

# 憲法法庭法庭之友意見書

案 號：111 年度憲字民字第 904052 號  
法 庭 之 友：社團法人台灣刑事辯護律師協會



憲 法 法 庭 收 文
113. 4. 10
憲A字第 629 號

代 表 人：陳奕廷律師（社團法人台灣刑事辯護律師協會副理事長）

為人民聲請法規範憲法審查案件，謹提出法庭之友意見書事：

## 壹、 提具法庭之友意見書應揭露事項

- 一、 依憲法訴訟法第 20 條第 3 項、第 19 條第 3 項，揭露資訊。
- 二、 本會法庭之友意見書由本會理監事討論後提出。本會理監事如下：  
理事長林俊宏律師（迴避）、副理事長陳奕廷律師、理事沈元楷律師、理事林煜騰律師、理事莊巧玲律師、理事鄭嘉欣律師、理事謝祥揚律師、理事簡陳由律師、理事李艾倫律師（迴避）、監事任君逸律師、監事郭皓仁律師、監事陳宏奇律師。
- 三、 本會法庭之友意見書之準備或提出，「未」受包括 111 年度憲字民字第 904052 號案件及併案案件之當事人、關係人或其代理人之金錢報酬或資助；亦未受其他人之金錢報酬或資助。

## 貳、 提具法庭之友意見書之主張及理由（以下針對憲法法庭所擬題綱，逐一表示意見）

- 一、 作為法定刑之一種的死刑是否違憲：（1）死刑除剝奪生命權外，是否另干預其他憲法上權利，如免於酷刑之權利、人性尊嚴等？  
（一）「生命權」為一切權利的前提、所有自由之基礎，屬於人類固有權利，乃先於國家而存在之自然權（Naturrecht），倘若無生命權作

為立足點，則憲法的所有基本權都將無所附麗，也唯有在生命權獲得保障之下，方能開展其他的基本權利清單。就此來說，生命權此種先驗權利，具備其他基本權所無的兩種特性：其一為不可逆轉性，亦即生命權一旦遭到剝奪，則必然無法恢復；其二是全盤剝奪性，也就是生命權一旦受到剝奪，其他基本權必將終局地喪失。

(二) 又「人性尊嚴 (Menschenwürde)」不可侵犯，乃是先於國家之自然法的固有法理，而普遍為現代文明國家之憲法所確認。憲法保障基本人權，對於構成社會之所有個人皆確保其自由與生存，最主要目的即在於維護每個社會成員的人性尊嚴。德國基本法第 1 條第 1 項規定「人性尊嚴不可侵犯性，所有國家之權力必須尊重與保護之」，而日本憲法第 13 條稱「所有國民，均以個人地位而受尊重」，意旨均在宣示保障人性尊嚴之原理。人性尊嚴不可侵犯原則，乃是所有憲法基本權的共通最低底線，任何基本權的干預都不得跨越人性尊嚴底線，否則便難逃違憲宣告的指摘。正因如此，人性尊嚴在諸多憲政領域中被尊稱為權利之母 (maternal right)，從而也在生命權的內涵與解釋中佔有絕對重要的一席之地。

(三) 人性尊嚴不可侵犯，是要求不容許將人當作是一種工具或手段，而是應將人當成目標來考量。反面來說，當一個具體的個人被貶抑為一種追求某種目標的客體 (Objekt) 時，由於人僅僅剩下工具或手段的價值，那麼人性尊嚴就已受到傷害，這便是著名的「客體公式 (Objektformel)」。在人民生命權遭受剝奪的場合，倘若國家以「犧牲人民的生命」作為追求某種目的之手段，無疑將符合客體公式而牴觸人性尊嚴不可侵犯的基本原則。

(四) 雖說我國憲法並無人性尊嚴不可侵犯原則之明文，且憲法第 15 條稱「人民之生存權、工作權及財產權，應予保障」亦未提及生命權，然生命權、人性尊嚴不可侵犯原則均屬先於國家、超乎法律而存在的先驗權利與先驗價值，本質上就是整部憲法的構成基底，不因未加明文而逸脫於保障之外，反應認同保障兩者乃不待明文的當然之

理。本文亦不認同自憲法第 15 條或第 22 條的概括基本權可推導出生命權與人性尊嚴不可侵犯原則，蓋此不僅貶損了生命權的固有自然權屬性，更未能體現此兩者乃先於國家（與憲法）的先驗本質。

（五）總而言之，死刑乃國家刻意終結人民生命之作為，效果除了不可逆轉外，也全盤剝奪人民的人身自由、遷徙自由、言論自由、信仰自由等所有其他基本權利，干預生命權殆無疑義。又國家若將終結人民生命作為一種手段，無論是用以追求國民情緒之安撫，抑或是將來犯罪之預防，都是國家有意地把人民生命當成客體來對待，均抵觸人性尊嚴不可侵犯的基本原則。綜上，死刑干預的乃是生命權中的人性尊嚴底線。

二、作為法定刑之一種的死刑是否違憲：（2）死刑制度所追求之目的有哪些？是否皆合憲？

（一）死刑制度所干預者係生命權中的人性尊嚴底線，無論採取源自德國抑或美國的審查密度思維，皆應採取嚴格審查標準（或強烈內容審查）。從而，死刑制度所追求的目的本身，必須是「極為重大且迫切」之利益，且必須無違「人性尊嚴不可侵犯」的基本價值。

（二）死刑制度追求之目的僅可能有「應報」與「一般預防」。

1. 按 鈞院憲法法庭 113 年憲判字第 2 號判決：「按刑罰之量處，為法院針對行為人所為違法且有責之犯罪行為，在其應負擔罪責所劃定之責任刑上限內，依量刑當下之一切情狀，對行為人所為之處遇決定；據此，法院於量處一定期間之自由刑之際，業已根據應報、特別預防及一般預防之原理，預測行為人須於監獄內受矯正之時間。」

2. 依此可知，刑罰目的有二：應報、預防。其中「應報」係指透過科處刑罰，使社會正義回復至犯罪前之狀態。至於「預防」分為一般預防、特別預防。前者係以嚇阻來預防一般大眾從事犯罪（又稱嚇阻理論），後者係預防已犯罪之特定人再為犯罪行為（又稱矯正理

論)。然死刑一經執行，犯罪之人即失去生命，無為預防其再犯而施以死刑之正當性。從而，於死刑之情形，其目的僅有一般預防，並無特別預防可言。

### (三) 僅「溝通應報」屬於合憲之正當目的。

1. 如前所述，一般預防係以刑罰來嚇阻一般社會大眾從事犯罪（消極一般預防），或是建立遵守行為規範意識（積極一般預防），藉以達成降低犯罪的終局目的。無論如何，一般預防實際上的訴諸對象乃是「犯人以外」的其他社會大眾，透過對犯人宣示刑罰並執行，傳達出「誰若敢去犯罪就會落到跟他一樣下場」的訊息，來打消社會大眾的犯罪動機，亦即成語所稱殺雞儆猴。從這裡可以輕易看出，一般預防強調的是將「處罰犯人」當成嚇阻社會大眾的手段，而被處罰的犯人在此僅只有工具價值，也就是淪為受國家所擺弄的客體罷了。套用前述的客體公式，一般預防的思維無疑牴觸人性尊嚴不可侵犯的基本原則，絕非合憲之正當目的。
2. 為避免牴觸人性尊嚴不可侵犯的基本原則，死刑制度所追求之目的，勢必要以「犯人」自身作為出發點，就此來說，應報理論算跨出正確的一步。然而，傳統應報理論（或稱絕對應報理論）抱持的是「以牙還牙、以眼還眼」的復仇思維，連結的依舊是旁觀群眾的激烈情緒，這種安撫社會大眾情緒的做法，仍然是將處罰犯人當成維持社會穩定的手段，違反人性尊嚴不可侵犯的基本原則，並非合憲之正當目的。
3. 正因如此，近代應報理論（或稱相對應報理論）揚棄傳統思想，轉而強調刑罰的「雙向溝通機能」，提出溝通應報理論（communicative retributivism）。該理論主張刑罰是一種溝通行為，溝通對象為犯人本身，且溝通內容並非訴諸犯人的恐懼感，而是訴諸犯人的理性。透過執行刑罰，把「社會價值、其犯罪行為對被害人與社會造成的傷害」對等地傳達予犯人，促使其反思自省。這個溝通的過程形成應報的基礎—犯人應為其犯行而受到譴責。當然刑罰也可以

同時傳達訊息給整個社會，但這只是次要的溝通對象。另方面，刑罰可以反向作為犯人傳達其接受社會價值且願意對外表示悔改、自新、和解的訊息，最終取得復歸社會的資格。刑罰與犯人的正向、反向溝通，不僅以犯人自身為設想目的，也顧及到犯人對被害人和全體社會撕裂關係的修復與彌補，毋寧方屬合憲之正當目的。

三、作為法定刑之一種的死刑是否違憲：（3）以死刑作為達成上述目的之手段，造成剝奪人民憲法上權利之效果，是否為我國憲法所許？如果認為死刑違憲，有何足以取代死刑的其他刑事制裁手段？或應有哪些配套措施？

