



逢甲大學學生報告 ePaper

報告題名：經濟與犯罪

作者：陳怡璇、吳宜家、李碧桓、譚任鈞、黃宗祥

系級：經濟四乙

學號：D9661055、D9640409、D9661158、D9661099、D9660794

開課老師：李文傳

課程名稱：綜合專題研究

開課系所：經濟系

開課學年：99 學年度 第 1 學期

中文摘要

過去30年來(1979至2009)，台灣的經濟突飛猛進，平均每人國民所得，由1979年的新台幣63,450元，一直上升至2009年的新台幣471,797元，每年約以5.89%的速度成長，共增加了近8倍。然而，總犯罪率(刑事案件)也由1979年每10萬人口的302件，上升至2009年每10萬人口的1672件，總共也增加近6倍。這二者之間似乎透露著某種程度的關係；因此，本文主要嘗試瞭解，過去30年來台灣經濟與犯罪的關係。

影響犯罪的因素層面相當的多，有相當多的文獻探討心理層面，但本文主要以經濟層面的因素為主，觀察失業率、所得分配不均、與每人平均所得，對犯罪率之影響。希望藉此瞭解，台灣的經濟是否與犯罪存在某種程度的關係。

研究結果發現，以總犯罪率以及暴力犯罪率觀察，它們與失業率與所得分配不均為顯著正相關，與每人平均所得為顯著負相關。另外，以一般竊盜犯罪率來看，失業率為正相關，分配不均與每人平均所得為負相關；汽車竊盜犯罪率來說，失業率與所得分配不均為正相關，每人平均所得為負相關。整體而言，我們發現失業率與所得分配不均都對犯罪率呈現顯著正相關，而每人平均所得卻呈現顯著負相關。

關鍵字：失業率、所得分配、犯罪率

目次

目錄.....	I
表目錄.....	II
圖目錄.....	III
第一章 緒論.....	1
第二章 文獻回顧.....	4
第三章 台灣經濟與犯罪的歷史回顧.....	14
第四章 實証研究.....	23
第五章 結論與建議.....	31
參考文獻.....	33

表目錄

表2-1.....	7
表2-2.....	10
表2-3.....	13
表3-1.....	14
表3-2.....	19
表4-1.....	24
表4-2.....	24
表4-3.....	26
表4-4.....	28

圖目錄

圖1-1.....	3
圖3-1.....	16
圖3-2.....	17
圖3-3.....	17
圖3-4.....	18
圖3-5.....	20
圖3-6.....	21
圖3-7.....	21
圖3-8.....	21

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

台灣的經濟自 1970 年代到 1980 年代開始起飛，奠定了經濟繁榮的基礎，當時台灣也一直是低失業率著稱，1990 年代更有勞動短缺的現象。2001 年由於政局不穩，導致投資人信心不足造成民間投資大幅下滑；2001 年台灣的出口也衰退了 18%，創下 25 年來的衰退記錄，台灣在內外因素影響之下，經濟首次呈現負成長，失業率也上升至 4.57%。近幾年台灣受全球金融風暴的影響使得民眾的財富相對減少，根據 2009 年花旗銀行「個人財務健檢」調查結果顯示，台灣個人財富健康指數為 49.8 分較 2008 年的 47.3 分回穩，但若與亞太區國家平均財富健康指數 52.3 分相比，台灣的指數相對較低，在全球金融風暴影響下 67% 的民眾的收入或購買能力因此減弱；受到全球金融風暴的影響，2009 年的失業率更上升至 5.85%。

台灣自 1960 年代經濟成長開始犯罪率¹為 346.8，1970 年代犯罪率減少為 242.8，1980 年代犯罪率為 285.4，2001 年台灣的犯罪率為 2196.6。在這幾十年間台灣的犯罪率急遽上升，其中 2001 年的暴力犯罪件數為一萬四千件較上一年度的暴力犯罪件數增加了四千件，竊盜件數也較上一年度增加了三萬兩千件，2001 年適逢台灣經濟開始呈現負成長，失業率急速上升。2006 年犯罪率由 2005 年的 2442.2 下降至 2246.8，暴力犯罪件數也下降了兩千件，同年度台灣的失業率降至 3.91。

一國的經濟變動會影響一國的犯罪率，從數據上我們可以發現當台灣的經濟

¹ 犯罪率為每十萬人口發生之件數

呈現負成長時，犯罪率也同樣大幅度的上升；當經濟慢慢回穩時，犯罪率似乎也微幅的減少。本研究試圖了解本國的經濟狀況變動是否會對本國的犯罪率產生影響。

本研究引進失業率、吉尼係數、平均每人所得等經濟變數，分別對於總犯罪率、暴力犯罪率、汽車竊盜犯罪率、一般犯罪率等犯罪變數作研究分析，了解本國經濟的變動是否會影響本國的犯罪率。

第二節 名詞解釋

本研究使用之重要名詞包括台灣地區之經濟變數與犯罪變數，分別敘述如下：

壹、經濟變數：

本研究使用之經濟變數包含失業率、吉尼係數、平均每人所得，說明如下：

- 1、 失業率：係指失業人數除以勞動力，再除以百分率之比率。而勞動力為就業量與失業量之和。
- 2、 吉尼係數：吉尼係數係測量洛倫滋曲線與完全均等直線所包含之面積對完全均等直線以下整個三角形面積之比率。此係數愈大，表示所得分配不均等程度愈高，反之，係數愈小，表示所得分布不均等的程度愈低。
- 3、 平均每人所得：將國民所得除以年中人口數，可得平均每人所得，用以表示每人平均享有之經濟福利

貳、犯罪變數：

本研究使用之犯罪變數包含犯罪率、暴力犯罪率、汽車竊盜犯罪率、一般竊盜犯罪率，說明如下：

1. 犯罪率：指每十萬人口刑案，刑案發生件數。
2. 暴力犯罪率：指每十萬人口，暴力犯罪發生件數。暴力犯罪包括故意傷人、強盜、搶奪、強制性交、重大恐嚇取財及重傷害等七種案件。
3. 汽車竊盜犯罪率：指每十萬人口，汽車竊盜發生件數。汽車竊盜係指意圖為自己或第三人不法之所有，而竊取他人之汽車者。
4. 一般竊盜發生率：指每十萬人口，一般竊盜發生件數。一般竊盜係指意圖為自己或第三人不法之所有，而竊取他人動產之犯罪行為。不包含重大竊盜及車輛竊盜。

參、台灣地區：

本研究所指台灣地區係指台北市、高雄市、台北縣、宜蘭縣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、台中縣、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、台南縣、高雄縣、台東縣、屏東縣、花蓮縣、澎湖縣、基隆市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市等二十三個縣市。

附註：犯罪率由民國 86 年起為台閩地區，為台灣地區加上金門縣以及連江縣。

第三節 研究流程

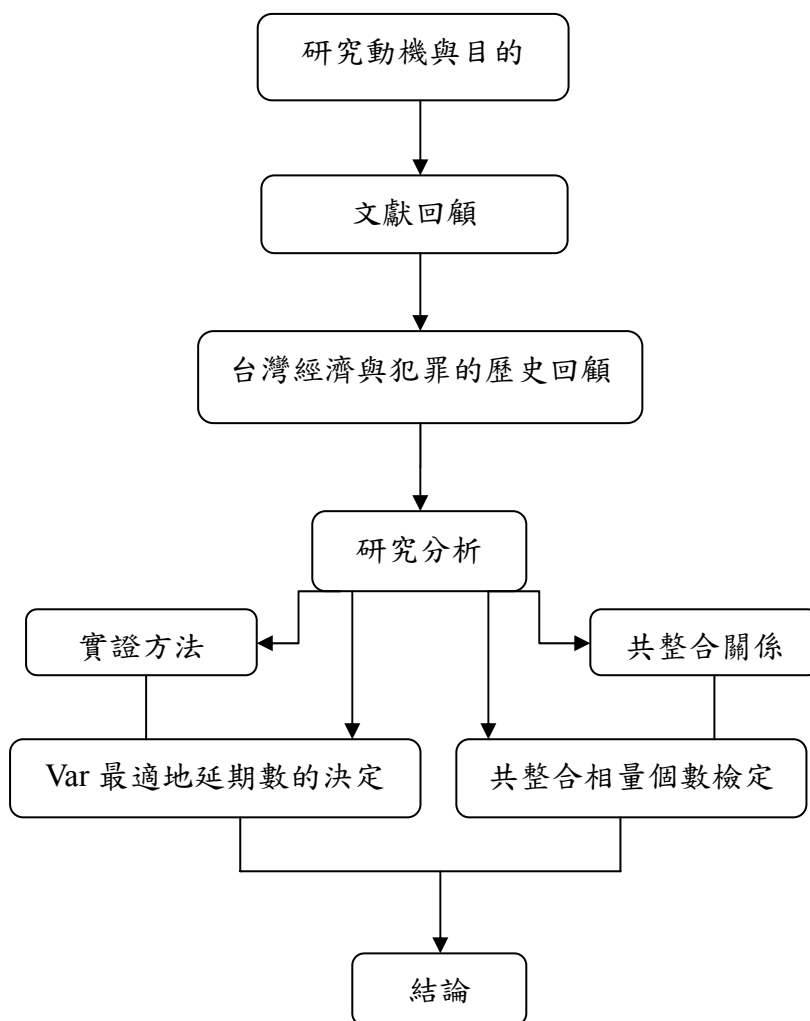


圖 1-1

第二章 文獻回顧

有關「經濟與犯罪」的研究，有時會讓人聯想到「經濟犯罪」。然而所謂「經濟犯罪」主要係指意圖謀取不法利益，利用法律交往與經濟交易所允許的經濟活動方式，濫用經濟秩序賴以為存的誠實信用原則，違反所有直接或間接規範經濟活動之有關法令，而足以危害正常之經濟活動與干擾經濟生活秩序，甚至於破壞整個經濟結構的財產罪或圖利犯罪。然而，我們所要研究的「經濟與犯罪」是探討經濟因素的改變對於國人犯罪率的變動影響。

