

國立臺灣大學管理學院國際企業學研究所

碩士論文

Graduate Institute of International Business

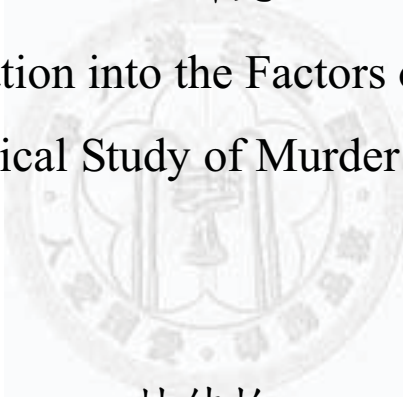
National Taiwan University

Master Thesis

犯罪行為的要因與意義之探討—台灣故意殺人案的實

證研究

Investigation into the Factors of Crime:
An Empirical Study of Murder in Taiwan



林伸怡

Shen-Yi Lin

指導教授：盧信昌 博士

Advisor: Hsin-Chang Lu, Ph.D.

中華民國 99 年 6 月

June, 2010

序言

九樓的窗外路燈暈成一線，與此同時，滴水穿石的兩個多月塵埃落定了。令人五內俱焚的掙扎著實苦，怎麼訴說都難。

楔子是1月27日的燒烤，有秋蓮和244君的長壽馱前，愉快的聚餐裡被點破的心緒原地空轉，距離對台北的告別還有五天，該如何梳理這過度倉促的結局？

翌日的世貿來了場書展，秋蓮和244君的話語餘溫未褪，另一衝擊又來，平靜卻溫柔。雨後的公園漾滿涼意，為了一句給女孩的允諾，我把脆弱磨去了稜角揉進顫抖下的決心裡。三人的重量不算沉，然而做為故事的開頭卻已足夠。

兩天後的師大夜市，我望著鈴竹的背影發楞，弄春池的古意復甦，大學畢業後雖刻意少往法學院去，懷舊的難受卻沒有絲毫減損。農曆年是個分水嶺，我毅然放下之前的研究而另起爐灶，因著秋蓮和興趣，犯罪成為首選標的，幸而有盧老師授予的自由度和懇談，研究於是略見雛型。與論文斡旋的過程和南來北往的忙碌裡參雜著倔強與心疼，對家人的歉意怎樣都無法釋懷。因地震負傷的父親、刀子嘴豆腐心的母親、麥龜的芋頭冬瓜茶、鏗小姐的巧克力、夫人的細膩、佑霖的宵夜、阿麓與愛姐的體貼、244君的麻糬、秋蓮的建議、薇涵與錦屏的關心、佩璇的問候以及陳亮阿姨夫婦與阿匡的精神支援，我享受著不計其數的善意，心頭的羈絆則日復一日加劇。三月東風起，叨擾兔美的時日也拉長了，她用賣命換來的獨立支撐了我大半的起居，若非那份鼎力相助的義氣，恐怕竣工之日仍是遙遙無期。虔誠的希望她得償宿願，無論是開書店的夢想抑或能忘情於繪畫的自由。

文末，除了感激上述所有貴人外，起於女孩的研究，因著亦安而問世。若說人生所為何來，我想一定是情感。待續的字樣已在我生命裡擱置太久，接下來我的人生終於可以繼續，我的原點是關於逃離的夢想，如果紀念品是故事的句點，我願用這輩子來彌封遺忘。

林伸怡 2010年4/26凌晨2:51於兔美宿舍C948

綱要

序言	-----	(I)
綱要	-----	(II)
中文摘要	-----	(V)
英文摘要	-----	(VI)
第一章 緒論	-----	(1)
第一節 前言	-----	(1)
第二節 研究對象	-----	(2)
第二章 研究脈絡	-----	(5)
第一節 概念說明	-----	(5)
第二節 變數選取	-----	(7)
一、警政支出	-----	(7)
二、勞動力大學率	-----	(7)
三、都市化	-----	(8)
四、白領階級比例	-----	(9)
五、族群集中度	-----	(10)
六、受害者	-----	(10)
七、刑罰強度	-----	(11)
八、控制變數	-----	(12)
第三章 資料背景	-----	(14)
第一節 資料來源	-----	(14)
第二節 工具變數淺談	-----	(14)
第四章 實證分析	-----	(17)
第一節 模型設定	-----	(17)
第二節 異質性的討論	-----	(19)
第三節 內生性問題	-----	(19)
第四節 工具變數有效性之檢視	-----	(20)

第五節	迴歸結果的詮釋	(22)
一、	普通最小平方法(OLS)	(23)
二、	兩階段最小平方法(2SLS)	(27)
第五章	結論	(32)
參考資料		(45)
表目錄		
表一	縣市資料之敘述統計	(13)
表二	實證文獻整理	(16)
表三	迴歸設定誤差檢定	(18)
表四	異質性檢定	(19)
表五	內生性檢定	(19)
表六	工具變數的有效性測試	(20)
表七	弱工具變數檢定標準	(22)
表八	OLS 實證結果	(28)
表九	2SLS 實證結果	(30)
圖目錄		
圖一	犯罪行為之成因	(34)
圖二	故意殺人犯罪率	(35)
圖三	故意殺人之動機	(35)
圖四	案發場所	(36)
圖五	案發時間	(36)
圖六	受害者年齡分布	(37)
圖七	年齡別被害率	(37)
圖八	被害率趨勢圖	(38)

圖九 嫌犯職業別 ----- (38)

圖十 嫌犯與被害人教育程度 ----- (39)

圖十一 嫌犯與被害人職業別(細分) ----- (39)

圖十二 集會遊行件數與平均警力散布圖----- (40)



摘要

犯罪研究的模型多假設解釋變數為固定彈性，我們在模型設定時放寬彈性的假設，從而使模型更具解釋力，並以固定效果與時間趨勢來捕捉不同形式的時間效果與其扮演的角色。

警政威嚇效果一直是研究的焦點，但因同時性的存在，造成了實證上的困難。我們以集會遊行件數與前期消防員額為工具變數來解決這個問題，並且在第一階段迴歸裡證明了工具變數的有效性。

關於實證結果，於 2SLS 下我們得到警政支出對犯罪率的顯著負影響、白領階級比例與族群集中度對犯罪率的顯著正影響、財產所得率對犯罪的顯著正影響。另外，於比較不同時點之刑罰強度對犯罪的遏止力道後，我們得知本期刑罰較前期有更大的嚇阻力，且隨著本期刑罰的加重，邊際嚇阻力越大，及時性的論述因而得證。最後，我們發現當教育水平越高，其抑制犯罪的效果越強，雖然結果不甚顯著，但係數間隱含的邏輯仍有其參考價值。

關鍵字：警政支出、威嚇效果、工具變數、刑罰及時性、犯罪成因、都市化

Abstract

Most researchers have assumed fixed elasticity of criminal factors to simplify model setting, however, there may be some implications missed. Due to the simultaneity problem, police was revealed to have a significant positive effect on crime previously (Lin&Liu, 2006). In this paper, we add quadratic and cubic terms of criminal factors into our analysis, using social gathering events and fireman as instruments to identify the causality between police and crime. Under 2SLS, the increase of police is shown to reduce crimes significantly, with average elasticity about -0.9 ; in addition, we also find other significant terms and shed light on explanation of criminal behavior.



Keyword : Crime 、 Deterrence 、 Penalty 、 Instrument

第一章 緒論

第一節 前言

除了犯罪本身引發之社會成本即所費不貲外(Ted Miller et al.,1993)，政府用以防範與治理的資源亦是稀少而有限，因之歷來便吸引了許多學者從各方面來剖析犯罪的成因，而學理上也有了頗豐富的解讀意涵。長此以往，理論間的解釋與爭辯相當紛紜，然而，歧異的立場是否真意味著思維與論證的互斥?其實，理論之所以缺乏共識乃是因關切的觀點不同。近幾年犯罪學理論有整合的趨勢，如 Hirschi 的一般化犯罪理論與 Braithwaite 的明恥整合理論，雖然上述理論較以往有著更高的解釋力，但因犯罪是一個牽連甚廣的有機體，如果各理論所釐清的不同面向遠比整合理論已鑄鑄的複雜，倘我們回溯至眾多推論的原點再試著將之整合，能否對犯罪行為有更好的勾勒?

我們的分析方法是將焦點拉到行為本質，而非先行預設一個理論為立足點再檢驗之。犯罪是一種實踐，就像人類的其他行為一樣，因此，必須盡可能的剖繪意志形成的理由才能使犯行的歷程有跡可循。我們嘗試捕捉犯罪心理的側寫原理、社會學對人口因素的著眼、精神病理學與生物學的詮釋再加上 Becker(1968)與 Ehrlich(1973)對經濟學理論的應用，架構出犯罪成因的各個視角，並期望從較宏觀的角度來理解犯罪行為。圖一是我們整理與歸納出來的架構，用以描述犯罪成因的各個面向，與之相關的理論亦分別標示其上，從圖裡可發現各理論的著重處鮮少有重疊，大抵上是互補的狀態，我們依據圖一的架構為分析的主體，找出能夠與抽象概念對應的變數並作實證，再來就著相關的理論與變數意義做討論。當某個變數同時涉及架構中的不同元素時，我們知道此變數對犯罪的影響是複合的，若其為相反力道的拉扯，透過實證的結果可以一目了然何種方向的作用較劇烈；當同一元素涉及不同理論時，我們亦可判斷哪個論述在實證上能得到較大的支持，從而以此佐證其說服力。

本研究之目的是希望從行為的本質出發來避免見樹不見林的盲點，若我們能更逼近犯罪行為的全貌，或可助於公共政策之擬定，俾使治安獲得實質的改善。

第二節 研究對象

我們選擇殺人犯罪來分析，因為這是不法意圖與社會代價最龐大的犯罪類型，且其資料特性可以緩和犯罪黑數(註 1)與衡量偏誤對實證結果的左右。犯罪黑數與受害者的心態和損失程度有關，當事人越是投鼠忌器或是存有大事化小的念頭越會降低報案意願，另外，警察吃案也是原由之一。黑數的問題會造成內生性與樣本自我選擇，從而導致估計誤差，然而，根據林山田等(2007)，官方統計對於重大犯罪有著很高的掌握度(註 2)，而且，殺人犯罪遭知而不報或吃案的比例是相對低的，故與其他犯罪相比，黑數的問題較小。

根據我國刑法，殺人罪分為六項：普通殺人、殺直系血親尊親屬、義憤殺人、生母殺嬰、加工自殺與過失致死，未遂與既遂皆包含在內，且不適用罰金，除過失致死外，前列五項統稱故意殺人，為本研究的分析對象。近來，犯罪研究很大程度地關注威嚇理論，不少文獻以破案率為實證變數，如林明仁、劉仲偉(2006)、Hoernack&Weiler (1980)和 Levitt(1998)，然而，由於破案乃定義為警察機關逮捕嫌疑犯，並不等同真正結案，若不將定讞後的相關發展加以考量，恐怕無法確實分析威嚇效果，因而我們不採破案率。除了破案率外，刑罰也是分析威嚇理論的可行角度，然而由於不曉得罰金與徒刑於潛在犯罪者的替代形式，因此文獻上多以簡單假設帶過或是不加以考慮，如陳懿瑾(2008)和 Levitt (1998)，但因殺人罪的懲罰方式排除了罰金的適用性，我們便不用擔心變數的可靠性受到稀釋，而能藉此特性由一致的基礎來實證刑罰的威嚇效果，這亦是本研究以故意殺人犯罪為分析對象的重要理由。

註 1 在犯罪研究的範疇裡經常會碰到實際發生件數與報案數的巨幅落差，此即犯罪黑數。

註 2 參林山田等(2007)：P168。

我們的資料類型為追蹤資料(註 3)，範圍涵蓋台灣本島含澎湖縣共 23 縣市自 1992 年至 2008 年。觀察圖二，我們發現 85 年以前的犯罪率(註 4)有攀升之態，然而自此之後的十二年裡犯罪率幾乎是逐年遞減，整體而言具有向下的發展趨勢，為了確認此一觀察，我們在實證裡便納入了時間的因素。圖三顯示，犯案的動機超過八成為情緒誘因，包括口角、報復、衝動、糾紛與負面情緒，分類時我們將財務糾紛歸為糾紛一類而非謀財，因為財務雖是引起爭執的導火線，但驅動犯罪行為的其實是高張的情緒，事前並無精心策劃。令人詫異的是，即便將投機圖利、失業與貧窮一併納入，謀財害命的比例還是很低，只有 4%，這表示就故意殺人犯罪而言，利慾顯然不是最主要的動機。

圖四、圖五與圖六分別為案發場所、案發時間與受害者年齡分布，我們發覺故意殺人犯罪似乎集中於特定場合、時間與年齡層，由於案件的發生需要當事人雙方的面對面接觸，即時空的重疊，因此，我們在後面的分析裡便從被害者的作息軌跡著手，來探究其與犯罪行為間之關聯。

圖七與圖八皆是以人為單位的被害率(註 5)，正好可與以件數為單位的犯罪率(圖二)交互參照。圖七為年齡別被害率的時間序列資料，有三點需要注意：首先，在行為能力上較為弱勢的孩童(未滿十歲)與老年人(七十歲以上)的被害率波動幅度有限，這顯示其被害風險大抵上無甚變動，至於 50~59 歲則是或有跌宕，然自 92 年起似有微幅增加的趨勢；除此之外，10~19、20~29、30~39、40~49、60~69 這幾個年齡層的被害風險有很明顯的下降趨勢，十幾年間至少降低了五成；最後，近幾年來 20~29、30~39、40~49 歲的被害率似乎漸趨相等，這是否透露了以年齡為分野的社經地位、價值觀或是生活方式之差異所隱含的被害風險隨著時間遞嬗已經無甚差別？