（一）死刑制度違反法律明確性原則。

1. 「按刑罰法規涉及人民生命、人身自由及財產權之限制或剝奪，國家刑罰權之行使，應嚴格遵守憲法罪刑法定原則，行為之處罰，以行為時之法律有明文規定者為限，且法律所定之犯罪構成要件，須使一般受規範者得以理解，並具預見之可能性」，釋字第 792 號解釋理由參照。次按「又依前開憲法第八條之規定，國家公權力對人民身體自由之限制，於一定限度內，既為憲法保留之範圍，若涉及嚴重拘束人民身體自由而與刑罰無異之法律規定，其法定要件是否符合法律明確性原則，自應受較為嚴格之審查」，釋字第 636 號解釋理由參照。死刑制度所干預者係生命權中的人性尊嚴底線，較拘束人民身體自由更為強烈，密度上自應採取最為嚴格之審查。

2. 現行得科處死刑罪名規定之立法模式，均係在構成要件以法律文字明定該當各該條文罪名之行為，佐以得科處之刑罰種類供法院裁判時量處。換言之，行為人從檢察官起訴罪名引用之法條全部文字，僅能預見法院以該罪名論罪時，得科處之刑罰種類包含死刑，但無法預見或分辨在該當同樣構成要件之罪名時，法院得對其科處死刑之依據。

3. 該當現行得處以死刑構成要件之罪名，法院不僅得科處死刑，亦得

1 科處死刑以外之刑。則在科處死刑的案件中，法院應說明發現在其  
2 他未科處死刑的案件中「所無」的特定積極事由；未發現在其他未  
3 科處死刑的案件中「所有」的特定消極事由，始無違罪責相當原則  
4 （釋字第 775 號解釋文意旨參照）。然現行刑法實定法，並未將上  
5 述法院應說明之特定積極、消極事由以法律文字明確規定。造成即  
6 使在個案中檢察官求處死刑，但因刑法條文中查無任何科處死刑時  
7 之衡酌因子，繼而導致法院陷入無從充分審理、被告無從實質防禦  
8 之窘境。故現行刑法在上揭漏未規定的範圍內違反法律明確性原  
9 則，規範密度不足而違憲（釋字第 799 號解釋文意旨參照）。

- 10 4. 關於上揭法院無從審理、被告無從實質防禦的困境，多仰賴法院自  
11 公政公約第 6 條第 2 項、第 5 項、兩公約施行法第 2 條、第 4 條、第  
12 36 號一般性意見，以及最高法院裁判所表示之法律見解，作為判斷  
13 個案中有無得科處死刑之特定積極事由或不得科處死刑之消極事  
14 由，此情恰恰證明現行刑法規範密度不足。相較於法律專業者，人  
15 民當然更無從預見在什麼樣的情況下有被科處死刑的可能，違反法  
16 律明確性原則甚篤。

## 17 (二) 死刑制度違反比例原則。

- 18 1. 本意見書認為僅有「溝通應報」屬合憲之正當目的，故為追求「一  
19 般預防」目的而遂行死刑手段，自始無進入比例原則審查之空間。  
20 惟為周全本意見書之論述完整性，以下退步假設一般預防亦屬合憲  
21 之正當目的，合先敘明。
- 22 2. 死刑制度所干預者係生命權中的人性尊嚴底線，密度上自應採取嚴  
23 格審查標準（或強烈內容審查），殆無疑義。
- 24 3. 以死刑追求「一般預防」有違比例原則。
- 25 (1) 義大利思想家貝卡利亞（Cesare Beccaria）早在 1764 年「論犯罪  
26 與刑罰」中指出，刑罰並無嚇阻作用，氏稱：「一方面有許多人因  
27 為不同的理由並不懼怕死亡；另一方面，刑罰對於人類心靈的影響

重點並不在嚴重性（severity），而是在於持續性（duration）。所以附有勞役的終身監禁對於潛在的犯罪者亦可能產生相同的嚇止作用」。此外氏稱：「為了產生嚇阻作用，顯然需要定期地執行死刑方能產生效果；但定期執行死刑預設著（或證明了）之前的死刑執行缺乏嚇阻作用？」在本件聲請人從事確定判決所認定之犯罪行為以前，我國刑法早有死刑規範，也曾執行死刑，然該等聲請人仍有各該確定判決所認犯行，可見死刑之存在暨死刑之執行，實際上對各聲請人均無「嚇阻」之用可言，自然也不會有一般預防的效益。

- (2) 縱有謂「死刑確曾嚇阻那些『原本想』從事應處死刑的犯罪行為（如殺人），從而挽救無辜的性命」云云。但此論並無確切證據證立「死刑之存在」與「嚇阻效果的產生」間，確實具有因果關係；且從經驗上來看，一個人是否想要犯罪，現實上會考慮的因素眾多，刑罰恐怕還不曾在行為人的腦海中浮現過。著名的犯罪經濟學家加利·貝加（Gary Becker）曾強調：「犯罪以後被捕的機率，比監禁期限有著更大的阻遏犯罪作用。」而一份由我國學者劉孟奇、張其祿、盧敬植所做成的台灣本土實證報告顯示（警力增加能導致竊盜犯罪率降低嗎？台灣縣市 1998-2007 動態追蹤資料之 Gran ger 因果分析）：增加警民比（警察局警察人數對居民人口比率）可導致竊盜犯罪率顯著降低。據此本土實證統計分析研究，警力增加對於某些型態之犯罪確實具有明確的「遏阻效果」，因為將使犯罪者的成本和受逮捕之風險顯著提高，並藉此阻卻犯罪者之動機。研究成果呼應了貝加的思想，亦即「犯罪後被逮捕的風險」毋寧才是潛在犯罪者的考量因素，也才會產生嚇阻的效用。至於事後的刑罰（包含死刑在內），事實上根本不會被犯罪者衡量在內，更遑論突發性、隨機性的犯罪情形，犯罪者行為時根本就無暇慮及刑罰。
- (3) 再輔以台灣實證數據，我國自民國 89 年起至 112 年間，執行死刑之人數呈逐年下降趨勢，按一般預防理論的核心思維：在死刑嚇阻性連年衰退的情況下，犯罪率理應呈現反比而節節高升才是。惟依據

1 行政院內政部警政統計查詢網之公開資料，可處死刑之重大治安犯  
2 罪（故意殺人、擄人勒贖、強制性交、強盜）發生數，卻是於 89 年  
3 至 112 年期間顯著下降，與一般預防理論完全相違。此實際數據反  
4 而呈現出「死刑執行越少，重大治安犯罪發生數亦漸少」的不爭事  
5 實。則企圖以死刑手段追求一般預防之目的，顯然無法達成而欠缺  
6 適當性，違反比例原則。

7 4. 以死刑追求「溝通應報」有違比例原則。

8 (1) 溝通應報的正向溝通是「以執行刑罰賦予犯人譴責，將社會價值、  
9 犯罪行為對被害人與社會造成的傷害，對等地傳達給犯人，促使其  
10 反思自省」，簡言就是譴責以促使反思自省；反向溝通是「犯人透  
11 過接受刑罰的執行，遞送出其接受社會價值且願意對外表示悔改、  
12 自新、和解的訊息，最終取得復歸社會的資格」，亦即悔悟修復而  
13 得以復歸。

14 (2) 就手段與目的間的適當性來說，死刑得以賦予犯人譴責，並在時間  
15 充足的情況下，促使犯人反思自省，達成正向溝通目的。但犯人在  
16 短時間或不定期的時間內，兀然從反思自省的日常狀態轉換成積極  
17 地死刑執行，只是對其接受社會價值且追尋悔改、自新、和解的過  
18 程造成阻礙，從而生硬地截斷犯人自我悔悟、修復關係的效果，已  
19 難謂是達成目的的有效手段。遑論死刑一旦執行，即便犯人業經自  
20 我悔悟與修復關係，卻仍完全剝奪其復歸社會的絲毫可能，將導致  
21 反向溝通的目的全數落空，更明顯非達成目的的有效手段，違反比  
22 例原則。

23 (3) 退步而言，縱使假設死刑得以達成雙向溝通應報之目的，然是否為  
24 符合緊密剪裁的最小侵害手段，亦非無疑。承前所述，無論正向溝  
25 通的反思自省，抑或反向溝通的悔悟修復，最需要的就是時間，在  
26 不定期且隨機執行死刑的現況下，死刑絕對有害溝通目的之達成。  
27 相較來說，現存刑種中的無期徒刑，必然會是更小侵害的合理選  
28 項。詳言之，以無期徒刑作為譴責，將賦予充足的時間促使犯人反



思自省，達成正向溝通目的；並在長期的反思自省狀態下，協助犯人轉換其價值觀、自我悔改，且在足夠長的時間裡，得以嘗試與被害者家屬和解、請求寬恕，甚至能夠服務於公益以獲取社會大眾的諒解，從而認同犯人有復歸的可能，達成反向溝通目的。對比剝奪生命權的死刑，僅限制人身自由的無期徒刑，毋寧為「達成雙向溝通應報」提供了更佳的實現環境，且益加顧及修復式正義之精神。總此，足認死刑絕非符合緊密剪裁的最小侵害手段，欠缺必要性而有違比例原則。

四、如果認為死刑制度合憲，（一）得適用死刑之犯罪類型：（1）根據我國憲法，其適用之犯罪類型是否有應限縮之處？或僅得適用於哪些犯罪類型？（2）本件各聲請案原因案件確定終局判決所適用之各該刑法罪名，包括刑法第 226 條之 1、第 271 條第 1 項、第 332 條第 1 項、第 348 條第 1 項（中華民國 88 年 4 月 21 日施行：唯一死刑；95 年 7 月 1 日修正後：死刑或無期徒刑），是否違憲？理由為何？