造成犯罪率變動的原因非常複雜，我們的觀點，主要是探討經濟因素對犯罪的影響。最早對經濟因素與犯罪現象提出觀察的是 Guerry(1833)，他分析西歐各國的犯罪率，深深受經濟環境的影響。然而，到底是那些經濟因素會影響犯罪率，文獻上也有相當之研究。我們整理大致上分為失業率、所得分配不均、經濟成長三個層面。

第一節 失業率對犯罪的影響

失業問題與犯罪的發生，文獻普遍認為正相關，即失業率的上升會造成社會上犯罪情形的惡化，尤其是竊盜案的增加。其中林崑鋒(2006)認為犯罪率的問題有可能因經濟面的問題未解決而發生，而經濟面的問題又屬失業為重要的關鍵因素。因此，結果顯示失業率與犯罪率會呈現正向關係。這可能是因為人一旦失去工作，除了沒有收入而內心不安使犯罪的危險性也大增外，為了解決本身的經濟問題不得不鋌而走險犯案。

許春金等 (1991)以暴力犯罪被害人個人特性與日常活動型態中將犯罪率細分為九大類型，以總犯罪率、竊盜、汽車失竊、殺人、強盜搶奪、擄人勒贖、傷害、強姦與恐嚇等不同的類型來做討論，利用台灣地區 1961—1988 年間的時間數列資料來進行復迴歸分析，最後得到失業率與竊盜、犯罪率間存在顯著的正向關係，而失業率與強盜搶奪、傷害與恐嚇罪率間則存有負向的關係。王淑女(1990)也發現台灣地區的刑案發生率與失業率有顯著的正向關係。

楊宗昆(2007)指出近年來國內治安受到國內外環境的變動與政治、社會、經濟層面的交互影響，以至於台灣治安逐漸複雜。當經濟低迷時，台灣的失業率屢創新高；產業外移，國人投資意願低落，也都使得失業人口節節高昇。他進一步發現大部分犯罪者職業是以無業居多，因此也間接證明失業率與犯罪率的正向關係。

方柏翔(2009)認為失業率的變動對於故意殺人、強盜、搶奪、恐嚇取財等有顯著的正向關係。失業率對於故意殺人、恐嚇取財、強盜、搶奪具有單向領先的關係，但各類暴力犯罪刑案的發生卻不會影響到失業的變動。因為人一旦失去工作，在沒有收入的情況下，內心不安使得犯罪的危險性增加，然而為了解決本身的經濟問題因此犯案，甚至可能對社會或個人待遇身心不滿而產生暴力傾向故意殺人，也使的犯罪率的提升。

林崑鋒 (2006) 則是藉台灣為例，以多變量共整合系統模型來做分析，發現犯罪率、破獲率及失業率具有共整合的現象，亦存在著長期均衡關係，且在其他條件不變下，當破獲率增加 1%，會引發犯罪率減少 0.6673%，即表示破案率為犯罪率之減函數；當失業率增加 1%，會引發犯罪率增加 3.3795%，即失業率為犯罪率之增函數；提高破獲率與就業機會及經濟發展的提升這三者對降低犯罪

率均有正面效果。

劉仲偉（2004）以台灣失業率與犯罪率(全般刑案、財產犯罪、竊盜、汽車竊盜、強盜搶奪、謀殺)的資料在線性模型下以最小平方法(Ordinary Least Square, 簡稱 OLS)與兩階段最小平方法(Two-Stage Least Square, 簡稱 2SLS)作為處理資料的回歸方式,結果顯示在 OLS 下失業率對全般刑案、財產犯罪、竊盜、汽車竊盜、強盜搶奪有正的顯著影響;2SLS 下失業率對全般刑案、財產犯罪、竊盜、謀殺)有正的顯著影響。

雖然,文獻普遍認為失業率與犯罪率為正相關;但是,仍有一些研究持不同看法。魏大耕(2007)表示在過去研究犯罪經濟學的理论文獻上,失業率對各犯罪類型的影響為正向關係,但在現今實証文獻上的研究發現,卻有愈來愈多的証據支持此二個變數間的負向或無關係。例如 Cantor and Land (1985)對美國 1946-1982 年間的時序分析,他認為失業在家人口眾多,則會提升家庭的防衛能力,而失業率與犯罪率間會存在著負面的關係。

Allen and Steffensmeier (1988) 則認為與犯罪相關的失業不應該只用失業率表示,而是將失業區分為:沒有工作但仍有心積極找工作、沒工作但沒心也不積極找工作、部份工時工作者及低工資工作者等四類。以不同的失業程度對犯罪的影響,最後顯示出正常工作者與所有失業者相較,確實較少被捕,但四類失業者中以年紀較輕(18-24)的低工時與低工資者較常被捕。這份研究點出兩個重點:一是並非所有失業種類都與犯罪有關,二是失業與犯罪的研究可能要考量到年齡。

Devine et. al. (1988) 以失業率與通貨膨脹率兩個指標作為表示社會的經濟狀況,認為在社會經濟狀況不佳時,生活上的困頓常成為犯罪的動機,容易導致

犯罪率的上升；而相反來說，當社會經濟狀況良好時，此種動機將不會有所發生。

Roy and Stephen (1987) 表示犯罪與都市化程度有關，其中以貧窮、觀光旅遊發展的程度、警察是否在場、失業率的高低以及逮捕率等因素均影響財產犯罪率；而工業化程度、公共福利及對青少年保護之水準，對財產犯罪率並不產生影響。

表 2-1 失業率與犯罪率相關研究

作者	重要觀點與結論
Cantor and Land (1985)	對美國 1946-1982 年間的時間序列分析，失業率與犯罪率間會存在著負面的關係。
Roy and Stephe (1987)	犯罪與都市化程度有關，失業率的高低以及逮捕率等因素均影響財產犯罪率。
Allen and Steffensmeier (1988)	並非所有失業種類都與犯罪有關。 失業與犯罪的研究可能要考量到年齡。
Devine et. al. (1988)	以失業率與通貨膨脹率兩個指標作為表示社會的經濟狀況，經濟狀況不佳時，生活上的困頓常成為犯罪的動機，容易導致犯罪率的上升；當社會經濟狀況良好時，此種動機將不會有所發生。
王淑女 (1990)	刑案發生率與失業率有顯著的正向關係。
許春金 (1991)	失業率與竊盜、犯罪率間存在顯著的正向關係。

	失業率與強盜搶奪、傷害與恐嚇罪率間則存有負向的關係。
劉仲偉 (2004)	OLS 下失業率對全般刑案、財產犯罪、竊盜、汽車竊盜、強盜搶奪有正的顯著影響。 2SLS 下失業率對全般刑案、財產犯罪、竊盜、謀殺)有正的顯著影響。
林昆鋒 (2006)	失業率與犯罪率會呈現正向關係。 失業率為犯罪率之增函數。
楊宗昆 (2007)	失業率與犯罪率的正向關係。
魏大耕 (2007)	現今實証文獻上的研究發現，卻有愈來愈多的証據支持此二個變數間的負向或無關係。
方柏翔 (2009)	失業率的變動對於故意殺人、強盜、搶奪、恐嚇取財等有顯著的正向關係。

資料來源：作者自行整理

第二節 所得分配不均對犯罪的影響

所謂的不平等是指一些和社會差異有關的分配不平等，這些不平等包括了社會報酬、資源與利益。其中每個人所工作的事物有所不同，而所得也會有所不同。理論上，所得分配不均對犯罪率的影響，是指在所得分配不均時，有些人對自己的所得有所偏見，會因所得低而有所不滿，會產生思想上的偏激，而犯下罪行，使得犯罪率上升；相對的，人們對自己的所得滿意時，就不會想要犯罪，使得犯罪率下降，此與 Bonger (1876-1940) 主張在資本主義的社會裡，貧者愈貧、富者愈富，而犯罪是貧窮的結果，由於財富分配不均，使得貧窮者較易於犯罪之

理論相符。Merton (1938) 提出社會結構與亂迷(Social Structure Anomie)，認為美國經濟快速發展的結果導致經濟分配嚴重不均，因此低下階層者為追求更高的職位、工作或更多的金錢財富而不擇手段，甚至採取犯罪行為。所以社會結構不平等所引發的經濟壓力與犯罪問題有關。