註 3 亦即 Panel Data，為混合了橫斷面與時間序列資料的型態。

註 4 犯罪率為每萬人發生之案件數，為當年資料，不含補報與積案件數。

註 5 被害率為每萬人之受害者人數，為當年資料，不含補報與積案件數。

我們從圖八看到被害率呈下降趨勢，與先前對圖二的解讀相符，另外，於比較女性被害率後，我們發覺不論是平均被害率、男性被害率抑或女性被害率的降低幅度約略為五成左右，呼應了圖七對壯年人口被害率的觀察結果。

本章已就研究動機、故意殺人犯罪的意義、資料特性與概況做了扼要的描述。本文分為五章，第二章闡明研究脈絡，第三章介紹資料背景，並對工具變數做初步討論；第四章為實證分析，兼論工具變數的有效性；第五章則為結論。



第二章 研究脈絡

第一節 概念說明

如圖一所示，我們將犯罪行為的成因分為靜態條件與動力因素，靜態條件包含主觀與客觀層面，它們與行為人的身心狀況和所處的環境息息相關。在客觀層面裡，家庭與社會文化對個人的價值觀形塑過程具有關鍵性意義，而主觀層面則分成生理與心理兩個面向，生理面向著重身體構造，心理面向則從控制焦點、人格特質和精神狀態著手。控制焦點又分為內控與外控(註 6)，內控者較擅駕馭自己，外控者則凡事歸因於外，較為消極。

動力因素包含了情緒、情境與動機。情緒可分成暫時性的激情與持續性的熱情(註 7)，激情會使人失去理智並忘我的犯下罪行，而過度自卑或狂信的病態人格則易醞釀犯罪的熱情。情境是案發前當事人所處的環境與氛圍的結合，匿名性和當事人所在地與時間有關，若為人煙稀少之處或日常活動的離峰時段，則匿名性高；互動過程涉及被害者的個人特性、行為態度和角色弱點，當被害者的人際網絡較複雜、言行舉止較挑釁或是處於不對等的社會關係中，則其受害的可能性便提高了。

動機依行為人想滿足的目標是否攸關犯罪而分為兩類：以犯罪利得為導向的動機直接地引發了犯罪行為；非攸關犯罪的動機是間接的，來自行為人對挫折的適應性行為(註 8)。挫折的感覺是一份認知，起因於某項期待的落空，但若行為人對於差強人意的狀態並不感到挫折則不會產生額外的反應。

犯罪利得的期望來自行為人對內在需要與外在誘因的理性評估。內在需要一

註 6 來自 Rotter(1966)對人類控制焦點的分類，內控者將行為原因歸於個人，稱個人歸因；外控者傾向將原因歸於環境，為情境歸因。

註 7 詳見馬傳鎮(2008)：P25~P26。

註 8 又稱心理自衛機轉，是為了減輕挫敗感所帶來的不愉快心情而產生的防衛機制。

則因生活條件上的匱乏感，比方金錢、食物；再者，是人類與生俱來的攻擊能量，這會囤積為壓力，並使行為人尋求宣洩。外在誘因則包括謀利、社會監督與制裁，謀利的起因為貪念，故意殺人以盜領保險金是很常見的案例；社會監督力可能來自鄰居間的守望相助、警察的一般性巡邏或是社會的集體意識與主流價值對行為人犯罪意念的牽制；制裁有兩個理解方向，一是警察破案的效度與信度，二是刑罰體系的懲罰與其對大眾的威懾力。

產生外在挫折的來源為個人際遇與社會結構。當個人面臨兩利相權取其重或兩害相衡取其輕的抉擇時，就出現動機衝突，在取捨的過程裡常會使個人有挫折感；而追求受限可能是因時不我予或是個人的能力到了極限。社會結構方面，快速變遷的時代性易使社會秩序瓦解，隨之而來的失衡現象使人類的欲望變得不受規範，稱為社會解組；此外，當個人從主流文化學到何謂成功與價值，但卻因自身地位與資源的限制而使合法的奮鬥過程困難重重時，便會感到無所適從，而這種情況就是社會矛盾。

我們之前提到，挫折的感覺是一份認知，這取決於訊息的處理過程，個人會依據本身的經驗或是學習的知識建構自己的認知系統。另外，事件對個人的激發程度也會影響訊息的處理，當刺激強烈時衝擊與挫折感會被放大，對於行為的妥當性便容易誤判。最後，個人因應挫折感的各種適應性行為約略分為九種(註9)，其中的攻擊與壓抑容易造成犯罪，前者常轉變成常態性的暴力傾向，後者會在忍耐的上限被逾越時爆發成嚴重的犯罪行為，比方殺人或放火。

本節把圖一的架構做了說明，並釐清相關因素背後的概念，下節將介紹本研究所採用的變數及其涵意。

註9 詳見馬傳鎮(2008): P23~P25。

第二節 變數選取

我們選了以下的變數來做實證：警政支出、勞動力大學率、都市樓地板使用密度、財產所得率、都市人口率、白領階級比例、族群集中度、外縣市就業所得者比例、無業者所得率、本期刑罰強度、前期刑罰強度、性比例、粗離婚率、前期犯罪人口率與每萬人火災件數，接下來將介紹變數的選取理由和意義。

一、警政支出

警政支出主要透過制裁與監督對犯罪產生威嚇，有關的文獻論述相當分歧。Corman and Mocan(2000)的實證表明警察確有顯著的威嚇力，然根據 Cameron(1988)和 Levitt(1996)，國外許多文獻卻顯示其對犯罪的正影響或毫無效果。國內研究林明仁·劉仲偉(2006)於得到了警政支出對犯罪率有顯著正影響的結果後指出：同時性(註 10)可能是使估計偏誤的原由。我們擬從模型錯誤設定與因同時性而起之內生性問題著手。欲解決迴歸的内生性有兩個方法：一是利用時空的外生衝擊所致之自然實驗場景，以 difference-in-difference 來估計警察的威嚇效應，如 Tella and Schargrotsky(2004)，然而巧合性可遇不可求；另一則是利用工具變數(註 11)，如 Levitt(1997)和 Levitt(2002)。我們以後者為解決之道，採前一年消防員額平方與當年度集會遊行件數的對數做為警政支出的工具變數，依此來實證警察的威嚇效果。

二、勞動力大學率

根據 Lochner&Moretti(2004)和陳奕聰(2008)，教育對犯罪率有顯著的負影響，顯見教育和犯罪的關係受著研究上的關切。我們推測內外控的人格特質會影響學習力與行動力，又根據 Lazear(1998)，學習能力較強的人會傾向取得高學歷，因此我們以教育程度來做為內外控的替代指標。

註 10 若自變數與應變數的因果關係不是單向而是交互影響時稱同時性，會使估計偏誤。

註 11 與内生變數(警政支出)相關但卻與應變數(犯罪率)的遺漏變數不相關的變數。

陳奕聰(2008)曾使用 18 歲以上人口教育水平在大學(含大專)之上的比例來衡量教育對犯罪率的影響，然而台灣的大學並未平均分布於各縣市，且學校良窳差異顯著，造成許多大學生就學處和戶籍地是不同的，若僅以 18 歲以上人口來捕捉教育的變異，則跨區求學的效果移轉恐會造成估計上的偏誤，再者，參照圖九，歷年嫌疑犯有近九成歸於勞動力之列，因此，我們將教育程度的討論範圍限縮於勞動力應是合理的作法。

教育程度除了是人格特質的替代變數，也隱含著機會成本的概念，由於高學歷者在勞動市場的合法工資較高，且其邊際報酬亦隨著教育年數遞增，因此我們在實證時選擇將勞動力大學率取平方置入模型內，希望可以驗證高學歷者機會成本遞增的假設是否成立。

三、都市化

我們以都市化程度來衡量社會環境對行為的潛移默化。王淑女(1996)曾以問卷調查的方式對台北市與高雄縣的青少年抽樣，其基本想法為：民國八十一年台北市與高雄縣的農業人口比例分別為 1.2%和 26.6%，因此便以比較研究的方式從都市化角度來解釋這兩縣市犯罪率的差異，文中指出都市化程度越高則社會控制力越強，因而青少年的偏差行為越少。

對於王淑女(1996)的研究結論，我們持保留的態度，因為除了年齡之外其研究並未控制其他變數，且北高兩市縣的差異並不僅侷限於都市化程度，若將台北市與高雄縣青少年的行為差異全然歸因於都市化，可能會忽略了地域、生活型態與教育等其他變數的影響。周愷嫻(1996)的研究與王淑女(1996)大異其趣，周愷嫻以台灣各縣市的橫斷面資料為分析對象，將高等教育人口比例、非農業人口比例與住在五樓以上公寓之人口比例加權後得到都市化程度指標，在控制了其他社經發展條件後，她發現當都市化程度越高則犯罪率愈高，且認為是因都市化造成內心

的迷亂而導致犯罪率的增加。

上述兩篇研究雖然結論相反但其對都市化的解讀角度皆是合理的。都市化是一個籠統的概念，它對行為的影響是多元與複合的，我們選了三個變數來代表都市化的三種可能作用面向，定義如下：

- (1) **都市樓地板使用密度**=使用之樓地板面積(平方公尺)/都市區域面積(平方公里)
- (2) **財產所得率**(註 12)=資本所得/總所得
- (3) **都市人口率**=都市人口/總人口

我們以都市樓地板使用密度代表人口稠密度與人際網絡的頻繁度，而以財產所得率表示客觀的經濟條件，最後，以都市人口率捕捉環境的匿名性程度與都市化隱含的社會不均度。

四、白領階級比例

我們將經理、主管、專業人員(註 13)的比例加總後得到白領階級比例，人格與能力的差異除了反應在教育程度的選擇上，職業的取向也是一個具代表性的指標。此外，由於經濟環境的高度分工，社會價值面臨解組，而個人主義之盛行又以白領階級尤甚，所以我們亦可透過白領階級比例來觀察犯罪的發酵是否與社會解組有關。最後，由於高社會地位與能力，白領階級通常較他人自負，而狂信型人格很容易成為犯罪熱情的培養皿；並且，白領階級所處理的事務性質頗繁複，故而更容易身陷焦慮與緊張中，那迫切、頻繁的宣洩需求會不會成為犯罪的內在誘因呢？我們以白領階級為變數，觀察自負、個人主義與緊張頻率對犯罪行為的影響。

註 12 總所得可粗分為三類：薪資所得、移轉所得與資本所得。

註 13 指專門專技人員，如醫師、律師、會計師等。

五、族群集中度

我們將台灣的族群分為五類：客家人、福佬人、外省人、原住民、其他。接著，我們以鄉鎮市區為基本單位，若一鄉鎮之主要居民為客家人，則定義為客家鄉鎮，其他族群亦同理，而後，再據以計算出各縣市的族群集中度，如下所示：

$$(4) \text{ 族群集中度}_i = \sum_{j=1}^5 \left(\frac{n_{ij}}{N_i} \right)^2$$

i 為縣市； j 表族群種類； n_{ij} 為 i 縣市裡屬 j 族群的鄉鎮數； $N_i = \sum_{j=1}^5 n_{ij}$ 。

我們以族群集中度來衡量兩個與犯罪行為有關的要素。除了家庭外，社會文化亦會左右人的價值觀，包括面臨挫折的因應之道、道德觀、對犯罪的認知，當族群集中度越小，表示社會價值觀越多元，因此個人的想法較開放，對挫折的反應方式也有較多選擇，不會輕易踏入犯罪的泥淖；另外，族群集中度亦與社會凝聚力有關，當集中度低時，個別族群的影響力是有限的，而為了避免成為弱勢團體，族群內的凝聚意識會變大，而個人對族群的歸屬感也會較為強烈。綜上所述，族群集中度可測度價值觀的多元性與社會凝聚力對犯罪的影響。

六、被害人

除了粗略的人口統計外，官方並無被害人更進一步的資料。儘管我們無法勾勒實際被害人的生活型態，卻可分析潛在被害人生活風險與犯罪的關係，我們選擇的變數為外縣市就業所得者比例(註 14)與無業者所得率(註 15)，定義如下：

(5) **外縣市就業所得者比例** = 所得主要來源為就業於外縣市之人數 / 有所得者總人數

(6) **無業者所得率** = 非就業者所得額 / 總所得額

註 14 有所得者分為就業者與非就業者，就業者又分為工作於本縣市或外縣市。

註 15 無業者所得率為非就業者之所得額佔有所得者的總所得額之比例。

當外縣市就業所得者比率越高，表示通勤者愈眾，根據圖四我們知道交通場所的案發率很高，故而通勤者較他人曝露於更大的被害風險中。然而，因為通勤會排擠掉許多時間，因此通勤者待在住宅的時間也越短，故降低了在自宅被害的可能性；另外，夜晚到深夜是犯案的高峰期，通勤者因耗費許多時間與體力在交通，因此其夜間活動應會較為靜態以休養生息，出沒於聲色場所的機率也較小，被害的風險因而降低。

無業者所得率越高表示非就業者掌握越多的經濟資源。無業者的活動範圍不外乎家裡或是能打發時間的場所，若是常待家裡的人，多為退休頤養天年者，當其手握可觀的財富時，便容易成為犯罪者覬覦的對象；若無業者常在外打發時間，則越寬綽的經濟狀況越會引狼入室。

外縣市就業所得者比例對犯罪的影響是模糊的，端視不同方向的作用力如何拉扯；而根據上述推論，無業者所得率越高應會使犯罪率增加，唯本研究的主題是故意殺人，故犯罪率受影響的幅度恐怕不如財產犯罪明顯，儘管如此，犯罪率會增加應是可預期的。

