政大碩士，更順利考上高考，真的到現在都還以為是一場南柯一夢。

可以有這一切都要謝謝我的父母，他們從來沒有放棄過我，在我最困難的時候總是為我分憂解勞、幫助我努力克服難關。如果沒有他們，我的人生不可能如此順遂。

再來要感謝的是我的恩師羅光達老師，因為老師，我的研究生生涯才能如此多采多姿。擔任老師的助理，讓我知道該注意的細節；當老師的教學助教，讓我不再畏懼上臺；跟過老師的計畫，讓我明白計畫的運行。當我順利申請上交換學生的時候，也是老師鼓勵我不要放棄機會；當我正在埋頭準備高考的時候，老師也隨時關心我的讀書近況，勉勵我持續努力。本論文可以順利完成也要謝謝老師的認真指導，詳細觀看論文，再給予我建議、方向。

在研究所期間得到許多寶貴的經驗，這一切都要謝謝羅光達老師，因為老師我才可以有機會可以嘗試這麼多不一樣的經歷。如果沒有老師，我的研究生生活不可能如此豐富。

接下來要感謝的是安紫瑜和糰糰，因為妳們，我的研究生生涯才能如此順利。謝謝安紫瑜常常自願幫我分擔工作，讓我有充裕的時間可以準備高考；謝謝糰糰常常為我帶來歡樂，讓我在最緊張的時候得到放鬆。可以和妳們一起當老師的指導學生真的感到非常幸運，真的非常謝謝安紫瑜和糰糰給我的幫助。

還要感謝研究所的同學們，可以在研究所這段期間跟你們一起學習、一起奮鬥、一起度過難關，因為有你們的關懷與幫助，我的研究生生涯才會如此的令人印象深刻、難以忘懷。謝謝你們，一起度過這段期間的好夥伴們。

還要感謝在大陸認識、照顧我的朋友們。能夠在擔任交換學生的期間認識你們，和你們在一個既熟悉又陌生的地方一起上課、出遊、拍片，從陌生到熟識，真的覺得自己很幸運。謝謝你們，相信以後我們還有機會再次見面。

還要謝謝培育我六年的政大財政系。因為政大財政系，這六年來我認識了很多朋友、學習了很多知識、體驗了很多經歷、完成了很多夢想。如果當初不是選擇政大財政系，相信我這六年將會截然不同，真的非常謝謝政大財政系。

謝謝吳文傑老師以及張文俊老師，在百忙之中抽空審閱論文，並在口試時提供許多寶貴的意見與指正，使這篇論文可以更加完整。最後，謝謝所有曾經幫助過我的人，謝謝大家。

謝文軒 謹誌

於國立政治大學財政研究所

中華民國 102 年 2 月 2 日

摘要

本研究以 921 地震為例，探討一起重大事件發生後，對於捐贈行為的影響。本研究利用「家庭收支調查報告」之捐贈資料，將捐贈家戶分為 921 地震前與地震後，探討民眾的捐贈行為是否因 921 地震而有所差異；再將資料分為災區與非災區組別，觀察 921 地震對於民眾捐贈行為的改變是否因地區不同而存在差異。

最終本研究發現，民眾的捐贈金額將會因 921 地震的發生而有明顯改變，且捐贈價格彈性會因此而有變化；災區與非災區家戶的捐贈彈性有明顯差異，其中非災區家戶的捐贈價格彈性會因 921 地震而有所改變，而災區家戶的捐贈價格彈性則不會因 921 地震而有所改變。

關鍵字：捐贈行為、價格彈性、行為變遷、921 地震

Keywords: Giving Behavior, Price Elasticity, Change of Behavior, 921 Earthquake



目錄

第一章	緒論	1
第一節	研究動機	1
第二節	研究內容與限制	3
第三節	章節安排與研究架構	4
第二章	研究背景	6
第一節	我國捐贈概況	6
第二節	921 地震簡介	10
第三章	文獻回顧	12
第一節	捐贈動機、價格彈性與所得彈性	12
第二節	結構性轉變與天然災害	14
第四章	研究方法	17
第一節	基礎理論	17
第二節	研究假定	19
第三節	研究設計	20
第四節	實證模型	23
第五節	資料來源	26
第六節	變數定義及說明	27
第七節	變數敘述統計	35
第五章	實證結果	40
第一節	各年度迴歸分析	40
第二節	模型 II-天然災害當年度	41
第三節	模型 III-天然災害發生後年度	46
第六章	結論	50
第七章	參考文獻	54



表次

表 2-1：捐贈列舉扣除額結算申報情形	7
表 2-2：捐贈戶數占納稅戶數比率-按課稅級距別	8
表 2-3：捐贈金額占綜合所得總額比率-按課稅級距別	9
表 4-1：各變數定義與預期影響方向	35
表 4-2：各變數基本敘述統計	36
表 4-3：災區之各變數基本敘述統計	39
表 4-4：非災區之各變數基本敘述統計	39
表 5-1：模型 II-天然災害當年度之實證結果	45
表 5-2：模型 III-天然災害發生後年度之實證結果	49





圖次

圖 1-1：歷年捐贈與景氣趨勢	2
圖 1-2：研究流程	5
圖 2-1：921 地震各縣市震度	10
圖 4-1：捐贈價格彈性變化圖	18
圖 4-2：實證模型架構圖	22
圖 4-3：各年度捐贈金額、捐贈價格與所得變化	38
圖 5-1：捐贈價格彈性與所得彈性變化	41

附表 1：各年度迴歸結果表	59
附表 2：模型 II-天然災害當年度之實證結果（排除台北高雄）	61
附表 3：模型 III-天然災害發生後年度之實證結果（排除台北高雄）	62



第一章 緒論

第一節 研究動機

惻隱之心，人皆有之。在現代社會中，捐贈行為被視為人道關懷的具體表現，民眾對於捐贈者無私的捐贈行為往往給予讚賞與支持。近年來在微軟（Microsoft）創辦人：比爾蓋茲（Bill Gates）的鼓勵下，世界各地的富豪紛紛投入慈善捐贈的行列。¹但並不是僅有富豪才會從事捐贈行為，許多家境小康的民眾仍可為慈捐贈盡一份心力，其中臺灣地區最有名的捐贈者即是台東地區的菜販：陳樹菊。²

由此可知，無論是富豪還是貧戶都可以從事捐贈行為，根據行政院 2010 年之「家庭收支調查報告」，若按家戶可支配所得高低分為五組，則可支配所得最高之家戶約有 88% 的家戶有從事捐贈行為，而可支配所得最低之家戶則約有 55% 有從事捐贈行為。雖然兩組之捐贈家戶比例約有 33% 的差距，但仍可說明，即使家戶可支配所得低，但民眾仍有相當高的意願從事捐贈行為。

由上述可知，許多家戶皆有從事捐贈行為。而捐贈行為某種程度上可視為一種利他主義下的產物，無法明確以單一之經濟學理論來解釋，故捐贈行為一直廣為經濟相關研究所探討，期望可以了解捐贈行為的產生原因並對於捐贈行為提出合理之解釋。

而近年來氣候變異、災害頻繁，因天災發生而有大量捐款援助災區重

¹ 比爾蓋茲與夫人梅琳達法蘭奇一起創辦了慈善組織：比爾與梅琳達蓋茲基金會（Bill & Melinda Gates Foundation）。而該基金會在為貧窮學生提供獎學金、愛滋病、瘧疾與肺結核防治等方面有極大貢獻。

² 陳樹菊女士是一位台灣慈善家，以販售蔬菜維生。省吃儉用下共捐出了接近 1000 萬作為慈善用途，並因此善行獲美國時代雜誌評選為 2010 年全球百大最具影響力人物英雄類第 8 名。

建之消息亦屢見不鮮。因此，若天災事變發生，是否將會造成民眾捐贈行為的改變，本研究認為是一值得探討的議題，故本研究將以天然災害對於民眾捐贈行為的影響為研究主題。

由圖 1.1 可發現，雖然我國 GDP 年增率與經濟成長率的增加呈現逐年減緩的趨勢，但捐贈金額卻逐年增加，且我國之捐贈金額於 1999 年 921 地震發生時有明顯增加的趨勢，因此可初步研判天災事變發生將會刺激民眾捐贈更多金錢。此外可發現，我國之民眾捐贈金額在 1999 年前有呈現緩慢增加的趨勢，而在 1999 年一次性的增加之後，雖然金額於 2000 年開始有所降低，但民眾捐贈金額在 921 地震發生後仍明顯比地震發生前高，且於 2000 年後，捐贈行為呈現趨於穩定的成長。

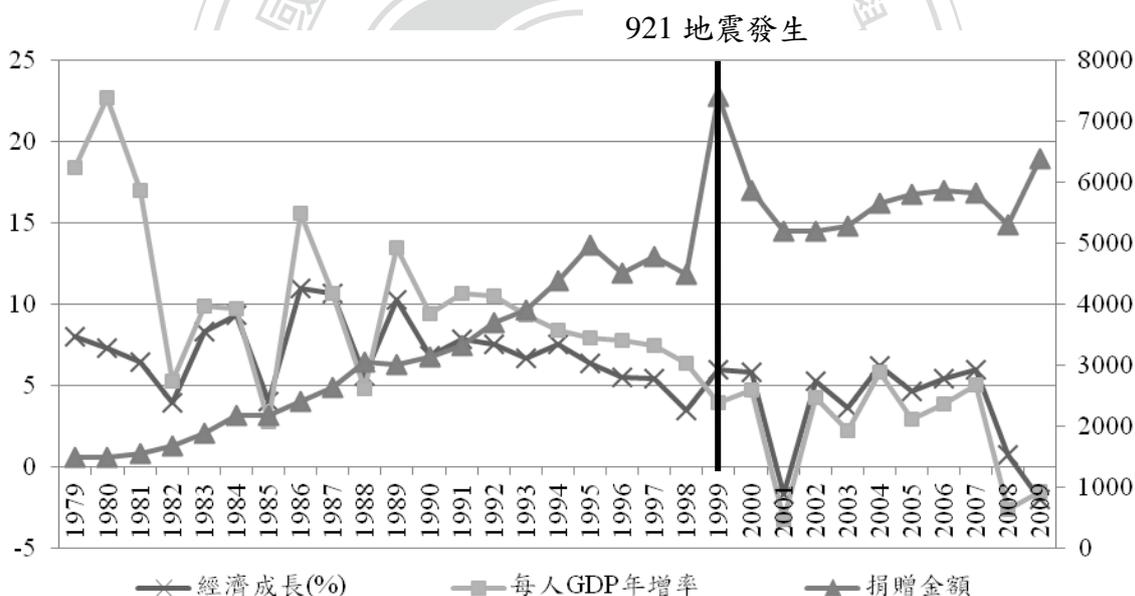


圖 1-1：歷年捐贈與景氣趨勢

資料來源：行政院主計處

國內外的文獻中，也有許多研究在探討天災事變發生與捐贈行為的關係。Wu (2003) 即利用臺灣 921 地震的資料探討民眾的捐贈行為，而發現

偏好相依 (preference interdependence) 之情況存在，說明民眾的捐贈行為將會受其他民眾影響而有不同。Brown and Minty (2008) 利用 2004 年南亞海嘯之資料探討傳播媒體對於民眾捐贈行為的影響，而發現傳播媒體對於災區的報導，對於刺激民眾從事捐贈行為有顯著的影響。Brown et al. (2009) 利用美國對於 2004 年南亞海嘯之捐贈資料，估計天災發生後是否對於捐贈行為有所影響，而發現天災事件確實有刺激民眾從事捐贈行為的效果。

雖然有許多探討天然災害與捐贈行為間關係的研究，但是探討天然災害發生對於捐贈價格彈性的影響卻是少之又少。因此，本研究以天然災害對於民眾捐贈行為的影響為研究主題，並主要將探討民眾的捐贈價格彈性是否因天然災害發生而改變。

第二節 研究內容與限制

本研究主要以臺灣 921 地震為研究之天然災害，並利用行政院主計處之「家庭收支調查報告」中的家戶資料，進行模型設定與實證分析，推論出天然災害是否將會造成捐贈行為的變化，且將更進一步探討位於災區與非災區家戶的捐贈行為是否將受天然災害刺激而有不同的變化程度差異。

本研究研究重點將在於天然災害發生後，如何影響家戶之捐贈價格彈性，進而說明家戶之捐贈行為是否受到影響。而此處所說明之捐贈僅討論可申報之捐贈行為，故不包含捐出統一發票、於街上施捨零錢給乞丐、購買弱勢族群之產品與當義工等捐贈行為。

本研究研究將探討兩個問題：一是天然災害是否影響捐贈行為；而另一是天然災害對於災區與非災區家戶捐贈行為的影響。因此將家庭收支資

料分為兩組：921 地震發生前與 921 地震發生後，進而分別估計兩組資料的捐贈價格彈性變化，並觀察天然災害對於捐贈行為的影響。另外，將家庭收支資料依地震前後與災區及非災區分為四組，進而估算四組資料的捐贈價格彈性變化，而同時也觀察位於災區之家戶與位於非災區之家戶捐贈行為是否將因天然災害而有不同。

因本研究採用主計處「家庭收支調查報告」資料庫，屬於問卷調查型資料，問卷內並無報稅相關詳細資料，因此需利用家戶之收入、支出與特性計算家戶所得額、免稅額及扣除額等資料，再自行估算家戶單位之應稅所得淨額與邊際稅率。因此最終資料將無法如同報稅資料精確，勢必有差異存在。

第三節 章節安排與研究架構

本研究分為五章，各章節結構如下：第一章為緒論，共分為三小節，分別為研究動機、研究內容與限制、研究架構與章節安排；第二章為研究背景，共分為兩小節，分別為我國捐贈概況與 921 地震簡介；第三章為文獻回顧，共分為兩小節，第一節為捐贈動機、價格彈性與所得彈性，第二節為結構性轉變與天然災害；第四章為研究設計，共分為六小節，分別為基礎理論、研究設計、實證模型、資料來源、變數定義及說明、變數敘述統計；第五章為實證結果，共分為三小節，分別為各年度迴歸分析、災害當年度與災害後年度之時證結果；第六章為結論。

