

影響台灣普通刑事犯罪率因素的探討
**A Study of the Determinants of the General Rate of Criminal
Offenders in Taiwan**

莊忠柱

Chung-Chu Chuang

真理大學副教授兼管理學院院長、管理科學研究所所長

Associate Professor, Director of Graduate School of Management

Sciences, and Dean of college, Aletheia University

楊淑芬

Shu-Feng Yang

真理大學研究生

Graduate Student of Aletheia University

摘要：本文利用台灣 1997-2000 年間的月資料，利用 ARIMA 模型，探討制止因素（破案率、警察可見度）、社會經濟因素（失業率、人口密度差異、經濟階級差異、離婚率）、農曆春節效應等因子對台灣地區普通刑事犯罪率的影響。

本文發現：普通刑事犯罪率與破案率間存在顯著的負向關係，破案率愈高對犯罪者有嚇阻的作用，因而降低了普通刑事犯罪率的發生。儘管台灣社會結構改變，人們對家庭價值認同感的降低，使得離婚率有逐年升高的趨勢，但卻不能解釋普通刑事犯罪率有逐年升高的現象，因而，普通刑事犯罪率與離婚率間並未存在顯著的關係。此外，普通刑事犯罪率並未存在著春節效應，普通刑事犯罪率在春節期間的增加並未能解釋普通刑事犯罪率的增加，但普通刑事犯罪率和失業率、人口密度差異、經濟階級差異與警察可見度間亦無存在顯著的關係。

關鍵詞：普通刑事犯罪率(General Rate of Criminal)、警察可見度(Visibility of Police)、社會經濟因素 (Socio-economic factors)、制止因素(Deterrent factors)、春節效應(Chinese New Year Effects)

壹、前言

犯罪和擔心犯罪已經成為很多民主國家選民主要關注的問題，很多政黨都害怕讓人覺得在這個議題上手軟。英國自由派犯罪學者曾引用失業和貧困來解釋目前高犯罪率的重要因素，保守派則舉 1930 年代的例子來反駁，那時這些可決定因素更加嚴峻，但根據官方的資料和那些活到現在的人之證詞，那時的犯罪卻比今天低很多，因此，如何從總體的社會經濟條件來探討犯罪率的變動，已是任何一個民主國家當前所面對的重要社會問題之一。

台灣地區近年來由於工商業和都市化急速發展的結果，社會經濟結構、文化型態、價值取向及生活型態等發生很大的變化，隨著國民所得的增加，犯罪率卻有年年遽增的趨勢，以犯罪率而言，從 1986 年的 4.81‰ 增加到 2000 年的 19.77‰，足足增加了 3 倍之多¹，有些學者認為犯罪是經濟發展所必須付出的代價；然而，這種說法似乎與從現實的社會中無法獲得有力的支持，舉凡鄰國日本、新加坡及北歐諸國，在經濟發展成熟的條件下，卻仍能維持良好的治安，故這種說法確實有令人商榷之處。然而，一般影響治安狀況的犯罪是指違反普通刑事案件的違法行為，因此，普通刑事犯罪率常為社會大眾與政府所關切的主題所在。Shelly (1981) 的現代化理論 (Modernization theory)，假設社會是處在一種緩慢進化的過程中，認為人口變動、都市化、工業化能解釋犯罪現象的過程，因此，如何從總體的社會經濟變數 (Socio-economic variables) 和制止變數 (Deterrent variables) 來探討普通刑事犯罪率的變動，則是本文的主要研究動機之一。此外，又由於每年農曆春節期間普通刑事犯罪頻傳，台灣普通刑事犯罪率是否具有農曆春節效應，則是本文的另一研究動機之一。

本研究利用 ARIMA 模型探討社會經濟變數 (Socio-economic variables) (失業率、人口密度差異、經濟階級差異、離婚率)、制止變數 (Deterrent variables)

¹ 資料來源：內政統計月報

(破案率、警察可見度)與春節效應變數，期望釐清影響台灣地區普通刑事案件犯罪行為的因素有哪些，冀能提供主管單位擬訂預防犯罪政策的參考。

貳、相關文獻

一、破案率與犯罪間的研究

警察對於犯罪的回應效能，從警察的可見度、反應時間、破案率等方面顯現出來，破案率愈高對犯罪者有嚇阻的作用，因而降低犯罪率的發生。Ehrlich and Brower(1987)，利用美國在 1946-1977 間的資料，指出法律的執行與謀殺、強盜與竊盜罪有顯著的負向關係。Corman, Theodore and Norman(1987)利用美國紐約在 1970/1-1984/6 間的資料，透過向量自我迴歸模型(VAR)，發現捕捉率與犯罪率存在顯著的負向關係。Howsen and Jarrell (1987)指出犯罪與都市化的程度有關且破案率與財產犯罪率間存在負向關係。張倉耀、方文碩、林哲彥(1999)研究台灣在 1951-1996 年間的年資料，發現破案率與各類型犯罪型(總刑事犯罪率、強盜搶奪犯罪率、賭博犯罪率、煙毒犯罪率與妨害風化犯罪率)均具有負向關係。

但是，也有學者持不同的看法，許春金、孟維德(2000)利用探索性研究指出，理論上逮捕可產生威嚇達到犯罪預防的功能，但是實務上增加逮捕數可能反而會衍生若干意想不到的副作用，如每一次的逮捕可能會使執行逮捕警察耗費大量的時間在文書作業上，則對於正常的外勤工作愈不利，假如警察可見度對於犯罪比逮捕更具嚇阻效果，那麼增加逮捕數無異等於是增加犯罪率。Black(1982)指出許多犯罪發生其實是出自犯罪者的報復心理，對其加諸法律制裁可能會激發更多報復，因此，逮捕或許可以免除一場紛爭，但卻可能在未來引發更暴力。