七、刑罰強度

依 Beccaria(1764)的思想，刑罰產生威嚇的管道有三：確定性、嚴屬性與及時性，Becker(1976)曾據此對不同形式的懲罰做探討，並論證了刑罰確定性與嚴屬性間的替代關係，往後的犯罪經濟文獻多專注於此，其他或有大方向檢驗嚴屬性對犯罪的影響，如 Myers(1983)，抑或，於考慮所得後，分析刑期長度對犯罪的遏阻效果，如陳懿瑾(2008)。雖然刑罰確定性與嚴屬性一直被熱切討論著，但卻少有研究去闡述及時性，因此我們擬對刑罰的及時性做驗證。我們以起訴率與定罪率做為懲罰的確定性，並且，有別於陳懿瑾 (2008)和 Levitt(1998)直接取刑期時間為實證之變數，本文將刑期按輕重分為十三級以示相對強度：死刑級數 13，無期徒刑

為 12，依此類推遞減，1 級為兩個月的徒刑(註 16)，用量刑比率加權後，將之與起訴率與定罪率相乘即得到刑罰強度的測度值，我們一方面衡量刑罰強度對犯罪的威嚇效果，並透過不同時點之刑罰效果的比較，間接證明及時性的影響究竟存在與否。我們將縣市刑罰強度轉換為犯罪件數的單位後，即為潛在犯罪者決策時面臨的各期刑罰強度(註 17)，定義如下：

$$(7) \text{ 刑罰強度} = Rate_t^A \cdot Rate_t^C \cdot \sum_{\delta=1}^{13} \pi_{\delta}^t \cdot \sigma_{\delta}^t \cdot \left(\frac{Criminals_{it}}{Crimes_{it}} \right)$$

i 為縣市， t 表時間； $Rate_t^A$ 是起訴率； $Rate_t^C$ 為定罪率； π_{δ}^t 、 σ_{δ}^t 分別為懲罰 δ 的級數與權重， $\sum_{\delta=1}^{13} \sigma_{\delta} = 1$ ； $Criminals_{it}$ 是嫌疑人數， $Crimes_{it}$ 是案件數。

八、控制變數

除了上述的變數外，我們將在模型裡加入性比例、前期犯罪人口率、粗離婚率與每萬人火災件數做為控制變數。由於缺乏犯罪者腦組織或身體構造的資料，因此我們退而以性比例來控制與性別相關的生理差異所致之遺漏變數；對前期犯罪人口率的控制可消除犯罪環境的慣性(註 18)對犯罪率的影響；粗離婚率的納入是用以防止與個性相關的遺漏變數問題；最後，因為蓄意縱火犯的動機與心理狀態和故意殺人犯常有若干重疊，因此我們希望能透過火災件數的控制來減少某些不可觀測的情緒與精神變數對實證結果的左右。

表一為縣市資料的敘述性統計，觀察標準差與平均數的相對大小後我們發現樣本間的離散程度其實頗大，為了避免地域或年別的差異可能造成的估計偏誤，我們於實證時將對空間與時間的效果做考量。

註 16 相對強度為序數而非基數的概念，亦即本文並不假定 13 級強度間存在線性倍率關係。

註 17 起訴率與定罪率的資料來自法務部統計，僅有年別，無縣市別。

註 18 犯罪環境的慣性形成於犯罪風氣和黑道勢力的消長。

表一 縣市資料之敘述統計

變數	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
故意殺人犯罪率	391	0.6049233	0.328614	0.0425879	2.518664
故意殺人犯罪人口率	391	1.043628	0.6079157	0.0851758	5.035746
勞動力大學率	391	0.25232	0.1154507	0.0555556	0.6639611
白領階級比例(%)	391	10.05253	4.598188	3.56	26.03
都市樓地板面積	391	10467.42	6659.118	1292.596	42099.09
性比例	391	106.5003	4.810208	94.00677	121.2977
集會遊行件數	391	214.5499	229.0762	1	1581
平均消防員額	391	17.98184	8.988446	0.9	46.6
每人警政支出	391	3436.67	2235.388	785.3997	20272.72
粗離婚率	391	2.15128	0.67163	0.7	4.13
族群集中度	391	0.743146	0.236597	0.318641	1
財產所得率	391	0.050022	0.018986	0.01795	0.168301
都市人口率(%)	391	70.64578	21.77585	32.2	100
火災件數	391	6.678133	6.302633	0.26	33.9
外縣市就業所得者率(%)	391	12.64586	8.003309	0	35.13
無業者所得率(%)	391	2.855857	1.700112	0	10.22
起訴率	17	0.5072	0.0333	0.4479	0.5515
定罪率	17	0.7615	0.0260	0.7189	0.8067

(資料來源：整理自中華民國刑案統計、內政統計年報、台灣警務統計分析、人力資源調查統計年報、台閩地區人口統計與法務統計專輯)

註：

1. 資料範圍：1992-2008年，台灣本島含澎湖縣共23縣市。
2. 故意殺人犯罪率為每萬人中發生件數。
3. 故意殺人犯罪人口率為每萬人中嫌疑犯人數，數據落後一年，其資料範圍為：1991-2007年，台灣本島含澎湖縣共23縣市。
4. 都市樓地板面積為都市計劃區使用之平均樓地板面積：平方公尺(樓地板)/平方公里(土地)。
5. 勞動力大學率為勞動力之教育程度在大學(含大專)以上之比例。
6. 平均消防員額乃每萬人對應之消防人員數，數據落後一年，其資料範圍為：1991-2007年，台灣本島含澎湖縣共23縣市。
7. 白領階級包含主管、經理和專業人士。
8. 粗離婚率為年中人口數裡每千人之登記離婚對數。
9. 起訴率與定罪率乃各年故意殺人案件之時間序列資料，範圍：1992-2008年，無縣市別。

第三章 資料背景

第一節 資料來源

我們的資料範圍自 1992 年至 2008 年，台灣本島含澎湖縣共 23 縣市。犯罪率為各縣市每萬人當年發生之殺人案件數，不含積案與補報；犯罪人口率為每萬人中的嫌疑犯人數，此兩變數來自中華民國刑案統計。本期警政支出是將警政歲出決算數除以年中人口數，而年中人口數、警政歲出決算數、平均每萬人消防員額、平均每萬人火災件數、設算都市樓地板使用密度和都市人口率所需的資料源自都市及區域發展統計彙編。勞動力教育程度大學以上比例、白領階級比例來源為人力資源調查統計年報。粗離婚率與性比例來自內政統計年報。設算刑罰強度所需資料出自台灣法務統計專輯。縣市每年集會遊行件數出自台灣警務統計分析。設算外縣市就業所得者比例、無業者所得率與財產所得率的資料來自台灣地區家庭收支調查報告。設算族群集中度的資料來自行政院客家委員會委託研究報告，然因委託研究報告僅有兩份：2004 年與 2008 年，因此我們以 2004 年的族群集中度做為 1992 年至 2004 年的變數，而 2005 年至 2008 年則皆採 2008 年的數值。

第二節 工具變數淺談

我們已述及警政支出與犯罪率間存在同時性，推究乃因治安越差的地方便需更多警力，而警察本身卻又具抑制犯罪之效，故，若不處理同時性，則迴歸裡引發的內生性問題會使實證結果令人存疑。我們以工具變數來解決內生性，取前期每萬人平均消防員額的平方與本期集會遊行件數的自然對數做為本期警政支出的工具變數，再以兩階段最小平方法 2SLS(註 19)來衡量警政支出對犯罪率的影響。

註 19 先將內生變數(警政支出)對工具變數與外生變數做迴歸，再以其配適值代替原來的警政支出跑犯罪率的迴歸式，這樣就可避免內生性而得到警政支出的一致性估計式。

使用工具變數時必須注意一個重點，即，所選取的工具變數是否有效?根據 Stock& Watson(2003)(註 20)，工具變數必須符合有效性則其應用才是合宜的，若其為無效，則我們便無法信賴以兩階段平方法所求得的係數。工具變數的有效性有兩個要求：相關性與外生性，前者希望工具變數(集會遊行件數與消防員額)對內生變數(警政支出)變動的解釋力越大越好，後者要求集會遊行件數與消防員額不能與犯罪率的遺漏變項相關。

消防員額是 Levitt (2002)於衡量警察人數對犯罪的威嚇效果時曾使用的工具變數之一，消防員額與警政支出都是政府對公眾態度的衡量指標，因此其間的關聯性是可期待的，而為了確保消防員額的外生性，我們亦將消防員額鎖定為落後一期的數值。另外，我們在模型裡置入的眾多控制變數也能幫助我們極小化可能的估計偏誤。

除了專辦刑案的刑事警察，警政開銷的另一去向是專司社會性或政治性聚眾事件的鎮暴警察，是故，我們利用集會遊行件數與鎮暴警察間的關聯性來捕捉與殺人案無關的警政支出變動。觀察圖四可知，故意殺人案的發生地點集中於民宅、市街商店或特定營業場所與交通場合，而依圖五，夜晚至清晨即佔案發時間的六成，平心而論，很難認定是適合聚眾的時空，且對處理故意殺人案件的刑事警察而言，聚眾行為並非其職轄範圍，從而可預期集會遊行件數外生性的成立。為了檢查工具變數的使用是否恰當，在接下來的實證過程裡，我們也會對工具變數的相關性與外生性做檢定。

註 20 詳參 Stock&Watson(2003) : P439。

表二 實證文獻整理

作者	資料範圍	結論
林明仁&劉仲偉(2006)	1978-2003 台灣 23 縣市之資料	OLS: 暴力犯罪: 警政威嚇正影響** 2SLS: 以工具變數處理失業率 暴力犯罪: 警政威嚇正影響**
周愷嫻(1996)	1990-1992 台灣 23 縣市	OLS: 都市化對犯罪率正影響**
陳懿瑾(2008)	1990-2006 台灣 13 區域之資料	Poisson Regression: 汽車竊盜: 徒刑負影響*** Negative Binomial Regression: 汽車竊盜: 徒刑負影響***
王淑女(1996)	1992 台北市、高雄縣 青少年抽樣	OLS: 都市化對偏差行為負影響***
Cameron, Samuel (1988)	22 篇實證文獻摘要	當中有 18 篇表示出警察對犯罪之正影響或無影響
Corman& Mocan (2000)	紐約 1970-1996 月資料	High-Freq. Time-Series Variation: 警政威嚇對竊盜負影響***
Levitt, Steven D (1996)	1971-1993 美國州資料	OLS: 暴力犯罪: 警政威嚇正影響 2SLS: 以工具變數處理受刑人 暴力犯罪: 警政威嚇正影響
Levitt, Steven D (2002)	1975-1995 美國城市資料	OLS: 暴力犯罪: 警政威嚇負影響 2SLS: 以工具變數處理員警數 暴力犯罪: 警政威嚇負影響*
Lochner&Moretti(2004)	NLSY 問卷、美國戶籍調查(1960、1970、1980)、FBI 犯罪調查統計	OLS: 教育對犯罪有負影響*** 2SLS: 教育對犯罪有負影響***
Myers, Stuart (1983)	1972 美國聯邦監獄釋放犯人之抽樣	Maximum likelihood estimates: 嚴厲性對犯罪影響相當薄弱 確定性對犯罪有正影響
Tella&Schargrodsky(2004)	1994 阿根廷受恐怖攻擊之猶太區資料	Difference-in-Difference: 警政威嚇對汽車竊盜負影響***

(資料來源：本研究整理)

註：***表示顯著水準小於等於 1%；**表示小於等於 5%；*表示小於等於 10%。

第四章 實證分析

第一節 模型設定

從文獻中發現，犯罪的研究模型多假設為固定彈性，如林明仁·劉仲偉(2006)、溫佳諭(2004)和 Levitt 的多篇文章。然而，倘真實模型的解釋變數集合包含了自變數的函數，比如說平方項，則若將其忽略必會導致遺漏變數的問題；此外，當變數間的函數關係被錯置(註 21)，則估計參數便會失去不偏性與一致性。職是之故，我們先以關鍵變數為迴歸基本架構，於控制了時間與空間之固定效果後，再試著將顯著變數之函數置入，而後得到完整的實證模型。

基於比較的一致性，我們以通貨膨脹率(註 22)修正了與物價相關的變數。本文採用的主要模型有二：時間固定效果與時間趨勢模型，這兩者的差異在於對時間效果的設定形式，而空間效果則依縣市別或區域別有兩種劃分方式。