吳佳霖(2008)針對台灣地區近年來經濟成長率、失業率、國民所得成長率、平均每人國民所得成長率、國民生產毛額成長率、平均每人國民生產毛額成長率、吉尼係數等總體經濟因素對台灣各類刑案犯罪問題之影響進行相關性研究。研究結果發現：在總體經濟因素中，經濟繁榮與蕭條、國民所得成長率、平均每人國民所得成長率、國民生產毛額成長率與平均每人國民生產毛額成長率等對於犯罪問題的發生沒有明顯的影響。吉尼係數的增減與失業問題對於犯罪問題發生的消長具有顯著的影響。此結論與 Braithwaite(1979)分析美國 1967 至 1973 年間 193 個城市的犯罪率後發現，以貧窮或失業率所代表的絕對貧窮觀念，不能解釋重要犯罪，反倒是用吉尼係數代表的所得分配不均可以用來解釋吻合。

蔡奇秀 (2006)發現吉尼係數、刑案犯罪率、失業率、觀察勒戒率是影響毒品犯罪率等最顯著之因素，其中吉尼係數、刑案犯罪率與毒品犯罪率間有正相關。因此有效降低國人貧富差距、降低刑案之犯罪率將有效降低毒品犯罪率。

李湧清與蔣基萍 (1994) 認為經濟成長、吉尼指數與失業率可以分為絕對富裕與相對富裕兩種概念。而絕對富裕所說的是經濟成長與失業率而相對富裕就是指吉尼係數。此研究發現吉尼指數對於總犯罪率與暴力犯罪率具有相當的影響力。吳佳霖(2008)也略有提到此觀點。

Sheldon and David (1975)曾分析美國從 1949 到 1970 年間犯罪與各項經濟不平等指標間的關係。他們發現，在控制失業率以及年輕人比例之後，當貧富差

距加大時，犯罪率也會跟著增加。

Judith and Blau (1982)也發現，暴力攻擊行為並非來自絕對的貧窮狀況，而是導因於經濟不平等的相對剝奪感。他們的結論是，暴力犯罪率會隨著所得分配不均的增加而增加，而造成人與人之間暴力行為增加的原因，主要在於社會經濟資源分配不均產生的不公平感所致。Steven Messner (1989)研究了五十二個國家的經濟差異指標與殺人犯罪率的關係也發現經濟不平等的結構是造成致命的暴力犯罪升高的重要原因。

表 2-2 所得分配不均與犯罪率的研究

作者	重要觀點與結論
Sheldon and David (1975)	分析美國從 1949 到 1970 年間犯罪與各項經濟不平等指標間的關係。當貧富差距加大時，犯罪率也會跟著增加。
Braithwaite (1979)	分析美國 1967 至 1973 年間 193 個城市的犯罪率後發現，以貧窮或失業率所代表的絕對貧窮觀念，不能解釋重要犯罪，反倒是用吉尼係數代表的所得分配不均可以用來解釋吻合。
Judith and Blau (1982)	暴力犯罪率會隨著所得分配不均的增加而增加。
Steven Messner (1989)	經濟不平等的結構是造成致命的暴力犯罪升高的重要原因。

<p>李湧清與蔣基萍 (1994)</p>	<p>吉尼指數對於總犯罪率與暴力犯罪率具有相當的影響力。</p>
<p>周愷嫻 (1996)</p>	<p>社會暴力犯罪率愈高與社會階層差距愈大、經濟資源分配愈不均，則暴力犯罪率就愈高。在控制各區域都市化程度與社會經濟發展特色後，社會經濟發展不平衡程度與犯罪率關係具有顯著而密切的關係。</p>
<p>蔡奇秀 (2006)</p>	<p>吉尼係數、刑案犯罪率與毒品犯罪率間有正相關。</p>
<p>吳佳霖 (2008)</p>	<p>吉尼係數的增減與失業問題對於犯罪問題發生的消長具有顯著的影響。</p>

資料來源：作者自行整理

第三節經濟成長對犯罪的影響

近年來的次級房貸、金融風暴使得各國的經濟有所影響。然而根據學者指出，國內經濟成長趨緩，將導致國內治安下降，不但犯罪率會上升，也將使得監獄受刑人數大增。犯罪率高低有百分之八十和經濟因素有關。當經濟成長趨緩時，犯罪率就會增加，因此經濟成長與犯罪率呈現負相關。

蔡田木 (1995)指出經濟發展對財產性犯罪有較高的關聯，犯罪目標物增多時，犯罪會隨之上升。而社會變遷對各類型犯罪率有關聯，各縣市的社會控制力變弱時，犯罪行為會隨著上升；然而不同發展程度之縣市，犯罪率會有所差異性的呈現。經濟發展使得社會控制變項發生改變；然而社會控制變項會導致犯罪率

產生變化。

廖德富 (2003)指出近十年來犯罪率不斷上升，犯罪人口率變動不大，犯罪率與犯罪人口率無明顯相關。而犯罪人口率與離婚率、失業率等均無明顯相關。經濟變動與犯罪率呈現負相關。一般竊盜、恐嚇取財、傷害及強制性交犯罪發生率與經濟變動負相關。故意殺人犯罪發生率與經濟變動正相關。離婚率、失業率與犯罪率正相關，即離婚率愈高、失業率愈高，犯罪率愈高。吳佳霖(2008)也略有提到。

周愷嫻 (1996)以司法警政支出經費、失業率、國民所得、吉尼指數、社會階層差距為自變項與4 個犯罪指標暴力犯罪、殺人、強盜、傷害為依變項來探討「社會階層差距」、「經濟資源分配不均」與「暴力犯罪」之關係，結果發現台灣地區在1980 年代至1990 年代間，社會暴力犯罪率愈高與社會階層差距愈大、經濟資源分配愈不均，則暴力犯罪率就愈高。而社會經濟的絕對發展程度則不必然與犯罪率高低有關係；此外，在控制各區域都市化程度與社會經濟發展特色後，社會經濟發展不平衡程度與犯罪率關係具有顯著而密切的關係。而臺灣社會結構的變動是誘發犯罪的重要原因之一，因為急劇的社會變動引起了社會結構的不安定，譬如工業化、都市化的快速推進，社會經濟發展與都市發展不均衡等，造成城市人口過密、異質性、疏離感增加、人口移動頻繁、社會互動範圍擴張、社會階級差距加大、貧富懸殊、個人孤獨感增加、個人慾望增加，再加上社會資訊發達、傳播快速、活動圈擴大，促使犯罪行為的動機、學習環境與管道不斷地增加，因而帶動了區域犯罪率的上升。

陳姿玟 (2002)以結構方程模式來分析，結果發現此模式並不成立，因此可發現到經濟發展、教育發展與犯罪問題三者間沒有關係存在。因此不能斷定說犯罪問題是經濟發展與教育發展所造成的。

徐昀 (2001)以台灣民國四十年至八十七年的經濟發展與犯罪研究中，以經濟成長率、失業率、工業化、都市化、離婚率、吉尼係數與職業地位差距等變項，與官方犯罪統計中的總犯罪率、強盜搶奪、汽車失竊、殺人、恐嚇取財與擄人勒贖等犯罪做實證分析。他發現隨著臺灣社會的發展，犯罪現象受社會經濟發展的影響就為顯著。此外，臺灣犯罪現象的發展並不全因短期經濟發展有所影響，而是因長期經濟發展再加上台灣社會的變化而有所影響。

周立勳 (1993) 利用國中學生數、中等教育學生數、高等教育學生數、平均G.N.P四個社會指標與一個犯罪統計指標來探討教育、經濟發展與犯罪的關係，結果發現教育對犯罪率的影響雖不明顯，但對經濟成長卻有正向影響，而經濟發展導致犯罪增加是不可避免的。

表 2-3 經濟成長與犯罪率的相關研究

作者	重要觀點與結論
周立勳 (1993)	教育對犯罪率的影響雖不明顯，但對經濟成長卻有正向影響，而經濟發展導致犯罪增加是不可避免的。
蔡田木 (1995)	經濟發展對財產性犯罪有較高的關聯，犯罪目標物增多時，犯罪會隨之上升。 不同發展程度之縣市，犯罪率會有所差異性的呈現。 經濟發展使得社會控制變項發生改變；然而社會控制變項會導致犯罪率產生變化。

周愷嫻 (1996)	都市化程度愈高的地區，犯罪率也愈高。 而社會經濟的絕對發展程度則不必然與犯罪率高低有關係。
徐昀 (2001)	犯罪現象受社會經濟發展的影響就為顯著。 臺灣犯罪現象的發展並不全因短期經濟發展有所影響，而是因長期經濟發展再加上台灣社會的變化而有所影響。
陳姿廷 (2002)	經濟發展、教育發展與犯罪問題三者間沒有關係存在。
廖德富 (2003)	經濟變動與犯罪率呈現負相關。 一般竊盜、恐嚇取財、傷害及強制性交犯罪發生率與經濟變動負相關。 故意殺人犯罪發生率與經濟變動正相關。

資料來源：作者自行整理

第三章 台灣經濟與犯罪歷史回顧

第一節 台灣經濟歷史回顧

台灣的平均每人所得，在過去的 30 年(1979-2009)呈現上升的趨勢。由表 3-1 與圖 3-1 中可看出，由 1979 年的新台幣 63,450 元，上升至 2009 年的新台幣 471,797 元，每年約以 5.89% 的速度成長，共增加了近 8 倍，經濟成績表現相當傲人。