研究流程圖如下：

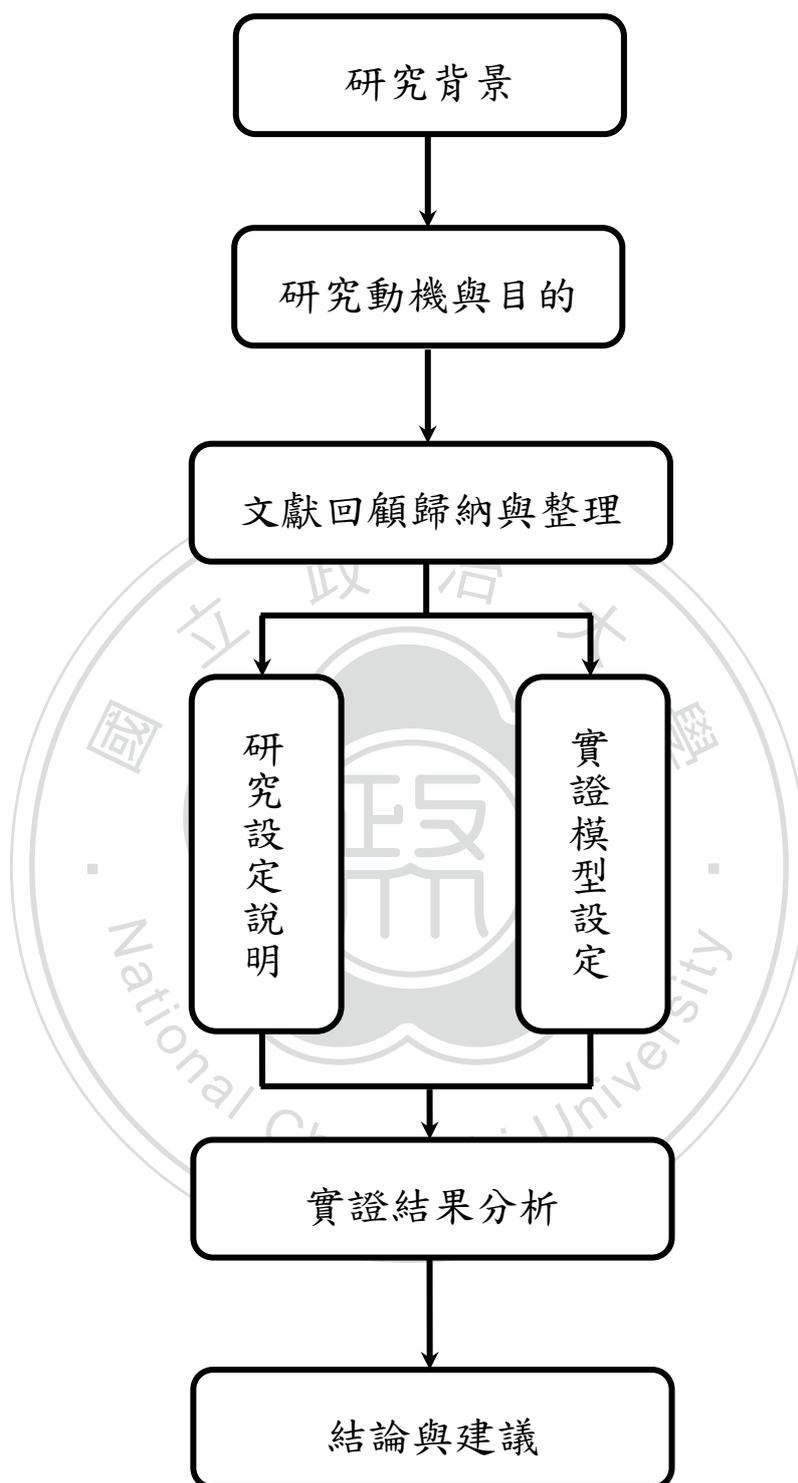


圖 1-2：研究流程

第二章 研究背景

第一節 我國捐贈概況

捐贈行為一直是國際間常見的經濟行為。在美國方面，根據 Giving USA 的報告指出，2009 年美國慈善捐款總額為 3,037 億美元，佔當年度國民生產毛額的 2.1%；在我國方面，根據「家庭收支調查報告」，我國 2010 年約有 73% 的家戶有從事捐贈行為，且家戶平均捐贈金額為 7,582 元，由此可知捐贈行為在我國亦是相當常見。

因捐贈行為可視為民眾慈悲心的具體行動，故政府致力於鼓勵民眾從事捐贈行為，規定民眾得於申報綜合所得稅時，將捐贈申報為列舉扣除額，於計算應稅所得淨額時可將捐贈金額扣除。因此，政府設定之捐贈列舉扣除額可以視為政府對於捐贈行為的補貼，亦可視為政府對於捐贈行為的推廣。

而我國的捐贈行為有趨於普遍的跡象。由表 2-1 可知，民眾在申報所得稅時，申報捐贈列舉扣除額的戶數從民國 90 年的 612,844 戶提升至民國 96 年的 961,369 戶，申報捐贈列舉扣除額的家戶總數在此期間大約增加了 56.87%，除了在民國 94 年時有呈現微幅降低外，大體上呈現逐年遞增的趨勢。可說明愈來愈多家戶於申報綜合所得稅時有申報捐贈列舉扣除額，同時也代表民眾的捐贈行為愈來愈普遍。

由表 2-1 中亦可觀察出，捐贈金額與捐贈金額占所得比例雖然在民國 93 年有顯著的減少，但皆於民國 93 年至 96 年開始趨於穩定，捐贈金額由民國 93 年約三百億元上升至民國 96 年約四百五十億元，在該段期間穩定上升，而占所得比例亦趨於穩定，維持於大約 0.9%。由此可說明民眾漸漸養成將固定比例所得捐出的習慣。

表 2-1：捐贈列舉扣除額結算申報情形

單位：戶；百萬元；%

	90 年	91 年	92 年	93 年	94 年	95 年	96 年
捐贈 戶數	612,844	627,926	678,529	788,932	782,477	865,670	961,369
占納稅 戶比例	12.3	12.7	13.6	15.4	15.1	16.5	17.9
捐贈 金額	26,801	66,346	152,312	30,590	37,542	40,218	45,309
占所得 比例	0.7	1.8	4	0.8	0.9	0.9	1

資料來源：財政部統計處。

民眾的捐贈行為可以申報列舉扣除額，因此政府可利用租稅政策刺激人民的捐贈行為，即政府可推行更多的租稅優惠以降低民眾的捐贈價格，利用降低捐贈價格的方式刺激捐贈行為。

因捐贈者可申報捐贈列舉扣除額，故捐贈價格對於捐贈行為而言是一個重要的指標，Reece (1979) 提出因人民的捐贈行為皆可於申報所得稅時列報扣除額，因此捐贈價格即為 $(1-T_m)$ ，而 T_m 即為捐贈者的邊際所得稅率。表示適用所得邊際稅率愈高之捐贈者，捐贈行為所能節省的稅負將會更多。所以對於高所得邊際稅率之捐贈者而言，捐贈價格將會較低所得邊際稅率捐贈者低。

對於社會的捐贈金額總量而言，私人捐贈與政府捐贈無異，因此政府刺激捐贈的租稅政策重點在於：政府因為此租稅政策所增加的捐贈量是否多於所減少的稅收。基於以上觀點，Steinberg (1990) 提出只有當捐贈價格彈性具有彈性時，政府刺激捐贈的政策才會有效。³即一旦刺激捐贈的政策實施，若政府的租稅扣抵政策可以使誘發之捐贈行為大於稅收損失，即

³ 捐贈價格彈性之公式為： $\varepsilon = \frac{\partial Q/Q}{\partial P/P}$ 。

代表此刺激捐贈政策有效。因捐贈價格彈性將會決定政府政策有效與否，故長久以來一直為學者所探討。

由表 2-2 可發現，適用課稅級距愈高之納稅家戶捐贈行為將愈普遍。以民國 96 年為例，適用課稅級距為 0%之家戶中，有從事捐贈行為的比率僅有 5.1%，而家戶從事捐贈之比率隨適用課稅級距愈高而提升，最終達到 71.7%。

由表 2-3 可知，適用課稅級距愈高之納稅家戶捐贈金額占所得比率將愈高。以民國 96 年為例，適用課稅級距為 0%之家戶捐贈金額占所得比率僅有 0.4%，而捐贈金額占所得比率隨適用課稅級距愈高而提升，最終達到 5.4%。其中的波動為民國 92 年與 93 年之落差，研判是民國 93 年捐地扣抵規定變動，造成「捐地節稅」不再是減少應稅所得利器，使捐贈金額占所得比率大幅減少，且適用課稅級距愈高之納稅家戶減少情形愈顯嚴重。

表 2-2：捐贈戶數占納稅戶數比率-按課稅級距別

單位：%

課稅級距(萬元)	90年	91年	92年	93年	94年	95年	96年
合計	12.3	12.7	13.6	15.4	15.1	16.5	17.9
0 (0%)	3.4	3.9	4.1	4.3	3.9	4.8	5.1
0-37 (6%)	8.3	9.2	9.7	10.5	10.3	12.1	12.9
37-99 (13%)	23.2	24.3	25.5	27.2	26.1	28.8	30.3
99-198 (21%)	40.7	42.8	45.3	47.3	44.3	47.4	49.5
198-372 (30%)	49.7	53.6	56.9	59.5	54.9	58.3	60.2
372-500 (40%)	53.7	60.5	63.8	65.8	60.9	63.7	66.0
500-1,000 (40%)	54.6	62.7	68.0	70.4	63.4	65.5	68.4
1,000 以上(40%)	57.6	66.3	85.7	77.9	69.0	69.7	71.7

資料來源：財政部統計處。

表 2-3：捐贈金額占綜合所得總額比率-按課稅級距別

單位：%

課稅級距(萬元)	90 年	91 年	92 年	93 年	94 年	95 年	96 年
合計	0.7	1.8	4.0	0.8	0.9	0.9	1.0
0 (0%)	0.3	1.3	2.6	0.3	0.3	0.3	0.4
0-37 (6%)	0.3	0.5	0.7	0.4	0.4	0.4	0.5
37-99 (13%)	0.5	1.0	1.8	0.6	0.6	0.6	0.7
99-198 (21%)	0.8	2.4	4.5	0.9	0.9	0.9	1.0
198-372 (30%)	1.4	4.3	7.6	1.4	1.3	1.3	1.3
372-500 (40%)	1.8	7.5	12.6	1.8	1.8	1.6	1.6
500-1,000 (40%)	2.5	9.5	18.3	2.3	2.1	2.0	1.8
1,000 以上(40%)	2.9	8.6	40.1	3.0	5.2	6.0	5.4

附註：() 表示適用稅率。

資料來源：財政部統計處。

由上述觀察可推論，適用所得稅課稅稅率高之家戶較有可能從事捐贈行為且捐贈金額佔所得比例較高，而若捐贈扣抵之誘因降低，即適用較低所得稅課稅稅率之家戶較少從事捐贈行為且捐贈金額佔所得比例較低。捐贈價格將會影響捐贈家戶決定捐贈多寡之決策，因此捐贈價格是探討捐贈行為時的重要因素，故有許多研究皆在探討捐贈的價格彈性。

雖然許多研究探討捐贈價格彈性，但討論天然災害對於捐贈價格彈性變化的文獻實屬少數，且尚無文獻探討 921 地震前後的彈性變化。因此本研究將依照民眾位於災區與非災區分組，並利用 921 地震前後年度之家戶資料，觀察該天然災害對於捐贈價格彈性的影響。

第二節 921 地震簡介

臺灣 921 地震，又稱集集大地震，是 1999 年 9 月 21 日凌晨 1：47 分 12.6 秒，發生於臺灣中部的芮氏規模 7.3 級大地震。⁴921 地震是由於「車籠埔」與「大茅埔－雙冬」兩大斷層相互擠壓所導致的地震，震央位於日月潭西方 12.5 公里處、地震深度 8 公里。921 地震各縣市地震震度與震央分布如圖 2-1。

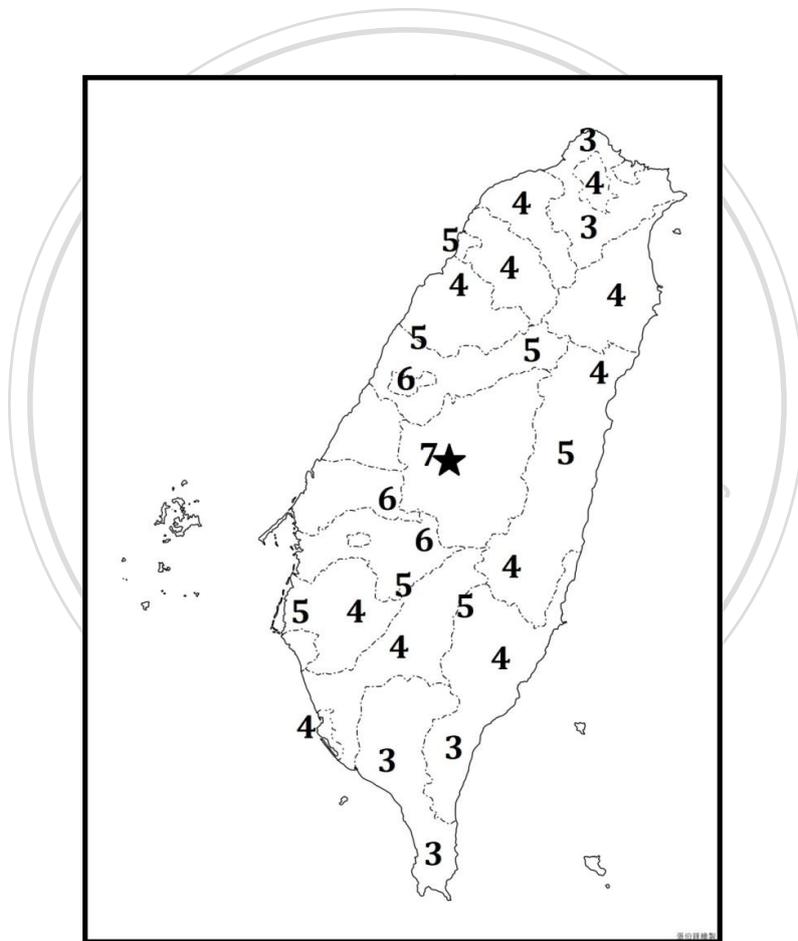


圖 2-1：921 地震各縣市震度

附註：星號代表震央、數字代表震度。

資料來源：中央氣象局。

⁴ 芮氏地震規模的觀念是由美國加州理工學院 Charles Francis Richter 教授於 1935 年所提出，是以地震儀所記錄到的地震波振幅為基礎估算而得。

921 地震造成全臺的嚴重災情，截至 1999 年 9 月 22 日晚間 12 時統計，死亡人數已逾 2,000 人，傷者 6,534 人，受困民眾 2,308 人。經過政府的連夜搶救，最終行政院主計處公布，921 地震災害損失估計為：死亡（含失蹤）人數 2,378 人，受傷人數 8,722 人。除了造成民眾傷亡外，921 地震亦造成全臺嚴重的經濟損失，地震導致房屋全倒 38,935 戶、半倒 45,320 戶，並造成其他公有建築毀損。估計造成全臺經濟損失達新台幣 3,600 億元，折合美金約 112.5 億元。

921 地震發生後，宗教、慈善團體與企業紛紛踴躍參與救災，美國、俄羅斯、墨西哥、日本、韓國、新加坡等國均派遣海外救援小組來臺協助救援。且為了救援災區，中央政府在 800 億元限額內發行公債或借款，由行政院依救災、重建計畫統籌支用，不受預算法和公共債務法限制。⁵

921 地震雖然造成嚴重的災害，但也吸引了世界各地的捐款援助，估計 921 地震的捐款總額約 375 億，其中來自民間募款單位約 148 億、縣市政府約 74 億、鄉鎮市公所約 8.6 億、921 重建基金會（來自內政部與行政院）約 134 億等。⁶

由此可以推斷，921 地震雖然造成嚴重的災害與經濟損失，但也誘發了民眾的惻隱之心，讓民眾從事更多的捐贈行為以幫助 921 的受災居民。因此本研究將利用 921 地震之相關資料，探討 921 地震發生後，對於民眾的捐贈行為是否有所改變，進而推論天然災害等突發事變是否會影響民眾的捐贈行為，若確實有所影響，則該影響僅會造成天然災害發生當期之行為改變，還是會持續不斷的影響民眾日後的捐贈行為。