(8) 固定效果迴歸模型

$$\begin{aligned} \ln(\text{犯罪率}_{i,t}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{每人警政支出}_{i,t}) + \beta_2 \text{勞動力大學率}_{i,t}^2 \\ & + \beta_3 \ln(\text{都市樓地板使用密度}_{i,t}) + \beta_4 \text{財產所得率}_{i,t} + \beta_5 \text{都市人口率}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{白領階級比例}_{i,t} + \beta_7 \text{族群集中度}_{i,t} + \beta_8 \text{外縣市就業所得者比例}_{i,t} \\ & + \beta_9 \text{無業者所得率}_{i,t} + \beta_{10} \ln(\text{刑罰強度}_{i,t-1}) + \beta_{11} \ln(\text{刑罰強度}_{i,t}) \\ & + \beta_{12} [\ln(\text{刑罰強度}_{i,t})]^2 + \beta_{13} [\ln(\text{刑罰強度}_{i,t})]^3 + \beta_{14} \text{性比例}_{i,t} + \beta_{15} \text{離婚率}_{i,t} \\ & + \beta_{16} \text{犯罪人口率}_{i,t-1} + \beta_{17} \ln(\text{火災件數}_{i,t}) + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

i 為縣市， t 表時間， λ_i 為空間虛擬變數， η_t 是年別虛擬變數， $\varepsilon_{i,t}$ 是殘差項。

註 21 真實的函數形式可能為二次多項式或需要取對數，若僅將模型設為普通的變數線性，則模型便無法描述真正的變數關係，稱為函數錯置。

註 22 我們採躉售物價指數，基期為 2007 年。

(9) 時間趨勢迴歸模型

$$\begin{aligned} \ln(\text{犯罪率}_{i,t}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{每人警政支出}_{i,t}) + \beta_2 \text{勞動力大學率}_{i,t}^2 \\ & + \beta_3 \ln(\text{都市樓地板使用密度}_{i,t}) + \beta_4 \text{財產所得率}_{i,t} + \beta_5 \text{都市人口率}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{白領階級比例}_{i,t} + \beta_7 \text{族群集中度}_{i,t} + \beta_8 \text{外縣市就業所得者比例}_{i,t} \\ & + \beta_9 \text{無業者所得率}_{i,t} + \beta_{10} \ln(\text{刑罰強度}_{i,t-1}) + \beta_{11} \ln(\text{刑罰強度}_{i,t}) \\ & + \beta_{12} [\ln(\text{刑罰強度}_{i,t})]^2 + \beta_{13} [\ln(\text{刑罰強度}_{i,t})]^3 + \beta_{14} \text{性比例}_{i,t} + \beta_{15} \text{離婚率}_{i,t} \\ & + \beta_{16} \text{犯罪人口率}_{i,t-1} + \beta_{17} \ln(\text{火災件數}_{i,t}) + \lambda_i + \beta_{18} T_t + \beta_{19} T_t^2 + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

i 為縣市， t 表時間， λ_i 為空間虛擬變數， T_t 是時間趨勢變數(註 23)， $\varepsilon_{i,t}$ 是殘差項。

為了確認式(8)與式(9)之模型設定是否合適，我們需做迴歸設定誤差檢定 (RESET)，虛無假設為模型設定無誤。結果如下：

表三 迴歸設定誤差檢定

<u>RESET</u>	<u>F</u>	<u>P-value</u>
固定效果	2.27	0.1047
時間趨勢	2.12	0.1211

由於在 10% 顯著水準下我們無法拒絕上述兩模型之設定正確，本文便據此為分析之主體。

註 23 資料範圍為 1992 至 2008 年，我們令 1992 年樣本之時間趨勢變數為 1，1993 年的樣本時間趨勢變數為 2，依此類推，屬於 2008 年的樣本所對應之時間趨勢為 17。

第二節 異質性的討論

雖然殘差項的條件變異數若具異質性並不會造成估計式之偏誤或不一致，但因信賴區間不再有效，立足於其上之推論便有失真之虞，故，需檢定同質性的虛無假說，以決定是否得對異質性的存在做修正。本文採 White 檢定，結果如下：

表四 異質性檢定

<u>WHITE</u>	<u>F</u>	<u>P-value</u>
固定效果	2.10	0.1236
時間趨勢	1.51	0.2226

從表中得知，固定效果模型在 10% 的顯著水準下無法拒絕殘差變異數同質性的虛無假說，而時間趨勢模型則即使在 20% 的顯著水準下亦無法拒絕同質性假說，因此，於古典迴歸的假設下，一般 t 統計量便符合 t 分配，而 OLS 的估計式即為 BLUE，我們不需使用 Robust Estimation 或 GLS 來對誤差變異做修正。

第三節 內生性問題

雖然林明仁·劉仲偉(2006)認為同時性是使警政效果之估計偏誤的理由，但其隱含的內生性對迴歸的影響究竟重大與否是需要被闡明的。假如內生性問題不存在或不甚重大，則於同質性條件滿足下，OLS 是一致有效的估計量，而 2SLS 的估計量是一致非有效的。本文以 Hausman test 來檢定本期警政支出的內生性，虛無假說為警政支出的內生性問題不大，結果如下：

表五 內生性檢定

<u>HAUSMAN</u>	<u>F</u>	<u>P-value</u>
固定效果	3.01	0.0836
時間趨勢	2.88	0.0903

在 10% 的顯著水準下，警政支出的外生假說在我們的兩個模型裡都是被拒絕的，這表示在實證時有處理內生性問題的必要，進而使工具變數的使用具備了正當性。

第四節 工具變數有效性之檢視

工具變數必須是有效的才能確保迴歸結果的合理性(Stock&Watson 2003)。具體而言，有效性得滿足相關性與外生性，我們以第一階段迴歸(註 24)弱工具變數聯合檢定來檢驗相關性；接著以過度認定測試(註 25)來驗證外生性條件，我們列出 Sargan 與 Basman 兩種統計量來做檢定，虛無假設為外生性條件之滿足。

表六 工具變數的有效性測試

Ln(每人警政支出)	(1)	(2)	(3)	(4)
第一階段迴歸:				
工具變數:				
Ln(今年集會遊行件數)	-0.03223** (0.01314)	- 0.03592** (0.01687)	- 0.02170*** (0.00775)	- 0.01085 (0.00953)
(去年平均消防員額)^2	0.00036*** (0.00005)	0.00037*** (0.00005)	- 0.00015*** (0.00003)	- 0.00012*** (0.00003)
其他:				
迴歸解釋變數:	是	是	是	是
樣本數:	391	391	391	391
年別虛擬變數:	否	是	否	是
時間趨勢變數:	是	否	是	否
縣市別虛擬變數:	否	否	是	是
區域虛擬變數:	是	是	否	否
F 值	54.31	39.88	140.38	163.57
Prob>F	0	0	0	0

(接下頁)

註 24 將內生變數(警政支出)對工具變數與其他外生解釋變數做迴歸即稱之。

註 25 工具變數的個數必須超過內生變數之個數才能對外生性的條件做檢驗。

(承上頁)

Adjusted R ²	0.7736	0.7954	0.9375	0.9589
弱工具變數聯合檢定:				
F 值	44.75	49.65	11.87	9.09
P-value	0	0	0	0
過度認定測試:				
Sargan. 卡方值	1.7680	0.3511	0.3788	1.0052
P-value	0.1836	0.5535	0.5382	0.3161
Basmann. 卡方值	1.6579	0.3154	0.3375	0.8609
P-value	0.1979	0.5744	0.5613	0.3535

註：括弧內的數值為標準差，***表示顯著水準小於等於 1%；**表示顯著水準小於等於 5%；*表示顯著水準小於等於 10%。

欄(1)與欄(3)是時間趨勢模型的第一階段迴歸，前者的空間效果為區域別(註 25)，為的是捕捉跨地域的民情與文化背景；後者的空間效果為縣市別。欄(2)與欄(4)為時間固定效果模型，前者之空間效果為區域別；後者之空間效果為縣市別。

表六明白的顯示工具變數與警政支出間的相關性，除了欄(4)的集會遊行件數外，八個工具變數中有七個具統計上的顯著性，雖然消防員額的係數符號會因為區域別或縣市別的取捨而出現參差，但這並不使變數間關聯性的存在變得薄弱。

觀察圖十二，我們發現集會遊行總件數與每次出動的警察人數呈負相關，以最小平方法求出其迴歸直線如下：

(10) 自變數：集會遊行總件數；應變數：平均每件遊行值勤的鎮暴警察人數。

$$\text{每件平均警力} = 73.2643 - 0.0263 * \text{集會遊行總件數}$$

常數項 73.2643 的 P 值為 0，迴歸係數 -0.0263 的 P 值為 0.023，採用 Robust 估計值。

由式(10)可知，隨著集會遊行總件數的增加，平均每件鎮暴警察人數將會減

註 25 區域一：台北縣市、基隆市、宜蘭縣；區域二：花蓮縣、台東縣；區域三：高雄縣市、屏東縣、澎湖縣；區域四：雲林縣、嘉義縣市、台南縣市；區域五：台中縣市、彰化縣、南投縣；區域六：桃園縣、新竹縣市、苗栗縣。

少，這透露出鎮暴警察在社會秩序的維持上存在規模經濟的效果，可能的原因有二：透過鎮暴警察的特別編制，產生了專業化的效益；另外，頻繁的聚眾行為也會帶來學習效應，提高了警察的出勤效率。準此，我們可以這樣歸納：當集會遊行件數增加，鎮暴警察的出勤產生規模經濟，使得每件聚眾行為的警力減少，因此，連帶的降低了每人警政支出，結果便如表六所示，集會遊行件數的係數無一例外的皆對每人警政支出有負影響，顯著性更是四者有三。

接下來，根據 Stock et al.(2002)(註 26)，若聯合檢定的 F 值大於臨界值，則相關性條件是滿足的，檢測工具變數相關性之標準如下：

表七 弱工具變數檢定標準

工具變數個數	3	5	10
F 的臨界值	9.08	10.83	11.49

本文有兩個工具變數，因此以 9.08 做為檢測其相關性的臨界值，表六裡四種情況的 F 值分別為 44.75、49.65、11.87 與 9.09，皆大於要求值；此外，無論是使用 Sargan 或 Basman 之統計量，即便在 18% 的顯著水準下外生性的虛無假設都無法被拒絕。經由上述兩項檢驗，可證明本文所採工具變數之有效性。

第五節 迴歸結果的詮釋

表八與表九為實證結果，前者使用普通最小平方法(OLS)，後者採兩階段最小平方法(2SLS)，以集會遊行件數與前期消防員額作為警政支出之工具變數。表裡皆有四個欄位，欄(1)與欄(3)為時間趨勢模型，欄(2)與欄(4)為時間固定效果模型，欄(1)與欄(2)的空間效果為區域別，欄(3)和欄(4)的空間效果則為縣市別。

註 26 見 Stock et al.(2002)該文表一。

一、普通最小平方法(OLS)

我們先解釋表八的結果。觀察欄(1)與欄(2)的區域虛擬變數(註 27)後發覺，於給定解釋變數下，除了區域五(中彰投)的犯罪率顯著低於區域一外，其他區的犯罪率均顯著地較區域一高，而花東地區的平均犯罪率甚至高出三十幾個百分點，這是否意味花東代表著較差的治安、更濃厚的罔法意識抑或對犯罪者而言更理想的棄屍地點?我們無法斷論。不過，花東同時也有較大的標準差，因其地廣人稀，當犯罪件數受到殘差項影響而突然增加時，其變異數出現敏感的反應是非常合理的。

再來，我們看時間趨勢的係數，欄(1)的結果並不顯著，但欄(3)的係數皆顯著且作用方向相反，由於欄(3)所採的縣市別虛擬變數較欄(1)的區域別更能控制細部的空間效果，因而我們認為欄(3)較具參考性。由欄(3)可知犯罪率是具有隨時間攀升的趨勢，而後邊際增加率逐年遞減，直至 1998 年後犯罪率便出現了向下的趨勢(註 28)。欄(4)的空間效果與欄(3)相同，但在時間的控制方面，欄(4)採取時間固定效果而非趨勢效果，接下來我們以欄(3)和欄(4)來檢驗變數的主要意義及相關的理論。

對照欄(3)和欄(4)後發現，除了警政支出的係數外，這兩欄的解釋變數正負號皆為一致。我們以欄(4)的結果與林明仁·劉仲偉(2006)的估計值相較，發現警政支出的顯著正影響被下修許多，極小的 t 值雖仍為正，但即便在 98% 的顯著水準下亦無法宣稱其對犯罪率有正影響，推論之間的差異應來自模型設定，因本文放寬了某些變數固定彈性的假設並修正了物價水準的影響，從而使模型的解釋力增加了。觀察勞動力大學率的參數發現，在樣本平均下，其對犯罪率的彈性於欄(3)、欄(4)分別為 -0.27、-0.21(註 29)，透露出教育對犯罪行為存在著遏止作用，且其對犯罪

註 27 以區域一(台北縣市、基隆市、宜蘭縣)為對照組。

註 28 把迴歸式對 t 偏微得 $0.0422 - 0.0064t = 0$ ，解 $t = 6.59 \div 7$ ，對照之年份即為 1998 年。

註 29 勞動力大學率的彈性為 $2\beta_2 * \text{勞動力大學率}$ ，代入樣本平均得 -0.2663、-0.2085。

傾向之削減隨著教育水平的攀升而加劇。我們稍早提到，教育程度反應著個人的內外控特質與機會成本：內控者偏向積極與自律，犯罪傾向較低，並可能為展示自我而追求高教育水平，故教育程度應與犯罪率有負關係；而隨著教育程度的提升，遞增的邊際機會成本亦會降低高學歷者的犯罪傾向。總的來說，教育對犯罪的負影響是可推論的，欄(3)和欄(4)的係數雖然不甚顯著，但是教育效果的符號和我們的預期相符。

都市樓地板使用密度、財產所得率與都市人口率代表都市化影響犯罪行為的三個面向。都市樓地板使用密度越高表示人際互動越密切、頻繁，背後隱含的守望相助應會對犯罪者產生監督效果，因此犯罪率會下降，此外，由於越緊密的人際交流越能確保訊息的流通與透明，因此刑罰的威嚇與法治的風行草偃都更能對潛在犯罪者產生作用，使其犯罪傾向降低；然而，高密度的生活圈同時也表示擁擠的精神空間與激烈的競爭環境，這些要素都會使人的內心產生矛盾、迷亂，進而出現偏差的態度或是反應，而人多嘴雜也易致生摩擦和衝突，因此，頻繁的人際往來有可能會增加犯罪率。綜合而言，都市樓地板使用密度對犯罪率的影響是不明確的，各種力道拉扯後成了欄(3)與欄(4)的彈性：0.04 與 0.01，表示監督效果與資訊流通終究不敵社會迷亂與頻繁摩擦對犯罪的誘使，這與楊雅惠(1986)自時間序列和橫斷面資料得出人口密度之不顯著正影響的結論不謀而合。