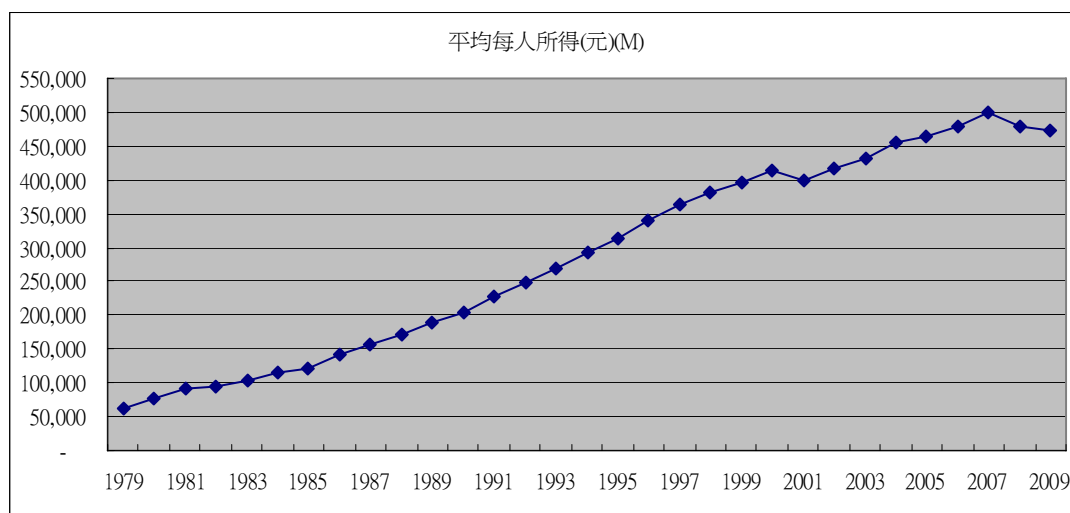
表 3-1 1979-2009 經濟數據回顧

	平均每人所得 (元)(M)	失業率(U)	所得分配不均 (基尼係數)(G)	經濟成長率
1979	63,450	1.27	0.285	8.01
1980	77,386	1.23	0.278	7.32
1981	90,314	1.36	0.281	6.46
1982	95,622	2.14	0.283	3.97
1983	104,784	2.71	0.287	8.32
1984	116,768	2.45	0.287	9.32
1985	121,375	2.91	0.291	4.07
1986	142,498	2.66	0.296	11
1987	157,673	1.97	0.299	10.68
1988	170,183	1.69	0.303	5.57
1989	188,419	1.57	0.303	10.28
1990	205,105	1.67	0.312	6.87
1991	227,244	1.51	0.308	7.88
1992	247,655	1.51	0.312	7.56
1993	270,335	1.45	0.315	6.73
1994	292,861	1.56	0.318	7.59
1995	314,748	1.79	0.317	6.38
1996	338,582	2.6	0.317	5.54
1997	363,109	2.72	0.32	5.48
1998	382,087	2.69	0.324	3.47
1999	396,244	2.92	0.325	5.97
2000	415,336	2.99	0.326	5.8
2001	399,665	4.57	0.35	-1.65

2002	417,639	5.17	0.345	5.26
2003	431,947	4.99	0.343	3.67
2004	454,718	4.44	0.338	6.19
2005	463,778	4.13	0.34	4.7
2006	478,968	3.91	0.339	5.44
2007	498,912	3.91	0.34	5.98
2008	479,214	4.14	0.341	0.73
2009	471,797	5.85	0.345	-1.93
平均值	286,401	2.79	0.32	5.89
標準差	143864.54	1.29	0.02	2.95

資料來源：行政院主計處；平均值與標準差作者自行整理

圖 3-1 1979-2009 平均每人所得(元)(M)



這 30 年間，台灣面臨到第二次石油危機、金融風暴、政黨交替、美國次級房貸的影響，雖然從圖 3-1 看不太出來，但我們可從圖 3-2 的失業率，與圖 3-3 的經濟成長率看出。首先我們觀察 1979-1980 年裡爆發的第二次石油危機，這段

期間台灣的經濟成長呈現下降的趨勢，因當時的台灣主要能源是仰賴進口，所以受到嚴重衝擊，使得國內物價快速上升，經濟成長衰退。經濟成長率從 1979 年的 8.01% 一直下降到 1982 年的 3.97% ；同時，失業率也由 1.27%，一路往攀升至 2.14，漲幅將近有 8 成。其次，我們觀察 1997 年爆發的亞洲金融風暴對台灣經濟的影響。失業率從原本 1997 年的 2.72% ，上下震動，但也都不超過 3%，可見台灣在這次金融風暴，所受影響較為有限。接著 2000 年的政黨交替，台灣的失業率又呈現另一波上升的趨勢。在 2002 年時達到了當時的最高失業率 5.17%，在經濟成長率方面在 2001 年呈現了負成長的走勢。同時，我們觀察新總統的執政 8 年期間，雖然 2000 年到 2008 年間失業率與經濟成長率呈現著有升有降的現象；但是平均而言，在經濟方面的表現，經濟成長率遠低於過去 30 年的平均成長率，失業率也遠高於過去 30 年來的平均失業率。最後我們看 2008 年爆發的美國次級房貸，發現失業率上升與經濟成長下降。在 2009 年失業率超過 5%，達到 5.85% ；失業率的數字比在 2002 年的數據還要高，而同年的經濟成長率-1.93% 也遠比 2001 年政黨交替時還低。從圖 3-3 裡我們可發現到隨著失業率的上升經濟成長率會呈現下降的趨勢，而失業率的下降經濟成長率也會呈現上升的趨勢；就像歐肯法則所說的「失業率每升高一個百分點，將使經濟成長下滑兩個百分點。」

圖 3-2 失業率 (U)

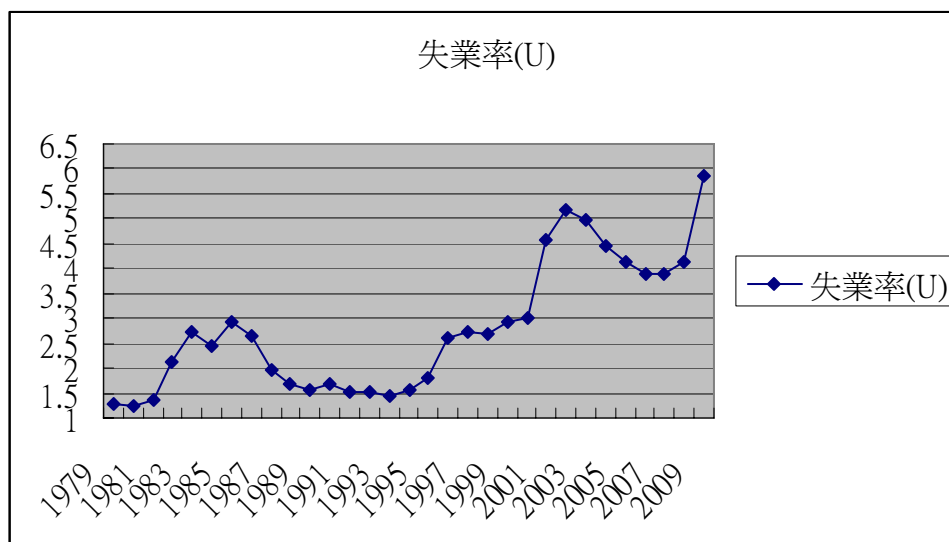
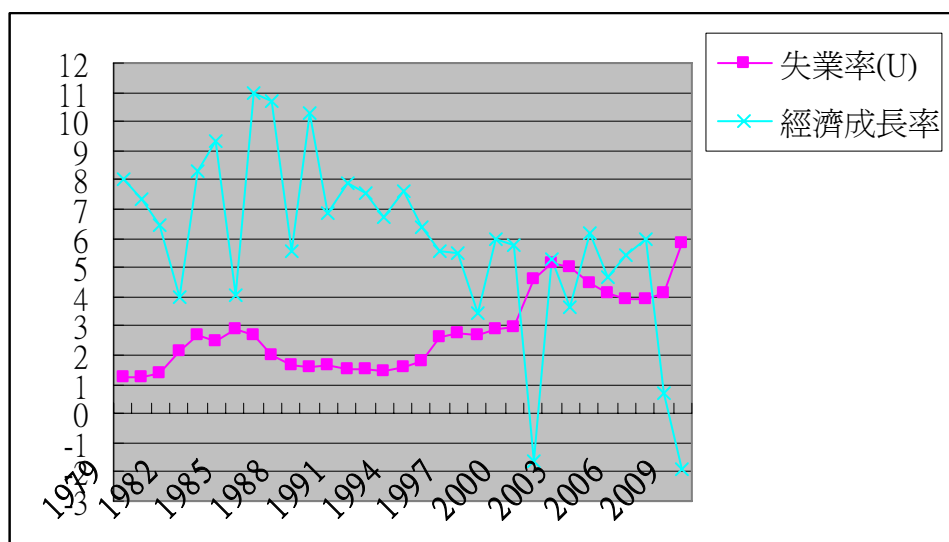