（一）發動死刑的「應罰性」門檻。

1. 假設死刑制度合憲，則必須界定出哪些犯罪類型得以適用死刑，借助刑法釋義學的概念，這正是得以發動死刑的「應罰性（Strafwürdigkeit）」門檻，著重在犯罪類型之不法（Unrecht）內涵，是否得以匹配最嚴重之刑罰。
2. 基於憲法罪刑相當原則之誡命，得以匹配死刑的犯罪不法內涵，至少必須和「執行死刑的法益侵害型式」具有等同性，也才能與應報理論所強調的「同害報復精神」相符。當然我們不可能要求犯罪型式完全複製死刑執行的過程，畢竟刑罰執行仍受正當法律程序、禁止酷刑等原則的制約（詳請參見法務部執行死刑規則），但在大體方向與重要特徵上兩者須有等同性。由於死刑執行是國家「有計畫地、蓄意地以具備支配力之方式剝奪特定人的生命法益」，因此犯人實際所造成的法益侵害型式，勢必也要符合這些特徵，亦即犯人乃是有計畫地、蓄意地，以具備支配力的方式剝奪他人生命法益，

如此方足以匹配死刑的同害報復精神。申言之，死刑的應罰性門檻為：客觀上犯人基於其事先謀定之犯罪計劃，以具備支配力（行為支配、意思支配或功能支配皆可）的方式導致他人發生死亡結果；主觀上犯人係出於刑法第 13 條第 1 項的直接故意而為之。

3. 上述應罰性門檻，實際上已經在我國司法實務中落實。最高法院早在諸多涉及死刑的判決裡，一再強調依據公政公約第 6 條第 2 項，死刑的發動必須是犯人犯下「情節最重大之罪行」，並參酌聯合國人權事務委員會第 36 號一般性意見第 35 段：「『情節最重大之罪行』一詞必須作狹義解釋，僅限於涉及故意殺人的極端嚴重罪行。在（公約）第六條的框架中，未直接（directly）和蓄意（intentionally）導致死亡的罪行，例如殺人未遂、貪污及其他經濟和政治犯罪、持武器強盜、海盜、擄人勒贖、毒品和性犯罪等儘管罪質嚴重，但絕不能作為判處死刑的理由。本著相同的精神，即便是最嚴重的罪行，行為人僅有限度參與或共犯者，例如為殺人提供實行手段，也不能作為判處死刑的理由。」（如最高法院 105 年度台上字第 1567 號刑事判決、最高法院 110 年度台非字 222 號刑事判決），明白標示犯人必須對發生死亡結果具備支配力（上述所稱「直接」），以及基於直接故意（上述所稱「蓄意」）而為之。又犯人必須是出於計劃性殺人，排除隨機或偶發之情形（如最高法院 110 年度台上字第 2633 號刑事判決）。

## （二）符合應罰性門檻之犯罪類型（情節最重大之罪行）。

1. 最典型剝奪生命法益的犯罪類型，要屬刑法第 271 條第 1 項故意殺人既遂罪（簡稱殺人罪），但若欲科處死刑，具體個案尚需符合應罰性門檻，即犯人是基於殺人計畫，以直接故意使用具備支配力的手段致他人死亡。此種要件限縮後的殺人，姑且先稱作「謀殺」。
2. 任何犯罪類型，只要不法內涵得以完整包含謀殺在內，便能跨過應罰性門檻。職故，倘若欲盤點得以發動死刑的犯罪類型，必須先行確認該犯罪類型的不法內涵包含殺人罪在內（第一階段），然後再

判斷具體個案是否滿足「謀殺」而跨越應罰性門檻（第二階段）。

3. 先就第一階段來說（殺人罪名審查），現行刑法典中之殺人罪（第 271 條第 1 項）、作為殺人罪加重之罪的殺害直系血親尊親屬罪（第 272 條）、以殺人罪為相結合之罪的形式結合犯（第 226 條之 1、第 332 條第 1 項、第 334 條第 1 項、第 348 條第 1 項）；特別刑法中的殺害團體分子以殘害人群罪（殘害人群治罪條例第 2 條第 1 項第 1 款）、以殺人罪為相結合之罪的形式結合犯（兒童及少年性剝削防制條例第 37 條），僅以上五種犯罪類型得以符合。
4. 再就第二階段而言（謀殺內涵審查），上述五種犯罪類型中的殺人罪部分，唯有具體個案中合於「犯人乃是基於殺人計畫，以直接故意使用具備支配力的手段致他人死亡」條件，方能滿足「謀殺」而跨越應罰性門檻。

### （三）未達應罰性門檻之犯罪類型（非情節最重大之罪行）。

1. 同樣從第一階段開始（殺人罪名審查），只要該犯罪類型的不法內涵未達「故意殺人既遂罪」程度，則自始欠缺死刑的應罰性。我國刑法典與特別刑法中，諸多此類犯罪類型設有死刑之法律效果，當屬明確違憲之規定。舉例來說，殺人未遂罪與殺害直系血親尊親屬未遂罪（刑法第 271 條第 2 項、第 272 條）、結合故意基本之罪與「過失致死」的結果加重犯（如刑法第 328 條第 3 項的強盜致死罪等）、非以殺人罪為相結合之罪的形式結合犯（如刑法第 332 條第 2 項的強盜放火等罪等）、不法內涵未包含殺人罪在內的罪名（如刑法第 101 條第 1 項的首謀暴動內亂罪、第 103 條第 1 項的意圖開戰端而通謀罪、第 120 條的委棄守地罪、第 185 條之 1 第 1 項的劫持航空器罪、毒品危害防制條例第 4 條第 1 項的製造運輸販賣第一級毒品罪等等諸多犯罪），均不應設有死刑之法律效果。
2. 縱通過第一階段，然若具體個案無法滿足第二階段要件，則宣告死刑依舊是個案適用上的違憲。例如所使用之手段乃是欠缺支配力的

共犯行為（刑法第 29 條的教唆犯、第 30 條的幫助犯）、非出於直接故意的殺人行為、非基於計畫的殺人行為。

3. 上述未達應罰性門檻之犯罪類型，其法律效果設有死刑部分，均違反比例原則而違憲。

五、如果認為死刑制度合憲，（二）得適用死刑的刑事被告範圍：根據我國憲法，得對之宣告死刑之刑事被告範圍是否應有所限制？刑法第 19 條就「精神障礙」及「心智缺陷」之行為人，依其「行為時」「辨識能力之程度」，而有「不罰」（第 1 項）或「得減輕其刑」（第 2 項）之區別，就死刑之宣告而言，是否違憲？

（一）發動死刑的「需罰性」門檻。

1. 假設死刑制度合憲，且所涉及之犯罪類型已越應罰性門檻，則必須繼續探究哪些犯罪行為人值得國家動用死刑，借助刑事實體法釋義學概念，這便是得以發動死刑的「需罰性（Strafbedürftigkeit）」門檻，著重在犯罪人的罪責（Schuld）狀態，是否有施以最嚴重刑罰之必要。

2. 刑罰法律，基於無責任無處罰之憲法原則，人民僅因自己之刑事違法且有責行為而受刑事處罰。刑罰須以罪責為基礎，並受罪責原則之拘束，無罪責即無刑罰，刑罰須與罪責相對應。亦即國家所施加之刑罰須與行為人之罪責相當，刑罰不得超過罪責，釋字第 775 號解釋可參。刑法釋義學上之罪責，指行為人「為自己所做出的不法行為加以負責」，而歸責的正當性在於行為人具備為自己行為負責的基礎能力——也就是罪責能力（或稱責任能力，分為辨識能力與控制能力）。要求一名「無罪責能力者」為自己的行為負責而成立犯罪，除非該無罪責能力之原因是行為人所能支配掌控且有意為之（學理上所稱原因自由行為），否則此成罪必然違反歸責正當性。至於要求一名「有罪責能力但存在缺陷者」為自己的行為負責而成立犯罪，雖未違反歸責正當性，但是否處以刑罰，卻不可一概而

論，尚應審酌對行為人來說有無其他先於刑罰的更重要需求存在，所謂「先於刑罰的更重要需求」，則可以從刑罰的雙向溝通機能加以推導。詳言之，刑罰譴責犯人以促使反思自省，而犯人表達悔悟修復而得以復歸，惟犯人若因罪責能力缺陷，以致在理性了解刑罰對其譴責的意涵時產生障礙，則期待犯人反思自省、表達悔悟、修復關係，無異緣木求魚。因此在排除其罪責能力的缺陷之前，對犯人來說刑罰不僅無謂，更是一種過苛的酷刑。更進一步來說，在排除犯人罪責能力的缺陷之前便貿然適用死刑，是將刑罰的雙向溝通機能破壞殆盡，僅赤裸地傳達出「我毫不在乎犯人有無表達悔悟、修復關係，我只要他死」的單純復仇心態罷了。目前常見的法定罪責能力缺陷，是犯人的年齡與精神心智狀態，而排除缺陷的方式，不外乎是提供教育和施加治療。為了不讓死刑抹煞灌溉在教育與治療上的寶貴努力，只要犯人尚有先於死刑的教育或治療需求，自然就無處以死刑的需求性。