我們以財產所得率表示客觀的經濟條件，當個人的財產所得率越高意味著其仰賴薪資所得的程度越低，是故較為寬綽有餘，不會因匱乏而起盜心。然而，係數所示的正影響卻與我們的直覺相悖，越佳的經濟狀況卻導向越高的犯罪率，何解？由於案發後被捕的損失為合法的薪資所得，因此經濟寬裕的人反而有著較低的機會成本(因薪資佔所得比例低)，或著說，較為有恃無恐。另外，圖三曾顯示：謀財害命的比例只有約 4%，這表示利慾並非故意殺人的主要動機，因此，經濟條件的富足對犯罪傾向的抑制有限，而我們的結果就得以合理解釋了。

欄(3)、欄(4)裡的都市人口率對犯罪率的影響是負的，且在 20%的水準下具顯

著性。當城市人口被區分為都市人口與非都市人口時，非都市地區的發展程度是較為緩慢的，若都市人口率越高，表示弱勢居民的比例越低，因而在面對挫折時，較少比例的人會直接歸因於開發程度的不公平，大抵上反社會心態較輕微，因此犯罪傾向較低；另外，當都市人口率越高，由於開發程度愈普及，因此杳無人煙的地方較稀少，亦減少了可能的匿名性場所，因而對犯罪率有負影響。雖然都市人口率對犯罪率的係數不大，但綜合上述理由，仍可肯定其抑制效果。

我們以白領階級比例來觀察自負、強烈的個人主義、高張的壓力會否促使犯罪率的增加。我們看到欄(3)、欄(4)裡的係數皆顯著為正，這表示就故意殺人而言，狂信型人格特質、宣洩壓力的內在需要與社會解組帶來的價值規範崩解和動機衝突確實是相當重要的犯罪動因。

欄(3)與欄(4)族群集中度的係數皆為顯著的 0.22，表示一元的價值體系禁錮了個人面對挫折時的應變力與包容性，於是潛在犯罪者輕易的就被推進了死胡同裡；當族群集中度越大，其內部的連結也會變得鬆散，若個人與族群間的依附性薄弱，便不會產生歸屬感，而犯罪的念頭就更不受牽制，因此犯罪率增加。簡之，族群集中度越低表示社會的價值觀越多元，個人的想法與對挫折的認知較為開放，且個別族群內的凝聚力愈強，團體意識就越能發揮遏止犯罪的功效。

外縣市就業所得者比例與無業者所得率是用來測度潛在受害者生活風險對犯罪率的影響。根據之前的推論，無業者所得率對犯罪率會有正影響，我們的實證結果分別為 0.004 與 0.008，並不是很顯著，但影響方向符合我們的預期；另外，外縣市就業所得者比例之係數為 -0.007 與 -0.004，這表示通勤者為了配合其工作性質與生物時鐘所採的作息方式減少了其曝露於被害危險中的可能性，連帶的便降低了犯罪率。

關於刑罰強度，欄(3)與欄(4)裡有幾個重要意涵。首先，在模型裡，前期懲罰和本期懲罰的設定隱含其彈性形態的差異，前期懲罰為固定彈性，本期懲罰的威嚇效果則取決於懲罰強度的大小，此模型的設定通過了檢定，殆無疑義。我們發

現，欄(3)和欄(4)不論前期或本期的刑罰強度都對犯罪有遏阻之效，唯前期懲罰效果不僅在程度上較本期來的小，其顯著性亦不若本期懲罰。平均而言，本期懲罰彈性分別為-0.36、-0.37(註 30)，且其邊際威嚇力會隨著刑罰強度之加重而遞增，然，前期懲罰的彈性卻只有-0.07，迥異的結果可以視為潛在犯人主觀折現率的體現，並對刑罰及時性之犯罪壓抑效果做了佐證。

最後，我們使用性比例、前期犯罪人口率、粗離婚率與每萬人火災件數做為控制變數，欲藉其與不可觀測之犯罪動因間的關聯性，來排除可能的遺漏變數問題。正因良好的控制變數特性是建立在其與殘差項的強烈相關上，儘管在表八裡犯罪人口率無一例外的皆有正向顯著性，對其係數做任何解釋仍是不具意義的。



註 30 本期懲罰的彈性為 $\beta_{11} + 2\beta_{12} * \text{Ln}(\text{本期懲罰}) + 3\beta_{13} * [\text{Ln}(\text{本期懲罰})]^2$ ，代入樣本平均後，欄(3)得 -0.36003，欄(4)得 -0.3745。

二、兩階段最小平方法(2SLS)

為了解決警政支出的內生性問題，我們用集會遊行件數與前期消防員額作為工具變數再跑一次原本的迴歸，結果即為表九。比較表八與表九的欄(3)、欄(4)發現：除了警政支出外，其他變數的係數符號皆相同，接下來我們將以這兩欄為主來解釋表九。

我們的重點在於對警政支出的討論。從表中得知，欄(3)與欄(4)的係數分別為-0.92、-0.88，且兩者皆顯著，上述結果證明了當警政支出的內生性問題不再，警政威嚇效果是確實存在的。根據 Levitt(2002)歸納，現有研究的警政威嚇彈性約為-0.3至-0.7，與表九的結果相比顯然小得多，由於我們的研究是針對故意殺人，這表示故意殺人犯罪對警政威嚇有更高的敏感度，因此，若要有效降低故意殺人犯罪率，或可從警政威嚇的方面著手。

平均而言，本期懲罰的彈性為-0.34、-0.36，前期懲罰的彈性則為-0.06，雖然皆約略小於表八的結果，不過背後的意涵並無二致。至於欄(3)的時間趨勢，則仍然維持先上升後下降的態勢，不過轉折點由1998年變成了2000年。

表九的其餘結果幾乎和表八如出一轍，需注意的是，財產所得率、外縣市就業所得者比例、無業者所得率與本期刑罰強度的顯著性在表九皆提升了，此外，比較兩表欄(4)之財產所得率後，發現其係數幾乎倍增，且變得顯著了。簡言之，在處理了警政支出的內生性問題後，除了警政威嚇效果得到良好的佐證外，其他解釋變數之係數雖無大幅更動，其對犯罪行為的影響卻更明朗化了。

表八 OLS 實證結果

	OLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln(每人警政支出)	0.0843 (0.0523)	0.0997* (0.0521)	-0.0965 (0.0966)	0.0019 (0.1167)
勞動力大學率 ²	-0.8815 (0.6010)	-0.8433 (0.5689)	-0.5276 (0.6668)	-0.4132 (0.6461)
白領階級比例(%)	-0.0047 (0.0090)	-0.0043 (0.0087)	0.0247** (0.0107)	0.0187* (0.0103)
族群集中度	0.1452* (0.0803)	0.2024** (0.0792)	0.2222* (0.1273)	0.2159* (0.1236)
財產所得率	0.8894 (0.9334)	1.9092** (0.9050)	0.1015 (0.9235)	0.9291 (0.9150)
Ln(每萬人火災數)	0.0531*** (0.0182)	0.0725*** (0.0186)	-0.0320 (0.0200)	-0.0118 (0.0214)
Ln(都市樓地板使用密度)	-0.0357 (0.0316)	-0.0832** (0.0332)	0.0405 (0.0344)	0.0124 (0.0362)
都市人口率(%)	0.0029 (0.0019)	0.0023 (0.0019)	-0.0062 (0.0047)	-0.0063 (0.0045)
外縣市就業所得者比例(%)	0.0046* (0.0025)	0.0052** (0.0024)	-0.0069 (0.0059)	-0.0043 (0.0058)
無業者所得率(%)	0.0137 (0.0106)	0.0186* (0.0102)	0.0036 (0.0104)	0.0077 (0.0101)
Ln(前期懲罰)	-0.1730*** (0.0663)	-0.1897*** (0.0675)	-0.0725 (0.0619)	-0.0707 (0.0648)
Ln(本期懲罰)	-0.0985** (0.0495)	-0.0807* (0.0471)	-0.0401 (0.0466)	-0.0206 (0.0448)
[Ln(本期懲罰)] ²	-0.0643** (0.0288)	-0.0605** (0.0280)	-0.0826*** (0.0266)	-0.0915*** (0.0260)
[Ln(本期懲罰)] ³	-0.0056 (0.0052)	-0.0094* (0.0051)	-0.0052 (0.0049)	-0.0057 (0.0047)
性比例	-0.0085 (0.0126)	-0.0076 (0.0120)	0.0156 (0.0166)	0.0136 (0.0160)
粗離婚率	0.0629 (0.0494)	0.1218** (0.0591)	0.0197 (0.0583)	0.0185 (0.0834)

(接下頁)

(承上頁)

	(1)	(2)	(3)	(4)
前期犯罪人口率	0.2839*** (0.0314)	0.2564*** (0.0315)	0.1334*** (0.0315)	0.1196*** (0.0316)
常數項	-0.2372 (1.4371)	-0.2708 (1.3579)	-1.1859 (1.8949)	-1.5419 (1.8720)
區域別二(花東)	0.3552*** (0.1122)	0.3435*** (0.1105)		
區域別三(高屏澎)	0.1973*** (0.0485)	0.2140*** (0.0461)		
區域別四(雲嘉南)	0.1343*** (0.0504)	0.1605*** (0.0485)		
區域別五(中彰投)	-0.1573*** (0.0477)	-0.1275*** (0.0460)		
區域別六(桃竹苗)	0.2131*** (0.0617)	0.2678*** (0.0590)		
時間趨勢	-0.0081 (0.0183)		0.0422* (0.0217)	
時間趨勢 ²	-0.0002 (0.0008)		-0.0032*** (0.0010)	
時間效果	趨勢	固定效果	趨勢	固定效果
空間效果	區域	區域	縣市	縣市
樣本數	391	391	391	391
R^2	0.8134	0.8341	0.8561	0.8693

註：

1.括弧內的數值為標準差，***表示顯著水準小於等於 1%；**表示顯著水準小於等於 5%；*表示顯著水準小於等於 10%。

2.區域別的對照組為：台北縣市、基隆市、宜蘭縣。

表九 2SLS 實證結果

	2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln(每人警政支出)	0.5087*** (0.1238)	0.4634*** (0.1123)	-0.9195** (0.3970)	-0.8825* (0.5144)
勞動力大學率 ²	-1.5712** (0.6569)	-1.4433** (0.5988)	-0.5139 (0.6924)	-0.3005 (0.6505)
白領階級比例(%)	-0.0182* (0.0101)	-0.0172* (0.0095)	0.0239** (0.0111)	0.0216** (0.0105)
族群集中度	-0.0968 (0.1055)	-0.0146 (0.0996)	0.2354* (0.1323)	0.2230* (0.1239)
財產所得率	0.0518 (1.0051)	1.2947 (0.9314)	1.3047 (1.1112)	1.7775* (1.0351)
Ln(每萬人火災數)	0.0126 (0.0219)	0.0344 (0.0215)	-0.0285 (0.0208)	-0.0138 (0.0215)
Ln(都市樓地板使用密度)	-0.0378 (0.0332)	-0.0741** (0.0337)	0.0540 (0.0362)	0.0080 (0.0364)
都市人口率(%)	0.0034* (0.0020)	0.0027 (0.0019)	-0.0069 (0.0049)	-0.0061 (0.0045)
外縣市就業所得者比例(%)	0.0087*** (0.0029)	0.0092*** (0.0027)	-0.0089 (0.0062)	-0.0097 (0.0060)
無業者所得率(%)	-0.0064 (0.0123)	0.0042 (0.0110)	0.0202 (0.0132)	0.0138 (0.0107)
Ln(前期懲罰)	-0.1149 (0.0714)	-0.1245* (0.0707)	-0.0646 (0.0643)	-0.0580 (0.0653)
Ln(本期懲罰)	-0.0621 (0.0529)	-0.0467 (0.0486)	-0.0286 (0.0487)	-0.0197 (0.0449)
[Ln(本期懲罰)] ²	-0.0877*** (0.0309)	-0.0784*** (0.0288)	-0.0655** (0.0288)	-0.0817*** (0.0266)
[Ln(本期懲罰)] ³	-0.0026 (0.0055)	-0.0075 (0.0052)	-0.0105* (0.0056)	-0.0083* (0.0050)
性比例	-0.0336** (0.0148)	-0.0295** (0.0135)	0.0319* (0.0188)	0.0303 (0.0186)
粗離婚率	0.0367 (0.0524)	0.0964 (0.0602)	0.0541 (0.0627)	0.0528 (0.0858)

(接下頁)

(承上頁)

	(1)	(2)	(3)	(4)
前期犯罪人口率	0.2319*** (0.0357)	0.2052*** (0.0348)	0.1299*** (0.0328)	0.1306*** (0.0323)
常數項	-0.3964 (1.5110)	-0.5162 (1.3763)	2.8500 (2.7239)	3.1214 (3.2395)
區域別二(花東)	0.4561*** (0.1208)	0.4385*** (0.1148)		
區域別三(高屏澎)	0.1729*** (0.0514)	0.1863*** (0.0473)		
區域別四(雲嘉南)	0.3069*** (0.0696)	0.3086*** (0.0635)		
區域別五(中彰投)	-0.0755 (0.0545)	-0.0638** (0.0497)		
區域別六(桃竹苗)	0.3592*** (0.0752)	0.3795*** (0.0670)		
時間趨勢	-0.0574** (0.0232)		0.1418*** (0.0516)	
時間趨勢 ²	0.0019*** (0.0010)		-0.0076*** (0.0023)	
時間效果	趨勢	固定效果	趨勢	固定效果
空間效果	區域	區域	縣市	縣市
樣本數	391	391	391	391
R^2	0.7933	0.8295	0.8445	0.8685