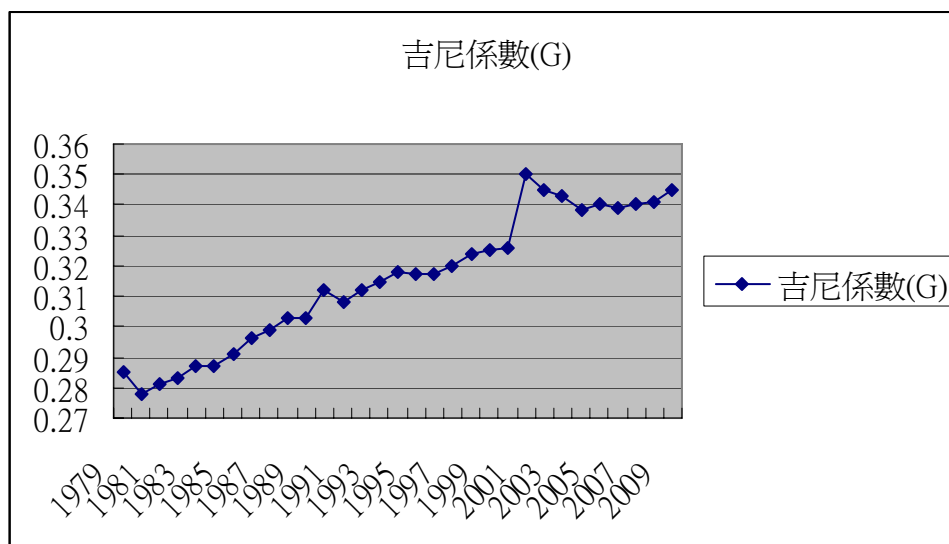
圖 3-3 失業率(U)與經濟成長率



除上面觀察的經濟成長與失業的數據外，我們同時也觀察所得分配的情形。透過圖 3-4，我們發現吉尼係數在過去 30 年間，從 1979 年的 0.285 一路攀升至 2009 年的 0.345，顯示台灣伴隨著經濟的成長，所得分配也逐漸惡化中。在 1980 年代之前的台灣是出口導向的經濟成長期，又由於土地改革、教育普及、中小企業為主體等因素，所以所得分配較為平均；然而，1980 年代之後，科技進步，顯示出高技術與低技術的工作者的薪資差距、服務業的擴張等因素加速所得分配不均。這些年的全球經濟不景氣下、產業外移等的現象所帶動的問題，對許多較

低薪的家庭有很大的衝擊，他們較易受到外界環境經濟的影響，因此也會對整體的所得分配有所影響，所得分配不均也就會有往上攀升的情形。

圖 3-4 所得分配不均(吉尼係數)(G)



第二節 台灣犯罪歷史回顧

前一節回顧台灣 1979 年至 2009 年的經濟發展，此節對台灣 1979 年至 2009 年的犯罪狀況作簡單的回顧。表 3-2，我們可看到總犯罪率(Y1)²在這 30 年來的平均值 1447.74 件，暴力犯罪率(Y2)的平均值是 42.98 件，一般竊盜犯罪率(Y3)的平均值是 246.86 件，汽車竊盜犯罪率(Y4)的平均值是 122.07 件。

就圖 3-5 總犯罪率而言，1980 年代從 295.69 件的總犯罪率上升到 1989 年的 1304.3 總犯罪率。接著，1990 年代攀新高，其中 1995 年因「報案三聯單³」，隔

² 指每 10 萬人口刑事案件發生件數，其公式： $\text{犯罪率} = (\text{當期刑案發生數} / \text{當期期中人口數}) * 100,000$

³ 因台北議會質疑警察機關吃案嚴重，為此，警政署實施了「報案三聯單」

年的報案率即有明顯地上升。1997 年的總犯罪率是以台閩地區為計算，但那年的指數是呈現下降的趨勢，這表示到金門、連江地區的犯罪率並不影響到台灣本島地區的總犯罪率。在 2005 年時總犯罪率又攀新高，但隔年起有掉落的現象。整體而言，台灣的犯罪率在過去 30 年來，從 1988 年開始，呈現較為明顯的上生趨勢；然而，從 2005 年開始，又呈現明顯下降的趨勢。

除總犯罪率外，我們觀察較為細項的暴力犯罪率、一般竊盜犯罪率、以及汽車竊盜犯罪率。首先，從圖 3-6 暴力犯罪率來看，1979 年至 1989 年一直呈現著上升的趨勢，在 1990 年時達到了當時的高點，其後又維持著下降的趨勢，但在 1995 年和 1996 年又攀升到頂點，接著就持續維持下降的趨勢。

另外，圖 3-7 觀察一般竊盜犯罪率，一般竊盜犯罪率在 1994 年有上升攀升的趨勢，在 2001 年突破了 400 件，在此時間裡又以 2005 年達到當時的最高點 653.33 件，接著就一路下降至 2009 年的 339 件，呈現下降的趨勢。最後，圖 3-8 觀察汽車竊盜率發現，汽車竊盜犯罪率在 1979 年至 1990 年維持著上升的情勢，1991 年至 1994 年一度下降，但隔年又是上升的趨勢，在 2001 年時攀升到個極點，其後慢慢的往下降，降到現在的 85.35 件。

表 3-2 1979-2009 年犯罪數據回顧

	總犯罪率(Y1)	暴力犯罪率(Y2)	一般竊盜犯罪率(Y3)	汽車竊盜犯罪率(Y4)
1979	302.27	20.91	112.27	26.01
1980	295.69	21.73	121.71	28.81
1981	284.48	19.73	134.61	25.77
1982	243.11	21.13	111.40	26.10
1983	275.70	23.51	114.58	40.20
1984	275.59	23.33	112.28	35.47
1985	316.32	28.88	110.44	44.16
1986	927.24	32.47	200.25	49.65

1987	939.63	31.07	141.25	50.05
1988	1,110.32	34.26	117.52	86.11
1989	1,304.30	39.07	89.70	121.34
1990	1,385.76	49.24	63.32	145.90
1991	1,486.89	42.35	76.12	141.32
1992	1,399.45	31.30	84.19	111.71
1993	1,530.96	34.02	69.94	101.61
1994	1,537.73	36.46	63.57	99.17
1995	2,023.25	77.53	219.02	125.10
1996	2,132.60	78.48	281.35	149.61
1997	1,971.08	63.09	277.89	165.59
1998	1,989.92	58.97	257.06	213.84
1999	1,754.80	51.62	209.44	183.20
2000	1,976.69	46.46	282.57	215.24
2001	2,196.56	64.13	424.99	229.97
2002	2,240.95	66.31	446.78	217.80
2003	2,192.80	57.47	443.43	214.39
2004	2,306.30	56.10	499.60	223.96
2005	2,442.21	62.92	653.33	215.54
2006	2,246.76	53.57	634.89	147.83
2007	2,146.03	41.60	518.01	139.48
2008	1,971.67	35.29	441.91	123.96
2009	1,672.88	29.31	339.24	85.35
平均值	1,447.74	42.98	246.86	122.07

資料來源：警政署；平均值與標準差作者自行整理

圖 3-5 總犯罪率(Y1)

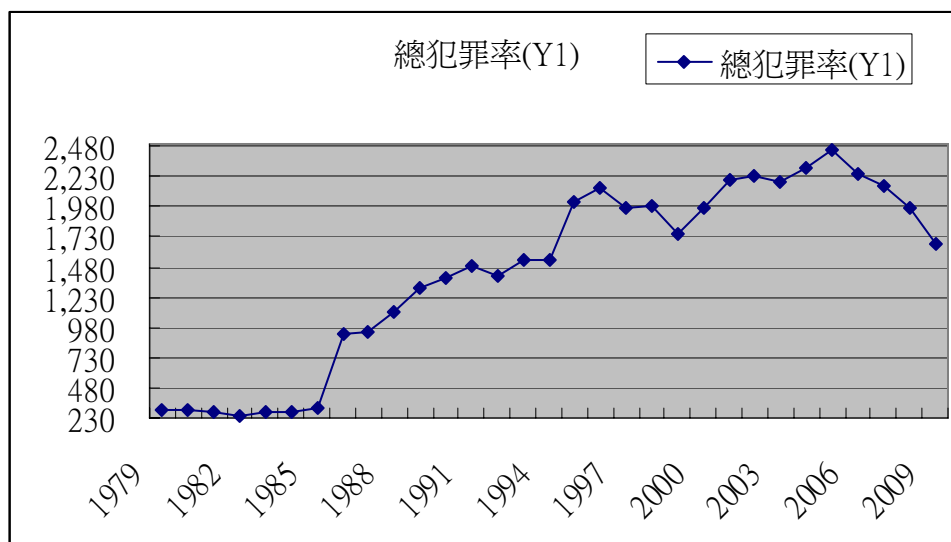


圖 3-6 暴力犯罪率(Y2)