二、失業率與犯罪間的研究

最早對經濟環境與犯罪現象提出觀察研究的是 1833 年法國社會學者 Guerry 分析西歐各國的犯罪率，提出經濟環境是影響犯罪活動的因素。失業率與犯罪間的研究個案年代長達百餘年，研究的時空範圍也有極大差異，過去百多年來對失業與犯罪現象所做努力仍未獲得共識。Devine, Sheley and Smith(1988)以失業率與通貨膨脹率兩項指標來表示社會經濟狀況，認為社會經濟狀況不佳時，生活下的困境常成為犯罪的動機，但當經濟狀況良好時，這樣的動機並不存在，因此，犯罪率會隨著失業率的上升而增加。王淑女（1990）指出台灣地區的刑案發生率則與失業率間存在著顯著的正向關係。此外，許春金、陳玉書與王佩玲（1991）更將犯罪率細分成（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）等不同類型來做探討，並利用台灣地在 1961-1988 年間的時數列資料進行複迴歸分析，發現失業率與強盜搶奪、傷害及恐嚇犯罪率間存在負向關係，與竊盜犯罪率呈顯著的正向關係。

有些學者主張失業率增加不但不會造成犯罪的增加，反而是壓制犯罪的因素之一。Cantor and Land(1985)分析美國 1946 至 1982 年的時間序列資料，認為失業在家人口衆多，則提升了家庭防衛能力，故失業率和犯罪率間存在著負向關係。Archer and Gartner(1986)則利用 110 個國家和 44 個國際性城市的 1900-1972 年間的資料，發現暴力犯罪和失業率間存在著負向關係。

Braithwaite(1979)利用美國 1967 至 1973 年的時間序列資料，發現失業率與犯罪率間並無顯著的關係。Kapusinski, Braithwaite and Chapman(1988)利用澳洲在 1921-1987 年間的時數列資料，發現失業率和犯罪之間並無顯著關係。Corman, Theodore and Norman(1987)利用紐約在 1970/1-1984/6 間資料，透過向量自我迴歸模型(VAR)，失業率與犯罪無顯著關係。李湧清與蔣基萍(1994)針對台灣在 1971-1990 年間的時數列資料，以經濟成長率、失業率與基尼係數(國民所得分配不均)三項指標代表經濟概念，發現基尼係數與總犯罪率與暴力犯罪間存在著顯著的正向關係，但經濟成長率、失業率與總犯罪率間並無顯著關係。徐昀(2000)研究台灣在 1951-1998 年間的時數列資料，以經濟成長率、失業率、

工業化、都市化、離婚率、所得分配不均與經濟階級差異為自變項，並利用複迴歸模型分析，發現在同年度中失業率與各類型犯罪間並無顯著關係，而與第二年的強盜搶奪及第三年的總犯罪率存在顯著的正向關係。

三、經濟階級差異與犯罪間的研究

總體結構社會學理論 (Macrostructure sociological theory) 主張社會經濟的不平等，使得分屬不同團體間的成員產生差異，有的是種族差異，有的是階級差異，而有的是雇主與受雇者差異，這些差異促使衝突產生進而造成犯罪。Blau and Blau(1982)亦曾以總體結構社會學理論為基礎，利用美國 1970 年的犯罪資料，發現不同種族間 (白人與黑人) 的經濟不平等與犯罪類型(殺人案件、攻擊暴力犯罪)存有正向的關係。但 Messner (1989)研究 52 個國家在 1969-1971 年間的資料，發現經濟不平等與犯罪間並無顯著的關係。造成這些結論紛歧的原因很多，如研究模式不同、研究方法不同、研究對象不同等，使得有關經濟不平等與犯罪間的關係無法獲得肯定結論。

此外，經濟不平等與犯罪間存有犯罪類型的差異，Danziger (1976)認為經濟不平等與財產犯罪在統計上有正向關係。周愷嫻(1995, 1997)，探討總刑案發生率及各類刑案的發生率，利用所得成長、所得分配不均與經濟階級差異為自變項，暴力犯罪 (殺人、強盜、攻擊犯罪等) 為依變項，司法支出與失業率做控制變項進行迴歸分析，發現暴力犯罪與階級結構分佈極端化間存在著顯著的正向關係。黃敦瑋(1989)針對五種暴犯罪(殺人、傷害、強盜、搶奪、擄人勒贖)進行研究，發現暴力犯以社會低階層為主，並與失業率有密切關係。

四、人口密度差異與犯罪間的研究

Shaw and Makay(1942)社會解組理論(Social disorganization theory)，發現人口異質性愈高，阻礙了人與人之間的聯繫與溝通，並且使得人與人間的瞭解產生了障礙，導致社會控制力薄弱，因而影響偏差行為，因此，人口異質性比例愈高的

區域，犯罪率愈高。孫義雄(1990) 研究台灣台北市在 1960-1989 年間的資料，發現都市化過程中伴隨而來的是大量的人口向都市集中，使得都市人口份子間之異質性相當大，因而削弱了對社會的凝聚力，因此造成人口密度高的都市其犯罪率有相對較高，又與汽車竊盜、強盜、搶奪等三類犯罪存在顯著的正向關係，而與傷害、殺人及強姦等表達性的暴力犯罪則無顯著的關係。Farly(1987)以美國大都市的人口數、中心都市人口比、中心都市貧戶率、經濟差異、黑人比例為預測變項，分別以各種犯罪類型(殺人、強盜、竊盜、汽車竊盜、傷害與)為依變項，進行複迴歸模型分析，發現人口數對殺人、強盜、竊盜、汽車竊盜有正向關係；中心都市人口率則對強盜、傷害、竊盜罪有正向關係。許春金、楊士隆(1993)利用「自陳報告量表」(Self-Report Questionnaire)實施行問卷調查，研究台灣台北市各行政區在 1991 年 10 月的社區結構因素(社區經濟情況、人口異質性、人口密度等)與少年偏差行為做分析，發現社區經濟情況差、異質性及人口密度高的因素對少年犯罪行為有直接的影響。