註：

1.括弧內的數值為標準差，***表示顯著水準小於等於 1%；**表示顯著水準小於等於 5%；*表示顯著水準小於等於 10%。

2.區域別的對照組為：台北縣市、基隆市、宜蘭縣。

第五章 結論

在還原了行為本質並考量各種可能的詮釋觀點後，我們整理出犯罪成因的架構，而後，更詳盡的闡釋了背後的概念並對相關的理論意義做了說明。然而，欲精確的釐清犯罪行為，我們不僅得解決犯罪黑數的問題，對未知的罰金與徒刑之替代形式也必須有所考量，因此，由於具備良好的資料特性以及不適用罰金的法條規定，故意殺人犯罪便雀屏中選為我們的分析對象。

為了解讀複雜的犯罪成因，我們選了以下變數來實證：警政支出、勞動力大學率、都市樓地板使用密度、財產所得率、都市人口率、白領階級比例、族群集中度、外縣市就業所得者比例、無業者所得率、本期刑罰強度與前期刑罰強度。在模型設定方面，本文除了放寬固定彈性的假設外，亦置入控制變數以緩解對遺漏變數的疑慮。此外，在對異質性做檢定後發現，時間固定效果與時間趨勢模型分別於 10%、20% 的顯著水準下無法拒絕其變異數的同質性假說，是故，有別於其他文獻直接以 Robust 估計量或是人口數做加權，本文並不對殘差變異做調整。

經由 Hausman 檢定，我們確定警政支出的內生性會使迴歸產生偏誤，本文的解決之道是以集會遊行件數與前期消防員額為工具變數來做 2SLS，由於工具變數個數超過內生變數(註 31)，因此我們可以過度認定測試來檢驗工具變數的外生性。第一階段迴歸包含了弱工具變數聯合檢定與過度認定測試，檢驗的結果肯定了本文工具變數的有效性。

我們的實證顯示，警政支出對犯罪率有顯著的威嚇效果，而與國外文獻相比，本文的彈性為其 1.3~3 倍，這表示故意殺人犯罪對警政威嚇的敏感度較其他犯罪高。另外，白領階級比例與族群集中度皆對犯罪率有顯著的正影響；財產所得率對犯罪率的影響也是正的，但僅在 2SLS 的時間固定效果模型中具顯著性。

都市樓地板使用密度是用來捕捉人際網絡的頻繁度，大抵上其對犯罪是不甚

註 31 工具變數有兩個，內生變數只有警政支出。

顯著的正影響，正與楊雅惠(1986)以人口密度衡量的結論呼應；都市人口率與外縣市就業所得者比例是在 20% 的顯著水準下對犯罪率有負影響，而 2SLS 的無業者所得率則於 20% 的水準下對犯罪有正影響。

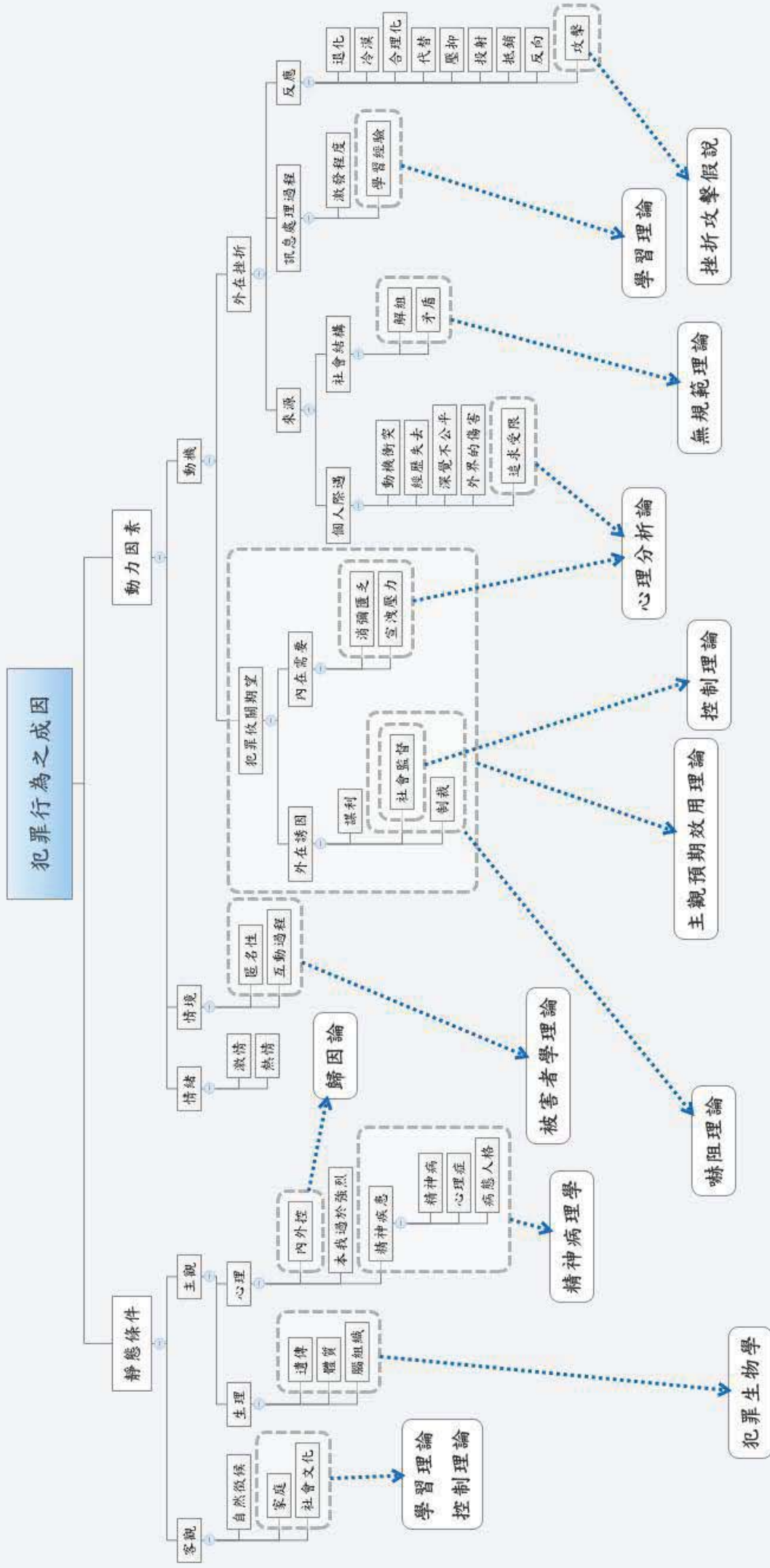
另一重要的發現是刑罰威嚇效果確實蘊藏時間上的差異。落後期的刑罰威嚇力道較本期單薄了許多，且越重的本期懲罰強度會有愈高的邊際嚇阻力，表示及時性對犯罪傾向的壓抑效果是存在的。最後，本文用勞動力大學率做為教育程度的指標，雖然負向效果不很顯著，然而經由二次項的捕捉，可以印證教育所隱含的邊際機會成本遞增是使高學歷者對故意殺人犯行卻步或踟躕的理由之一。

故意殺人案件是很簡明的分析主體，案件之發生必須經過直接碰觸，因此被害人可能具潛在加害人的特質，圖十為嫌犯與被害者的教育程度別，圖十一為其職業別，從圖中可知嫌犯與被害者的教育和職業分布是相當類似的，除了以國高中學歷為主外，職別皆是無職、技術工和體力工居多，正由於嫌犯和被害者的同質性頗高，因此我們實證時並不對所得不均度或相對剝奪感(註 32)著墨。

本文的主要貢獻為以周延的角度思考犯罪行為的本質並以謹慎的計量方法和工具變數做實證。然而，由於資料的侷限性，我們無法對犯人與被害者有更細緻的描繪，倘警務統計能對相關的資料做更深入的蒐集與整理，研究便能更富延展性，也許在令人目不暇給的犯罪學理論中可另闢蹊徑，屆時犯罪對策的擬定或可具較高的預測力也未可知。

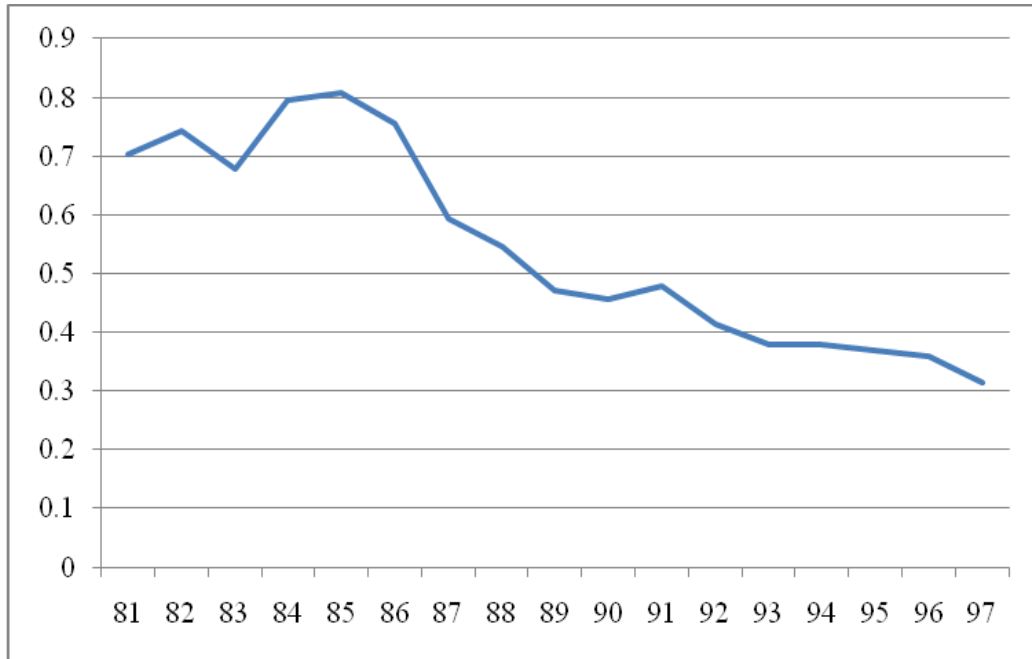
註 32 相對剝奪是指人們透過與外界的比較而對自己的處境感到不滿或沮喪的狀態。

圖一 犯罪行為之成因



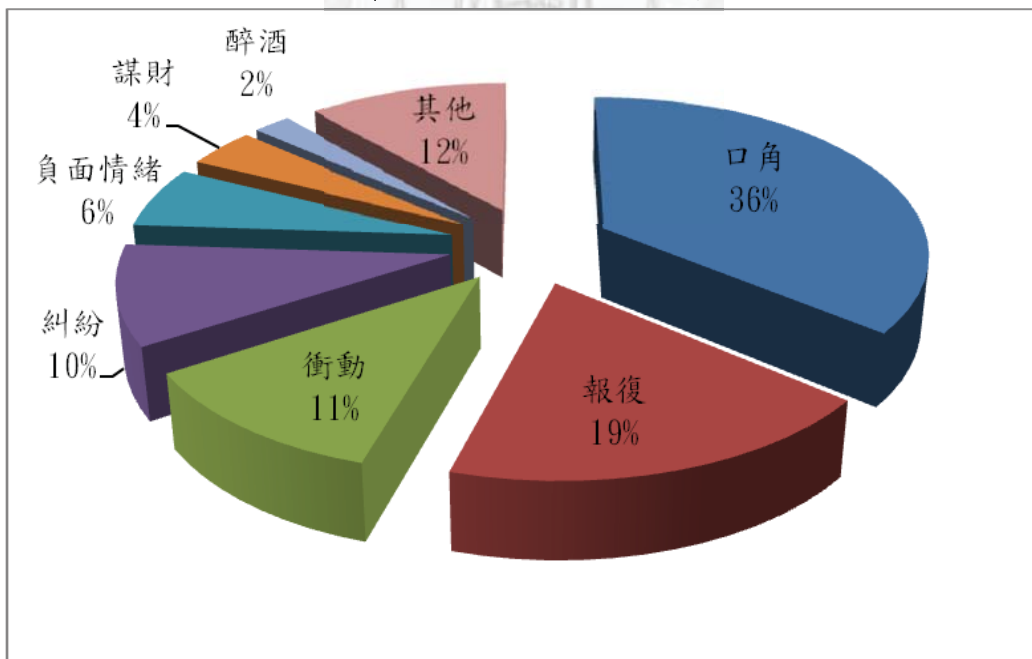
註：本研究歸納整理，參考林山田等(2002)、馬傳鎮(2008)、張平吾等(2010)。

圖二 故意殺人犯罪率(件/萬人)