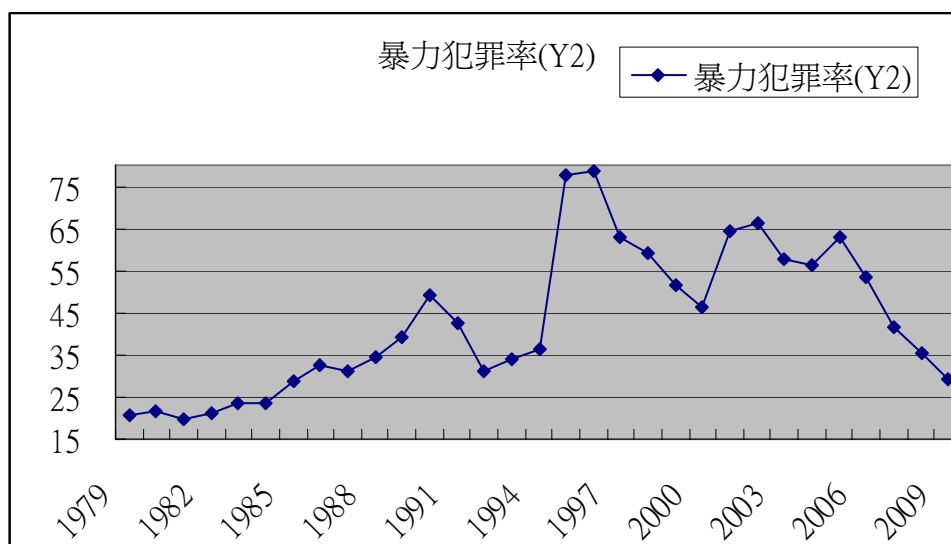


圖 3-7 一般竊盜犯罪率(Y3)

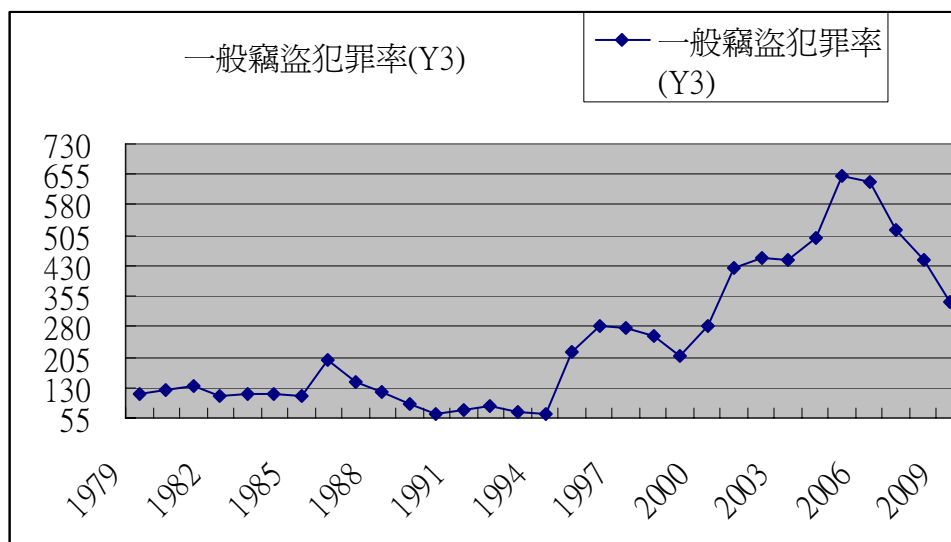
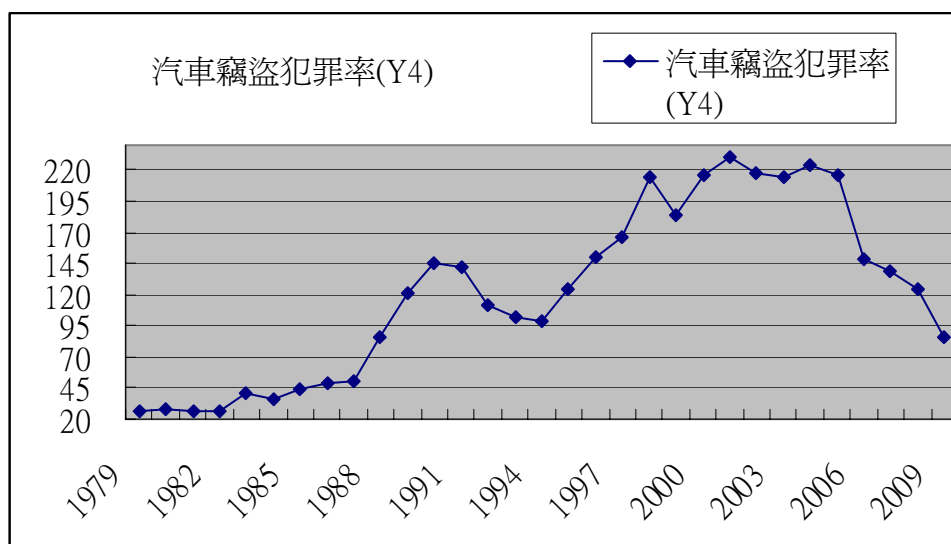


圖 3-8 汽車竊盜犯罪率(Y4)



第四章 實證研究

第一節 實證方法

許多實證結果顯示，大部分的總體經濟時間數列皆為非定態 (non-stationary) 數列，假若不經過處理而直接對資料進行估計與推論，將會出現「假性迴歸」(spurious regression) 現象 (Granger 與 Newbold, 1974)。⁴ 所謂的非定態時間數列，是指當出現外在衝擊時，對於時間數列的影響會永久持續，以致無法回復到原來均衡水準的情況 (Nelson 與 Plosser, 1982)。

這項重要的論點對於實證研究造成很大的衝擊，尤其是在經濟研究的分析上，由於多數的經濟變數都具有隨機趨勢，在資料的型態上往往不是定態的 (stationary) 數列，倘若直接使用傳統 OLS 方式處理，則迴歸結果很可能會使原

⁴ 所謂「假性迴歸」現象，簡單的說，即是在用迴歸方法檢定或估計實證模型時，假若採用的時間數列為非定態的數列，則迴歸的結果將會使得原本毫無關係的變數之間出現顯著的關係，即出現迴歸係數相當顯著，而 R^2 也相當高的現象。

本不具顯著關係的變數之間，產生虛假的顯著關係，而得出錯誤的結論。因此，為避免此問題的發生，在進行實證研究的第一步，就要先檢測時間數列變數是否定態，此即所謂的單根檢定 (Unit root test)。若時間數列存在單根，則表示此數列為非定態的，無法使用傳統的迴歸方式處理。然而，先驗上並不知道變數數列的資料產生過程 (data generating process)，所以單根檢定的估計模型，我們將使用以下三種迴歸模型來進行之。

$$\text{迴歸模型(1): } \Delta X_t = \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \xi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{迴歸模型(2): } \Delta X_t = \mu + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \xi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{迴歸模型(3): } \Delta X_t = \mu + \delta t + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \xi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中， Δ 為差分運算， μ 為常數項， t 為時間趨勢，迴歸模型(1)、(2)、及(3)分別表示無截距項與時間趨勢項、僅含截距項、及存在截距項及時間趨勢項，若模型(3)的檢定結果無法拒絕單根的虛無假說 (即 $H_0: \rho=0$ 且 $\delta=0$)，或無法拒絕模型(2)的虛無假說 (即 $H_0: \rho=0$ 且 $\mu=0$)，或無法拒絕模型(1)的虛無假說 (即 $H_0: \rho=0$)，則將接受變數非定態的假設。需要強調的是，單根檢定都是立基於白噪音 (white noise) 的假設，一旦殘差存在自我相關，則將使得 Fuller (1976) 和 Dickey 與 Fuller (1979) 的兩個單根檢定統計量的漸近分配受到擾攘參數 (nuisance parameter) 的影響，因此上述三條單根檢定迴歸式即是以 Dickey 與 Fuller (1981) 及 Said 與 Dickey (1984) 所考慮具遞延 k 期的資料產生過程，文獻上稱為「擴大的」(augmented) Dickey-Fuller 檢定，簡稱 ADF 檢定，來檢定時間數列是否為定態的，茲將結果列於表 1。

表 4-1 各變數的 ADF 檢定結果

	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)
--	--------	--------	--------

	落後期數	ADF 檢定統計量	落後期數	ADF 檢定統計量	落後期數	ADF 檢定統計量
Y1	0	-1.545513	0	-0.080699	0	0.457319
Y2	0	-1.851865	0	-1.423494	0	-0.514486
Y3	1	-1.535338	1	-2.425227	1	0.645043
Y4	0	-1.395776	0	0.271566	0	-0.282045
G	0	-0.665148	0	-3.090978	0	1.982770
M	2	-1.139763	0	-0.164564	2	-0.235406
U	1	-0.555538	1	-1.987091	0	1.357821
T	0	-0.933333	0	-2.031710	0	0.000000

註: *、**、及 ***分別表示於 10%、5%、及 1%的顯著水準下， τ 統計值顯著，其臨界值分別取自 Fuller (1976) 的模擬分配表和 MacKinnon (1991) 的計算公式。