3. 到此為止，已足以建構發動死刑的需罰性門檻：無罪責能力者，因欠缺歸責正當性而不成立犯罪，自然也不可能有需罰性。有罪責能力但存在缺陷者，因對犯人尚有先於死刑的重要教育或治療需求，自然亦無需罰性存在。舉例來說，立法者以「年齡」作為罪責能力的指標之一，劃定未滿 14 歲之人無罪責能力，欠缺歸責正當性而不成立犯罪，當然就無施以死刑的需求；而 14 歲以上未滿 18 歲之人以及滿 80 歲之人，因對犯人尚有先於死刑的重要教育或治療需求，故亦無施以死刑的需求。此正是刑法第 63 條「未滿十八歲人或滿八十歲人犯罪者，不得處死刑或無期徒刑，本刑為死刑或無期徒刑者，減輕其刑」的規範意義所在。

## (二) 刑法第 19 條的體系解釋。

1. 刑法中以犯人行為時的「精神心智」作為罪責能力的判斷指標者（刑法第 19 條），體系定位上與以「年齡」作為指標者相同，則是否宣告死刑，皆適用前述的需罰性門檻來判斷。

2. 第 19 條第 1 項係針對無罪責能力者，由於欠缺歸責正當性而不成立犯罪，自然就無法跨越過需罰性門檻而宣告死刑，此即該條所稱「不罰」。第 19 條第 2 項係針對有罪責能力但存在缺陷者，因對犯人尚有先於死刑的重要治療需求，從而也無法跨越過需罰性門檻而宣告死刑。兩者雖推論相異，但欠缺需罰性的結論卻並無二致。

3. 然現行法在此，卻漏未設計如刑法第 63 條規定，明文將未滿 18 歲或滿 80 歲之犯人排除在適用死刑範圍之外，導致同屬「有罪責能力但存在缺陷者」的辨識能力、控制能力顯著減低者，卻仍有遭判處死刑之風險，刑法第 19 條第 2 項在此範圍內，違反平等原則、比例原則而違憲。

4. 附帶補充，有罪責能力但存在缺陷者，也可能並非第 19 條第 2 項之辨識能力、控制能力顯著減低者，亦即犯人乃是「非」顯著降低者之情形，並透過刑法第 57 條進行量刑。惟追本溯源，犯人實際上仍舊是罪責能力存有缺陷者，此點與第 19 條第 2 項之情況並未不同。換言之，犯人還是有先於死刑的重要治療需求存在，從而難謂得以跨越過需罰性門檻而宣告死刑。

六、如果認為死刑制度合憲，（三）死刑的配套程序：就我國法而言，在審判過程及判決宣告後，應各有哪些配套程序，始符合憲法正當程序之要求？（例如第三審強制辯護、應行言詞辯論、評議一致決、判決確定後之非常救濟及其他程序保障等）就此而言，刑事訴訟法第 388 條及相關程序規定是否違憲？或現行規定即已合憲而毋須變更或修正？理由各為何？

（一）死刑案件的偵查、審判與執行，皆應遵守最嚴謹的法律程序。

1. 憲法上正當法律程序原則之內涵，應視所涉基本權之種類、限制之強度及範圍、所欲追求之公共利益、決定機關之功能合適性、有無替代程序或各項可能程序之成本等因素綜合考量，由立法者制定相應之法定程序，釋字第 709 號、第 689 號解釋參照。

2. 假設死刑制度合憲，由於死刑乃是對生命權之剝奪，直接干預基本權的人性尊嚴底線，相較其他基本權之侵害，實有過之而無不及，因此在正當法律程序的審酌上，理應採取最嚴謹的程序保障，始合乎憲法與過往諸多大法官解釋之意旨。

3. 又聯合國經濟社會委員會於 1984 年所提出通過的《保護面臨死刑者權利的保障措施》，其中第 5 點規定：「死刑只能在經過合格法院最終判決後執行，此判決須經過法律程序，以確保公平審判，至少應與《公民與政治權利國際公約》第 14 條所包含的權利相等，包括任何涉嫌（anyone suspected）或被控犯有可能處以死刑罪行的人，在所有程序階段（at all stages of the proceedings）都有足夠的法律援助權利。」文字中稱「所有程序階段」，不僅包含偵查、起訴、審判與執行，亦涵蓋有罪判決定讞後之非常救濟、請求特赦、減刑等各程序階段。

## （二）偵查中死刑嫌疑被告與第三審程序，皆應受強制辯護之保障。

1. 偵查階段檢察機關擁有強制處分權，輔以偵查不公開之制度設計，等同挾國家之高權進行全方面壓制，被告相形之下毫無抵禦能力，經常淪落「人為刀俎、我為魚肉」的境地。且在司法實務上，偵查中被告接受檢警詢問、訊問之筆錄，往往是最終遭論罪科刑的重要證據資料。此時偵查者若陷於隧道視野，偏執地固守己見，或受迫於矚目案件的社會輿論壓力，又或被告受限於個人能力，無力為自己辯白，則由是冤案生焉。

2. 為避免國家公權力於偵查階段任意擺佈被告所可能產生之弊害，最有效的方式，便是一律賦予被告「與檢察官具有同樣專業知識」的辯護人來加以協助，俾以捍衛其最基本的防禦權。尤其於目前國民法官法施行後，國民法官法之重大案件於實務運作上，於偵查中即有公訴檢察官與偵查檢察官討論、銜接，倘為最重本刑為死刑之重大案件，辯護律師最遲應於偵查中即開始強制辯護，以保障死刑被告之生命權及正當法律程序。

3. 又現行刑事訴訟的第一審、第二審程序，皆有刑事訴訟法第 31 條強制辯護規定之適用，惟同法第 388 條卻將強制辯護排除在第三審程序之外。就不諳法律的死刑被告而言，針對純粹的法律審，理當更需要法律專業者的協助，然現行法竟反其道而行，剝奪死刑被告於第三審受辯護人協助之權利，明顯有違憲法正當法律程序及訴訟權之保障，同時違反公政公約第 6 條、第 14 條第 3 項第 4 款等規定，當屬違憲。

(三) 就判決死刑的定罪與科刑相關「不利被告」之待證事項，均應適用嚴格證明法則。

1. 刑事訴訟採證據裁判主義，被告之定罪應依證據證明，「犯罪事實應依證據認定之，無證據不得認定犯罪事實」，刑事訴訟法第 154 條第 2 項定有明文。故而不利被告之犯罪事實，應當由證據加以認定。又證明方法可分為嚴格證明與自由證明，兩者嚴謹程度明顯有別，前者高於後者。司法實務咸認，刑事訴訟法第 155 條第 2 項：「無證據能力、未經合法調查之證據，不得作為判斷之依據。」乃嚴格證明之法文，而被告之定罪應適用嚴格證明。

2. 針對被告之科刑，實務向來認為並非犯罪事實，因此僅適用自由證明已足，即便是死刑案件亦然。惟多數涉及死刑之案件，實際上科刑事實反而才是關鍵爭點，就科處死刑而言，檢察官能否舉證不利被告的科刑事實（從重因子），其重要性絕對不亞於對犯罪事實之舉證。另佐以歐盟於 2013 年 4 月公告《16 項死刑犯保護措施最低標準》，其中第 7 點為「死刑量刑因子應經適當證明」，此項原則已屬國際人權法死刑宣告正當法律程序諸原則之一。所謂「適當之證明」，係指死刑科刑資料，應與定罪證據一樣經嚴格證明，以昭慎重。基於對生命權的尊重，無論犯罪事實抑或科刑事實，均應由檢察官負擔舉證義務，並適用嚴格證明法則。

(四) 有死刑之虞的案件，應採取定罪與科刑程序分離原則。



1. 按刑事訴訟法第 289 條、國民法官法第 79 條之規定，係採「所有證據調查完畢後，循序進行定罪辯論、科刑辯論」之混合模式。然此種極端不利於辯護之程序進行模式，將大幅提升適用死刑之機會，顯非妥適。詳言之，此制將陷被告於兩難困境，蓋主張無罪答辯之被告，若為貫徹答辯一致性，則將被迫採取「定罪辯論時堅持無罪，但因無罪毋庸科刑而必須放棄科刑辯論」之捨棄式辯論策略；或是不顧答辯一致性，只為保留科刑辯論的發聲機會，被迫採取「定罪辯論時宣稱無罪，但在科刑辯論時卻自擬有罪而參與辯論」之矛盾式辯護策略。前者將使被告在科刑辯論中的程序地位蕩然無存，後者則等同讓被告自陳有罪而永遠屈居劣勢，無論如何抉擇，被告的程序利益都勢必遭受侵蝕。
2. 不僅如此，混合模式亦容易讓審判者混淆定罪事項（定罪證據）與科刑事項（科刑證據）的分野，畢竟定罪所依憑之犯罪事實及證據僅針對「行為」本身，而科刑則圍繞在「行為人」人格特質的剖繪之上，兩者性質迥異，本就應分別獨立進行調查及辯論。在兩者相互干擾的混合模式下，審判者易於將「與定罪無關之科刑資料」用於建構犯罪事實，違反國民法官法第 46 條揭櫫的預斷排除原則。
3. 有鑑於此，歐盟公告之《16 項死刑犯保護措施最低標準》第 6 點即明確規範「定罪與科刑程序分離」之原則，而英美法系國家更是自始便貫徹「程序絕對分離原則」，將科刑程序獨立於定罪程序之外，被告僅在被定罪後，始進行科刑程序以決定刑罰之輕重。綜上所述，死刑案件應採取定罪與科刑程序分離原則，確保被告得以獲致充分的辯護權保障。