五、離婚率與犯罪間的研究

社會學現代化理論 (Modernization theory)，假設社會處在一種緩慢進化的過程中，而其中的人口變動、都市化與工業化解釋了犯罪現象的變化，在工業化的過程改變了原可以有效維繫情感與規範的「機械聯帶」(Mechanical solidarity)，成為不具約束力的「有機聯帶」(Organic solidarity)。因此，都市化造成家庭結構改變，使得人們對家庭價值認同感的降低，進而造成犯罪的可能。Williams and Flewelling (1988)發現不同時期或地區的離婚率愈高，犯罪也增多。Masih and Masih(1996)透過向量自我迴歸模型(VAR)，指出各類型犯罪率與其決定變數(失業率、離婚率、個人所得、城市化程度、警政支出與警力等)存在單根(亦步亦趨)特性。Cohen and Felson(1979)利用美國 1947-1974 年資料，發現婦女就業機會增加，離婚率也有增長，而離婚率與犯罪率間存在著顯著的正向關係。陳正昌(1991)研究台灣 1950-1989 年間的資料，利用單變量時間數列的

ARIMA 模式與複迴歸模型分析，以工業化、都市化與離婚率代表社會變遷變數，發現工業化、都市化、離婚率與犯罪率間有顯著的正向關係。此外，張倉耀、方文碩、林哲彥(1999)將犯罪細分成各種類型，發現台灣地區離婚率與總刑事犯罪率、賭博犯罪率、煙毒犯罪率、妨害風化犯罪率間具有正向關係。許春金、陳玉書與王佩玲(1991)發現台灣地區離婚率與總犯罪率、汽車失竊、強盜搶奪、擄人勒贖與恐嚇犯罪率間存在顯著的正向關係。

此外，有學者主張離婚率與犯罪率間存在時間落後 (Lagging) 的關係，徐昀(2000)利用複迴歸模型分析，發現在同年度中離婚率與總犯罪率與汽車失竊存在顯著的正向關係，與次年的汽車失竊，後年的犯罪率、汽車失竊與強盜搶奪間存在顯著的正向關係。

六、警察可見度與犯罪間的研究

擴大刑事司法體系 (Criminal justice system) 的規模，一直是許多國家政府認為用來打擊犯罪的主要策略。就警察在控制犯罪的作為上，高可見度及迅速反應，始終是當代警察策略的兩大支柱，其中蘊含警力愈多愈好的涵義。Kelling, Dieckman and Brown (1974)利用 1970 年代在美國 Missouri 州 Kansas 市進行巡邏實證，發現警察的高可見及迅速反應，並不能使降低犯罪產生實質效應。此外，許春金、孟維德(2000)利用探索性研究發現台灣地區警察可見度與犯罪率間並無顯著的關係。但卻有證據指出警察的可見度對於犯罪的影響是有條件的 (Conditional)。Sherman, Gartin and Buerger(1989)在 1988-1989 年利用美國明尼蘇達州做一研究性實驗「Minneapolis 熱點巡邏實驗」(Minneapolis hot spots patrol experiment)，該實驗是將全市犯罪發生最頻繁的 110 個熱點隨機分為兩組，其中一組的 55 個熱門地點，每天接受三個小時間歇性及不可預知的警察出現；另一組的 55 個熱點則接受原來的巡邏運作，僅主要回應民眾所請求的服務；發現全市所有受理報案的犯罪減少了 13%，而一些嚴重性的犯罪甚至更降低了 20%，顯示出警察若在不同熱點之間頻繁地巡邏，則較具功能性。因此，從上述實驗發

現，警察在控制犯罪的作為上，重點並不在於警察的「數量」，而在於警察所執行的「工作」。

參、研究設計

一、樣本期間與資料來源

本研究將探討制止因素（破案率、警察可見度）、社會經濟因素（失業率、人口密度差異、經濟階級差異、離婚率）與農曆春節效應對台灣地區普通刑事案件犯罪率的影響。樣本期間從 1997 年至 2000 年，共 48 筆月資料，各研究變數除了來自教育部 AREMOS 資料庫外，亦從內政部統計月報，警政統計月報，中華民國社會指標統計等政府發行的刊物取得，其變數資料來源彙總於表 1。

表 1 研究變數的資料來源

變數項目	資料來源
普通刑事犯罪率	內政部警政署、警政統計月報
破案率	內政部警政署、警政統計月報
失業率	教育部 AREMOS 資料庫、內政部統計月報
經濟階級差異	中華民國社會指標統計
人口密度差異	內政部統計月報
離婚率	內政部統計月報
警察可見度	內政部警政署、警政統計月報

資料來源：本研究整理

二、研究限制

本研究是探討普通刑事案件犯罪率，此乃由於政府主管單位對於刑事犯罪資料於民國八十六年重新分類，故本研究在樣本選取方面，採用八十六年重新分類的資料而定義普通刑法犯罪案件，共包含竊盜、贓物、賭博、傷害、詐欺背信、

重利、妨害自由、殺人、妨害家庭及婚姻、妨害風化、內亂、恐嚇取財、擄人勒贖、侵占、偽造文書印文、毀棄損壞、妨害公務、強盜搶奪、竊占、偽造有價證券、妨害秩序、公共危險、侵害墳墓屍體、妨害名譽、妨害秘密、遺棄、瀆職、偽造貨幣、偽證、誣告、湮滅證據與脫逃等項目；又因台灣主管單位於民國八十八年增列機車竊車項目，如將其包含在普通刑法犯罪案件中，將使得樣本選取數更少，故亦不予考慮，因此，本文所定義的普通刑事犯罪率與其他文獻所定義的犯罪率或總犯罪率是不同。

三、研究假說

破案率與普通刑事犯罪有高度的相關且其代表著整個警察體系的績效，對於犯罪率具有嚇阻的作用。Ehrlich and Brower(1987)、Corman, Theodore and Norman(1987)、Howsen & Jarrell (1987)與張倉耀、方文碩、林哲彥(1999)皆發現破案率與犯罪率間存在著負向關係。因此，本文提出下列待驗證假說：