表 4-2 各變數一階差分後的 ADF 檢定結果

	模型 (1)		模型 (2)		模型 (3)	
	落後期數	ADF 檢定統計量	落後期數	ADF 檢定統計量	落後期數	ADF 檢定統計量
Y1	0	-4.386633***	0	-4.783537***	0	-4.248757***
Y2	0	-4.536062***	0	-4.652001***	0	-4.618912***
Y3	0	-3.461758**	0	-3.375382*	0	-3.521082***
Y4	0	-3.875141***	0	-4.286598**	0	-3.946172***
G	0	-6.918275***	0	-6.853163***	0	-5.749040***
M	0	-3.740342***	0	-3.835135**	1	-2.650145*
U	0	-2.938101*	0	-3.589689**	0	-2.710489***
T	0	-5.385165***	0	-5.283245***	0	-5.291503***

註: 同表一。

表 1 中，Y1 代表總犯罪率，Y2 代表暴力犯罪率，Y3 代表一般竊盜犯罪率，Y4 代表汽車竊盜犯罪率，G 代表吉尼係數，M 代表每人平均所得，U 代表失業率，我們對資料的觀察發現有可能發生結構性改變，由於 1995 年政策的改變，警政署使用報案三聯單，導致 1995 年後犯罪率較往年增加。因此引入虛擬變數 T，在 1994 年前令 T=0，而在 1995 年後令 T=1。我們經由初步的 ADF 單根檢定可知，被解釋變數：Y1、Y2、Y3、Y4 與解釋變數：G、M、U、T 在水準值下進行單根檢定皆顯示其非定態數列。因此，我們將上述變數作一階差分後，再對

其作 ADF 單根檢定，茲將其詳細結果列於表 2，我們發現將資料做一階差分處理之後，各變數至少在 10% 的顯著水準下為定態數列。若這些非定態時間數列間存在長期的共同趨勢，則具有共整合 (Cointegration) 關係，⁵ 在此情況下，將這些時間數列取一階差分後再進行迴歸分析，將會使變數間所具有的長期資訊被消除，使得變數間的動態關係設定錯誤。為避免此一問題發生，本文將利用向量誤差修正模型分析 G、M、U 與 T 對 Y1、Y2、Y3 與 Y4 之間的長期關係。

一、VAR 最適遞延期數的決定

動態的時間數列模型與靜態的時間數列模型最大的不同，就是在模型中解釋變數對被解釋變數有跨期性的影響。換言之，動態模型表示解釋變數的變動對於被解釋變數的影響有「遞延效果」(lagged effects)，遞延效果的持續時間在計量經濟上是以解釋變數的遞延期數來代表的。在共整合關係的檢定中，是以向量自我迴歸 (vector autoregression, VAR) 模型來選擇遞延期數。

共整合關係檢定對於 VAR 模型所選取遞延期數的長短相當敏感。若遞延期數不足，可能會使模型的殘差無法成為白噪音。⁶ 因此，在進行共整合檢定前需先選定模型的最適遞延期數，本文以 AIC 準則來選取模型的最適遞延期數，在以 Y1 為被解釋變數的模型下最適遞延期數為 2 期，Y2 為被解釋變數的模型下最適遞延期數為 2 期，Y3 為被解釋變數的模型下最適遞延期數為 2 期，Y4 為被解釋變數的模型下最適遞延期數為 2 期，。

由於向量誤差修正模型需在殘差項為白噪音的假設下進行，因此本文對 VAR 迴歸式的殘差項進行序列自我相關的檢定 (serial autocorrelation test)，以確定模型的配適度，由於虛無假設為此模型殘差無自我相關，故檢定結果的第一期與最後一期若不拒絕虛無假設，我們可稱模型中的殘差無自我相關，符合白噪音的假

⁵ 模型中的變數，如果一階差分後為定態的時間數列，則可存在共整合關係。

⁶ 誤差項若符合 $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty$ ， $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ ， $t \neq s$ ，則可稱之為白噪音數列。

設。茲將檢定結果列於表 3。

表 4-3 VAR 殘差項序列自我相關檢定結果

Y1

虛無假說	統計量	p-value
無序列相關	LM(1)=27.05454	0.3532
	LM(2)=20.77823	0.7049

Y2

虛無假說	統計量	p-value
無序列相關	LM(1)=20.24641	0.7338
	LM(2)=21.39836	0.6702

Y3

虛無假說	統計量	p-value
無序列相關	LM(1)=17.18469	0.8750
	LM(2)=21.07224	0.6886

Y4

虛無假說	統計量	p-value
無序列相關	LM(1)=23.32960	0.5583
	LM(2)=13.45985	0.9704

由上表所示，本文所要分析迴歸式的殘差項不存在序列自我相關，符合白噪音的假設，因此本文將根據此一檢定結果進行後續分析。

二、 共整合向量個數檢定

Granger (1981) 指出，若兩個非定態變數經線性組合而產生定態結果，表示

這兩變數之間存在穩定的長期均衡關係，這種長期均衡關係隱含著變數間存在著非定態的共同因子 (common factors)，並且經由非定態變數之間的加權平均，將使此一共同因子達到定態。在求得迴歸式的最適遞延期數後，我們將進一步尋找解釋變數和被解釋變數之間的共整合向量數目，若存在共整合關係，則變數間才會存在長期的均衡關係。我們透過 Johansen (1988) 提出的軌跡檢定與最大特性根檢定以檢定共整合向量數目，來確認四個模型中變數之間是否存在長期的均衡關係。在以 Y1 為解釋變數的模型，軌跡檢定中檢定出存在 3 個共整合向量個數，而最大特性根檢定中檢定出也是存在 3 個共整合向量個數；在以 Y2 為解釋變數的模型，軌跡檢定中檢定出存在 3 個共整合向量個數，而最大特性根檢定中檢定出也是存在 3 個共整合向量個數；在以 Y3 為解釋變數的模型，軌跡檢定中檢定出存在 5 個共整合向量個數，而最大特性根檢定中則是檢定出存在 2 個共整合向量個數；在以 Y4 為解釋變數的模型，軌跡檢定中檢定出存在 2 個共整合向量個數，而最大特性根檢定中檢定出也是存在 2 個共整合向量個數。在我們確定了四個模型中的變數間皆具有長期均衡關係後，便可探討解釋變數究竟是如何影響被解釋變數。

三、 共整合關係

在確定解釋變數和被解釋變數間具有共整合關係後接著再進一步探討解釋變數和被解釋變數之間的長期關係。

表 4 為模型的長期均衡式，可藉由此式了解解釋變數和被解釋變數相關的方向及大小。

表 4-4 共整合關係

	總犯罪率 (Y1)	暴力犯罪率 (Y2)	一般竊盜犯 罪率 (Y3)	汽車竊盜犯 罪率 (Y4)
--	--------------	---------------	---------------------	---------------------

截踞項	0	-541.5672 [-2.6634]***	0	0
每人平均所得 (M)	-0.10749 [-5.6405]***	-0.000539 [-3.5619]***	-0.000105 [0.3201]	-0.000325 [-1.3295]*
失業率 (U)	+113.0663 [1.3451]*	+37.08916 [5.3880]***	+144.6087 [8.7683]***	+57.98020 [6.1370]***
基尼係數(G)	+80449.61 [8.137]***	+1631.413 [2.0462]**	+172.6898 [0.10011]	+3445.263 [3.0048]***
虛擬變數(T)	+806.7274 [3.3164]***	-27.90668 [-1.4114]*	+48.75614 [1.0314]	-28.24478 [0.7839]

註: 括弧內為 t 統計值, *、**、及 *** 分別表示於 10%、5%、及 1% 的顯著水準下, t 統計值顯著, 以下均同。

第二節 結果

由表 4, 以 Y1 為被解釋變數的模型中結果顯示, 每人平均所得對總犯罪率呈負向影響, 顯示當平均每人所得增加, 台灣整體的總犯罪率會下降。而失業率以及基尼係數皆與總犯罪率呈顯著正相關; 換句話說, 當失業率上升或所得分配不均時, 整體的犯罪率會跟著上升。另外在此模型下, 結構性改變對於總犯罪率也有顯著影響。

以 Y2 為被解釋變數的模型中結果顯示, 每人平均所得對暴力犯罪率也呈負向影響。而失業率以及基尼係數皆與暴力犯罪率呈顯著正相關; 另外在此模型下表示結構性改變對於暴力犯罪率亦有顯著影響。

以 Y3 為被解釋變數的模型中結果顯示, 僅有失業率對於一般竊盜犯罪率有顯著的正向影響, 其他如每人平均所得與基尼係數對於一般竊盜犯罪率的影響皆不顯著。對於衡量貧富差距的基尼係數對於一般竊盜犯罪率的影響不顯著, 可能的原因為在貧富差距很大的地方, 窮人直接搶劫與暴力犯罪的比例占大多數, 因

而稀釋了一般竊盜犯案的比例造成影響不顯著的結果。

最後以 Y4 為被解釋變數的模型中結果顯示，每人平均所得對汽車竊盜犯罪率呈負向影響，而失業率以及基尼係數皆與汽車竊盜犯罪率呈顯著正相關。

整體而言，本文從共整合關係中有下列幾點重要發現。首先，失業率與犯罪率存在顯著正向關係，表示失業率越高，犯罪率也跟著上升。正如林崑鋒(2006)的研究，他認為人一旦失去工作，除了沒有收入而內心不安使犯罪的危險性也大增外，為了解決本身的經濟問題不得不鋌而走險犯案。因此，結果顯示失業率與犯罪率會呈現正向關係。另外，方柏翔(2009)也認為因為人一旦失去工作，在沒有收入的情況下，內心不安使得犯罪的危險性增加，然而為了解決本身的經濟問題因此犯案，甚至可能對社會或個人待遇身心不滿而產生暴力傾向故意殺人，也促使犯罪率的提升。許春金等 (1991)，與李建強 (1999)，也都認為失業率與犯罪率有正面影響。