#### （五）科處死刑應經實質評議，且採取評議一致決。

1. 鑒於死刑係與其他刑罰有所區隔之終極刑罰，應更留意其適用上的公平性，故審判者需實質評價各項死刑科刑因子，同時充分討論以確認被告是否「求其生而不可得」。

2. 死刑案件雖採取合議審判制，惟過往依法院組織法第 105 條第 1 項規定以多數決之，毋庸評議一致決；而現行國民法官法第 83 條，死刑之定罪與科刑皆採取「包含國民法官及法官雙方意見在內達三分之二以上之同意」的重度多數決，評議亦毋庸一致決。然而合議庭既未能達到一致決之死刑評議決定，顯然對科處被告死刑尚遺留懷疑，則一方面存有懷疑誤判之風險，另一方面卻猶仍為死刑此一無法回復之終極刑罰，實有未洽，甚至可說是對於生命權的恣意剝奪。在此範圍內，法院組織法第 105 條第 1 項、國民法官法第 83 條第 1 項、第 3 項等規定，皆有違憲法保障生命權及正當法律程序之意旨，當屬違憲。

(六) 刑事二審宣告死刑案件，第三審程序應一律行言詞辯論。

1. 被告有無檢察官起訴之犯罪事實，以及是否應當科處死刑，影響被告權益甚大。刑事第二審判處死刑，意味著第三審為剝奪被告生命權的終局審判，判決確定執行後將無法補救。故為昭慎重，法制上應讓檢、辯雙方就定罪與科刑的認事用法互為辯論，再由合議庭綜合全部辯論意旨，並且斟酌被害人家屬意見，審酌死刑是否為最妥當的宣告刑，達到罪刑相當之目的。

2. 最高法院業於民國 101 年即宣布「凡刑事二審宣告死刑的案件，一律行言詞辯論，以示慎重，並且彰顯司法對於生命的尊重」，並執行該政策迄今，惟現行刑事訴訟法第 389 條卻未就此予以明文，日後恐面臨司法政策恣意變更之風險。在此範圍內，刑事訴訟法第 389 條第 1 項有違憲法保障生命權及正當法律程序之意旨，當屬違憲。

(七) 死刑執行應合於正當法律程序，且應賦予受刑人對「執行程序」陳述意見與提起救濟之機會。

1. 死刑之後續執行，是由最高檢察署、法務部檢察司及法制司卷證審查完畢，再交由法務部「死刑執行審議小組」來議決選擇執行對象並作成執行名單，將名單送交法務部長同意簽署執行令，執行檢察

官得據此實際執行死刑。

2. 死刑執行審議小組乃法務部內之臨時性會議，用以議決執行對象並形成名單，就被挑選中的受刑人來說，無疑是一道催命符。惟遍查相關行政法規，俱無「死刑執行審議小組」之組成法源依據，遑論其召開時間、與會人員、會議資料、審議標準、決議方式，均付之闕如，導致無從審酌執行名單形成之程序正當性（例如是否有應迴避之與會人員？決定執行先後順位的標準為何？名單的決定是採取多數決議或一致決？），影響受刑人權益甚鉅。又死刑執行審議小組做成執行名單，性質上當屬行政處分，依據行政程序法第 102 條「行政機關作成限制或剝奪人民自由或權利之行政處分前，除已依第三十九條規定，通知處分相對人陳述意見」之規定，當賦予候選受刑人陳述意見之機會，並將召開會議之通知與資料事先送達，受刑人亦得委任代理人代為陳述意見。再依行政程序法第 96 條第 1 項第 2 款之規定，該執行名單既屬書面行政處分，則審議標準、所憑證據、法規依據、具體入選原因等，均應附具理由，再連同死刑執行令送達予受刑人，並賦予其後續提起救濟程序之權利（諸如執行名單非經死刑執行審議小組做成、候選受刑人未受通知陳述意見、處分書面未附具理由等等，尚不及於死刑判決本身的認事用法）。現行法就前述內容均無規範，有違憲法保障生命權、訴訟權與正當法律程序之意旨，當屬違憲。

3. 刑事訴訟法第 461 條規定：「死刑，應經司法行政最高機關令准，於令到三日內執行之。但執行檢察官發見案情確有合於再審或非常上訴之理由者，得於三日內電請司法行政最高機關，再加審核。」法務部執行死刑規則第 3 條，亦有相同規定。由於法文規定「得」於三日內致電法務部再行審核，似賦予執行檢察官裁量權限。然查，死刑若苟有開啟非常救濟程序之可能，既與受刑人之生命息息相關，又豈會容許執行檢察官自行裁量回報與否，毋寧說執行檢察官在此裁量已收縮至零，當負有積極回報之義務才是。相關規定在

1 此範圍內，嚴重侵害憲法保障生命權與正當法律程序之意旨，當屬  
2 違憲。

3 為特狀請 鈞院卓參，無任感禱。

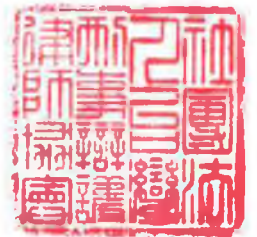
4 謹 狀

5 憲法法庭 公鑒

中 華 民 國 1 1 3 年 0 4 月 0 8 日

法 庭 之 友 ： 社團法人台灣刑事辯護律師協會

代 表 人 ： 陳奕廷律師



【參考資料（附件）】

- 一、 劉孟奇、張其祿、盧敬植，《警力增加能導致竊盜犯罪率降低嗎？  
台灣縣市 1998-2007 動態追蹤資料之 Granger 因果分析》，公共行  
政學報第 34 期，第 1 頁以下。（共 27 面）
- 二、 《最高法院 12.1 起死刑案行言詞辯論》，司法週刊第 1620 期第一  
版電子報。（共 1 面）

# 警力增加能導致竊盜犯罪率降低嗎？

台灣縣市 1998-2007 動態追蹤資料之 Granger 因果分析\*

劉孟奇、張其祿、盧敬植\*\*

## 《摘要》

警察人數增加是否可以降低犯罪率，一直是學理和實務上的爭論焦點。警力與犯罪率之間是否有雙向因果關係，也是值得釐清的公共行政問題。本研究依據我國縣市 1998 至 2007 年之動態追蹤資料，透過 Granger 因果測試方法，測試竊盜犯罪率與警民比之間的雙向因果關係。研究結果發現，提高警民比（警察局警察人數對居民人口比率）可導致竊盜犯罪率顯著降低，且此一 Granger 影響具恆久性；至於竊盜犯罪率升高，在短期內雖然能導致警民比增加，但是在長期並無顯著的 Granger 影響。本實證研究結果支持政府可藉由提升警力及見警率來有效減少竊盜犯罪之發生。

[關鍵詞]：竊盜犯罪率、警力、警民比、Granger 因果測試、動態追蹤資料

---

投稿日期：98 年 9 月 28 日；接受刊登日期：99 年 3 月 20 日。

\* 本研究承蒙國科會計畫補助部分經費 NSC 98-2410-H-110-018-。

\*\* 劉孟奇為國立中山大學政治經濟學系副教授；張其祿為國立中山大學政治經濟學系教授；盧敬植為國立政治大學財務管理學系助理教授。通訊作者：劉孟奇，e-mail: mclio@mail.nsysu.edu.tw。

## 壹、緒論

在公共行政與治安上的一項重要課題是警察人力資源的配置問題。一般認為，唯有配置充分的警力資源方能有效遏阻及偵防犯罪。不過，提升警力水準牽涉到政府財政及資源分配問題，而是否警察人力愈多，犯罪率便會愈低，也一直是學理和實務上的爭論焦點（Levitt, 1997; Lin, 2009; Marvell & Moody, 1996）。蓋按照所謂的「嚇阻理論」（deterrence theory）（Ehrlich, 1972），警力增加可加強治安巡守，提高罪犯緝捕率，並因此能夠嚇阻潛在的犯罪行為，而這也常被稱為是一種犯罪的「遏阻效果」（incapacitation effect）（Ehrlich, 1972, 1973）。但是如果對七〇年代以降的文獻進行回顧，可以發現不少研究不只對嚇阻理論質疑，甚至從實證研究中得出警察人力增加與犯罪減少之間並無顯著關連的結論（Cameron, 1988; Eck & Maguire, 2000; Marvell & Moody, 1996）。

以上競爭觀點當然有待嚴謹的實證研究予以檢證，特別是如 Levitt（1997）及 Marvell 與 Moody（1996）兩篇重要研究所指出的，在警力與犯罪率之間可能產生「雙向因果」（bi-directional causality）的問題，亦即警力增加固然可能影響犯罪率，但犯罪率的變動也可能是造成警力增加的原因。<sup>1</sup> 這種兩個變數間互為因果的情形，會產生所謂的「同時性」（simultaneity）問題，必需在方法論上予以審慎處理，才不會造成嚴重的估計偏誤。