假說(1)：破案率與普通刑事犯罪率存在著負向關係。

近年來由於全球景氣的低迷，使得台灣失業率逐年攀升，而失業率的高漲，常使人民的生活陷入困境，生活的困境常又成為普通刑事犯罪的動機之一。Box(1987)、Devine, Sheley and Smith(1988)、王淑女(1990)與黃敦瑋(1989)皆發現失業率與犯罪存在著正向關係。儘管 Cantor and Land(1985)、Archer and Gartner(1986)則提出不同的看法，認為失業在家人口眾多，提升了家庭防衛能力，故失業率和犯罪率間存在著負向關係。又 Kapuscinski, Braithwaite and Chapman(1988)、Corman, Theodore and Norman(1987)、李湧清與蔣基萍(1994)與徐昫(2000)皆認為失業率和犯罪率間並無顯著的關係，因此，本文則提出下列待驗證的假說：

假說(2)：失業率與普通刑事犯罪率存在著正向關係。

工商業和都市化急速發展將使得國民所得增加，但國民所得增加的成果並不為多數人所平均共享，這種經濟分配不平等也會因職業地位差距的加大而益加顯著，因而與犯罪間可能存在正向關係。Blau & Blau (1982)、Danzinger (1976)、周愷嫻(1997)與黃敦璋(1889)皆發現經濟不平等與普通刑事犯罪間存在著正向關係，但是，Messner (1982)則認為經濟不平等並不會增加犯罪。因此，本文提出下列待驗證假說：

假說(3)：經濟階級差異與普通刑事犯罪率存在著正向關係。

台灣的經濟型態已由農業社會轉變為工業社會，其都市化的結果使得城鄉差距愈形明顯，地狹人稠的城市中，爾虞我詐的功利主義，城市中的普通刑事犯罪率卻有年年遽增的趨勢。Farly(1987)、孫義雄(1990)與許春金、楊士隆(1993)皆發現人口密度與犯罪間存在著正向關係。因此，本文提出下列待驗證假說：

假說(4)：人口密度差異與普通刑事犯罪率存在著正向關係。

隨著社會風氣的開放，人們價值觀的改變，使得人們對家庭價值認同感的降低，使得台灣離婚率有逐年升高的趨勢，伴隨著而來的高普通刑事犯罪率，已經嚴重地威脅了社會的安寧。Cohen and Felson (1979)、Williams & Flewelling (1988)、Masih and Masih(1996)、徐昀(2000)、陳正昌(1991)、張倉耀、方文碩、林哲彥(1999)與許春金、陳玉書與王佩玲(1990)皆發現在離婚率與犯罪率存在顯著的正面關係。因此，本文提出下列待驗證假說：

假說(5)：離婚率與普通刑事犯罪率存在著正向關係。

警察在控制犯罪的作為上，高可見度及迅速反應始終是當代警察策略的兩大支柱，其中蘊含警力愈多愈好的涵義。Kelling, Dieckman and Brown(1974)認為警察的可見度與犯罪率並沒有關係，而許春金、孟維德(2000)卻指出警察的努力有時不僅不能降低犯罪，反而有可能會增加犯罪的發生。基本上，當警察愈多，即

警察可見度愈高時，人民愈不敢犯罪，因此，本文提出下列待驗證假說：

假說(6)：警察可見度與普通刑事犯罪率存在著負向關係。

中國人固有的傳統觀念，使得每一個人皆希望口袋滿滿的過好年，因而也可能會引發本身或他人的犯罪行為，因而造成每年農曆過年期間其普通刑事犯罪率皆居高不下，因此，農曆春節期間(國曆一與二月間)與普通刑事犯罪間存在著關係。因此，本文提出下列待驗證的假說：

假說(7)：農曆春節期間與普通刑事犯罪率存在著正向關係。

四、變數操作定義

基於驗證研究假說，變數操作性定義敘述如后：

(一)普通刑事犯罪率—指台灣地區每月每萬人普通刑事案發生件數比率

$$\text{普通刑事犯罪率} = \frac{\text{普通刑事案件}}{\text{該月人口中數}} \times 100 \quad (1)$$

為求取各年度數據一致性，普通刑事案件發生總件數不含補報前一年發生件數，且不包含機車竊盜。

(二)破案率—指台灣地區每月普通刑事案件破案發生件數比率

$$\text{普通刑事破案率} = \frac{\text{普通刑事案破案總件數}}{\text{普通刑案發生總件數}} \times 100 \quad (2)$$

(三)失業率—指失業人口除以勞動力，而勞動力為就業人口與失業人口之和：

$$\text{失業率} = 1 - \frac{\text{就業人口}}{\text{勞動力}} \quad (3)$$

(四)經濟階級差異—本研究將以職業地位為經濟階級差異的代理變數，即以

雇主人數與受雇工作者人數比值衡量之：

$$\text{經濟階級差異} = \frac{\text{雇主人數}}{\text{受雇工作人數}} \times 100 \quad (4)$$

(五)人口密度差異—本研究利用台閩地區各縣市地區每月人口數量和面積

資料，計算出每月人口密度，然後再計算其標準差當做人口密度差異：

$$\text{人口密度差異} = \sqrt{\frac{\sum (X_{it} - \bar{X}_t)^2}{n-1}} \quad (5)$$

其中 X_{it} 為第 i 縣市在 t 月的人口密度， \bar{X}_t 為在 t 月的平均縣市人口密度， n 為縣市總數。

(六)離婚率—每月離婚對數佔總人口數比例

$$\text{離婚率} = \frac{\text{離婚對數}}{\text{總人口數}} \times 1000 \quad (6)$$

(七)警察可見度—以每千人中警察比例來衡量「警察可見度」，警民比例作為警察可見度的指標：

$$\text{警察可見度} = \frac{\text{警察人數}}{\text{總人口數}} \times 1000 \quad (7)$$

(八)農曆春節期間—以虛擬變數來衡量農曆春節期間的普通刑事犯罪效果：

$$\text{農曆春節期間} = \begin{cases} 0, & \text{其他} \\ 1, & \text{國曆1與2月} \end{cases} \quad (8)$$