⁵ 參考自：921 網路博物館。

⁶ 參考自：921 震災捐款監督報告書。

第三章 文獻回顧

第一節 捐贈動機、價格彈性與所得彈性

民眾產生捐贈行為的動機究竟為何？Andreoni (2001) 整理經濟學家多年探討的結果，而提出三種理由解釋捐贈行為：第一種觀點認為捐贈仍然屬於自利行為，捐贈者希望可藉由捐贈得到更好的服務，如捐贈給歌劇院是為了可以得到更大的包廂、更好的服務；第二種觀點認為捐贈為捐贈者自利的延伸，捐贈者希望該受捐贈機構存在以備不時之需；第三種觀點為捐贈者仁慈感的滿足，捐贈者從事捐贈行為而獲得滿足感而效用增加，因此可將捐贈視為財貨的消費行為。

實驗經濟學亦對於捐贈行為有所探討，List (2008) 整理了與捐贈行為相關之實驗經濟學文獻，彙整出與捐贈行為相關的 6 個主題，其中與本研究較有關的主題分別是：民眾對於不同性質的捐贈訊息如何反應、民眾對於政府不同補貼捐贈行為的政策如何反應、不同地區不同職業捐贈者的捐贈行為是否有所差異。以下分別探討各主題的實驗結果。

於民眾對於捐贈訊息反應之實驗中，Croson and Shang (2005) 利用電話實驗民眾對於社會中各種對於捐贈的正面訊息 (upward social information) 如何反應。⁷ 結果發現，正面訊息將會對已經有從事捐贈的民眾有較大的影響，將會刺激已捐贈民眾從事更多捐贈。

於民眾對於不同補貼政策反應之實驗中，Eckel and Grossman (2008) 利用廣播實驗，測試民眾對於不一樣補助捐贈行為的方法反應使否有所差異。實驗中將補助方法分為退款與配合補助 (rebates and matching grants)，退款是指一旦民眾從事捐贈行為，不久後便會得到一定比例的退款；而

⁷ 在 Croson and Shang (2005) 所使用的實驗是：在電話實驗中，跟民眾說明其他人亦從事捐贈行為，藉此測試民眾對此訊息的反應。因此正面訊息即為告知其他人亦有從事捐贈。

配合補助是指一旦民眾從事捐贈行為，則研究員將會配合捐出一定比例的金額。最終結果發現，配合補助的補助方式將會刺激民眾從事較多的捐贈行為。

於不同職業之捐贈者反應實驗中，Carpenter et al. (2008) 將受測者分為大學生與佛蒙特州 (Vermont) 居民進行實驗。實驗中給予受測者 100 元美金的支配權，讓受測者決定如何分配，可從事捐贈行為或者留下來自行使用。最終發現不同背景的捐贈者捐贈行為會有所差異，結果指出，非學生族群將會從事較多的捐贈行為且非學生族群將 100 元美金全數捐出的比例遠遠出過學生族群。說明了捐贈行為確實會因為捐贈者的背景不同而有所差異。

捐贈價格彈性是政府政策有效與否的重要指標，因此該彈性的估算相當重要。但經過多年討論與研究，研究所估計出的結果卻常常不一樣，因此捐贈價格彈性之大小並沒有相當明確的結果。Peloza and Steel (2005) 整理眾多捐贈文獻後，得出大多數研究所估計出的捐贈價格彈性介於-2.5 到-1.5 之間。而眾多研究中，以 Robinson (1990) 計算出的捐贈價格彈性最大，估計捐贈價格彈性為-7.07，表示捐贈價格上升將會導致捐贈行為的減少；相反的，Wu and Ricketts (1999) 利用美國密西根大學 (University of Michigan) 及美國安永會計師事務所 (Ernst & Young) 所提供 1979 年至 1986 年個別納稅義務人的報稅資料，利用此追蹤資料 (panel data) 進行分析，卻發現價格捐贈彈性為+0.12，表示捐贈價格上升將會刺激捐贈行為的增加。

Andreoni (2001) 則將捐贈相關文獻分類為兩個時期。第一個時期的捐贈相關文獻使用橫斷面資料為主，以 Clotfelter (1990) 為代表，估計出若捐贈者的捐贈價格上升 10%，則將會減少 13% 的捐贈，即捐贈價格彈性為-1.3；第二個時期的捐贈相關文章使用追蹤資料為主，以 Randolph (1995)

為代表，估計出若捐贈者的捐贈價格上升 10%，則將會減少 5% 的捐贈，即捐贈價格彈性為 -0.5。

研究也發現，捐贈價格彈性與捐贈所得彈性可能會因為使用不同國家資料而不同。Wu (2003) 利用臺灣 921 地震之資料推估出來價格彈性約為 -2.54，而所得彈性約為 1.54。而進一步整理捐贈相關之國內外文獻後，發現利用臺灣與新加坡等文化背景較相近的資料，所估計出的價格彈性與捐贈彈性將比利用美國資料所估計出的彈性大。Chua and Wong (1999) 利用新加坡的資料，估計出的捐贈價格彈性為 -3 至 -6；而 Clotfelter and Steuerle (1981) 利用美國的捐贈資料，估計出的捐贈價格彈性為 -1.27、所得彈性為 0.78。

第二節 結構性轉變與天然災害

民眾的行為決策在不同的情況下勢必有所不同，然而在時間的推移之下，民眾的想法與所面對的社會、經濟與政治等各方面的外在環境必有所改變。有些改變來自經年累積的自然演變，有些來自突發性的衝擊改變，但無論如何，民眾的經濟決策或反應必會隨著不同的外在環境而有所改變或調整。

在結構性轉變的文獻中，Stevens and Adams (1986) 的研究指出，紐西蘭家戶用電的長期與短期價格彈性的估計值，有明顯地差異性存在；更重要的是，他們發現 1976 年至 1981 年的價格彈性是顯著低於 1970 年至 1975 年的估計結果，表示在紐西蘭家庭對於家戶用電的價格反應已存在結構性的改變。

Hughes et al. (2006) 以美國的石油消費為研究對象，估計 1974 年至 2006 年的石油價格彈性與所得彈性。他們發現 2001 年至 2006 年的石油價

格彈性，其估計範圍約在-0.034 至-0.077 之間，遠低於 1975 年至 1980 年的-0.21 至-0.34 範圍；然而所得彈性在兩個期間卻沒有明顯的差異存在。從上述的研究可知，消費者的價格彈性或所得彈性在不同的時期是有可能存在結構性的不同。

而一旦有天然災害發生，往往世界各地將會舉辦慈善活動、援助災區。這一類的新聞屢見不鮮，由此可猜測天然災害的發生將會喚起民眾的慈悲心、刺激民眾從事捐贈行為，因此有學者開始以天然災害為研究對象，探討天然災害對於捐贈行為的影響。

如前所述，Wu (2003) 利用臺灣 921 地震的資料探討民眾捐贈行為，而發現偏好相依 (preference interdependence) 之情況確實存在。該研究發現家戶之捐贈行為將會受到其他家戶的捐贈與所得影響，若其他家戶的捐贈增加，則家戶之捐贈行為將會增加；若其他家戶的所得上升，則家戶之捐贈行為將會減少。

Brown and Minty (2008) 利用 2004 年南亞海嘯之資料探討傳播媒體對於民眾捐贈行為的影響。研究結果發現，夜間新聞每增加一分鐘對於災區的報導，則民眾的平均捐贈量將會增加 0.036 的標準差，亦會刺激民眾的平均每日捐贈金額增加 13.2%。而在紐約時代雜誌 (*New York Times*) 或者是華爾街日報 (*Wall Street journal*) 每多刊登 700 字對於災區的報導，則民眾的平均每日捐贈金額將會增加 18.2%。本研究說明傳播媒體對於災區的報導將會明顯影響民眾的捐贈行為。

Brown et al. (2009) 再利用美國 2004 年南亞海嘯之資料，探討天然災害是否有刺激民眾從事捐贈行為的效果。而估計出天然災害將對於民眾的捐贈行為有強烈的正相關，且捐贈給慈善機構與貧窮援助機構之捐贈行為變化最為明顯。但此天災導致的捐贈行為改變，可能是民眾將會較往常從事更多捐贈行為，但亦有可能僅僅是將其他受捐贈機構應得之捐贈金額轉

為捐贈至受災地區。因此雖然災區的受捐贈額上升，卻導致其他接受捐贈機構的受捐贈額下降，而最終的捐贈總額不變。因此，對於天災與捐贈行為的關係仍然無法下一定論。

綜上所述，捐贈價格彈性雖為判斷政府捐贈扣抵政策之效果有效與否的重要指標，但捐贈價格彈性不但沒有明確的數值，甚至連政府的租稅政策效果是否有助於刺激捐贈行為都產生不確定的結果。同時，也發現民眾之捐贈有偏好相依之情況，且天然災害確實會影響民眾的捐贈行為，有助於刺激捐贈行為的提升。

而 921 地震對於臺灣確實造成相當大的影響，因此臺灣各學術領域的研究對於 921 地震亦投以相當大的關注。社會工作領域中，林萬億(2002)便以 921 地震時新北市地區的受災戶為研究對象，探討災害救援中，社會工作服務者的角色及成效。而研究發現 70.7% 的受訪者對新北市的救災投入給予正面評價。此外，受災戶目前的生活適應滿意度中，社會暨心理關懷站的服務也是被評價較高者之一。

家庭醫學方面，釋宗惇等(2003)亦以 921 地震為研究主題，利用問卷調查的方式，對民眾在 921 地震後對於死亡概念與死亡態度等議題進行統計分析，以供將來針對危險群進行推動生與死教育的參考。

心理學方面，許文耀(2003)以心理學的理论為基礎，探討 921 地震發生之後，災民對於資源的流失與社會支持會如何影響其心理症狀。進而利用此實證結果說明 921 地震時，災民所產生心理症狀與心理學理论的有效性。

因此，本研究將利用捐贈價格彈性為研究主題，進而分析臺灣 921 地震對於捐贈行為的影響。

第四章 研究方法

第一節 基礎理論

本研究主要探討天然災害等突發事件對於民眾捐贈行為的影響，而主要研究民眾的捐贈價格彈性是否會因天然災害的發生而有所改變，一併探討家戶戶長性別、年齡、教育程度、婚姻狀況、扶養親屬數等因素是否會影響民眾之捐贈行為。

而天然災害對於民眾捐贈行為的改變為本研究之重點，其中民眾捐贈金額與捐贈價格彈性的改變為本研究主要探討的對象。如前所述，Brown and Minty (2008) 發現傳播媒體對於災區的報導將會刺激民眾從事更多捐贈行為，而 Wu (2003) 發現民眾的捐贈行為將會由於其他家戶從事捐贈行為而隨之增加。

同時，Steinberg (1990) 認為捐贈行為就如同一般的消費行為，因此若民眾面對捐贈價格的改變，其反應行為將會與面對一般財貨的價格改變無異，其中的差異僅僅是政府可能因為捐贈價格的改變而導致稅收的變化明顯。因此可將捐贈行為單純視為民眾對於一財貨的消費行為，故捐贈行為也會依循需求曲線的法則而運行。

故可由此推論，傳播媒體與其他家戶之捐贈行為將會改變民眾對於捐贈行為的偏好，而改變民眾的捐贈行為需求曲線，進而使民眾從事更多捐贈行為。

在上述結果下，天然災害對於捐贈價格彈性的影響推導如下：

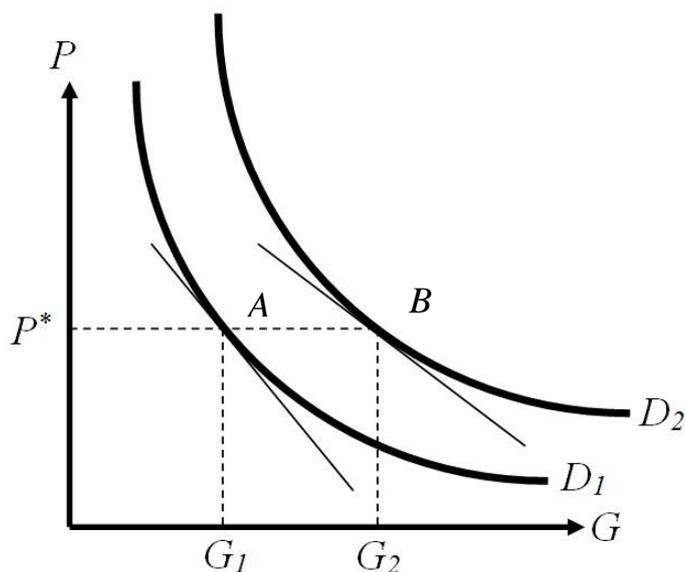


圖 4-1：捐贈價格彈性變化圖

如圖 4-1 所示。由於天然災害發生將造成民眾對於捐贈行為的偏好改變，因此可視為天然災害導致捐贈需求曲線的右移（由 D_1 右移為 D_2 ），而在民眾的捐贈價格不變（ P^* ）下，將與原需求線 D_1 交於 A 點，與新需求線 D_2 交於 B 點，故可知民眾將會因為偏好的改變而捐贈更多金額（由 G_1 增加為 G_2 ）。進而確定天然災害發生後，對於民眾捐贈行為所造成的影響結果為：價格不變之下，民眾的捐贈金額將會提升。

捐贈價格彈性之公式為： $\varepsilon = \frac{\partial Q/Q}{\partial P/P} = \frac{\partial Q}{\partial P} \times \frac{P}{Q} = \frac{1}{\text{slope}} \times \frac{P}{Q}$ 。由圖可知，天然災害發生前之 A 點斜率較大，而天然災害發生後之 B 點斜率較小，故可知 $(\frac{1}{\text{slope}})_A < (\frac{1}{\text{slope}})_B$ ； A 點與 B 點之由於價格不變，故價格皆為 P^* ，而 A 點的數量為 G_1 ，而 B 點的數量為 G_2 ，而數量 G_1 較小，數量 G_2 較大，故可知 $(\frac{P}{G})_A > (\frac{P}{G})_B$ 。將上述所推論之 $\frac{1}{\text{slope}}$ 與 $\frac{P}{G}$ 合併思考， $\frac{1}{\text{slope}}$ 將使 B 點之價格彈性大於 A 點，但 $\frac{P}{G}$ 將會使 A 點之價格彈性大於 B 點，將導致大小相抵之結果。因此將會造成 A 點與 B 點之捐贈價格彈性大小無法比較，

同時也代表天然災害的發生對於捐贈價格彈性的影響將無法明確得知。

由上述分析可知，理論上天然災害發生將導致民眾的捐贈金額上升，但捐贈價格彈性則不一定會產生變化。

第二節 研究假定

本研究主要利用臺灣 921 地震的資料，探討天然災害對於民眾捐贈行為的改變，民眾將分為不分組、災區以及非災區。而主要將重點放在民眾捐贈金額與捐贈價格彈性，是否會因為天然災害而改變，並將行為的改變分為天然災害發生當年度與天然災害發生後年度。

天然災害發生將導致民眾流離失所，而新聞媒體亦將爭相報導相關新聞。Brown and Minty (2008) 指出新聞媒體對於災區的報導愈多將會愈刺激民眾從事捐贈行為，因此本研究預期在天然災害發生當年度，民眾的捐贈金額將因 921 地震發生而增加，其中主要增加捐贈金額的將是非災區民眾，而災區民眾的捐贈金額理應不會有顯著改變。而本研究預期在天然災害發生後年度，民眾的捐贈金額將會回復天然災害發生前的水準，其中非災區民眾的捐贈金額應會明顯回復水準，而災區民眾的捐贈金額可能會略為提升但不會有明顯改變。