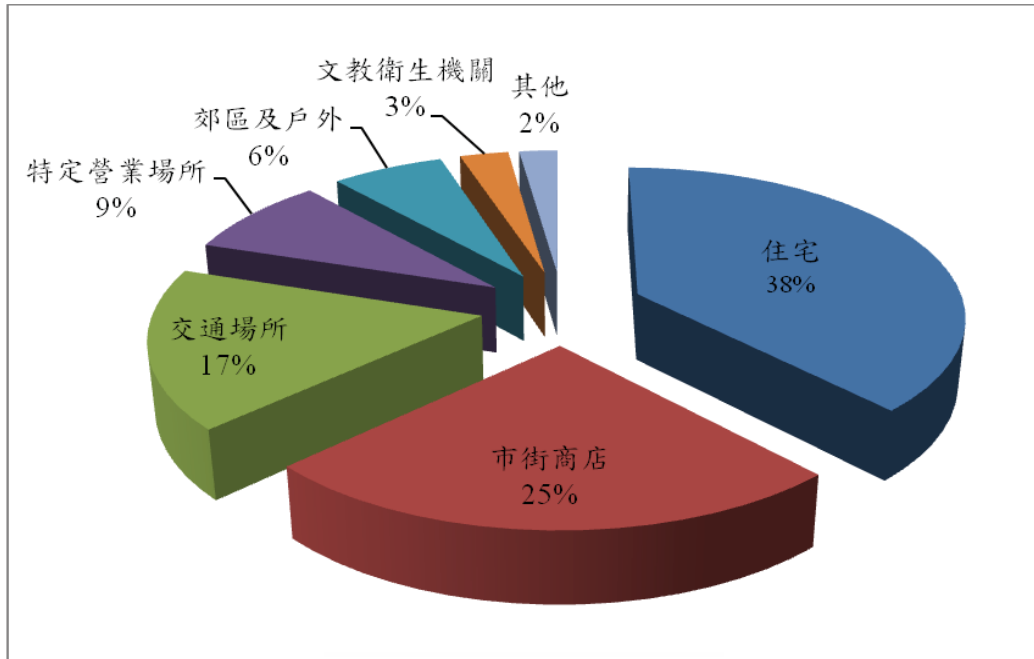
註：整理自中華民國刑案統計 1992-2008。

圖三 故意殺人之動機



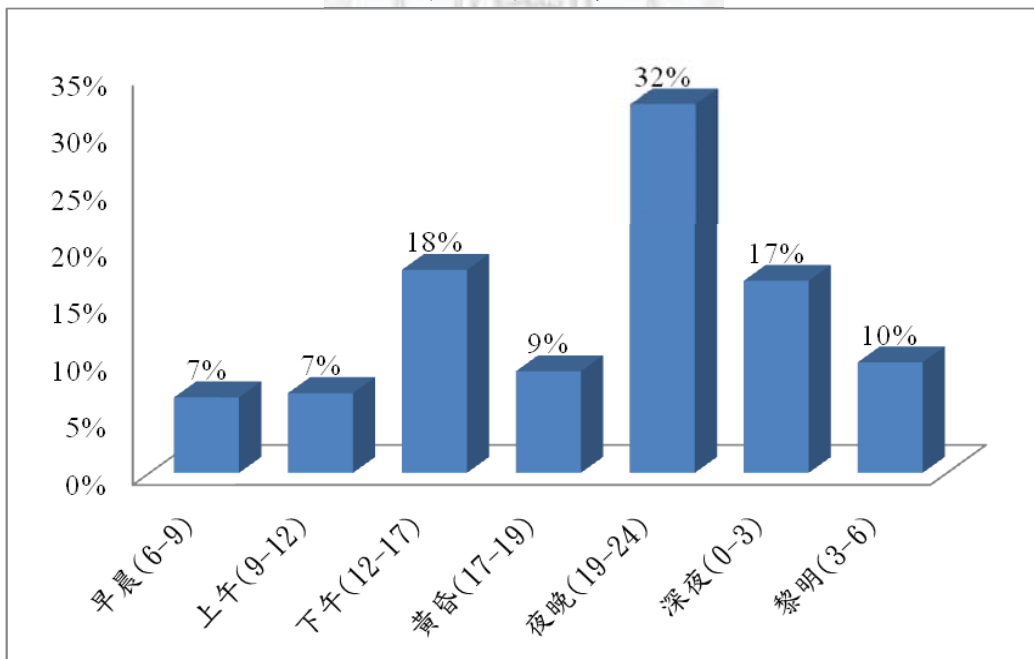
註：整理自中華民國刑案統計 1992-2008。

圖四 案發場所



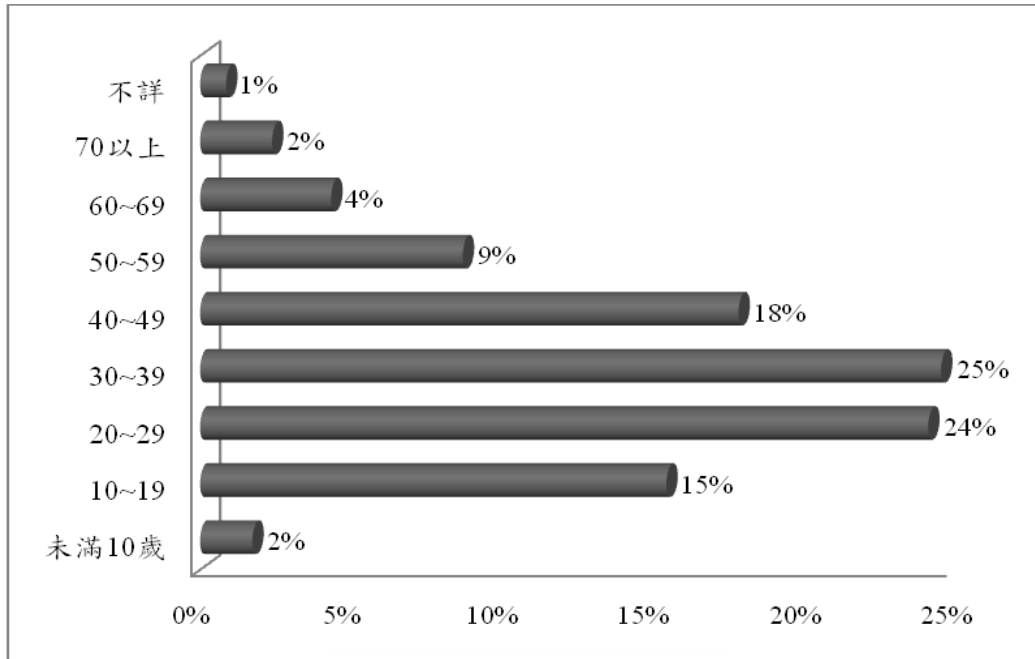
註：整理自中華民國刑案統計 1992-2008。

圖五 案發時間



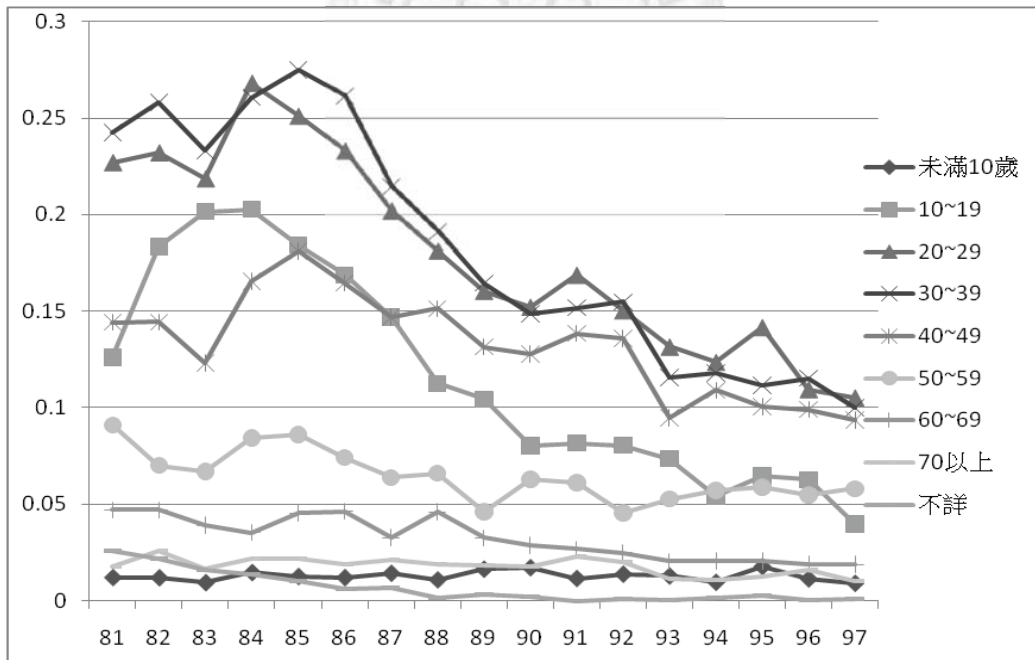
註：整理自中華民國刑案統計 1992-2008。

圖六 被害人年齡分布



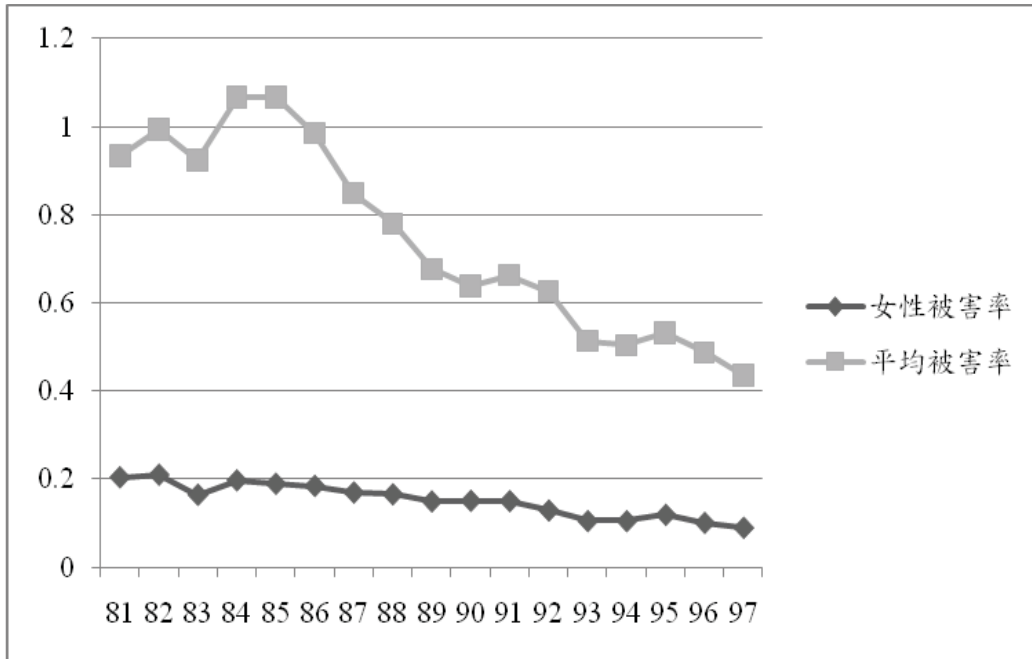
註：整理自中華民國刑案統計 1992-2008。

圖七 年齡別被害率(被害人/萬人)



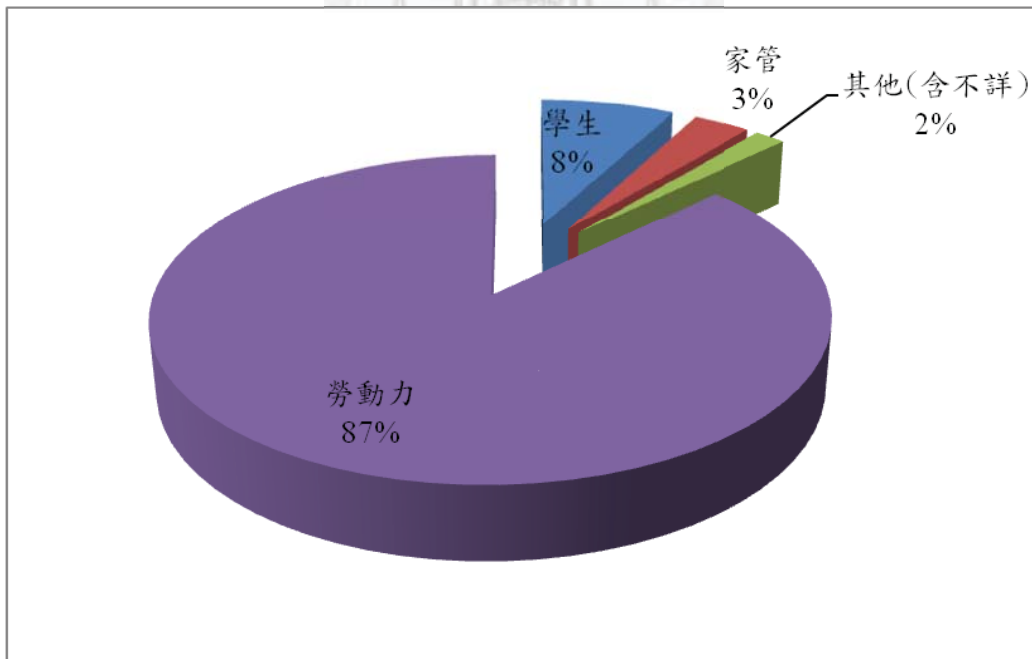
註：整理自中華民國刑案統計 1992-2008。

圖八 被害率趨勢圖(被害人/萬人)



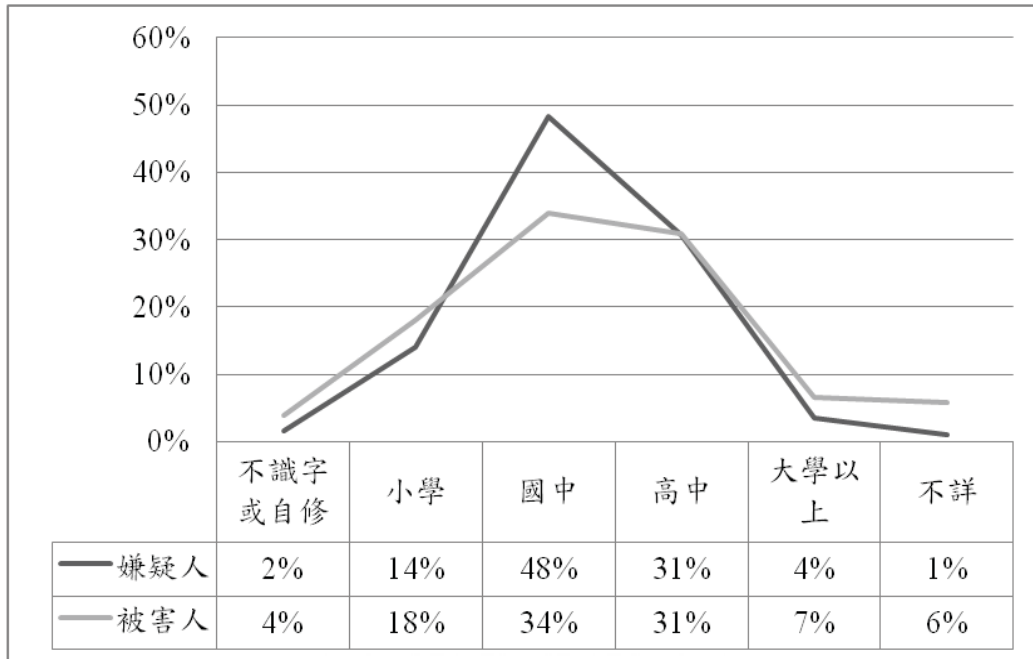
註：整理自中華民國刑案統計 1992-2008。

圖九 嫌犯職業別(粗分)