肆、實證結果與分析

一、變數基本敘述統計量分析

台灣地區普通刑事案件犯罪率序列在全部樣本期間的走勢如圖 1 所示，在

2000年1月以後有增加趨勢。表2為本文中各變數的基本敘述統計量。台灣地區普通刑事案件平均犯罪率在整個研究樣本期間為0.0608，在5%顯著水準下，皆拒絕普通刑事犯罪率為零之虛無假設，即台灣地區普通刑事案件犯罪率大於0，此外，普通刑事案件犯罪率最大(小)數為0.0897(0.0477)，顯然的普通刑事案件犯罪率變動的範圍很大。普通刑事案件平均破案率在整個研究樣本期間為58.35%，平均失業率為2.8308，失業率的最大(小)值為3.2700(2.2900)，顯示台灣的失業率變動不大，此外，經濟階級差異、人口密度差異、離婚率與警察可見度在整個研究樣本期間變動範圍並不大。

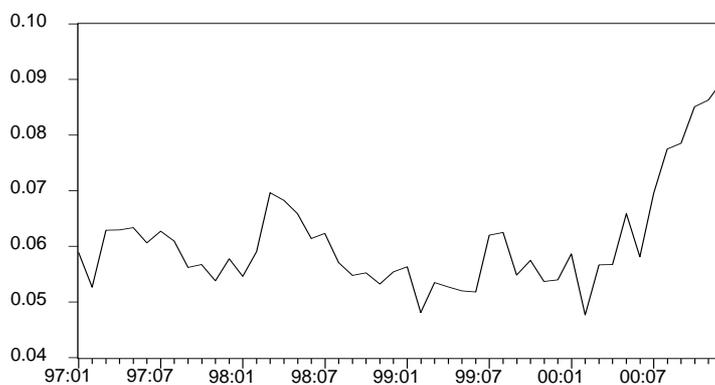


圖 1 普通刑事案件犯罪率走勢圖

表 2 變數基本敘述統計量

變數 統計量	普通刑事犯罪率 %	破案率 %	失業率 %	經濟階級差異 %	人口密度差異 人/km ²	離婚率 對/千人	警察可見度 %
平均數	0.0608	58.3579	2.8308	7.7333	3.4362	0.1750	3.5837
最大數	0.0897	72.3899	3.2700	8.3800	3.4442	0.2200	3.7965
最小數	0.0477	43.5623	2.2900	7.4300	3.4287	0.1100	3.3085
標準差	0.0094	7.00122	0.2445	0.1772	0.0051	0.0257	0.1824

欲進行模式估計前，則需先檢定台灣普通刑事案件犯罪率是否為一定態

(Stationary)。本研究為符合穩健(Robust)原則，同時利用擴展型 Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller；ADF)法與 Phillip-Perron(P-P)法檢定普通刑事案件犯罪率是否有單根，其落後階數是根據 Akaike(1973)情報準則(Akaike information criterion；AIC)而定，取其 AIC 值最小。由表 3 可知，無論是否有包含趨勢，台灣普通刑事案件犯罪率在 5%顯著水準下，無論是 ADF 或 P-P 檢定皆無法拒絕其為單根，但其差分一次無論是否包含截距或是截距加趨勢，ADF 與 P-P 法皆拒絕普通刑事案件犯罪率差分序列為單根的虛無假設，即台灣普通刑事案件犯罪率變動量序列為定態序列，因此台灣普通刑事案件犯罪率為一具有階數為 1 的共積 (Integrated of order 1) 過程，台灣普通刑事案件犯罪率變動量序列的走勢圖如圖 2 所示。

表 3 普通刑事犯罪率單根檢定

項目	原始水準				差 分			
	ADF 檢定	期數	P-P 檢定	期數	ADF 檢定	期數	P-P 檢定	期數
截距	0.1790	1	-0.3047	1	-7.6606*	1	-8.9328*	1
截距加趨勢	-0.1986	2	-0.1986	2	-7.6960*	1	-9.1776*	1

說明：1.臨界值是根據 Phillips & Quliaris(1990), MacKinnon(1991)之數值表決定。

2.*表示在虛無假設 H_0 ：有單根，在 5%顯著水準下呈現顯著。

3.原始水準係將普通刑事犯罪率，差分為將普通刑事犯罪率差分一次。

4.落後階數是根據 Akaike(1973)情報準則(Akaike information criterion)而定，取 AIC 值最小。

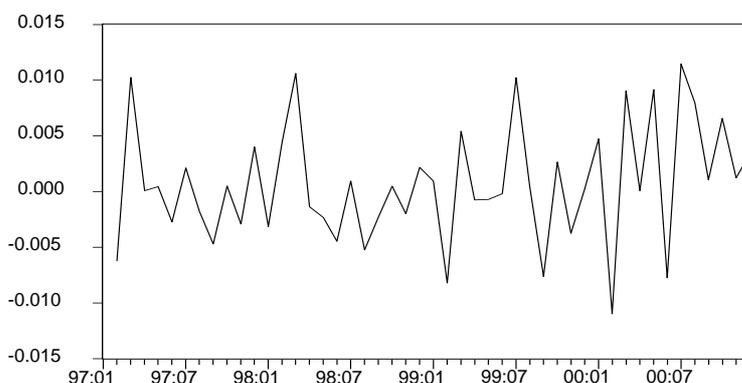


圖 2 普通刑事案件犯罪率變動量序列走勢圖

當時間序列符合定態 (Stationary) 時，利用自我相關函數 (Autocorrelation function, ACF) 與偏自我相關函數 (Partial autocorrelation function, PACF)，可分別研判犯罪率變動量序列的一階動差與二階動差是否會受落後期的自我迴歸項或移動平均項影響。Liung-Box Q 統計量由圖 3 與圖 4 知，普通刑事犯罪率變動量分別在落後 11 期具有偏自我相關，在落後 12 期具有自我相關，因而可配適 $ARIMA(1|1,1,0)$ $ARIMA(0,1,12)$ 與 $ARIMA(1|1,1,12)$ 模型：

$$ARIMA(1|1,1,0) \text{ 模型: } \Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^7 \beta_i x_{i,t} + \phi_{11} \Delta y_{t-11} + \varepsilon_t$$

$$ARIMA(0,1,12) \text{ 模型: } \Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^7 \beta_i x_{i,t} + \varepsilon_t + \theta_{12} \varepsilon_{t-12}$$

$$ARIMA(1|1,1,12) \text{ 模型: } \Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^7 \beta_i x_{i,t} + \phi_{11} \Delta y_{t-11} + \varepsilon_t + \theta_{12} \varepsilon_{t-12}$$