由於非災區民眾受到天然災害波及的較小，因此較有能力從事更多的捐贈行為；然而災區民眾因為受到天然災害波及較大，在天然災害發生期間可能自身難保，因此捐贈行為不會有明顯變化。而在天然災害結束後，由於非災區民眾已無明顯從事大量捐贈的理由，因此捐贈金額將會回復天然災害發生前的水準；而災區民眾也因天然災害的結束回復以往的經濟能力，其中可能會有部分民眾因為經歷過天然災害的衝擊，因此將比天然災害發生前從事更多捐贈行為，但是對於總體捐贈金額的影響仍然有限，因

此非災區民眾的捐贈金額也不會有明顯變化。

而本研究預期民眾的捐贈價格彈性在天然災害發生當年度將會有明顯變化，其中變化主要來自於非災區民眾的改變，非災區民眾則可能無明顯變化。而天然災害發生後年度捐贈價格彈性將回復天然災害發生前的水準，其中非災區民眾可能會有些微的改變，但會有明顯影響，而災區民眾的捐贈價格彈性則不會有所變化。

由於天然災害發生當年度非災區民眾將會受到新聞媒體刺激，因此若有的租稅優惠政策推行，則鼓勵民眾從事捐贈行為的效果將會事半功倍；而災區民眾則因為受到天然災害波及，經濟能力大受打擊，因此即使有租稅優惠政策推行，亦難以達到刺激其從事捐贈行為的效果。而在天然災害結束後，非災區民眾的捐贈動機較不強烈，但可能因為在天然災害發生期間享受過租稅優惠而了解租稅優惠的優點，因此捐贈的意願可能會較以往高，但仍無明顯改變；而對災區民眾而言，在天然災害發生當年度就沒有享受到租稅優惠，因此在天然災害結束後，災區民眾亦較不會想要享受租稅優惠。

因此，本研究認為民眾捐贈行為的改變主要將發生於天然災害發生期間，而天然災害結束後，民眾的捐贈行為大多都會回復天然災害發生前的水準。

第三節 研究設計

本研究所採用的研究方法將分為兩部分的迴歸模型。第一部分主要探討樣本期間的捐贈彈性變化，因此將利用各年度之資料各別進行迴歸分析估計各年度的捐贈彈性，並觀察其變化；第二部分將探討 921 地震的發生是否會對捐贈彈性造成影響，本研究將此部分分為 921 地震發生當年度

(1999 年) 與 921 地震發生後年度 (1999 年之後) 分別探討，而進行迴歸分析。此外，本研究亦將探討民眾之捐贈行為是否因為處於災區或非災區而有所不同，因此本研究將先以未分組別之資料進行分析，再將資料分為災區組別與非災區組別，分別探討組別不同是否將導致分析結果有所差異。

第一部分利用「家庭收支調查報告」中 1996 年至 2002 年各年度的橫斷面資料 (cross section data)，並利用此資料探討天然災害對於捐贈價格彈性是否有影響，且天然災害，分年探討捐贈價格彈性之變化與其他解釋變數的影響；第二部分本研究將「家庭收支調查報告」中 1996 年至 2002 年各年度資料，經過物價調整後合併取得組合資料 (pooling data)，並利用此資料探討天然災害對於捐贈價格彈性是否有影響，且天然災害對於捐贈價格的影響將會分為天然災害發生當年度與天然災害發生後分別探討，再一併探討其他解釋變數對於民眾捐贈行為的影響。⁸

本研究之實證模型分析架構如下：

⁸ 本研究利用消費者物價指數進行物價調整，將各年度之資料調整至 95 年度，而根據行政院主計處統計，各年度之消費者物價指數如下：85 年為 92.33、86 年為 93.17、87 年為 94.73、88 年為 94.9、89 年為 96.09、90 年為 96.08、91 年為 95.89。

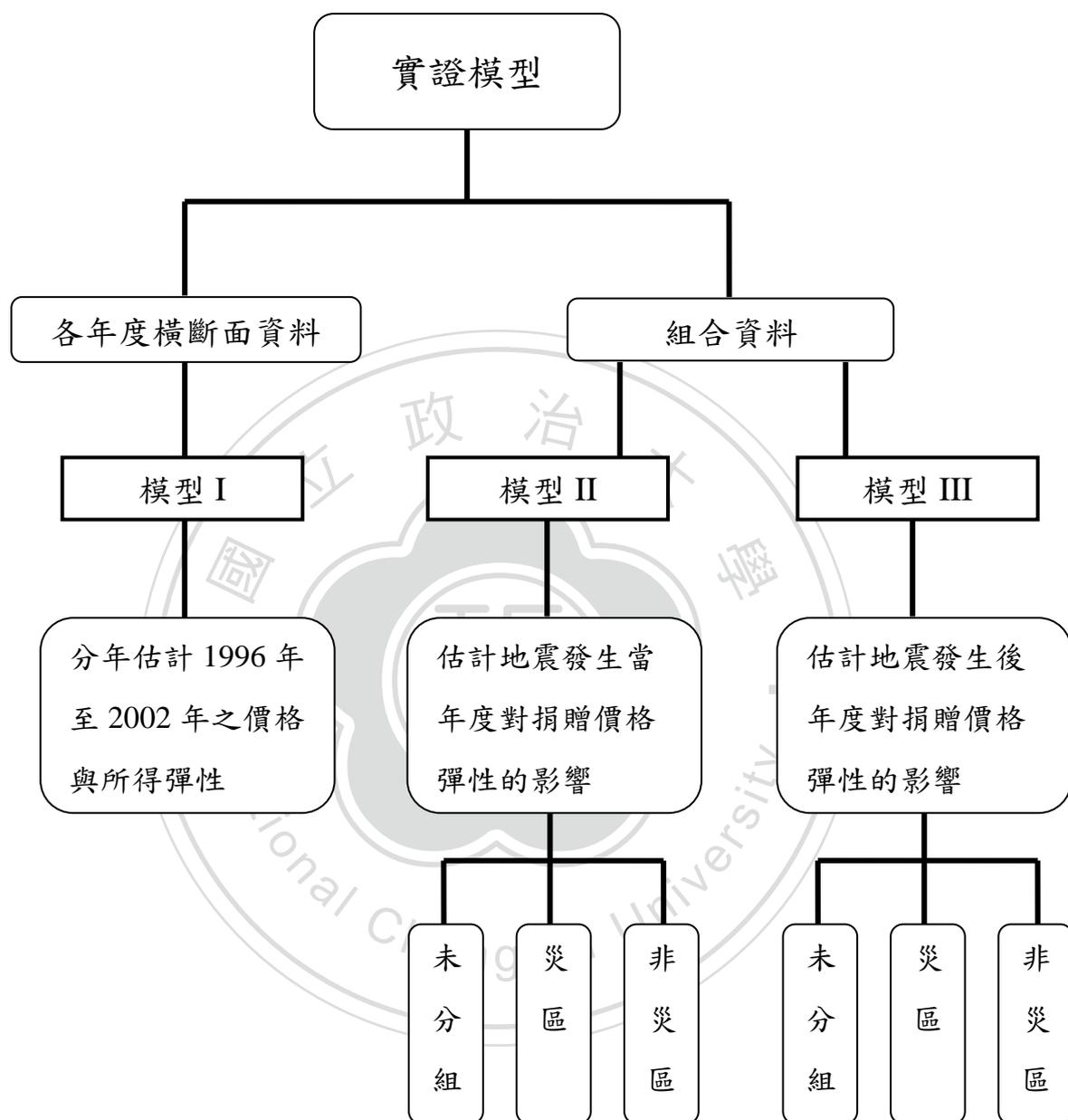


圖 4-2：實證模型架構圖

資料來源：本研究自行整理。

本研究採用主計處「家庭收支調查報告」為樣本進行迴歸分析，因此將產生切齊（censoring）之問題。切齊是指迴歸方程式的被解釋變數一旦超過或低於某定值時，則該被解釋變數均被紀錄為該定值。而本研究所使用之被解釋變數：家戶捐贈金額，理應不為負數，因此本研究亦將產生切齊問題。

當資料產生切齊問題時，若仍採用最小平方法進行估計，迴歸係數易產生偏誤。而為解決資料之切齊問題，應採用資料切齊迴歸模型進行分析，亦稱作 Tobit 模型。⁹

第四節 實證模型

本研究主要探討捐贈行為的變化，故將家戶捐贈金額設定為被解釋變數、而採用之解釋變數包含：捐贈行為的價格、捐贈家戶之所得、家戶戶長之性別、年齡、教育程度、婚姻狀況、扶養親屬數。

本研究將分為三個迴歸模型加以分析。本研究迴歸模型 I 主要用於第一部分之分析，將採用「家庭收支調查報告」中樣本期間內各年度資料各別分析，進而觀察各年度之捐贈行為變化；迴歸模型 II、III 主要用於第二部分之分析，將「家庭收支調查報告」中各年度之資料經通貨膨脹調整後合併，利用組合資料的方式進行分析，進而觀察捐贈行為之變化。

其中，本研究之迴歸模型 II、III 將先探討我國全部地區的捐贈行為變化，再依照各地區地震強度，將樣本資料分為災區與非災區，各別觀察兩區域的捐贈行為變化。¹⁰然「家庭收支調查報告」中並無家戶居住地之資料，故本研究假設報告中，各家戶之行政區代號與受訪家戶之居住地相符，

⁹ Tobin (1958) 最早提出資料切齊迴歸模型，後來學者乃以他的名字命名之。

¹⁰ 本研究設定台中縣市、彰化縣、雲林縣、嘉義縣市、南投縣、花蓮縣等地區為災區，其於地區為非災區。

故採用行政區代號為家戶居住地並排除行政區代號為 0 等不適用之樣本。

<迴歸模型 I>

本研究迴歸模型 I 將探討各年度之捐贈價格彈性變化，利用第一迴歸模型觀察樣本資料期間之逐年捐贈價格彈性變化，並探討解釋變數對於被解釋變數的影響。本研究迴歸模型 I 之設定如下：

$$\ln(\text{Giving}_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Price}_i) + \beta_2 \ln(\text{Income}_i) + \sum X\beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， Giving_i 代表不同家戶的捐贈金額、 Price_i 代表不同家戶的捐贈價格、 Income_i 代表不同家戶的所得、 X 代表其他家戶特性變數，本研究將探討戶長性別、戶長年齡、戶長婚姻狀況、扶養親屬數等變數， ε_i 代表模型之隨機干擾項。而為求捐贈價格彈性之大小，故對於解釋變數與被解釋變數取自然對數，便於求得變化百分比。

本研究將利用上式迴歸模型 (1) 進行各年度之迴歸分析，估算 1996 年至 2002 年各年度之捐贈價格彈性，進而觀察民眾之捐贈價格彈性是否於該期間有明顯變化。

<迴歸模型 II - 921 地震發生當年度 (1999 年) >

本研究為測試捐贈價格彈性是否因天然災害發生，而於災害發生當年度產生顯著變化，故設定迴歸模型 II 來檢驗天然災害的發生是否對於災害發生當年度之捐贈價格彈性有顯著影響。本研究迴歸 II 之模型設定如下：

$$\ln(Giving_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Price_i) + \beta_2 \ln(Income_i) + \beta_3(Dis_1999) + \beta_4(Dis_1999) \times \ln(Price_i) + \sum X\beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， $Giving_i$ 、 $Price_i$ 、 $Income_i$ 、 X 等變數與迴歸模型 I 之迴歸模型變數設定相同。 Dis_1999 為虛擬變數 (Dummy variables)，代表災害發生當年，亦即 921 地震發生之 1999 年。此處設定若為 1999 年，則變數 Dis_1999 為 1；若為其餘年度，則變數 Dis_1999 為 0。本研究可利用此變數檢驗捐贈金額是否因天然災害之發生，而有明顯變化。

而變數 $Dis_1999 \times \ln(Price)$ 為檢驗天然災害發生時，捐贈價格彈性是否有明顯變化之變數。在此模型設定下，若為其他年度之樣本資料，則該變數會因 Dis_1999 此變數為 0 而整體為 0；若為天然災害發生當年度之樣本資料，則變數會因 Dis_1999 此變數為 1 而整體為 $\ln(Price)$ ，進而將改變捐贈價格彈性。

若天然災害發生當年度確實將對捐贈價格彈性有顯著影響，則 β_4 將會顯著，進而改變捐贈價格彈性。因此，藉由此迴歸估計式可觀察天然災害當期是否對於捐贈價格彈性有顯著之影響。

<迴歸模型 III - 921 地震發生後年度 (1999 年後)>

本研究為測試捐贈價格彈性是否因天然災害發生，而導致災害發生後年度產生顯著變化，故設定迴歸模型 III 來檢驗天然災害的發生是否對於天然災害發生後年度之捐贈價格彈性有顯著影響。本研究第三迴歸之模型設定如下：

$$\ln(\text{Giving}_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Price}_i) + \beta_2 \ln(\text{Income}_i) + \beta_3(\text{Dis_after}) + \beta_4(\text{Dis_after}) \times \ln(\text{price}_i) + \sum X\beta + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中， Giving_i 、 Price_i 、 Income_i 、 X 等變數與迴歸模型 I 之模型變數設定相同。 Dis_after 為虛擬變數代表災害發生後，此處之災害即指 921 地震，於 921 地震發生前，即若為 1998 年度以前之樣本資料，則變數 Dis_after 將設定為 0；於 921 地震發生後，即若為 1999 年度以後之樣本資料，則變數 Dis_after 將設定為 1。

而上式迴歸模型 (3) 之變數 $\text{Dis_after} \times \ln(\text{price})$ 設定與迴歸模型 (2) 之變數 $\text{Dis_1999} \times \ln(\text{price})$ 設定相似，本變數為檢驗災害發生後，捐贈價格彈性是否有明顯變化之變數，可利用此變數檢驗。

在此模型之設定下，若天然災害後確實將對捐贈價格彈性有顯著影響，則 β_4 將會顯著，進而改變捐贈價格彈性。因此，藉由此迴歸估計式可觀察天然災害發生後是否對於捐贈價格彈性有顯著之影響。

第五節 資料來源

本研究將利用行政院主計處之「家庭收支調查報告」1996 年至 2002 年之資料進行迴歸分析。其研究對象為居住於臺灣地區內具有中華民國國籍之個人及其所組成之家庭（指營共同經濟生活者所組成之家庭）。以每年 1 月 1 日至 12 月 31 日之事實為準。

「家庭收支調查報告」由戶籍登記資料以縣市為副母體，採分層二段隨機抽樣方法，抽出受訪戶。各副母體依各村里之就業人口產業結構及教育程度為分層標準，分別釐訂適當層數，且為簡化行政程序且考量人力資源調查之分層變數，符合本調查之分層需求，各副母體之分層逕採人力資

源調查之分層結果。第一段抽樣單位為村里，第二段抽樣單位為戶。每年由調查員訪問一次，查詢其全年所得收支主要項目，以戶數權數加權得到臺灣地區資料，其中戶數權數係以訪問戶代表該村里戶數乘以該村里代表所在層母體戶數。

因「家庭收支調查報告」非屬報稅資料，適用級距、採用之扣除額、申報淨所得等相關報稅資料無法從資料中直接觀察而得，因此需自行估算。而為方便利用「家庭收支調查報告」估算家戶之報稅資料，本研究對於家戶之資料將有所篩選與設定。

依我國所得稅法規定，夫妻於申報所得時可將所得合併申報或採用將薪資所得獨立出來之方式分離申報，但無法從「家庭收支調查報告」取得此相關資料，因此本研究假設已結婚之家戶一律採取夫妻合併申報，以方便家戶所得稅適用稅率之計算。

此外，本研究將需依照家戶位於災區與非災區進行分析，惟「家庭收支調查報告」中並無提供家戶所在縣市，但有提供家戶單位進行問卷之行政區代號，故本研究假設家戶單位所在縣市將與家戶進行問卷之行政區相同，以方便本研究進行災區與非災區的組別分析。