Levitt（1997）及 Marvell 與 Moody（1996）的研究發現，在處理同時性問題之後，可以發現警力增加能導致犯罪率降低。而隨著因果分析技術的成熟發展，測試警力水準與犯罪率之間是否存在因果關係，也成為近十幾年治安研究文獻中的熱門議題。不少研究指出，一旦改進先前研究在方法論上的缺點之後，就能夠發現警察人力增加能夠導致犯罪率降低（Di Tella & Schargrodsky, 2004; Klick & Tabarrok, 2005; Kovandzic & Sloan, 2002; Levitt, 1997; Lin, 2009; Marvell & Moody, 1996）。

---

<sup>1</sup> 依據內政部九十二年訂頒「地方警察機關員額設置基準」，地方警察機關員額係依人口、轄區面積、車輛數、犯罪率等四項因素核算警力設置基準，亦即依照規定，犯罪率應對警力設置有所影響。不過，各縣市的警察編制員額與實際員額有相當落差（朱金池，2006）。以高雄縣市為例，高雄市與高雄縣於 2008 年之警察編制員額分別為 5,367 人及 3,104 人，但是其實際員額分別只有 4,393 人及 2,669 人（內政部，2009）。因此，犯罪率是否對各縣市警察實際人數產生影響，仍是需要檢證的問題。

不只於此，Levitt（2004）更指出，警察人力增加是能夠解釋九〇年代美國犯罪率下降的主要因素之一。<sup>2</sup>

本研究的主要目的即在前述文獻脈絡及議題背景下，對我國竊盜犯罪率與警民比之間的因果關係進行檢證。本研究主要參考 Marvell 與 Moody（1996）及 Kovandzic 與 Sloan（2002）的研究方法，針對我國近十年來（1998 至 2007）的縣市別「動態追蹤資料」（dynamic panel data）進行「Granger 因果測試」（Granger causality test），以瞭解警民比增加是否能降低竊盜犯罪率，以及在竊盜犯罪率與警民比之間是否有雙向因果關係存在。

本研究應屬國內迄今為止尚相當少數的，藉由嚴謹經濟計量模型檢證我國犯罪率與警民比之間因果關係的研究，對於國內公共行政與治安之學術領域應具有本土先探研究之貢獻。至於本研究之範圍以竊盜犯罪為主，係因為竊盜犯罪居各類刑事案件之首。根據內政部警政署（2009）資料顯示，九十七年一般竊盜計有 209,351 件，其中包括汽車竊盜 18,099 件與機車竊盜 53,607 件，換算之後，大約每七分半鐘就有一輛汽機車失竊。在犯罪型態中，竊盜犯罪與警力之偵防巡守最具直接關連，亦即理論上此類犯罪可因更多的警力偵防巡守而獲得有效控制及降低（Sherman, 1992; Walker, 1999）。有鑒於此，本研究希望能針對警力配置對竊盜犯罪率之影響做一範圍較小，但具「簡明性」（parsimonious）之因果推論與解析研究，以提供決策當局即時之政策相關資訊。

本研究共分為六節：第一節為本節緒論，鋪陳本文研究背景及緣起，並說明研究目的與範圍；第二節為文獻回顧，介紹本文理論觀點及統計方法之文獻基礎；第三節中為變數及資料來源說明；第四節中為本文使用的實證研究方法介紹；第五節為實證研究結果報告及分析；第六節則為本文之研究結論與政策建議。

## 貳、文獻回顧

針對警力與犯罪率之間關係的研究，自七〇年代起便在文獻中獲得相當程度的重視及探索（Bahl, Gustely & Wasylenko, 1978; Bayley, 1985; Carr-Hill & Stern, 1973; Chapman, 1976; Corman & Mocan, 2000; Cornwell & Trumbell, 1994; Di Tella &

<sup>2</sup> 根據 Levitt（2004）的研究，除了警力增加以外，另外三個能解釋美國九〇年代犯罪率下降的主要因素為：監獄關押犯人增加、「快克古柯鹼」（crack cocaine）毒品潮消退、墮胎合法化。

Schargrodsky, 2004; Ehrlich, 1972, 1973; Fox, 1979; Greenberg & Kessler, 1982; Hakim, 1980; Hakim, Ovadia & Weinblatt, 1978; Hakim, Spiegel & Weinblatt, 1984; Huff & Stahura, 1980; Klick & Tabarrok, 2005; Kovandzic & Sloan, 2002; Land & Felson, 1976; Levitt, 1997, 2002, 2004; Lin, 2009; Lofton & McDowell, 1982; Marvell & Moody, 1996; McCrary, 2002; Swimmer, 1974a, 1974b; Vollaarda & Koning, 2009; Welford, 1974)。在這些文獻之中，約可分為兩種競爭性的理論觀點：第一種是傳統的「嚇阻理論」觀點，以 Ehrlich (1972) 為代表。其立論的假設是，如果潛在的罪犯是「理性的」(rational) 選擇者，當其發覺有更多的警力部署及巡守時，他將認知因犯罪而遭受逮捕的風險及機率也會愈高，因此可嚇阻其潛在的犯罪意向及行為 (Walker, 1998, 1999)。此種觀點同時也呼應了警力增加的「遏阻效果」，即更多的警力可造成更多的犯罪逮捕、起訴及監禁，因此也會使犯罪和逍遙法外的罪犯減少，故可降低犯罪率或「遏阻削弱」(incapacitate) 犯罪之量能。「嚇阻理論」觀點不僅適用於增加更多警力之論述，某些持此觀點之學者更進一步認為應增建監獄，以降低及遏阻犯罪 (Irwin & Austin, 1994; Walker, 1998)。

第二種探討警力與犯罪率之間關係的理論觀點則是對「嚇阻理論」的反駁，主張警力增加對於犯罪率降低並沒有顯著的影響。彙整此類研究，約可從其中歸納出以下幾項對「嚇阻理論」之批評：(1) 許多警務工作並不直接涉及犯罪防治任務，所以警力增加亦並不一定能立即顯著減少犯罪 (Bayley, 1994; Sherman, 1992)；(2) 許多例行性的治安防治措施如街頭巡邏、查察戶口等，其對於遏阻犯罪的功效似乎有限 (Sherman et al., 1997)；(3) 唯有當警察人力「顯著」增多，且特別是使街頭的「見警率」顯著增加時，犯罪率似乎才會受到影響 (Gottfredson & Hirschi, 1990)；(4) 潛在犯罪者的動機並不一定「理性」，其可能只是因情勢而隨機犯案，故警力即使增加，但卻甚難防範隨機型之犯罪 (Wright & Decker, 1994)；(5) 當警力增加而使犯罪遭到逮捕的機率提高時，潛在的犯罪者將可能改變其犯罪之型態，從犯罪情節較嚴重（非法利得較高）與遭受逮捕之風險較高的犯罪（如搶劫），轉變為遭到逮捕機率較低及犯罪情節較輕之犯罪（如竊盜）。這種情況反而有可能造成犯罪率的增加，因為潛在的犯罪者必須藉更多較低逮捕風險之犯罪來彌平其因嚴重犯罪減少所蒙受的利得損失 (Cook, 1979)；(6) 當警力增加或街頭之「見警率」提高時，民眾可能會對犯罪破案存有更高的信心及預期，故將導致民眾更積極地舉報犯罪，反而形成警力增加犯罪率卻提高之現象 (Marvell & Moody, 1996)；(7) 警務官僚機關由於瞭解區域的犯罪率如果愈高，其將可能獲得更多的行政資源，如人力、裝備及預算等的挹注，亦會導致其



不願意徹底防治及打擊犯罪，造成警力增加但犯罪率卻無顯著降低的狀況（Biderman & Lnych, 1991; Swimmer, 1974b）。

總而言之，以上兩種論點已形成相互競爭的現象觀察與理論假說，至於何者更具現實解釋能力，則有賴實證研究加以檢測。不過，直到九〇年代中期，文獻中的發現仍傾向於否定警力增加對於犯罪率降低有顯著影響。舉例而言，Cameron（1988）回顧了 22 篇有關警力與犯罪率之間關係的研究，發現其中 18 篇研究顯示警力與犯罪率之間並無任何顯著關連。Marvell 與 Moody（1996）及 Eck 與 Maguire（2000）的文獻回顧也得到同樣結論，亦即發現警力水準與犯罪率之間沒有顯著關連的實證研究，比例上要高於發現警力水準與犯罪率之間有顯著關連的實證研究。

無論如何，在最近十年間，文獻中又出現了一股研究警力增加對犯罪率降低有無因果影響的熱潮。其主要原因之一在於，先前許多相關研究在實證方法上有明顯缺陷，亦即未能妥善處理警力水準與犯罪率高低之間可能有互為因果的內生性問題，而此一問題若未能解決，會造成 OLS（Ordinary Least Squares，普通最小平方方法）迴歸分析結果有估計偏誤及不一致現象（Levitt, 1997; Marvell & Moody, 1996）。舉例而言，如果某個地區的犯罪率升高，而政府因應民意壓力，隨之提升警力水準，但是研究者在迴歸估計中卻未能控制此一「回饋效果」（feedback effect），結果就可能同時估計到「警力提升導致犯罪率降低」與「犯罪率升高導致警力提升」兩種正負相互抵消的效果，從而得出「警力提升對犯罪率降低沒有顯著影響」的錯誤結論。因此，隨著能夠處理雙向因果關係及內生性問題的實證分析技術在一九九〇年代快速發展，不少研究者藉由新的分析方法，重新檢視「警力水準提升是否能導致犯罪率降低」這一個對於公共行政及政府財政都相當重要的問題。