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.279	-0.279	3.8987	0.048
		2	0.121	0.047	4.6476	0.098
		3	0.037	0.089	4.7179	0.194
		4	0.094	0.132	5.1929	0.268
		5	-0.008	0.042	5.1965	0.392
		6	-0.219	-0.264	7.8899	0.246
		7	0.143	-0.008	9.0749	0.247
		8	-0.135	-0.068	10.147	0.255
		9	0.157	0.168	11.645	0.234
		10	-0.005	0.168	11.647	0.309
		11	-0.263	-0.338	16.072	0.138
		12	0.341	0.159	23.743	0.022
		13	-0.097	0.088	24.379	0.028
		14	-0.048	-0.134	24.538	0.039
		15	0.005	0.142	24.540	0.056
		16	0.162	0.111	26.501	0.047
		17	0.038	0.011	26.610	0.064
		18	-0.125	0.030	27.845	0.064
		19	0.018	-0.269	27.873	0.086
		20	-0.044	-0.008	28.039	0.108

圖 3 犯罪率變動量序列的自我相關與偏自我相關

由表 4 為 $ARIMA(1|1,1,0)$ $ARIMA(0,1,12)$ 與 $ARIMA(1|1,1,12)$ 模型的係數估計

與診斷。由 Liung-Box Q 統計量知，在 5% 顯著水準下，所有的殘差項皆沒有呈現序列自我相關，又由 AIC/SBC 值知，雖然 $ARIMA(0,1,|12|)$ 比 $ARIMA(|1|,1,|12|)$ 來得大，但因其值相差不大且要符合模型參數精簡原則，本文選定的最佳模型為 $ARIMA(1,1,|12|)$ 。

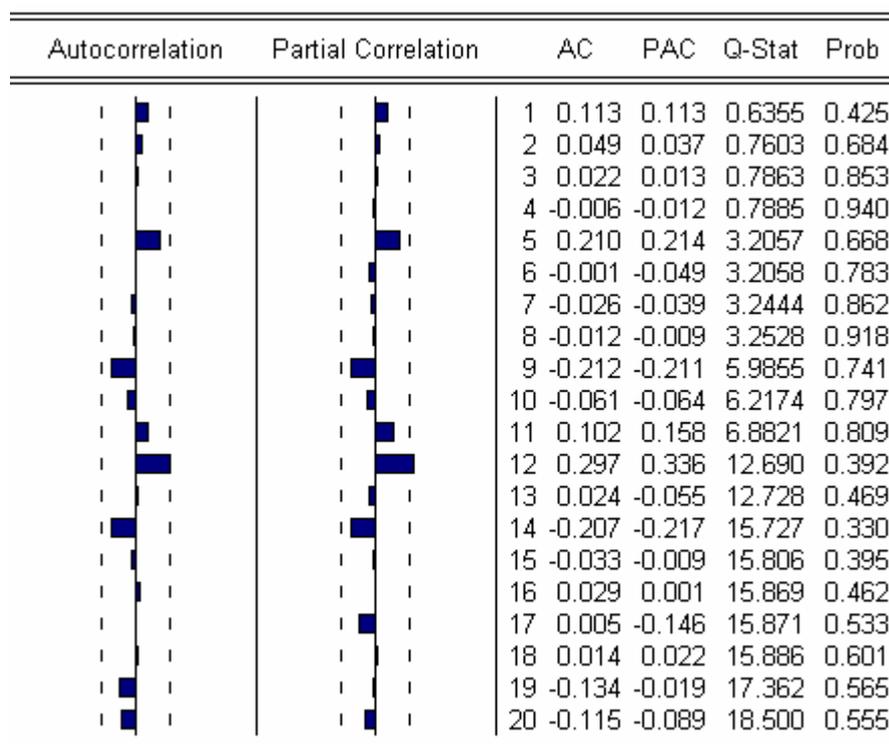


圖 4 犯罪率變動量平方序列的自我相關與偏自我相關

表 4 $ARIMA$ 模型的係數估計值與診斷

	估計值 ^a	Q 統計量 ^b	AIC/SBC 值
$ARIMA(1 ,1,0)$	$\hat{\alpha} = 0.0006(0.0006)$	Q(6)=3.5189(0.621)	AIC=-7.615074
	$\hat{\phi}_{11} = -0.4651(0.1944)$	Q(12)=8.6674(0.653)	SBC=-7.527101
$ARIMA(0,1, 12)$	$\hat{\alpha} = 0.015(0.0010)$	Q(6)=4.8652(0.433)	AIC=-8.083450
	$\hat{\theta}_{12} = 0.8381(0.0473)$	Q(12)=13.959(0.235)	SBC=-8.004721
	$\hat{\alpha} = 0.0009(0.0009)$		
$ARIMA(1 ,1, 12)$	$\hat{\phi}_{11} = -0.4826(0.2016)$	Q(6)=8.6025(0.072)	AIC=-8.208057
	$\hat{\theta}_{12} = 0.8539(0.0468)$	Q(12)=14.466(0.153)	SBC=-8.076097

說明：a.括弧內為標準差。

b.配置模型後的殘差 Ljung-Box Q 統計量，括弧內為 p 值。

二、實證分析

本研究根據複迴歸模型，其係數估計與檢定的實證結果如表 5 表示。由表 5 可知，迴歸模型在 5% 顯著水準下，模型的配適度呈現顯著，即模型具有解釋能力，此外，模型調整後的判定係數(Adj R²)為 0.4845，Dubin-Watson 檢定統計量為 2.4255，在 5% 顯著水準下，超過上限臨界值為 1.930，顯示殘差項存在著不相關或殘差項無自我相關。