第六節 變數定義及說明

本研究所使用之資料皆利用主計處「家庭收支調查報告」估算而來，而為了確保本研究分析結果的正確性，部分變數需有特別之設定與推估方法。本研究參考 Bekkers and Wiepking (2007) 所整理之各項影響民眾捐贈行為的相關變數文獻，判斷各變數之預期效果。以下介紹並說明本研究迴歸分析中所採用之變數，另外將解釋部分特別設定變數之推估方法。

(一) 被解釋變數

捐贈金額 (Giving)

本研究所採用之捐贈金額是利用「家庭收支調查報告」中家戶每年度對於私人之公益慈善捐款與資本捐贈兩項之加總，視為該家戶之捐贈金額。

但「家庭收支調查報告」中，家戶之捐贈資料可能為 0，即該家戶於該年度並未從事捐贈行為。而本研究之迴歸分析主要以探討彈性變化為主，因此需要對於家戶之捐贈資料取對數，但若對於未從事捐贈行為之家戶資料取對數，則會產生無法解出之結果。若家戶之捐贈金額為 0，將造成進行迴歸分析時，必須刪除該年度未從事捐贈行為之家戶，如此將造成樣本偏誤。

為了解決沒有從事捐贈行為之家戶無法取對數的問題，本研究將參考 Lin and Lo (2011) 中將捐贈金額全部加 10 元之方法，如此可解決 0 無法取對數之問題，以便本研究之迴歸分析進行。

(二) 解釋變數

1. 捐贈價格 (Price)

民眾之捐贈價格主要受到捐贈列舉扣除額影響，對於申報所得稅時採用標準扣除額之民眾而言，依我國所得稅稅法規定不可申報捐贈列舉扣除額，民眾若採用標準扣除額則從事捐贈行為將無法減少其應稅淨所得，故對於採用標準扣除額之家戶而言，捐贈價格為 1，即代表沒有租稅誘因，因此本研究將排除採用標準扣除額之家戶單位。但「家庭收支調查報告」並沒有民眾採用標準扣除額或列舉扣除額之相關資料，因此需藉由家戶特性及所得資料推定而得。

依我國 1996 年至 2002 年之所得稅稅法規定，單身者之標準扣除額為

42,000 元至 44,000 元，而有配偶者之標準扣除額為 63,000 元至 67,000 元。因此本研究假設若家戶之捐贈金額、保險費、醫藥及生育費、災害損失、房屋租金支出、購屋借款利息等可申報列舉扣除額之金額加總，若超過該家戶可申報之標準扣除額，則該家戶將採用列舉扣除額申報所得稅，以追求負擔最低稅負。

由於民眾之捐贈價格是由應稅所得淨額所決定，因此將受到應稅所得淨額影響，可能會產生內生性問題，且民眾在從事捐贈行為時所應考慮的稅率，應為扣除捐贈列舉扣除額前應稅所得淨額適用之稅率，因此申報列舉扣除額民眾之捐贈價格，是利用捐贈價格迴歸估計式所推估出來工具變數 (instrumental variable) 為民眾之捐贈價格，而捐贈價格迴歸估計式如下：

$$\text{第一元捐贈之價格} = \beta_0 + \beta_1(\text{最後一元捐贈之價格}) \quad (4)$$

上式 (4) 所指之第一筆捐贈價格是為：(1-第一元捐贈之適用稅率)，而第一元捐贈適用稅率是為民眾申報之應稅淨所得額加上民眾申報之捐贈金額所適用之課稅級距決定其適用稅率；最後一元捐贈價格是為：(1-最後一元捐贈之適用稅率)，而最後一元捐贈適用稅率是為民眾最終申報之應稅淨所得適用稅率。

根據以往之研究，大部分文獻皆指出捐贈價格與捐贈金額呈現反向關係，說明當民眾面對較高之捐贈價格，將會減少其捐贈金額。而就常理而言，若將慈善捐贈行為視為一商品，則慈善捐贈行為的價格愈高，在正常財的情況下，民眾理應減少對於慈善捐贈行為的消費，因此本研究亦預期捐贈價格與捐贈金額將呈現反向關係。

2. 家戶所得 (Income)

本研究所稱之所得是為我國稅法中應稅淨所得之總計，然「家庭收支調查報告」中並無列示應稅淨所得，故須藉由家庭所得資料推算而得，即資料中自用住宅及其他營建物設算租金與經常移轉收入等不納入應稅所得計算之所得。應稅所得計算完畢後，將扣去該家戶之免稅額與扣除額，而計算得該家戶之應稅淨所得。

由於捐贈金額可申報列舉扣除額，因此家戶應稅淨所得與家戶捐贈金額將會互相影響，將產生內生性問題。因此，為避免內生性問題產生，本研究所指之家戶所得是為第一元捐贈之所得，即家戶所得之定義為應稅淨所得加上家戶捐贈金額。¹¹

根據以往之研究，Andreoni(1988)、Auten and Rudney(1990)與 Bekkers and Wiepking (2006) 等大部分文獻皆指出家戶所得與捐贈金額呈現正向關係，說明當民眾所得提升，將會增加其捐贈金額。而常理上，若民眾所得提升，在滿足私人消費欲望後，較有餘力從事慈善捐贈行為，因此本研究亦預期家戶所得與捐贈金額將呈現正向關係。

3. 戶長性別 (Sex)

某些行為會因為性別而有所差異，例如：購物習慣等。因此在許多文獻中，性別也是研究中重要的探討對象。故本研究將利用「家庭收支調查報告」中戶長性別一欄，探討戶長性別的差異是否對於家戶捐贈行為有所影響。

大部分研究對於性別與捐贈行為之間並沒有明確的結論，而 Andreoni et al. (2003) 與 Lyons and Passey (2005) 的研究皆發現女性民眾較有意願

¹¹ 本研究亦對於家戶所得取對數，故會產生家戶所得不大於 0 之樣本資料無法取對數，因此本研究將排除所得小等於 0 之樣本。

從事捐贈行為，而男性民眾的捐贈金額較高；而 Chang (2005) 則發現男性民眾較有意願從事捐贈行為。

由此可發現，以往文獻對於性別造成的捐贈行為差異研究，並沒有相當一致明確的結果。而就理論而言，亦無法明確說明男性與女性對於從事慈善捐贈行為是否有所差異，因此本研究對於戶長性別與捐贈金額相關性，無法預期一明確之結果。

4. 戶長年齡 (Age)

因醫療技術的進步，使民眾的平均壽命提高，進而影響民眾平均退休年齡。在平均壽命提高的情況下，我國生育率又呈現逐年下降的趨勢，造成我國進入高齡化社會。¹²

因為我國已經屬於高齡化社會，各研究對於老年人口與年齡的探討也愈來愈多，若研究結果發現民眾年齡對於某些社會現象有顯著相關性，則代表在人口老化愈來愈嚴重的情況下，某些社會現象也會因此受到一定影響。因此，本研究將探討民眾之捐贈行為是否會受到民眾年齡所影響，藉此進而推論在人口結構逐步邁向老化的過程，是否將會對於捐贈行為產生影響。

較為早期的研究，以 Feldstien and Clotfelter (1976) 為例，發現年齡與捐贈行為之間並沒有顯著之相關性；然而較為後期之研究，以 Auten et al. (1992) 與 Belfield and Beney (2000) 的研究為例，皆說明民眾的年齡與民眾之捐贈行為呈現正向關係。且按常理而言，民眾的財富將隨著年齡的上升而逐漸累積，因此年齡與所得將呈現正向關係，而隨著民眾財富的累積及前述家戶所得與捐贈金額之推論，本研究亦預期戶長年齡與捐贈金額

¹² 依據聯合國世界衛生組織 (WTO) 所定的高齡化社會標準是老年人口總數達到全國總人口數的 7% 以上。

將呈現正向關係。

5. 教育程度 (Edu)

因愈來愈多的大學設立與教育的普及化，我國的教育程度與以往相比已有大幅度的提升。而教育程度的不同亦將造成民眾行為的改變，例如：教育程度較高者可能花費較高比例的所得購買書本。因此教育程度往往是眾多研究所探討的對象。

「家庭收支調查報告」中，教育程度有分為：不識字、自修、國小、國中、高中、高職、專科、大學、研究所等。本研究教育程度採用受教育年數為變數，故須利用「家庭收支調查報告」中教育程度資料換算戶長受教育年數，例如：設定不識字與自修之受教育年數為 0、國小之受教育年數為 6，而以換算而得之受教育年數分析之。

大部分研究皆發現，以 Duncan (1999) 為例，教育程度愈高者將會從事愈多捐贈行為，即表示教育程度與民眾之捐贈行為將會呈現正向關係。而 Feldstein and Clotfelter (1976) 則發現在控制財富、所得與捐贈價格以後，大學以上學歷畢業者與較低學歷畢業者的捐贈行為並沒有明顯差異存在。

而一般而言，教育程度愈高者，所接受的道德教育與社會責任感灌輸將會愈多，因此將會較為仁慈與較重的社會責任感，故本研究預期戶長之教育程度與捐贈金額將呈現正向關係。

6. 婚姻狀況 (Marriage)

民眾的婚姻狀況可說明民眾身分的不同，對於已婚的民眾而言，將背負家庭照顧的使命與責任，因此許多行為可能將有所改變。而因上述理由，婚姻狀況亦為許多文獻所探討，研究民眾婚姻狀況對於其行為是否會產生

影響。

而「家庭收支調查報告」的婚姻狀況資料有分成：已婚、未婚、配偶為戶外人口、同居、離婚、分居、寡居等。因我國所得稅法規定已結婚之家戶則夫妻所得需一併申報，而利用「家庭收支調查報告」無法將配偶為戶外人口、同居、離婚、分居、寡居等婚姻狀況找出適合之申報方式，造成計算該家戶之申報所得時有資料困難。因此本研究於進行迴歸分析時，將僅考慮戶長為已婚及未婚單身之婚姻狀況家戶為觀察樣本，以簡化分析。

Clotfelter (1985) 與 Andreoni and Scholz (1998) 的研究皆發現，婚姻與民眾之捐贈行為呈現正向關係。而 Rooney et al. (2001) 以及 Mesch et al. (2006) 的研究指出，已婚民眾將更有意願從事捐贈，但是捐贈金額卻不會因此而增加。而理論上，已婚民眾因為背負家庭責任，對於其他家庭的危難較會感同身受，因此對社會的關懷度應該較高，故本研究亦預期戶長之婚姻狀況與捐贈金額將呈現正向關係。

7. 扶養親屬數 (Dependents)

民眾的行為決策可能因其扶養親屬數而有所不同，例如：扶養親屬數愈多之家戶的生活費支出將會較高、扶養親屬數愈多之家戶將愈傾向購買箱型車等。因此扶養親屬數亦是許多文獻探討的對象，而本研究將利用「家庭收支調查報告」計算家戶之扶養親屬數，探討扶養親屬數對於家戶捐贈行為是否有影響。

而「家庭收支調查報告」中，並無家戶扶養親屬數等相關資料，因此本研究假設家戶中，除了戶長與其配偶，其餘家戶成員皆屬於受撫養親屬，以方便本研究受撫養親屬數之計算。

Greenwood (1993)、Banks and Tanner (1999) 與 Carroll et al. (2006)

等大部分研究發現扶養親屬數與民眾之捐贈行為呈現正向關係。而理論上，扶養愈多親屬的家戶將背負較多的家庭責任，基於與婚姻狀況對於民眾捐贈行為影響的相同理由，本研究預期家戶之扶養親屬數與捐贈金額將呈現正向關係。

8. 虛擬變數 (Dummy variable)

本研究主要的虛擬變數有二：一為 921 地震發生當年度 (*Dis_1999*)、另一為 921 地震發生後年度 (*Dis_after*)。由於本研究主要探討 921 地震對於民眾之捐贈行為是否有所影響，因此設定此二變數檢驗 921 地震的影響。

921 地震發生當年度此虛擬變數設定若為 1999 年之資料，則此變數為 1，其他年度之資料則為 0，以檢驗 921 地震發生當年度對於民眾捐贈金額是否有顯著影響。921 地震發生後年度此變數設定若為 1999 年至 2002 年之資料，則此變數為 1，1996 年至 1998 年之資料則為 0，以檢驗 921 地震發生後年度對於民眾捐贈價格彈性是否有顯著影響。

探討一事件發生對於經濟行為影響的文獻相當多，而理論上 921 地震的發生將會引起民眾的憐憫心，讓民眾期望可以對於受災地區貢獻一己之力，因而將會從事更多關於受災地區的援助活動，自然會從事更多捐贈行為。而於地震發生後，民眾可能會對於災害之發生感到恐懼，期待可透過從事善行而獲得慰藉，故會從事更多捐贈行為以。因此，本研究預期 921 地震發生當年度與 921 地震發生後年度此二變數與捐贈金額將呈現正相關。

各變數定義及預期影響方向整理

本研究所採用之變數眾多，且部分變數為模型設定與結果準確性而有

特別之定義，因此需特別說明其定義。下表為變數定義及預期影響方向整理。

表 4-1：各變數定義與預期影響方向

變數名稱	變數說明	預期結果
捐贈金額 (Giving)	現金捐贈與資本捐贈之加總	
捐贈價格 (Price)	第一元捐贈與最後一元捐贈之迴歸工具變數	+
所得 (Income)	第一元捐贈之所得	+
性別 (Sex)	女性設為 0，男性設為 1	?
年齡 (Age)	戶長之年齡	+
教育程度 (Edu)	戶長之受教育年數	+
婚姻狀況 (Marriage)	未婚設為 0，已婚設為 1	+
扶養親屬數 (Dependents)	戶長之扶養親屬總人數	+
地震當年度 (Dis_1999)	1999 年為 1，其餘年度為 0	+
地震後年度 (Dis_after)	1999 年至 2002 年為 1，之前年度為 0	+

資料來源：本研究自行整理。

第七節 變數敘述統計

本研究所採用之迴歸模型各變數基本敘述統計結果如表 4-2，樣本資料總數為 57,528 筆。平均民眾捐贈金額約為 7,907 元，其中捐贈金額最高達到 2,031,990 元，而最低捐贈金額則為完全不進行捐贈，故為 0。平均民

眾捐贈價格約為 0.88，其中捐贈價格最高者為接近適用稅率 0% 的 0.99，而捐贈價格最低者則為接近適用稅率為 40% 的 0.6。平均家戶所得約為 624,380 元，其中家戶所得最高達到 26,467,641 元，而家戶所得最低則為 39 元。

有關家戶特性變數方面，本研究主要多以戶長的特性為其家戶特性代表，因此統計數據的呈現多為戶長的特性。由表 4-2 可知，就性別而言，家戶戶長多為男性，約佔 89% 的戶數；年齡方面，戶長的平均年齡為 36 歲，約為壯年期；教育程度方面，戶長平均受過 12 年的教育，約為高中、高職程度；婚姻狀況方面，多為已婚，約佔 85% 的戶數；至於扶養親屬數方面，家戶平均約有 2.25 位扶養親屬。

表 4-2：各變數基本敘述統計

變數	平均數	標準差	極小值	極大值
Giving	7,906.74	31,846.04	0	2,031,990
Price	0.88	0.06	0.6	0.999
Income	624,379.5	625,171.2	39	26,467,641
Sex	0.89	0.31	0	1
Age	36.32	16.02	1	94
Edu	11.58	3.53	0	18
Marriage	0.85	0.36	0	1
Dependents	2.25	1.43	0	16
Observations	57,528			