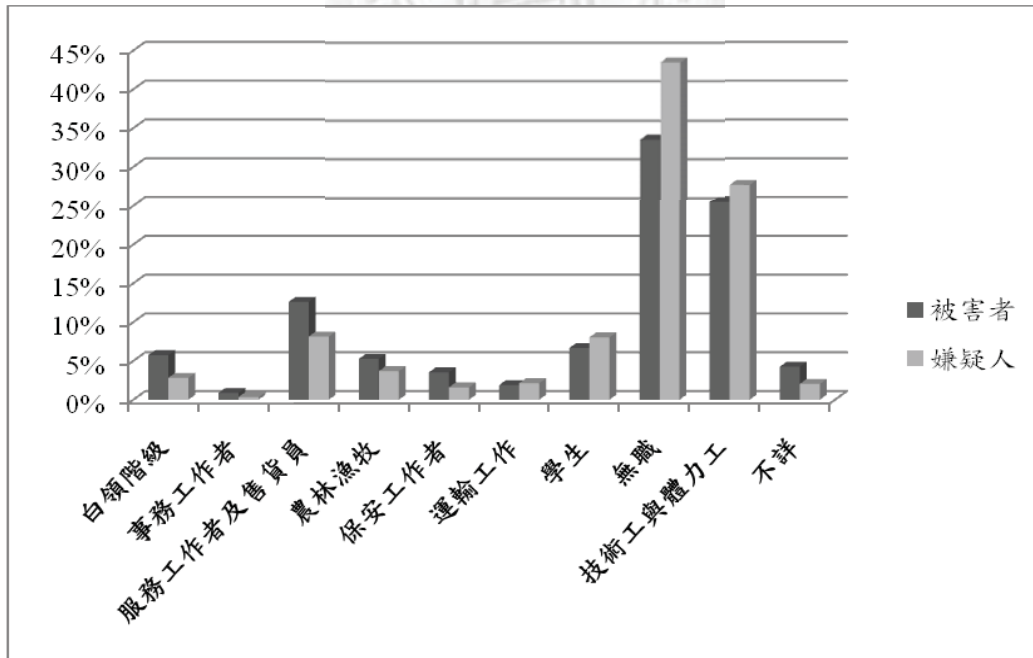
註：整理自中華民國刑案統計 1992-2008。

圖十 嫌犯與被害人教育程度



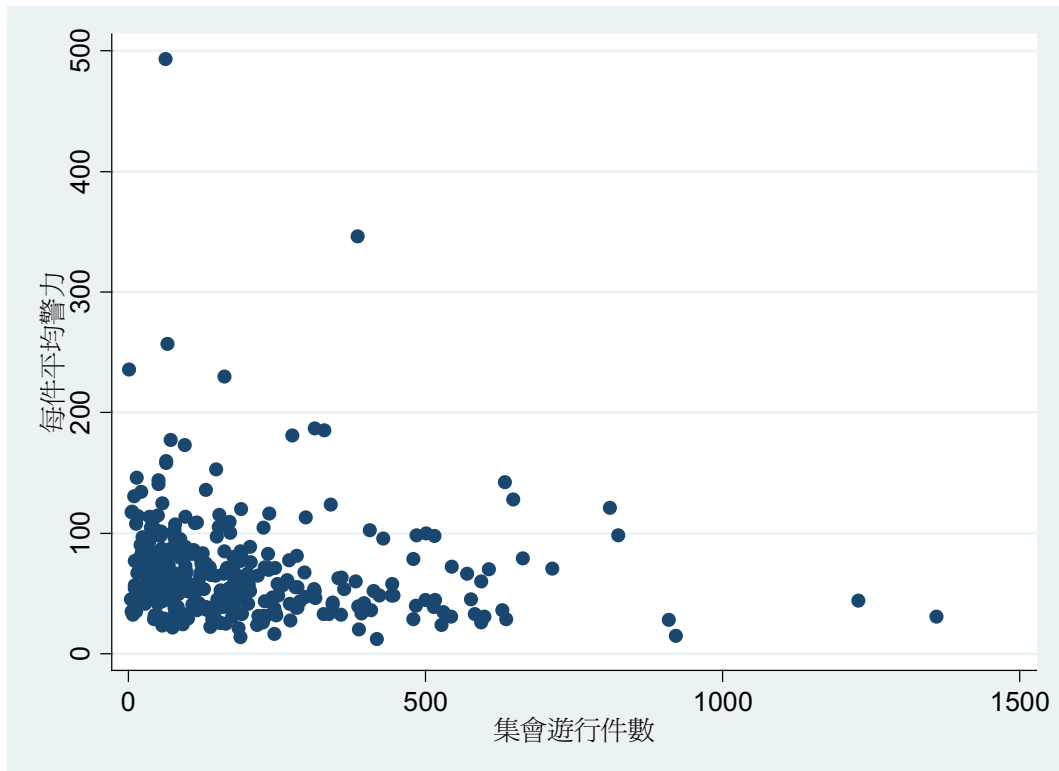
註：整理自中華民國刑案統計 1992-2008。

圖十一 嫌犯與被害人職業別(細分)



註：由於 1998 年分類項目有異動，為求一致之標準，資料範圍僅含 1998-2008，整理自中華民國刑案統計。

圖十二 集會遊行件數與每件平均警力散布圖



註：整理自台灣警務統計分析 1996-2009。

參考資料

1. <<都市及區域發展統計彙編>>，行政院經濟建設委員會都市及住宅發展處(1992-2008)。
2. <<台灣法務統計專輯>>，台灣高等法院檢察署(1992-2008)。
3. <<台灣警務統計分析>>，內政部警政署(1992-2008)。
4. <<內政統計年報>>，內政部統計處(1992-2008)。
5. <<全國客家人口基礎資料調查研究>>，行政院客家委員會委託研究報告(2004,2008)。
6. <<中華民國法務統計年報>>，法務部(1992-2008)。
7. <<中華民國台灣地區家庭收支調查報告>>，行政院主計處(1992-2008)。
8. <<中華民國刑案統計>>，內政部警政署(1992-2008)。
9. <<人力資源調查統計年報>>，行政院主計處(1992-2008)。
10. 馬傳鎮(2008)，“犯罪心理學新論”。
11. 林山田·林東茂·林燦璋(2007)，“犯罪學”。
12. 林明仁·劉仲偉(2006)，“失業真的會導致犯罪嗎?以台灣 1978 年至 2003 年縣市資料為例”<<經濟論文叢刊>>, 34(4),pp.445-483。
13. 周愷嫻(1996)，”犯罪率與社會經濟發展失衡”<<八十五年度犯罪問題研究成果研討會論文集>>, pp.99-136。
14. 張平吾(1996)，“被害者學”。
15. 張平吾·黃富源·范國勇·周文勇·蔡田木(2009)，“犯罪學”。
16. 張平吾·黃富源·范國勇·周文勇·蔡田木(2010)，“犯罪類型學”。
17. 陳奕聰(2008)，“高等教育與犯罪率—台灣實證研究”，碩士論文，國立台灣大學經濟學研究所。
18. 陳懿瑾(2008)，“刑期與所得對台灣汽車竊盜犯罪之影響”，碩士論文，國立台灣大學經濟學研究所。
19. 曹立群·周愷嫻(2007)，”犯罪學理論及其實證”。
20. 楊雅惠(1986)，“犯罪行為之經濟分析”<<中華經濟研究院經濟專>>,102。
21. 王淑女(1996)，“都市化與青少年偏差行為”<<八十五年度犯罪問題研究成果研討會論文集>>, pp.249-284。
22. 溫佳諭(2004)，“竊盜犯罪之經濟分析”，碩士論文，國立中興大學應用經濟研究所。
23. 魏建(2002)，“理性選擇理論與法經濟學的發展”，中國社會科學, 2002 年第 1 期。
24. 王群勇(2007)，”STATA 在統計與計量分析中的應用”。
25. BECCARIA, CESARE, MARCHESE DI, (1764), “ON CRIMES AND PUNISHMENTS”.
26. BECKER, G. (1968), “CRIME AND PUNISHMENT: AN ECONOMIC APPROACH”, JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, 76(2), 169 - 217.
27. BECKER, GARY STANLEY, (1976), “THE ECONOMIC APPROACH TO HUMAN BEHAVIOR”.
28. CAMERON, SAMUEL. “THE ECONOMICS OF CRIME DETERRENCE: A SURVEY OF THEORY AND EVIDENCE” KYKLOS, MAY 1988, 41(2), pp.301-23 .
29. CORMAN, HOPE AND MOCAN, H. NACI. 2000, “A TIME- SERIES ANALYSIS OF CRIME, DETERRENCE, AND DRUG ABUSE IN NEW YORK CITY”, AMERICAN ECONOMIC REVIEW, 90(3), pp. 584-604.

30. EDWARD P.LAZEAR,(1998),“PERSONNEL ECONOMICS FOR MANAGERS”.
31. EHRLICH, I. (1973), “PARTICIPATION IN ILLEGITIMATE ACTIVITIES: A THEORETICAL AND EMPIRICAL INVESTIGATION” , JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, 81(3), 521 – 565.
32. HOENACK, STEPHEN A.; WEILER, WILLIAM C, (1980), “A STRUCTURAL MODEL OF MURDER BEHAVIOR AND THE CRIMINAL JUSTICE SYSTEM”, AMERICAN ECONOMIC REVIEW, 70(3), pp. 327-341 .
33. JEFFREY M. WOOLDRIDGE,(2007), “ECONOMETRIC ANALYSIS OF CROSS SECTION AND PANEL DATA”.
34. JEFFREY M. WOOLDRIDGE,(2009) ,“INTRODUCTORY ECONOMETRICS : A MODERN APPROACH”.
35. LAWRENCE C. HAMILTON,(2004), “STATISTICS WITH STATA: UPDATED FOR VERSION 8”.
36. LEVITT, STEVEN D. (1996),“THE EFFECT OF PRISON POPULATION SIZE ON CRIME RATES: EVIDENCE FROM PRISON OVERCROWDING LITIGATION” THE QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMICS(111), pp.319-351 .
37. LEVITT, STEVEN D. (1997),“USING ELECTORAL CYCLES IN POLICE HIRING TO ESTIMATE THE EFFECT OF POLICE ON CRIME”, AMERICAN ECONOMIC REVIEW ,87(3), pp.270-290 .
38. LEVITT, STEVEN D. (1998), “WHY DO INCREASED ARREST RATES APPEAR TO REDUCE CRIME: DETERRENCE, INCAPACITATION, OR MEASUREMENT ERROR?” ,ECONOMIC INQUIRY. 36(3),pp.353-372.
39. LEVITT, STEVE D. (2002), “USING ELECTORAL CYCLE IN POLICE HIRING TO ESTIMATE THE EFFECT OF POLICE ON CRIME: REPLY”, AMERICAN ECONOMIC REVIEW, 92(4), pp. 1244-1250 .
40. LOCHNER, LANCE AND ENRICO, MORETTI, (2004) ,“THE EFFECT OF EDUCATION ON CRIME: EVIDENCE FROM PRISON INMATES, ARRESTS, AND SELF-REPORTS”, AMERICAN ECONOMIC REVIEW, 94(1), pp. 155-189 .
41. MILLER, TED ; COHEN, MARK AND ROSSMAN, SHELLI.“VICTIM COSTS OF VIOLENT CRIME AND RESULTING INJURIES” HEALTH AFFAIRS, WINTER 1993, 12(4), pp. 186-97 .
42. MYERS, STUART (1983), “ESTIMATING THE ECONOMIC MODEL OF CRIME: EMPLOYMENT VERSUS PUNISHMENT EFFECTS”, QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMICS, pp. 157-166 .
43. ROTTER, J.B.(1966), “GENERALIZED EXPECTANCIES FOR INTERNAL VERSUS EXTERNAL CONTROL OF REINFORCEMENT”, PSYCHOLOGICAL MONOGRAPH, 80(WHOLE No.607).
44. STOCK, J. AND WATSON, M. (2003), “INTRODUCTION TO ECONOMETRICS”.
45. STOCK, J., WRIGHT, J., AND YOGO, M. (2002), “A SURVEY OF WEAK INSTRUMENTS AND WEAK IDENTIFICATION IN GENERALIZED METHOD OF MOMENTS” , JOURNAL OF BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS, 20(4), 518 – 529.
46. TELLA, RAFAEL DI AND SCHARGRODSKY, ERNESTO, (2004) ,“DO POLICE REDUCE CRIME ? ESTIMATES USING THE ALLOCATION OF POLICE FORCES AFTER A TERRORIST ATTACK”, AMERICAN ECONOMIC REVIEW, 94(1), pp.115-133 .
47. WAYNE C. BOOTH, GREGORY G. COLOMB, JOSEPH M. WILLIAMS(2003), “THE CRAFT OF RESEARCH”.