Marvell 與 Moody（1996）針對 1974-1994 年之間，36 篇探討警力與犯罪率關係的英文文獻，依其研究方法進行分類整理。<sup>3</sup> 結果發現，其中有 14 篇未以任何方式處理同時性問題，14 篇採取 2SLS 方法，5 篇研究在 OLS 迴歸式中採取落後 1 期項做為解釋變數，另有 3 篇採取 Granger 因果分析方法。在這 36 篇相關研究當中，有 29 篇探討警力水準對犯罪率的影響，在其中 11 篇沒有以任何方式處理同時性問題的研究當中，有 8 篇發現警力增加反而與犯罪率上升之間有正向關連。29 篇當中有 13 篇採用 2SLS 方法，其中 7 篇發現警力與犯罪率之間有負向關係；有 2

<sup>3</sup> 參見 Marvell 與 Moody（1996: 614-616），Table 1 當中的整理。

篇以警力落後 1 期項為解釋變數，其中 1 篇發現警力與犯罪率之間有負向關係；其他 3 篇採取 Granger 因果分析的研究，沒有得到顯著結論。

Marvell 與 Moody (1996) 指出，在這些研究當中，沒有處理同時性問題者有明顯的方法論缺陷，而在 OLS 迴歸式中採取落後 1 期項做為解釋變數以處理同時性問題的研究，則未能解決自我相關問題。在 14 篇採取 2SLS (Two-Stage Least Squares, 兩階段最小平方法) 方法的研究當中，12 篇採用橫斷面資料，並且未檢測「認定限制」(identifying restrictions) 條件，同時大部分採用具高度內生性質的經濟、人口變項做為工具變數，並不適當。

1996 年之後，在我們檢視的 10 篇英文相關文獻當中，有 9 篇研究發現警力增加能顯著降低犯罪率，唯一的例外是 McCrary (2002) 未能發現兩者之間有顯著相關。除了 Corman 與 Mocan (2000) 及 Vollaarda 與 Koning (2009) 以外，其他 8 篇皆在方法論上明確處理同時性問題。<sup>4</sup> 這 10 篇研究都採用追蹤資料或時間序列資料進行分析。

Marvell 與 Moody (1996) 及 Kovandzic 與 Sloan (2002) 採用 Granger 因果分析方法處理同時性問題。Marvell 與 Moody (1996) 針對 1973-1993 年間，美國大城市與州的追蹤資料，以「多元時間序列分析方法」(multiple time-series analysis) 進行研究，結果發現不僅警力增加會導致犯罪率降低，犯罪率也會導致警力增加。<sup>5</sup> 換言之，警力與犯罪率之間呈現一種「互為因果」的現象。Kovandzic 與 Sloan (2002) 運用美國佛羅里達州 1980-1998 的郡級追蹤資料，以「混合資料」(pooling data) 分析方式進行 Granger 因果測試，結果發現警民比增加能顯著降低犯罪率。

Levitt (1997, 2002)、McCrary (2002)、Lin (2009) 採用 2SLS 方法處理同時性問題。Levitt (1997) 採用地方選舉週期做為警察人數的工具變數，針對 1970-1992 年間 59 個美國大城市的追蹤資料，以「虛擬變數最小平方」(least squares dummy variable, LSDV) 模型進行分析，結果發現警力與犯罪率間有顯著負向關

---

<sup>4</sup> Corman 與 Mocan (2000) 採用紐約 1970-1996 的月資料進行時間序列分析，他們認為因為犯罪率上升須有幾個月至一年的時間，才會對警力產生影響，因此採用月資料可以有效降低同時性的問題。

<sup>5</sup> 多元時間序列分析方法是將所有單元資料排列於同一時間數列，各單元的時間序列資料之間則以數個缺失值隔開，以避免不同單元的時間序列資料相重疊。多元時間序列分析方法旨在改進混合資料分析方法，不過隨著動態追蹤資料分析方法的發展，目前已經少有人採用此一方法。

係。McCrary (2002) 檢查 Levitt (1997) 的研究，發現其中有編碼及程式錯誤，而在修正錯誤後，警力與總犯罪率之間並無顯著關連。Levitt (2002) 在回覆中指出，如果不計總犯罪率，警力增加仍與個別形態犯罪的犯罪率之間有顯著負向關係，特別是在汽車竊盜方面。Lin (2009) 運用州稅稅率做為警察人力之工具變項，以 LSDV 模型對 1970-2000 年間美國 51 個州的追蹤資料進行分析，結果發現警力增加能顯著降低犯罪率。

Di Tella 與 Schargrotsky (2004) 及 Klick 與 Tabarrok (2005) 運用恐怖攻擊對警力配置的外生衝擊來處理同時性問題。Di Tella 與 Schargrotsky (2004) 利用 1994 年時，因恐怖攻擊而使得阿根廷警力配置產生外生變動的情形，根據布宜諾斯艾利斯的街區追蹤資料，以 LSDV 模型進行分析，結果發現警力水準增加能顯著降低汽車竊盜案數目。Klick 與 Tabarrok (2005) 利用 2002-2003 年間，美國華盛頓特區發布恐怖攻擊警告時，警力配置會因外生衝擊而有所變動的情形，對追蹤資料以 LSDV 模型進行迴歸分析，結果發現見警率提升能導致犯罪率降低。

延續前述文獻的研究焦點，本研究針對台灣縣市的動態追蹤資料，參考 Marvell 與 Moody (1996) 及 Kovandzic 與 Sloan (2002) 的研究方法，運用 Granger 因果測試檢證警力水準增加能否導致竊盜犯罪率降低，以及警力水準及竊盜犯罪率之間是否存在雙向因果關係。Granger 因果測試係由預測能力的角度來定義兩變數之間的因果關係，其中心概念在於，假如在控制了  $Y$  變數的過去值以後， $X$  變數的過去值仍能對  $Y$  變數有顯著的解釋能力，我們就可以稱  $X$  能「Granger 影響」(Granger-cause)  $Y$ 。

建立因果關係的要件有三：第一，自變數與因變數之間需有相關性；第二，自變數與因變數之間需有「時間落差」(time lag)；第三，自變數與因變數之間無「虛假關係」(spurious relationship) (Babbie, 2009)。在處理警力水準及犯罪率之間因果關係的研究中，前兩者可藉由 Granger 因果測試加以釐清，至於要降低變數間的虛假關係可能，除了控制被解釋變數的落後項及固定效果外，還可進一步控制其他可能的干擾變數。

就探討警力及犯罪率之間因果關係的研究而言，有關其他控制變數的處理雖無明確法則，但學者相信此類控制變數的認定必然與所處理之犯罪型態和所處的社會經濟環境有關 (Levitt, 1997; Marvell & Moody, 1996; Kovandzic & Sloan, 2002)。本研究係以竊盜犯罪做為研究焦點，基本上是屬於犯罪情節較輕，但是犯罪頻率及再犯率相當高的犯罪，也是和街頭「見警率」或警力的偵防巡守最具直接關連的犯

罪型態，亦即此類犯罪往往可因更多的警力巡守偵防而獲得控制及降低（Sherman, 1992; Walker, 1999）。竊盜犯罪屬於財物方面的犯罪，犯罪的目的係為增加自身之財物所得，故其自然最易受到個人及社會經濟狀態的影響（Eide, 2000）。易言之，若個人的財務狀況因本身或社會的各種因素而變差，將可能引發潛在犯罪者以財物竊盜的方式來改善其所得之犯罪動機，而這也是著名的「犯罪經濟理論」（the economic theory of crime）（Becker, 1968）所預期的現象。本研究將考慮此類社會經濟環境因素對竊盜犯罪率造成之影響，亦即希望能控制此類干擾因素，以獲致對竊盜犯罪率與警民比之間因果關係的更精緻理解，並同時藉以增進本研究所認定因果模式的「穩固性」（robustness）。

## 參、變數與資料來源

本研究使用的樣本為除了澎湖縣、金門縣、連江縣以外的 22 個台灣縣市，樣本期間涵蓋 1998 至 2007 年的 10 年期間。<sup>6</sup> 參考 Kovandzic 與 Sloan (2002) 的研究，我們在 Granger 因果分析中的主要犯罪變數為竊盜犯罪率，定義為每 10 萬人口中竊盜案發生件數，而代表警力水準的變數則為警民比，定義為每一萬人口中警察局警察人數）。<sup>7</sup> 竊盜犯罪率的資料取自主計處（2009）之各縣市重要統計指標查詢系統，縣市警民比資料則為作者向內政部警政署統計室索取而得。

針對解釋竊盜犯罪率的其他控制變數，我們考慮兩種文獻中常見的，一般認為對竊盜犯罪率有顯著影響的社會經濟變數，一為各縣市失業率（%），另一則為各縣市之平均每人實質所得（台幣元，以 2001 年固定價格計算），這兩者也是

<sup>6</sup> 因為資料缺漏，所以在樣本中不包括金門縣及連江縣。在研究樣本中不包括澎湖縣的原因則是因為其地理條件特殊，所以警民比遠遠高於其他台灣縣市。在我們的樣本期間，若不包括澎湖縣，則 22 個縣市的警民比平均值為 24.28，標準差為 7.02，最大值為 50.52。在同樣的十年間，澎湖縣的警民比平均值為 96.03，幾乎為其他縣市平均值的 4 倍，並落在 10 個標準差之外；澎湖縣警民比最小值為 82.91，比其他縣市的最大值還高出 32.39。由於澎湖縣為明顯的「離群值」（outlier），將其包括在研究樣本中可能造成嚴重的估計偏誤，因此在本研究中將其排除。