另外，本文發現基尼係數與犯罪率也呈現顯著正向相關；換句話說，當基尼係數越高、所得分配越不平均，犯罪問題就越嚴重。廖富德(2003)中指出國民所得分配愈不均時，極有可能產生貧富差距擴大的現象，而此失衡現象將導致中下階層的民眾產生更大的挫折與憤怒感，進而影響整體犯罪之發生。周愷嫻(1997)的研究也發現，在控制各區域都市化程度和社會經濟發展特色後，財富分配不公平程度與犯罪率具有顯著而密切的關係。此外，李湧清與蔣基萍 (1994) 也認為基尼係數對總犯罪率為正向關係，也就是說當貧富差距越大時，將使台灣地區的總犯罪率增加。

最後，本文發現每人平均所得與犯罪率之間存在負向關係，每人平均所得越高，犯罪率越少。不過，經濟發展對犯罪率是否有關連在很多文獻中呈現2種說法，目前一些高經濟發展的國家其犯罪率卻相當低，但也有因經濟繁榮財富集中，而直接或間接造成犯罪。王淑女 (1990) 研究民國四十三至七七年社會經濟發展與犯罪之關聯時發現，財富愈多，尤其是國民生產毛額、國民所得、平均每

人國民生產毛額、平均每人所得增加與犯罪人口率成正相關。但在李湧清與蔣基萍（1994）的研究中經濟因素與犯罪率之關聯並不顯著。在財富差距方面，謝高橋（1982）的研究中發現，台灣地區社會經濟發展與犯罪率有密切關係，但這種關係較少是個別與直接的，而較多是共同與間接的。他認為社經發展條件對犯罪率的影響有正也有負，但兩者的淨影響是正的，因而造成犯罪的增加。謝高橋（1982）和楊孝榮（1982）各以民國五十三年至民國六十九年，及民國六十六年至民國六十九年的時間序列資料為主，發現平均每人所得及國民生產毛額愈高，犯罪愈多。

第五章 結論與建議

本章總共分為二節，第一節為研究結論，主要是根據上一章研究結果，歸納出本研究的結論；第二節是研究建議，從分析資料中，依研究發現來提出實務上的建議，以供後續研究者做為參考。

第一節 研究結論

本研究目的，主要在瞭解各個經濟因素，對於犯罪率的影響。綜合上一章實証的結果，提出以下的結論：

1. 以總犯罪率為被解釋變數的結果顯示，失業率以及吉尼係數皆與總犯罪率呈顯著正相關，顯示當失業率上升，或者所得分配較為不均時，國家整體的犯罪率會跟著上升。另外，每人平均所得對總犯罪率呈負向影響，顯示經濟的成長有助於犯罪率的下降。
2. 以暴力犯罪為被解釋變數的結果顯示，失業率以及吉尼係數皆與暴力犯罪率呈顯著正相關，表示當失業率上升，或者所得分配較為不均時，暴力犯罪率會跟著上升。另外，每人平均所得對暴力犯罪率呈負向影響，也突顯出經濟的成長有助於犯罪率的下降。
3. 同理，我們發現一般竊盜率，與失業率有顯著的正向影響；然而，每人平均所得與吉尼係數卻對於一般竊盜犯罪率的影響皆不顯著。此結果顯示，一般竊盜只是與失業有關，與所得分配不均似乎關連性不大。

4. 另外，以汽車竊盜犯罪為被解釋變數的結果顯示，失業率以及吉尼係數皆與汽車竊盜犯罪率呈顯著正相關，而每人平均所得對汽車竊盜犯罪率卻呈負向影響。

第二節 研究建議

本節以上述的結果為基礎，對後續研究提出底下建議。

1. 以研究變數方面：影響犯罪問題的因素有很多，本研究只針對失業率、所得分配不均以及經濟成長這三個層面分析，因此，未來的研究可探討其他之因素，例如：離婚率、教育發展、都市發展程度等。
2. 以研究樣本方面：本研究以台灣地區為研究對象，未來的研究可對其他國家，或以台灣鄰近的國家、不同信仰的國家來做此對比研究。

另外，因本文研究資料，主要從 1979 到 2009 的年資料，根據一般的年資料要窺視國家細微的變動，似乎是不太可能，建議後續的研究可進一步採用月資料。同時，時間序列的資料，潛藏很多的問題雖然我們也做了一些處理，但仍無法避免有些結構上的變動；因此，建議往後的學者可從較短期，或採橫斷面的資料做研究，比對結果。

參考文獻

英文部分

1. Allen, E. A. and Steffensmeier, D.J. (1988), "Youth Employment and Property of Crime Differential Effects of Job Availability and Arrest Rates", *American Sociological Review*, pp317-332
2. Braithwaite, J. (1979), *Inequality, Crime and Public Policy*, Routledge and Kegan Paul
3. Cantor, D and K. C. Land (1985), "Unemployment and Crime Rates", *American Sociological Review*, 55(1), pp.317-332
4. Devine, J.A, J.F. Sheiey and M.D. Smith (1988), "Macroeconomic and Social-Control Policy Influence on Crime Rate Change", *American Sociological Review*, 53, pp.407-420
5. Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Auto-regressive Times Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74: 427-431
6. Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times-Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49: 1057-1072
7. Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*. New York: Wiley and Sons
8. Granger, C. W. J. and P. Newbold. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2: 111-120
9. Granger, C. W. J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, 16: 121-130
10. Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics and Control*, 12: 231-254

11. Nelson, C. R. and C. Plosser. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 10: 139-162
12. Roy, M. H., & Stephen, B. J. (1987). "Some determinants of property crime: Economic factors influence criminal behavior but cannot completely explain the syndrome". *American Journal of Economics and Sociology*. 46(4), 445-456
13. Said, S. E. and D. A. Dicky. (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71(3): 599-607

中文部分

1. 王淑女 (1990) , 犯罪與社會經濟的發展：涂爾幹脫序理論的驗證，第三屆中美防治犯罪研究會論文集，台北：中央研究院。
2. 王淑女(1997) ，「犯罪防治與社會政策分析」，載於行政院國家科學委員會 (編) ，「犯罪問題的因應：社會與科技層之探討」研討會會議手冊。臺北：編者。
3. 李湧清、蔣基萍(1994) ，「犯罪與經濟——一個宏觀的時間序列分析」，警政學報，24，127-146。
4. 李建強 (1999) ，「竊盜犯罪行為之經濟分析 -- 臺灣的實證研究」，嶺東學報 10：169-188。
5. 吳佳霖(2008) ，「經濟因素對台灣犯罪問題之影響」，國立屏東商業技術學院國際企業所碩士論文。
6. 林昆鋒(2006) ，「以共整合分析台灣地區犯罪率函數」，國立中山大學經濟學研所碩士論文。
7. 周立勳(1993) ，「社會變遷中的教育、經濟與犯罪之關係」，嘉義師院學報，

- 7, 1-18。
8. 周愷嫻(1996), 「犯罪率與社會經濟發展失衡」, 載於侯崇文(編), 犯罪問題研究成果研討會論文集(99-135)。臺北: 行政院國家科學委員會。
 9. 周愷嫻(1997), 變遷中的犯罪問題與社會控制—臺灣經驗, 臺北: 五南。
 10. 徐昀(2000), 「犯罪與經濟—臺灣經驗分析(民國四十年至八十七年)」, 國立政治大學中山人文社會科學研究所博士論文。
 11. 許春金、陳玉書、王佩玲(1990), 「暴力犯罪受害者個人特性與日常活動型態之實證研究」, 警政學報, 19, 219-278。
 12. 陳姿姣(2002), 「台灣地區經濟發展、教育發展與犯罪問題之研究」, 國立屏東師範學院國民教育研究所碩士論文。
 13. 楊孝榮(1982), 我國犯罪問題社會經濟因素的逐級迴歸分析, 社會變遷中的犯罪問題及其對策論文集, 台北: 中央研究院。
 14. 楊宗昆(2007), 「搶奪犯罪特性之研究-以台北縣為例」, 輔仁大學應用統計學研究所碩士論文。
 15. 蔡田木(1995), 「犯罪行為社會經濟發展因素之分析—以臺灣地區為例」, 中央警察大學行政警察研究所碩士論文。
 16. 廖德富(2003), 「台灣地區社會變動與犯罪相關性之研究」, 國立中正大學犯罪防治研究所碩士論文。
 17. 蔡奇秀(2006), 「影響毒品犯罪率因素之實證研究」, 國立成功大學高階管理碩士在職專班碩士論文。
 18. 謝高橋(1982), 社會經濟發展過程中犯罪型態及其特徵改變趨勢, 社會變遷中的犯罪問題及其對策, 台北: 中央研究院。
 19. 魏大耕(2007), 「台灣失業率與犯罪關係之初探—不同模型之比較」, 國立政治大學國際經營與貿易研究所碩士論文。