資料來源：行政院主計處家庭收支調查報告。

本研究主要探討臺灣 1999 年 921 地震對於民眾捐贈行為的影響，並探討民眾捐贈價格彈性是否會因 921 地震而有所變化，本研究採用 1999 年前後 3 年度之資料進行迴歸分析。因此，本研究主要探討變數為捐贈金

額、捐贈價格與所得，故此三主要變數各年度統計敘述為本研究較為注重的重點。

平均家戶捐贈金額、捐贈價格與年所得之各年度變化如圖 4-1。由圖可知，平均之家戶捐贈金額於 1996 年至 2002 年間有明顯的變化。1996 年約 6,216 元開始緩慢增加至 1998 年約 7,350 元，並於 1999 年 921 地震發生時急速增長為約 11,318 元。但平均家戶捐贈金額於 921 地震結束後，便有呈現下降的趨勢，捐贈金額於 2000 年驟減為約 8,061 元，並於 2002 年減少至約 7,209 元。但平均而言，921 地震發生後之捐贈金額仍高於 921 地震發生前之捐贈金額。

平均之家戶年所得於 1996 年至 2002 年間，大多介於 600,000 元到 650,000 元之間。其中，家戶平均年所得最低之年度為 1996 年的 597,861 元、最高之年度為 921 地震發生之 1999 年的 651,861 元。且家戶平均年所得於 2000 年開始呈現逐年遞減的趨勢，於 2002 年下降至約 602,783 元，與樣本期間中最低之 1996 年之平均年所得相當接近。平均家戶捐贈價格於 1996 年至 2002 年大體呈現逐年上升之趨勢，由 0.8754 元上升至 0.8838 元。其中，平均家戶捐贈價格僅有在 921 地震發生之 1999 年有下降，約為 0.8773 元。

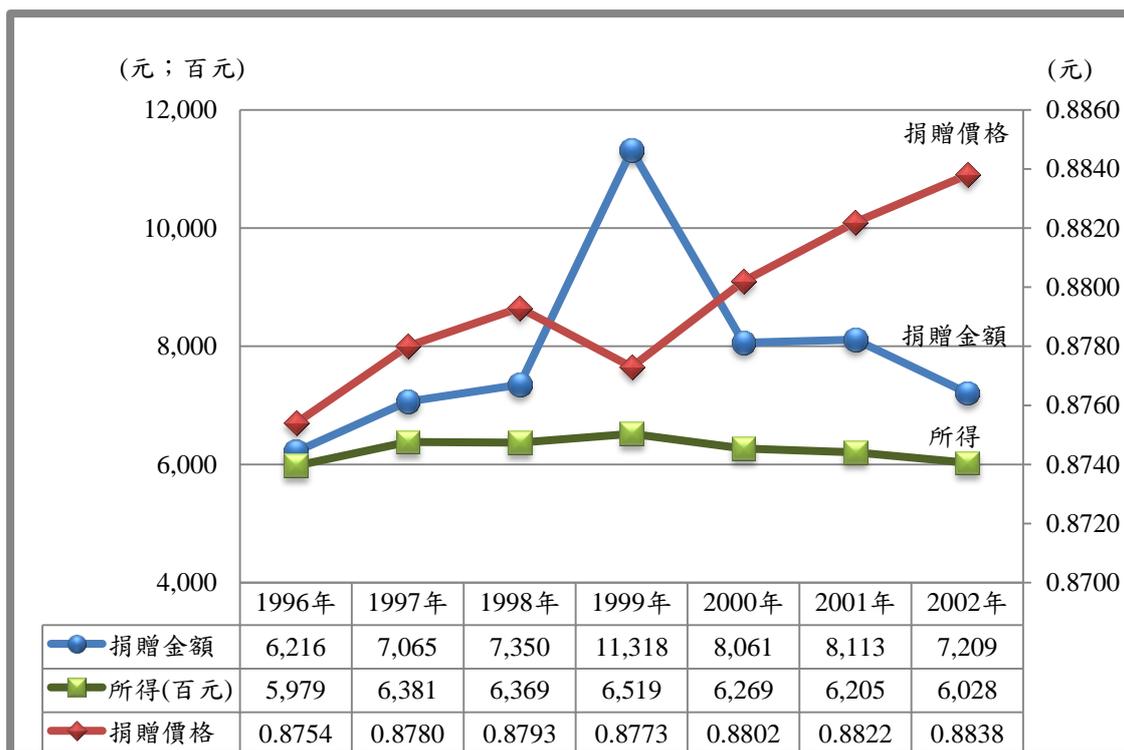


圖 4-3：各年度捐贈金額、捐贈價格與所得變化

資料來源：行政院主計處家庭收支調查報告。

本研究為觀察民眾之捐贈行為變化，是否因 921 地震而有所不同，然為更確定災害之影響效果，故將樣本分為災區民眾與非災區民眾，分別利用兩地區之樣本進行分析。因此，災區與非災區之各變數差異亦為本研究所注重。而由於 921 地震後才有災區與非災區之分，因此在 921 地震發生後，兩地區之變數變化較具有比較性，故基本敘述統計僅保留 1999 年以後之樣本。

災區與非災區之基本敘述統計如表 4-3 與表 4-4。由兩表可知，災區的平均家戶捐贈金額與平均家戶所得分別為 7,441 元與 525,785 元皆明顯低於非災區的 9,065 元與 654,982 元。而對於捐贈價格而言，災區民眾略高，為 0.89 元，高於非災區民眾的 0.88 元。而其他所有家戶特性變數則平均結果相當相似，幾乎都沒有明顯差異存在。

表 4-3：災區之各變數基本敘述統計

變數	平均數	標準差	極小值	極大值
Giving	7,440.55	30,137.98	0	1,200,789
Price	0.89	0.06	0.6	0.999
Income	525,784.8	567,292.6	129	12,611,211
Sex	0.89	0.31	0	1
Age	32.45	18.67	1	77
Edu	11.16	3.5	0	18
Marriage	0.87	0.34	0	1
Dependents	2.33	1.53	0	16
Observations	7,336			

資料來源：行政院主計處家庭收支調查報告。

表 4-4：非災區之各變數基本敘述統計

變數	平均數	標準差	極小值	極大值
Giving	9,064.87	34,364.68	0	1,443,145
Price	0.88	0.06	0.6	0.999
Income	654,981.7	668,030.1	39	26,467,641
Sex	0.88	0.33	0	1
Age	32.61	18.59	1	87
Edu	11.95	3.45	0	18
Marriage	0.84	0.37	0	1
Dependents	2.1	1.36	0	14
Observations	25,141			

資料來源：行政院主計處家庭收支調查報告。

第五章 實證結果

第一節 各年度迴歸分析

本研究主要探討天然災害對於民眾捐贈行為的影響，且特別注重天然災害是否會改變民眾的捐贈價格彈性。因此，1996 年至 2002 年間捐贈彈性的變化是本研究要觀察的重點之一。若彈性於 1999 年有明顯變化，則可研判天然災害將會改變民眾捐贈彈性。

於本研究迴歸模型 I 由於對被解釋變數捐贈金額、解釋變數捐贈價格與所得取對數，因此該估計出的係數值即為彈性，而 1996 年至 2002 年捐贈價格彈性與所得彈性之變化如圖 5-1。

由圖可知，捐贈彈性在 1996 年與 1998 年大約為-1.77 與-1.76，與大多數文獻所發現的捐贈價格彈性大小相符。但捐贈價格彈性卻於 1997 年呈現大幅度變動，而達到-4.52。在 921 地震發生之 1999 年，民眾的捐贈價格彈性亦有明顯變化，上升為-3.29。而其後年度雖然捐贈價格彈性有呈現降低的現象，但仍有-3.04、-2.52、-2.74 等維持-2.5 以上的捐贈價格彈性，且平均而言，仍比 921 地震發生前之彈性高。

故由此可研判，921 地震可能影響民眾的捐贈價格彈性，使彈性上升。且 921 地震不僅僅是影響民眾地震發生當年度的捐贈價格彈性，亦造成民眾地震發生後年度捐贈價格彈性的變化。

捐贈所得彈性的波動與捐贈價格彈性相似，亦於 1997 年有大幅度變化，由 1996 年的 0.48 變化為 0.32，又於次年度回升為 0.49。但就圖形觀察，捐贈所得彈性受 921 地震影響並不明顯，於 1999 年雖亦呈現下降的改變但不明顯，且捐贈所得彈性在地震發生後又逐年上升，並於 2002 年上升至 0.56，為樣本期間中捐贈所得彈性最大的一年。其他解釋變數估計結果詳見附表 1。

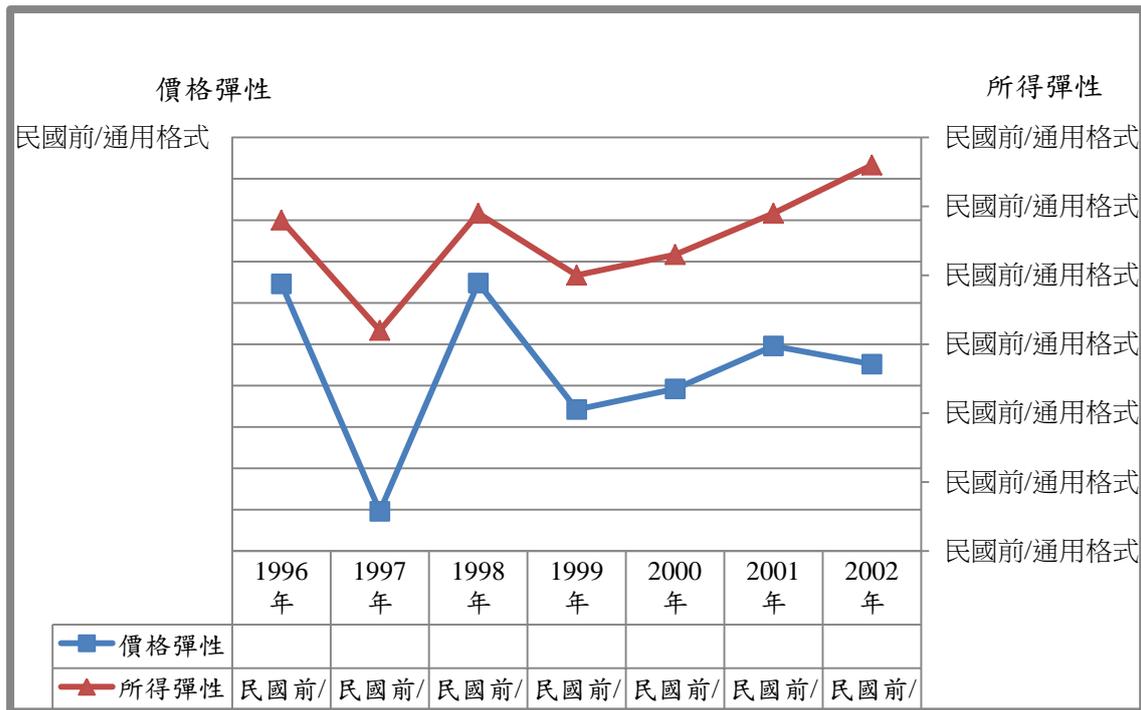


圖 5-1：捐贈價格彈性與所得彈性變化

資料來源：本研究自行整理。

第二節 模型 II-天然災害當年度

由圖 5-1 之變化圖可初步觀察樣本期間內捐贈價格彈性與捐贈所得彈性變化，因此本節進一步利用迴歸模型之結果說明 921 地震對於捐贈價格彈性的影響，並一併說明各家戶特性對於民眾捐贈行為的影響。迴歸模型 II 與迴歸模型 I 相似，對被解釋變數捐贈金額、解釋變數捐贈價格與所得取對數，因此該估計出的係數值即為彈性。

而為檢驗 921 地震是否造成發生當年度民眾捐贈行為的改變，設定災害發生及災害與價格交叉項兩變數，以檢驗民眾捐贈金額與捐贈價格彈性是否因 921 地震發生而有所不同。

表 5-1 為檢驗 921 地震發生當年度迴歸模型 II 的實證結果。在未分組

下，捐贈價格的係數為-3.328 且為顯著負相關，由此可說明捐贈價格確實會影響民眾的捐贈行為，且捐贈價格彈性約為-3.328，即代表若捐贈價格增加 1%，將會導致民眾減少 3.328%的捐贈金額。在此情況下，政府可利用少量的稅收減少以吸引民眾更多的捐贈，表示政府的租稅政策有效。而在分組的情況下，災區的捐贈價格彈性為-2.147，非災區的捐贈價格彈性為-3.564，非災區的捐贈價格係數明顯高於災區，且捐贈價格對於兩區之捐贈行為皆為顯著變數。此結果說明政府若實施相同的租稅減免政策以刺激民眾捐贈，則災區民眾的捐贈金額變化將會不如非災區民眾的變化量明顯。

在未分組下，所得的係數是 0.374 且為顯著正相關，說明捐贈所得彈性為 0.374 且所得將會影響民眾的捐贈行為，說明若民眾所得增加 1%，則民眾將會增加 0.374%的捐贈金額。而在分組的情況下，非災區的所得係數 0.387 略高於災區的 0.361，說明非災區的民眾在面對所得增加時，將會比災區民眾從事更多的捐贈行為。

在未分組下，1999 年災害發生 (Dis_{1999}) 的係數是 1.019 且為顯著正相關，說明在 921 地震發生當年度，民眾確實有從事更多的捐贈行為。在已分組之下，非災區之災害發生係數高於災區，說明在 921 地震發生當年，非災區民眾的捐贈金額改變較災區民眾明顯。

本節的主要探討變數：災害與價格交叉項 ($Dis_{1999} \times \ln(price)$)，主要檢驗民眾的捐贈價格彈性是否因為 921 地震而不同。而在未分組下，該變數顯著，說明民眾的捐贈價格彈性將因為 921 地震而有所變化，增加至約-4 的捐贈價格彈性。在已分組下，該變數在非災區組別為顯著，而在災區組別則為不顯著，說明僅非災區民眾的捐贈價格彈性會因 921 地震而改變。

戶長性別此變數在未分組下，呈現顯著負相關，說明若戶長為男性之

家戶捐贈金額明顯少於戶長為女性之家戶。而在分組的情況下，戶長性別此變數在非災區組別亦呈現顯著負相關，但對於災區組別，則為不顯著之變數，說明災區民眾的捐贈行為並不會因為性別而有差異。

戶長年齡此變數在未分組下，呈現顯著正相關，說明若戶長的年齡愈大，則家戶將會從事更多捐贈行為，捐贈更多金額。而分組下，結果亦呈現顯著正相關。且災區組別與非災區組別之變數係數接近，分別為 0.00463 與 0.00628，表示災區與非災區的戶長的捐贈金額皆會隨著年齡高低而有所變化，且影響程度差異不大。

戶長教育程度此變數，不管是未分組或已分組，皆呈現顯著正相關，即說明不管是災區或非災區，若受教育年數愈多年，則民眾將會捐贈更多金錢。且因災區組別與非災區組別之變數係數接近，為 0.0392 與 0.0484，故受教育年數對於兩組別民眾的影響相似，惟非災區民眾的行為改變將較災區民眾明顯。

而戶長婚姻狀況此變數亦是如此，在未分組與已分組下皆呈現顯著正相關，表示對於災區與非災區的民眾而言，捐贈行為皆會因民眾已婚或未婚而有所不同。但災區組別與非災區組別之變數係數有所不同，為 0.799 與 0.514，說明災區民眾相對於非災區民眾，捐贈行為較會因婚姻狀況而有所改變。