表 5 影響普通刑事犯罪率的迴歸模型的係數估計與檢定

變數名稱	係數	標準誤	T 值	P 值
常數	1.5010	1.4552	1.0315	0.3088
破案率	-0.0002	0.0001	-2.0559	0.0467
失業率	-0.0021	0.0040	-0.5267	0.6014
經濟階級差異	0.0013	0.0070	0.1914	0.849
人口密度差異	-0.4280	0.4147	-1.0319	0.3086
離婚率	0.1184	0.0617	1.9201	0.0624
警察可見度	-0.0118	0.0090	-1.3071	0.1990
農曆春節效應	0.0008	0.0034	0.2411	0.8108
移動平均	0.8205	0.0512	16.0102	0.0000

說明：1.被解釋變數為普通刑事犯罪率。

2.迴歸模型的調整判定係數(Adj R²)為 0.4845。迴歸模型配適度的 F 檢定統計量 6.4040，在顯著水準 5% 下大於臨界值 F(8,8)=2.19，顯示模型具有解釋能力。

3.D-W (Durbin-Watson)檢定統計量是檢定迴歸模型的殘差項是否具有自我相關，其值為 2.4255，在顯著水準 5% 下，大於上限臨值 (1.857)，顯示殘差項不具有自我相關。

4.資料來源：本研究整理。

破案率的迴歸係數估計值為-0.0002，在 5% 的顯著水準下呈現負向顯著。表示警察破案率愈高對犯罪者有嚇阻的作用，因而降低普通刑事犯罪率的發生。因此，本研究結果支持研究假說(1)：破案率與普通刑事犯罪率存在著負向關係，此與張倉耀、方文碩、林哲彥(1999)發現破案率與各類型犯罪率均具有負向關係的結論是一致的。

失業率的迴歸係數估計值為-0.0021，在 5%的顯著水準下並不呈現顯著，表示失業率並非影響普通刑事犯罪率的決定因子。因此，本研究結果否定研究假說(2)：失業率與普通刑事犯罪率間存在著正向關係。本文與 Cantor and Land(1985)之「失業率提高時會降低犯罪標的物價值，也增加在家警戒人力，因此可能成為壓制犯罪的重要因素之一」的結論不同。

經濟階級差異的迴歸係數估計值為 0.0013，在 5%的顯著水準下並不呈現顯著，表示職業地位差距並非影響普通刑事犯罪的決定因子。因此，本研究結果否定研究假說(3)：經濟階級差異與普通刑事犯罪率間存在著正向關係，此與周愷嫻(1995)發現社會階級分佈不均，使得人們產生普羅階級(Proletariat)²的疏離感，進而尋求暴力犯罪行為來表達內心的挫折與無望，進而使得犯罪率增加的結論不同。

人口密度差異的迴歸係數估計值為-0.4280，在 5%的顯著水準下並不呈現顯著，表示人口密度差異並非影響普通刑事犯罪的決定因子。因此，本研究結果否定研究假說(4)：人口密度差異與普通刑事犯罪率間存在著正向關係，此與孫義雄(1990)實證發現都市化過程中伴隨而來的是大量的人口向都市集中，使得都市人口份子間之異質性相當大，因而削弱了對社會的凝聚力，因此造成人口密度高的都市其犯罪率有相對較高的結論不同。

離婚率的迴歸係數估計值為 0.1184，在 5%的顯著水準下未呈現顯著，因此，本文實證結果不支持假說(5)：離婚率與普通刑事犯罪率存在著正向關係，此與徐昀(2000)發現社會結構改變使得離婚率有逐年升高的趨勢，使得人們對家庭價值認同感的降低，進而使得犯罪率也有逐年提高的結論是不一致的。

警察可見度的迴歸係數估計值為-0.0118，在 5%的顯著水準下未呈現顯著，表示警察可見度沒有降低普通刑事犯罪率。因此，本實證結果不支持研究假說(6)：警察可見度與普通刑事犯罪率存在著負向關係，此與許春金、孟維德

² 馬克斯視社會衝突起源於有限資源分配不平等，因而產生了有權者與無權者的利益衝突，也就是工人階級—普羅階級(Proletariat)與資產階級—布爾喬亞階級(Bourgeoisie)間的衝突。

(2000)、Gottfredson and Hirschi(1990)所得到相同的結果，此或許警察在制止犯罪的作為上，重點並不在於警察的「數量」，而在於警察所執行的「工作」。

農曆春節期間的迴歸係數估計值為 0.0008，在 5% 的顯著水準下未呈現顯著，因此，本文實證結果不支持假說(7)：農曆春節期間與普通刑事犯罪率存在著正向關係。每年農曆過年期間普通刑事犯罪頻傳常被誤認為造成台灣普通刑事犯罪率的一個主要原因，這樣的春節效應是不存在的，在本文中得到了驗證。

伍、結論

從有關社會指標的統計數字明確指出，台灣在經歷四十年的經濟發展後，人民在經濟有非常明顯的改善，但是，伴隨經濟發展所帶來的社會條件改變卻也提高了普通刑事犯罪率，不禁讓人懷疑犯罪是經濟發展所必須付出的代價，但這種現象在經濟發展成熟的國家，如日本、新加坡及北歐諸國並不存在。本文利用 ARIMA 模型，探討制止因素（破案率、警察可見度）、社會經濟因素（失業率、人口密度差異、經濟階級差異、離婚率）與農曆春節效應等因子對台灣普通刑事犯罪率的影響。