而在未分組下，扶養親屬數此變數呈現顯著正相關，表示民眾的捐贈行為會因為其扶養親屬數愈多而增加。而非災區組別的結果亦為顯著正相關，但對於災區組別則為不顯著之變數，說明災區民眾並不因為撫養親屬數多寡而有不同。

在分組探討下，本研究部份變數會因災區與非災區組別而導致結果有所差異，為避免差異之產生是因經濟情況較佳之臺北縣市與高雄縣市所導致，故另外分析排除台北縣市與高雄縣市之樣本分析結果，詳細結果請參

見附表 2。

由附表 2 可發現，在排除掉台北縣市與高雄縣市樣本下，雖然非災區所估計出來的捐贈價格彈性有明顯降低，但本研究主要之重點變數：災害與價格交叉項（ $Dis_{1999} \times \ln(price)$ ）仍為顯著，因此可說明即使排除經濟情況較佳之縣市，其他非災區之縣市民眾的捐贈價格彈性仍然因為 921 地震而有所改變。



表 5-1：模型 II-天然災害當年度之實證結果

	未分組	災區	非災區
<i>ln(Price)</i>	-3.328*** (-12.60)	-2.147*** (-3.55)	-3.564*** (-12.04)
<i>ln(Income)</i>	0.374*** (-20.4)	0.361*** (-10.17)	0.387*** (-17.95)
<i>Dis_1999</i>	1.019*** (-18.56)	0.884*** (-7.14)	1.083*** (-17.68)
<i>Dis_1999 × ln(Price)</i>	-0.678** (-1.98)	-0.153 (-0.17)	-0.631* (-1.70)
<i>Sex</i>	-0.212*** (-5.56)	-0.0639 (-0.75)	-0.247*** (-5.80)
<i>Age</i>	0.00590*** (-7.89)	0.00463*** (-2.91)	0.00628*** (-7.41)
<i>Edu</i>	0.0465*** (-13.35)	0.0392*** (-5.28)	0.0484*** (-12.25)
<i>Marriage</i>	0.572*** (-16.05)	0.799*** (-10.1)	0.514*** (-12.87)
<i>Dependents</i>	0.0338*** (-4.2)	0.0172 (-1.06)	0.0376*** (-4.05)
<i>Constant</i>	0.373* (-1.73)	0.572 (-1.38)	0.197 (-0.77)
<i>Observations</i>	57,528	12,957	44,571
<i>F-value</i>	777.98	111.2	686.57
<i>Pseudo R2</i>	0.02	0.015	0.0217

註：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(.)內為t值

第三節 模型 III-天然災害發生後年度

由圖 5-1 之捐贈價格彈性與捐贈所得彈性變化圖可發現，捐贈價格彈性可能受 921 地震所影響，且不僅僅是影響 921 地震發生當年度，921 地震的發生亦可能會影響以後年度民眾的捐贈行為。因此本節進一步利用迴歸模型之結果說明 921 地震是否會持續影響其後年度民眾之捐贈價格彈性，並一併說明各家戶特性對於民眾捐贈行為的影響。迴歸模型 III 與迴歸模型 I 相似，對被解釋變數捐贈金額、解釋變數捐贈價格與所得取對數，因此該估計出的係數值即為彈性。

而為檢驗 921 地震是否造成發生後年度民眾捐贈行為的改變，設定災害發生後及災害後與價格交叉項兩變數，以檢驗民眾捐贈金額與捐贈價格彈性是否因 921 地震發生而導致其後年度有所不同。

表 5-2 為檢驗 921 地震發生當年度迴歸模型 III 的實證結果。在未分組下，捐贈價格的係數為-2.427 且為顯著負相關，由此可說明捐贈價格確實會影響民眾的捐贈行為，且捐贈價格彈性約為-2.427，即代表若捐贈價格增加 1%，將會導致民眾減少 2.427%的捐贈金額。在此情況下，如本章第二節所述，表示政府的租稅政策有效。而在分組的情況下，與本章第二節所述結果相似，雖然捐贈價格對於兩區之捐贈行為皆為顯著變數，但災區的捐贈價格係數低於非災區，且大約差了 0.9%，說明了兩地區民眾對於捐贈價格反應的差異。

在未分組下，所得的係數是 0.387 且為顯著正相關，說明捐贈所得彈性為 0.387 且所得將會影響民眾的捐贈行為，說明若民眾所得增加 1%，則民眾將會增加 0.387%的捐贈金額，此結果與本章第二節所估計的所得係數相似。而在分組的情況下，非災區的所得係數 0.401 略高於災區的所得的係數 0.37，此結果與本章第二節相似，說明非災區的民眾在面對所得增

加時，將會比災區民眾捐贈更多金錢。

在未分組下，災害發生後 (*Dis_after*) 的係數是 0.38 呈現正相關，說明在 921 地震發生後年度，民眾確實因此從事更多的捐贈行為，並未因 921 地震的結束而回復地震前的捐贈水準。在已分組之下，非災區之災害發生係數高於災區，說明在 921 地震發生後，非災區民眾因 921 地震所造成的捐贈行為改變較災區民眾明顯。

本節的主要探討變數：災害後與價格交叉項 ($Dis_after \times \ln(price)$)，主要檢驗民眾是否因為 921 地震而造成其後年度的捐贈價格彈性不同。而在未分組下，該變數呈現顯著，說明民眾會因為 921 地震而造成往後三年的捐贈價格彈性有所改變，捐贈價格彈性由原本的-2.427 改變為約-3.7。在已分組下，該變數對於非災區組別為顯著，而對災區組別為不顯著，說明僅非災區民眾會因為 921 地震發生，導致後三年的捐贈價格彈性因此而改變。

戶長性別此變數的結果與本章第二節相似。在未分組下，呈現顯著負相關，亦說明若戶長為男性之家戶捐贈金額明顯少於戶長為女性之家戶。而在分組的情況下，戶長性別此變數在非災區組別呈現顯著負相關，但對於災區組別，則為不顯著之變數，說明災區民眾的捐贈行為並不會因為性別而有差異。

戶長年齡此變數，不管是在未分組或已分組下，呈現顯著正相關，說明若戶長的年齡愈大，則家戶將會從事更多捐贈行為，捐贈更多金額。但兩組別的變數係數略有差異，災區組別為 0.0111、非災區組別為 0.0156，因此可說明非災區民眾隨著年齡的增長，其捐贈行為的增加將會較災區民眾明顯。

戶長教育程度此變數結果與本章第二節相似。不管是未分組或已分組，皆呈現顯著正相關，即說明不管是災區或非災區，若戶長受教育年數愈多

年，則民眾將會從事更多的捐贈行為。且因兩組別之變數係數接近，災區組別為 0.0416，而非災區組別為 0.0519，故非災區民眾隨著受教育年數的增加，對於其捐贈行為的改變將會較災區民眾明顯。

而戶長婚姻狀況此變數亦如同本章第二節之結果，在未分組與已分組下皆呈現顯著正相關，表示對於災區與非災區的民眾而言，捐贈行為皆會因民眾已婚或未婚而有所不同，已婚民眾將會從事較多的捐贈行為。但災區組別與非災區組別之變數係數有所不同，為 0.714 與 0.421，說明災區民眾相對於非災區民眾，婚姻狀況所導致的捐贈金額改變較為明顯。

扶養親屬數此變數結果亦與本章第二節結果相似。在未分組下，扶養親屬數此變數呈現顯著正相關，說明民眾的捐贈行為會因為其扶養親屬數愈多而增加。但分組後，結果則改變，雖然非災區組別的結果仍為顯著正相關，但對於災區組別則為不顯著之變數，表示災區民眾並不因為撫養親屬數多寡而有不同。

如前一節所述，在分組探討下，本研究部份變數會因災區與非災區組別而導致結果有所差異，為避免差異之產生是因經濟情況較佳之臺北縣市與高雄縣市所導致，故另外分析排除臺北縣市與高雄縣市之樣本分析結果，詳細結果請參見附表 3。

由附表 3 可發現，在排除掉台北縣市與高雄縣市樣本下，雖然非災區所估計出來的捐贈價格彈性有明顯降低，但本研究主要之重點變數：災害後與價格交叉項 ($Dis_after \times \ln(price)$) 仍為顯著，因此可說明即使排除經濟情況較佳之縣市，其他非災區之縣市民眾的捐贈價格彈性仍然因為 921 地震而有所改變。

表 5-2：模型 III-天然災害發生後年度之實證結果

	未分組	災區	非災區
<i>ln(Price)</i>	-2.427*** (-7.76)	-1.692** (-2.39)	-2.582*** (-7.36)
<i>ln(Income)</i>	0.387*** (-20.93)	0.370*** (-10.33)	0.401*** (-18.5)
<i>Dis_after</i>	0.380*** (-8.02)	0.303*** (-3.01)	0.417*** (-7.71)
<i>Dis_after × ln(Price)</i>	-1.320*** (-4.32)	-0.587 (-0.79)	-1.383*** (-4.10)
<i>Sex</i>	-0.188*** (-4.90)	-0.0313 (-0.36)	-0.229*** (-5.33)
<i>Age</i>	0.0146*** (-19.16)	0.0111*** (-6.75)	0.0156*** (-18.13)
<i>Edu</i>	0.0498*** (-14.26)	0.0416*** (-5.57)	0.0519*** (-13.13)
<i>Marriage</i>	0.479*** (-13.3)	0.714*** (-8.92)	0.421*** (-10.44)
<i>Dependents</i>	0.0469*** (-5.8)	0.0234 (-1.44)	0.0531*** (-5.7)
<i>Constant</i>	-0.145 (-0.66)	0.199 (-0.47)	-0.372 (-1.44)
<i>Observations</i>	57,528	12,957	44,571
<i>F-value</i>	581.76	88.36	502.72
<i>Pseudo R2</i>	0.0177	0.0131	0.0193

註：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(.)內為t值

第六章 結論

捐贈行為往往被視為民眾慈愛之心的具體表現，因此各國政府也對於捐贈行為深表贊同與鼓勵，故在於政策與在租稅制度上，設計了許多有助於推廣民眾從事捐贈行為的制度，設計捐贈列舉扣除額即是最廣為所採用的推廣方法。

為了確保政府捐贈列舉扣除額的成效，被最為廣泛討論的即是捐贈價格彈性，若捐贈價格彈性大於 1，則表示政府可利用少量的稅收減少，刺激民眾大量從事捐贈行為。而本研究在此架構下，將利用主計處「家庭收支調查報告」為樣本資料，探討天然災害對於民眾捐贈行為的影響，本研究的結果將可以給予政府當作天然災害發生時的政策參考指標，以利天然災害發生時的政策擬定。

迴歸模型 I 主要利用「家庭收支調查報告」中各年度資料，探討 921 地震發生之前後年度 3 年的捐贈價格彈性變化。結果發現捐贈價格彈性的變化介於 -1.61 至 -4.5 之間，略大於多數研究所推導出來的捐贈價格彈性。Wu(2003)發現，若文獻使用臺灣與新加坡等地的資料分析捐贈價格彈性，往往會比使用美國資料分析捐贈價格彈性的結果為大。而作者認為主要造成此差異的原因，是由於文化背景所導致，因此導致民眾的捐贈行為有所不同。而捐贈所得彈性介於 0.32 至 0.56，此結果屬於合理範圍。因此，迴歸模型 I 的結果與多數研究相符，即為捐贈價格具有彈性而所得不具有彈性。

迴歸模型 II 主要利用「家庭收支調查報告」1996 年至 2002 年之組合資料，探討 921 地震發生當期的捐贈價格彈性變化。結果發現於 921 地震發生當期，民眾的捐贈金額有明顯增加，說明 921 地震確實造成民眾捐贈行為的改變，而從事更多捐贈。

921 地震導致民眾從事更多捐贈行為，且變數災害與價格交叉項顯著，即表示捐贈價格彈性將會因此提高，故此結果說明 921 地震確實會刺激民眾從事捐贈行為，亦會導致捐贈價格彈性的改變。但其結果將會因災區與非災區而有不同，災區將為不顯著而非災區為顯著。因此，於天然災害期間所推廣之捐贈扣抵對於民眾捐贈行為的刺激效果，對於災區民眾將與平常期間的捐贈扣抵效果無異，但對於非災區民眾則確實效果將優於平常期間所推廣之捐贈扣抵政策。

迴歸模型 III 與迴歸模型 II 相似，主要利用「家庭收支調查報告」1995 年至 2001 年之組合資料，而探討 921 地震發生後年度的捐贈價格彈性變化。結果發現，於 921 地震發生後，民眾的捐贈金額有明顯增加，惟增加幅度有略為下降。故可說明即使 921 地震已經結束，雖然民眾捐贈金額的增加程度已下降，但對於民眾的捐贈行為仍有一定的影響力存在，而造成民眾捐贈行為的改變，使民眾的捐贈增加。

而結果顯示災害後與價格交叉項顯著，意味著捐贈價格彈性於 921 地震發生後有提高，且亦為災區不顯著而非災區為顯著。故如同迴歸模型 II 之結果，於天然災害發生後所推廣之捐贈扣抵對於民眾捐贈行為的刺激效果，對於災區民眾而言，將與平常期間的捐贈扣抵效果無異；但對於非災區民眾而言，則效果優於平常期間的捐贈扣抵政策。

由上述說明可發現，921 地震確實改變民眾之捐贈行為，令民眾捐贈金額上升並且改變捐贈價格彈性。此結果的原因可能與 Wu (2003) 所言之偏好相依性以及 Brown and Minty (2008) 所發現的傳播媒體對於民眾捐贈行為的影響有關。

921 地震發生當年，國內傳播媒體當時競相報導 921 地震的災情與災民受災情況，因此有觀看傳播媒體的民眾可能因此而從事捐贈行為，希望可以幫助災區民眾度過此劫難。一旦有民眾受傳播媒體影響而捐贈，則其

他尚未捐贈的民眾則可能由於偏好相依性，進而一起從事捐贈行為。因此於 921 地震發生時，民眾的捐贈金額明顯增加。

觀察災區與非災區之捐贈行為變化，可發現非災區之民眾捐贈金額變化較災區民眾明顯，說明非災區民眾因為 921 地震發生而有較大的捐贈行為改變。本文認為或許是天然災害剛發生，災區民眾奔波於重建計畫，而較無足夠金錢與時間從事捐贈行為，導致受創較少的非災區民眾較有足夠的財力與時間進行捐贈。

而 921 地震發生後，可能民眾對於天然災害產生恐懼，因此會尋求各種避險行為以防範天然災害的再次發生。而捐贈行為即為民眾考慮的避險行為之一，希望可藉由較多的捐贈以確保慈善團體的運作，而若日後天然災害再度發生，即可得到慈善團體救助，以確保災害發生時可獲得的基本援助。

進一步觀察災區與非災區之捐贈行為變化，雖然天然災害發生後年度的捐贈金額皆不如迴歸模型 II 的 921 地震發生當年度的改變明顯，但非災區之民眾捐贈金額變化仍較災區民眾明顯。此結果之可能原因是樣本期間因素，本研究採取 921 地震發生之前後 3 年為樣本期間，因此可能 921 地震發生後的三年間，災區民眾仍處於重建階段，故仍無法從事大量的捐贈行為。

迴歸模型 II 與迴歸模型 III 之結果皆說明，921 地震會造成民眾捐贈金額的增加，且會改變民眾的捐贈價格彈性，惟效果將因災區與非災區而有所不同。因此政府若在天然災害發生時，為了刺激民眾捐贈而增加制定捐贈減免政策，雖然因捐贈價格彈性大於 1 而有其政策效果，但是其刺激效果對於災區民眾將與平日推行捐贈減免政策的效果無異，對於非災區民眾

則與平日推行的捐贈減免政策有所不同。¹³

因此，在天然災害發生時，若政府想要利用租稅政策鼓勵民眾捐贈，則應將推廣重點放在非災區民眾，對於災區民眾則仍應思考採行其他政策以刺激民眾從事救援災區的捐贈行為。同時，若政府於天然災害發生時採行捐贈優惠等政策，而發現民眾捐贈金額大幅上升時，不應認為捐贈金額的上升全是由於租稅政策所造成，而是有傳播媒體、民眾偏好相依性等其他因素推波助瀾才有此結果。



¹³ 於 2010 年 1 月海地地震發生後，美國政府立即制定海地援助租稅政策 (Haiti Assistance Income Tax Incentive Act) 以鼓勵民眾捐贈、參與地震救災捐贈行為。

第七章 參考文獻

中文部分

許文耀 (2003), 「資源流失、因應、社會支持與九二一地震災民的心理症狀之關係」, 《中華心理學刊》, 45 (3), 236-77。

林萬億 (2002), 「災難救援與社會工作：以台北縣 921 地震災難社會服務為例」, 《臺大社工學刊》, 7, 127-202。

釋宗悖、釋傳願、陳慶餘 (2003), 「九二一震災後民眾死亡概念與態度之調查」, 《安寧療護雜誌》, 8 (3), 245-58。

英文部分

Andreoni, J. (1989), "Privately Provided Public Goods in a Large Economy: The Limits of Altruism," *Journal of Public Economics*, 35, 57-73.