本文發現：

1. 制止因素：警察的破案率與普通刑事犯罪率間存在著顯著的負向關係；警察的可見度與普通刑事犯罪率間無顯著的因果關係，因此，警察在制止犯罪的行為上，重點並不在於警察的「數量」，而在於警察所執行的「工作」。
2. 社會經濟因素：離婚率、而失業率、人口密度差異與經濟階級差異來解釋台灣的社會的普通刑事犯罪現象似乎不是那麼的直接明顯。
3. 農曆春節效應與普通刑事犯罪率間並未存在著顯著關係，因此，每年農曆過年期間普通刑事犯罪頻傳，這樣的社會現象並未能解釋台灣地區普通刑事犯

罪率的增加，在本文中亦得到驗證。

由於本研究是從總體的觀點來探討普通刑事犯罪與制止因素、社會經濟因素、農曆春節效應間的關係。未來的研究方向亦可將上述因素延伸探討與各類型犯罪率間的關係。此外，更可探討破案率與普通刑事犯罪率間的聯動關係。

參考文獻

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：565~591。
2. 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，第 24 期：128。
3. 周愷嫻，1995，「暴力犯罪與社會經濟極化現象之關係研究」，警政學報，第 26 期：283~302。
4. _____，1997，變遷中的犯罪問題與社會控制——台灣經驗，台北：五南圖書出版公司。
5. 孫義雄，1990，犯罪行為之城鄉層面探討，中央警察大學警政研究所碩士論文。
6. 徐昀，2000，經濟發展與犯罪——台灣經驗分析：民國四十年至八十七年，國立政治大學中山文社會科學研究所博士論文。
7. 張倉耀、方文碩、林哲彥，1999，「多變量共整合誤差修正模型對台灣地區犯罪人口率的研究：1951-1996」，警學叢刊，第 30 卷第 1 期：89~135。
8. 許春金、孟維德，2000，「警察與犯罪」，警學叢刊，第 30 卷第 6 期：119~140。
9. 許春金、陳玉書、王佩玲，1991，「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，第 19 期：219~278。

10. 許春金、楊士隆，1993，「社區與少年偏差行為：社區解組犯罪理論之實證研究」，警政學報，第 23 期：183~218。
11. 陳文才，2000，台灣地區犯罪現象變遷之縱貫性研究，中央警察大學資訊管理研究所碩士論文。
12. 陳正昌，1991，台灣地區教育發展、社會變遷與犯罪問題研究，國立政治大學教育研究所碩士論文。
13. 陳順宇，1997，迴歸分析，台北：華泰書局。
14. 黃敦璋，1989，「台灣地區近十年來暴力犯罪狀況及其防制對策」，警政學報，第 2 期：225~268。
15. Archer, D. and R. Gartner (1986), "Violence and Economy: A Modest Hypothesis on Inequality, Unemployment and Crime," International Annals of Criminology, 24(1-2), pp.255-266.
16. Black, D. (1982), "Crime as Social Control," American Sociological Review, 48, pp.34-45.
17. Blau, J. R. and P. M. Blau (1982), "The Cost of Inequality: Metropolitan Structure and Violent Crime," American Sociological Review, 47, pp.116.
18. Braithwaite, J. (1979), Inequality, Crime and Public Policy. London: Routledge & Kegan Paul.
19. Cantor, D. and K. C. Land (1985), "Unemployment and Crime Rates," American Sociological Review, 55(1), pp.317-332.
20. Cohen, L. E. and M. Felson (1979), "Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activity Approach," American Sociological Review, 44, pp.588-608.
21. Corman, H., T. Joyce and N. Lovitch (1987), "Notes: Crime Deterrence and the Business Cycle in New York City: VAR Approach," The Review of Economics and Statistics, pp.695-700.
22. Danziger, S. (1976), "Explaining Urban Crime Rate," Criminology, 14,

- pp.291-295.
23. Devine, J. A., J. F. Sheley and M. D. Smith (1988), "Macroeconomic and Social-Control Policy Influence on Crime Rate Change," American Sociological Review, 53, pp.407-420.
 24. Ehrlich, I. and G. D. Brower (1987), "On the Issue of Causality in the Economic Model of Crime and Law Enforcement: Some Theoretical Consideration and Experimental Evidence," American Economic Review, 55, pp.251-276.
 25. Farley, J. E. (1987), "Suburbanization and Central-City Crime Rates: New Evidence and Reinterpretation," American Journal of Sociology, 93, pp.688-700.
 26. Howsen, R. M. and S. B. Jarrell (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), pp.445-456.
 27. Kapuscinski, C., J. Braithwaite and B. Chapman (1998), "Unemployment and Crime: Toward Resolving the Paradox," Journal of Quantitative Criminology, 14(3), pp.215-243.
 28. Kelling, G. L., T. Pate, D. Dieckman and C. Brown (1974), "The Kansas City Preventive Patrol Experiment," Washington D. C.: The Police Foundation.
 29. Masih, A. M., and R. Masih (1996), "Temporal Causality and the Dynamics of Different Categories of Crime and Their Socioeconomic Determinants: Evidence from Australia," Applied Economics, 28, pp. 1093-1104.
 30. Messner, S. F. (1989), "Economic Discrimination and Societal Homicide Rates: Further Evidence on the Cost of Inequality," American Sociological Review, 54, pp.597-611.
 31. Shaw, C. R. and H. D. Makay (1942), "Juvenile Delinquency and Urban Areas," Chicago: University of Chicago Press.

32. Shelly, L. (1981), Crime and Modernization: the Impact of Industrialization and Urbanization on Crime, Carbondale IL.: Southern Illinois University press.
33. Sherman, L. W., P. R. Gartin and M. E. Buerger(1989), "Hot Spots of Predatory Crime: Routine Activities and the Criminology of Place." Criminology, 27, pp. 27-55.
34. Voughn, M. S. (1991), "The Relationship between Unemployment and Crime in Japan from 1926-1988: Tends during Emperor Hiroshima's Reign," International Journal of Comparative and Applied Criminal Justice, 15(2), pp.153-167.
35. Williams, K. R. and R. L. Flewelling (1988), "The Social Production of Criminal Homicide: A Comparative Study of Disaggregated Rates in American Cities," American Sociological Review, 53, pp.421-431.