Andreoni, J. and J. K. Scholz (1998), "An Economic Analysis of Charitable Giving with Interdependent Preferences," *Economic Inquiry*, 36, 410-28.

Andreoni, J. (2001), "The Economics of Philanthropy," *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*. N.J. Smelser and P.B. Baltes, eds. Oxford: Elsevier, 11369-76.

Andreoni, J, E. Brown and I. Rischall (2003), "Charitable Giving by Married Couples. Who Decides and Why Does it Matter?" *The Journal of Human Resources*, 38, 111-33.

Auten, G. E. and G. Rudney (1990), "The Variability of Individual Charitable Giving in the US," *Voluntas*, 1, 80-97.

Auten, G. E. , J. Cilke and W. Randolph (1992), "The Effects of Tax Reform

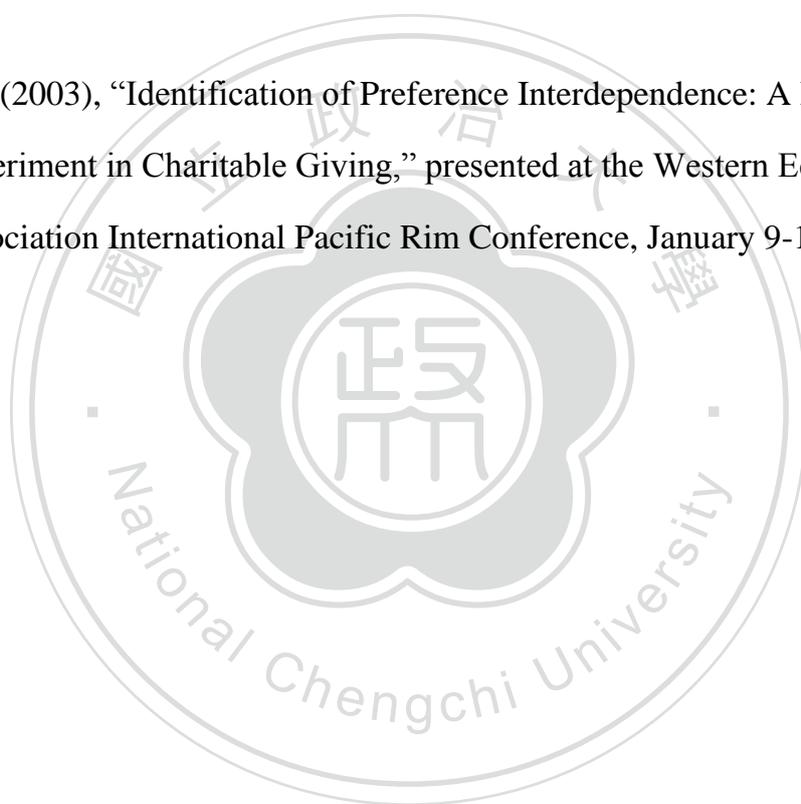
- on Charitable Contributions,” *National Tax Journal*, 45, 267-90.
- Banks, J. and S. Tanner (1999), “Patterns in Household Giving: Evidence from UK Data,” *International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*, 10, 167-78.
- Bekkers, R. and P. Wiepking (2006), “To Give or not to Give, that's the Question. How Methodology is Destiny in Dutch Data,” *Nonprofit & Voluntary Sector Quarterly*, 35, 533-40.
- Bekkers, R. and P. Wiepking (2007), “Generosity and philanthropy: A literature review,” Report commissioned by the John Templeton Foundation, SSRN Working Paper,1015507.
- Belfield, C. R. and A. P. Beney (2000), “What Determines Alumni Generosity? Evidence for the UK,” *Education Economics*, 8, 65-80.
- Brown, P. and J. Minty (2008), “Media Coverage and Charitable Giving after the 2004 Tsunami,” *Southern Economic Journal*, 75, 9-25.
- Brown, S. , M. N. Harris and K. Taylor (2009), “Modelling Charitable Donations to an Unexpected Natural Disaster: Evidence from the U.S. Panel Study of Income Dynamics,” Department of Economics, University of Sheffield, Sheffield Economics Research Paper Series: 2009015.
- Chang, W. C. (2005), “Religious giving, non-religious giving, and after-life consumption,” *Topics in Economic Analysis and Policy* 5.
- Carpenter, J. , C. Connolly and C. Myers (2008), “Altruistic behavior in a representative dictator experiment,” *Experimental Economics*.
- Carroll, J., S. McCarthy and C. Newman (2006), “An Econometric Analysis of Charitable Donations in the Republic of Ireland,” *The Economic and Social Review*, 36, 229-49.
- Chua, Vicent C. H. and C. M. Wong (1999), “Tax Incentives, Individual

- Characteristics and Charitable Giving in Singapore,” *International Journal of Social Economics*, 26(12), 1492-504.
- Clotfelter, C. T. (1985), “Federal Tax Policy and Charitable Giving,” Chicago: University of Chicago Press.
- Clotfelter, C. T. (1990), “The Impact of Tax Reform on Charitable Giving: A 1989 Perspective,” In: Slemrod J (ed.) *Do Taxes Matter? The Impact of the Tax Reform Act of 1986*. The MIT press, Cambridge, MA.
- Clotfelter, C. T. and E. C. Steuerle (1981), “Charitable Contributions,” in Henry J. Aaron and Joseph A. Pechman, eds, *How Taxes Affect Economic Behavior*, Washington, DC: Brookings Institution.
- Croson, R. and J. Shang (2005), “Field experiments in charitable contribution: the impact of social influence on the voluntary provision of public goods,” Working paper, Wharton.
- Duncan, B. (1999), “Modeling Charitable Contributions of Time and Money,” *Journal of Public Economics*, 72, 213-42.
- Eckel, C. and P. Grossman (2008), “Subsidizing charitable contributions: a field test comparing matching and rebate subsidies,” *Experimental Economics*.
- Feldstein, M and C. T. Clotfelter (1976), “Tax Incentives and Charitable Contributions in the United States,” *Journal of Public Economics*, 5, 1-26.
- Greenwood, D. T. (1993), “Price and income elasticities of charitable giving: how should income be measured?” *Public Finance Quarterly*, 21, 186-209.
- Hughes, J. E. , C. R. Knittel and D. Sperling (2008), “Evidence of a Shift in the Short-Run Price Elasticity of Gasoline Demand,” *Energy Journal*, 29(1),

93-114.

- Lin, Hsin Yi and Kuang Ta Lo (2011), "Tax Incentives and Charitable Contributions - The Evidence from Quantile Regression", *Pacific Economic Review*.
- List, J (2008), "Introduction to Field Experiments in Economics with Applications to the Economics of Charity," *Exp. Econ*, 11 ,203-12.
- Lyons, M. and A. Passey (2005), "*Giving Australia: Research on Philanthropy in Australia*," Sydney, University of Technology.
- Mesch, D. J., P. M. Rooney, K. S. Steinberg and B. Denton (2006), "The effects of race, gender, and marital status on giving and volunteering in Indiana," *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 35, 565-87.
- Pelozo, J. and P. Steel (2005), "The Price Elasticities of Charitable Contributions: A Meta-Analysis," *Journal of Public Policy & Marketing*, 24(2), 260-73.
- Randolph, W. C. (1995), "Dynamic Income, Progressive Taxes, and the Timing of Charitable Contributions," *Journal of Political Economy*, 103, 709-38.
- Reece, W. (1979), "Charitable Contributions: New Evidence on Household Behavior," *American Economic Review*, 69 (1), 142-51.
- Robinson, J. (1990), "Estimates of the Price Elasticity of Charitable Giving: A Reappraisal Using 1985 Itemizer and Nonitemizer Charitable Deduction Data," *Journal of the American Taxation Association*, 12 (2), 39-59.
- Rooney, P. M., K. Steinberg and P. G. Schervish (2001), "A Methodological Comparison of Giving Surveys: Indiana As a Test Case," *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 30, 551- 68.
- Steinberg, Richard (1990) "Taxes and Giving: New Findings," *Voluntas*, 1 (2), 61-79.

- Stevens, T. H. , and G. Adams (1986), “Testing for Changes in the Price Elasticity of Residential Electricity Demand,” *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, 15(2), 123-129.
- Wu, J-M Johnny and R. Ricketts (1999), “The Price Elasticity of Charitable Giving: Additional Evidence from Panel Data via the EM Algorithm,” *Proceedings of the Survey Research Methods Section of the American Statistical Society*, Vol. 11. Alexandria, VA: Statistical Association, 831–36.
- Wu, S. Y. (2003), “Identification of Preference Interdependence: A Disaster Experiment in Charitable Giving,” presented at the Western Economic Association International Pacific Rim Conference, January 9-12.



附表 1：各年度迴歸結果表

	1996 年	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年	2001 年	2002 年
<i>ln(Price)</i>	-1.775*	-4.517***	-1.761*	-3.291***	-3.039***	-2.519***	-2.742***
	(-1.75)	(-5.26)	(-1.93)	(-5.58)	(-3.79)	(-2.88)	(-3.30)
<i>ln(Income)</i>	0.478***	0.317***	0.492***	0.396***	0.431***	0.489***	0.562***
	-6.1	-4.92	-6.76	-8.31	-7.03	-7.58	-8.82
<i>Sex</i>	-0.15	-0.309**	-0.055	-0.207**	-0.470***	-0.092	-0.177
	(-0.90)	(-2.17)	(-0.40)	(-2.49)	(-4.15)	(-0.70)	(-1.42)
<i>Age</i>	0.0413***	0.0349***	0.0319***	0.0223***	0.0310***	0.0403***	0.330***
	-7.9	-7.32	-6.91	-7.56	-7.25	-8.2	-7.31
<i>Edu</i>	0.0865***	0.0820***	0.0792***	0.0891***	0.0672***	0.0976***	0.0379***
	-6.17	-6.75	-6.43	-10.99	-5.96	-7.37	-2.87
<i>Marriage</i>	0.433***	0.213	0.470***	0.191**	0.573***	0.350**	0.679***
	-2.77	-1.57	-3.56	-2.26	-4.62	-2.52	-5.12
<i>Dependents</i>	0.0425	0.0877***	0.018	0.0608***	0.124***	0.0943***	0.0575**
	-1.38	-3.2	-0.65	-3.4	-4.83	-3.39	-1.97
<i>Constant</i>	-3.529***	-0.835	-2.853***	0.207	-1.584**	-3.463***	-3.443***
	(-3.77)	(-1.08)	(-3.29)	-0.36	(-2.16)	(-4.46)	(-4.52)

<i>Observations</i>	8,301	8,280	8,535	8,354	8,307	7,905	8,046
<i>F-value</i>	60.14	77.52	69.82	150.61	98.43	87.75	95.41
<i>Pseudo R2</i>	0.0111	0.0128	0.0127	0.0274	0.0174	0.0163	0.0177

註：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

資料來源：本研究自行整理。



附表 2：模型 II-天然災害當年度之實證結果（排除台北高雄）

	未分組	災區	非災區
<i>ln(Price)</i>	-2.364*** (-6.21)	-2.147*** (-3.55)	-2.510*** (-5.13)
<i>ln(Income)</i>	0.322*** (-13.86)	0.361*** (-10.17)	0.292*** (-9.5)
<i>Dis_1999</i>	0.809*** (-10.46)	0.884*** (-7.14)	0.763*** (-7.85)
<i>Dis_1999 × ln(Price)</i>	-0.936* (-1.73)	-0.153 (-0.17)	-1.491** (-2.24)
<i>Sex</i>	-0.152*** (-2.77)	-0.0639 (-0.75)	-0.213*** (-2.97)
<i>Age</i>	0.00491*** (-4.81)	0.00463*** (-2.91)	0.00491*** (-3.68)
<i>Edu</i>	0.0246*** (-5.14)	0.0392*** (-5.28)	0.0128** (-2.05)
<i>Marriage</i>	0.701*** (-13.64)	0.799*** (-10.1)	0.626*** (-9.26)
<i>Dependents</i>	0.0405*** (-3.88)	0.0172 (-1.06)	0.0605*** (-4.44)
<i>Constant</i>	1.364*** (-4.99)	0.572 (-1.38)	2.000*** (-5.53)
<i>Observations</i>	29,693	12,957	16,736
<i>F-value</i>	777.98	111.2	149.12
<i>Pseudo R2</i>	0.02	0.015	0.0142

註：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(.)內為 t 值

附表 3：模型 III-天然災害發生後年度之實證結果（排除台北高雄）

	未分組	災區	非災區
<i>ln(Price)</i>	-1.691*** (-3.74)	-1.692** (-2.39)	-1.667*** (-2.84)
<i>ln(Income)</i>	0.330*** (-14.15)	0.370*** (-10.33)	0.299*** (-9.74)
<i>Dis_after</i>	0.346*** (-5.33)	0.303*** (-3.01)	0.391*** (-4.62)
<i>Dis_after × ln(Price)</i>	-1.071** (-2.32)	-0.587 (-0.79)	-1.387** (-2.35)
<i>Sex</i>	-0.126** (-2.27)	-0.0313 (-0.36)	-0.195*** (-2.69)
<i>Age</i>	0.0123*** (-11.77)	0.0111*** (-6.75)	0.0131*** (-9.72)
<i>Edu</i>	0.0275*** (-5.74)	0.0416*** (-5.57)	0.0159** (-2.56)
<i>Marriage</i>	0.615*** (-11.83)	0.714*** (-8.92)	0.539*** (-7.89)
<i>Dependents</i>	0.0505*** (-4.82)	0.0234 (-1.44)	0.0740*** (-5.4)
<i>Constant</i>	0.937*** (-3.38)	0.199 (-0.47)	1.528*** (-4.19)
<i>Observations</i>	29,693	12,957	16,736
<i>F-value</i>	581.76	88.36	118.53
<i>Pseudo R2</i>	0.0177	0.0131	0.0131

註：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(.)內為 t 值