<sup>7</sup> 我國官方警民比資料有將人口數除以警察人數者，無論如何，在大部分官方比率統計數字之定義中，都以分子之資料名稱為第一字，分母之資料名稱為第二字。如生師比為學生數除以教師數，而師生比則為教師數除以學生數。為了避免混淆並符合直觀，在本研究中採取警察人數除以人口數做為警民比定義，此一定義亦符合國外文獻 police-population ratio 之定義。

Kovandzic 與 Sloan (2002) 所使用的主要控制變項。針對解釋警民比的其他控制變數，依照 Lin (2009) 的研究，地方財政為影響其警民比的主要變數。除此以外，在各縣市依照內政部「地方警察機關員額設置基準」所計算的警察編制員額與實際員額之間有相當落差（朱金池，2006），其主要原因之一應就在於縣市財政能力的限制。因此，我們納入各縣市之平均每人政府支出（台幣元，以 2001 年固定價格計算），做為警民比的其他解釋變數。

除了失業率以外，我們依據文獻慣例，將變數取對數值。根據 Ehrlich (1996)，將犯罪率取對數值可以降低所謂的「犯罪黑數」問題。在表一當中為變數名稱與定義，表二當中為各變數之敘述統計，表三當中則為變數之間的相關係數。

表一 變數名稱與定義

變數名稱	定義
竊盜犯罪率	每 10 萬人口中竊盜案發生件數
警民比	每 1 萬人口中警察局警察人數
失業率	各縣市失業率，%
平均每人實質所得	平均每人全年經常性收入，台幣元，以 2001 年固定價格計算
平均每人政府支出	縣市政府歲出除以人口數，台幣元，以 2001 年固定價格計算

表二 變數敘述統計（22 縣市別資料，1998-2007）

	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
ln 竊盜犯罪率	220	7.09	0.44	5.93	8.23
ln 警民比	220	3.16	0.25	2.63	3.92
失業率	220	4.01	0.91	1.70	5.50
ln 平均每人實質所得	220	12.66	0.24	12.14	13.33
ln 平均每人政府支出	220	10.40	0.34	9.52	11.50

註：樣本中不包括澎湖縣、金門縣、連江縣。

資料來源：本研究。

表三 變數相關性

	ln 竊盜犯罪率	ln 警民比	失業率	ln 平均每人 實質所得	ln 平均每人 政府支出
ln 竊盜犯罪率	1.000				
ln 警民比	-0.209	1.000			
失業率	0.173	0.251	1.000		
ln 平均每人實質所得	0.558	0.052	0.090	1.000	
ln 平均每人政府支出	-0.127	0.655	0.119	0.362	1.000

資料來源：本研究。

## 肆、研究方法

### 一、Granger 因果測試簡介

Granger 因果測試由 Granger (1969) 所發展，目前已在社會科學研究中被廣為採用的實證方法。Granger 測試的基本觀念在於，未來的事件不會對目前與過去產生因果影響，而過去的事件才可能對現在及未來產生影響 (Granger, 1969)。也就是說，如果我們試圖探討變數  $X$  是否對變數  $Y$  有因果影響，那麼只需要估計  $X$  的過去值是否會影響  $Y$  的現在值，因為  $X$  的未來值不可能影響  $Y$  的現在值。當然，「 $X$  在  $Y$  之前發生」如果要能代表「 $X$  是造成  $Y$  的原因」，還需要控制其他可能解釋  $Y$  的因素。標準 Granger 因果分析假設其他可能解釋變數的資訊包括在  $Y$  的過去值裡面，而在本研究使用的動態追蹤資料情形中，其他可能解釋變數的資訊也包括在代表固定效果的橫斷單位別虛擬變數裡面 (Justesen, 2008)。

在具體分析技術上，Granger 因果測試係以 Granger 「向量自我迴歸」 (Vector Autoregressive, VAR) 模型進行測試，亦即藉由估計一個以  $Y$  為被解釋變數，而以  $Y$  及  $X$  的落後項為解釋變數的迴歸式，測試「 $X$  不會 Granger 影響  $Y$ 」的虛無假設。如果測試結果發現有一或多個  $X$  的落後項具有顯著性，我們就可以拒絕虛無假設，或者說，實證所得到的證據建議  $X$  對  $Y$  有因果影響。

Granger VAR 模型在應用上的一個限制是，當我們在實務上處理較短的時間序列資料時，複雜的 VAR 模型很快就會耗盡自由度。有鑑於此，計量學者 (Holtz-Eakin, Newey, & Rosen, 1988; Arellano & Bond, 1991; Kiviet, 1995; Hurlin & Venet, 2001) 於一九八〇年代後期開始嘗試修改 Granger 測試以納入動態追蹤資料，並建

立起 panel VAR 分析方法。以動態追蹤資料進行 Granger 測試有以下優點：即使資料只有較短的期數，也可以產生有意義的結果；容許可使用的觀察值大幅增加；與傳統 Granger 測試相較之下，可以產生比較有效的估計結果（Hurlin & Venet, 2001）。在本研究中，我們即利用台灣縣市之動態追蹤資料進行分析。

## 二、研究模型設定

在本研究中，為了測試竊盜犯罪率與警民比之間的因果關係，我們採用由 Holtz-Eakin 等（1988）發展出來的 panel VAR 分析方法，建立以下研究模型：

$$\ln \text{竊盜犯罪率}_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \ln \text{竊盜犯罪率}_{i,t-j} + \sum_{k=1}^p \delta_k \ln \text{警民比}_{i,t-k} + f_i + u_{it} \quad (1)$$

$$\ln \text{警民比}_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln \text{警民比}_{i,t-j} + \sum_{k=1}^q \gamma_k \ln \text{竊盜犯罪率}_{i,t-k} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中  $i$  與  $t$  分別代表縣市及年份， $f_i$  及  $\theta_i$  代表縣市  $i$  的固定效果， $u_{it}$  及  $\varepsilon_{it}$  為誤差項。依照文獻的慣例，我們對竊盜犯罪率及警民比取自然對數。因此， $\ln \text{竊盜犯罪率}_{i,t-j}$  代表縣市  $i$  於第  $t-j$  期的竊盜犯罪率自然對數值，而  $\ln \text{警民比}_{i,t-k}$  代表縣市  $i$  於第  $t-k$  期的警民比自然對數值。在（1）式與（2）式中採取落後期數加總，是因為因果影響可能超過 1 期以上，至於最適落後期數如何選擇，則將在後面小節中予以說明。

在探討警力與犯罪之因果關係時，文獻中有兩種模型設定方式。第一種是如 Kovandzic 與 Sloan（2002）所採取的，以犯罪率及警民比做為因果測試模型中的主要變數；第二種則是如 Marvell 與 Moody（1996）的設定，以警察人數與犯罪數做為模型中的主要變數。在文獻中，這兩種模型設定皆可發現警力提升對減少犯罪有顯著影響。本研究採取 Kovandzic 與 Sloan（2002）的設定，以各縣市竊盜犯罪率及警民比為主要變數，其理由為，第一，在國內外犯罪研究中，一般以犯罪率為被解釋變數，特別是在評估政策效果時，以犯罪率做為評估對象較為適當（Levitt, 2004），因為犯罪數會受人口數影響，不宜做為政策效果評估對象；第二，在進行穩固性測試時，我們所加入的其他控制變數，包括失業率與平均每人所得，在文獻及理論上以犯罪率為其被解釋變數（林明仁、劉仲偉，2006）。

在（1）式背後的基本觀念為，如果在控制了竊盜犯罪率的過去值以及固定效果（其中包含了可解釋目前竊盜犯罪率的其他可能解釋變數的資訊）之後，包含在

警民比過去值當中的資訊能夠對目前的竊盜犯罪率有顯著的解釋能力，則我們可以說警民比對竊盜犯罪率有 Granger 影響。同樣地，在（2）式背後的基本觀念為，如果在控制了警民比的過去值以及固定效果（其中包含了可解釋目前警民比的其他可能解釋變數的資訊）之後，包含在竊盜犯罪率過去值當中的資訊能夠對目前的警民比有顯著的解釋能力，則我們可以說竊盜犯罪率對警民比有 Granger 影響。

### 三、其他控制變數

在（1）式及（2）式中，主要是藉由在解釋變數中納入被解釋變數的落後項及固定效果來控制其他可能影響因素的干擾，這也是 Granger 因果分析的標準方法。不過，為了降低虛假關係的可能，我們進一步納入其他重要的解釋變數，以

$$\ln \text{竊盜犯罪率}_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \ln \text{竊盜犯罪率}_{it-j} + \sum_{k=1}^p \delta_k \ln \text{警民比}_{it-k} + \phi X_{it} + f_i + u_{it} \quad (3)$$

$$\ln \text{警民比}_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln \text{警民比}_{it-j} + \sum_{k=1}^q \gamma_k \ln \text{竊盜犯罪率}_{it-k} + \gamma Y_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

兩式重新估計，以與（1）式、（2）式的估計結果相比較。

在（3）式、（4）式中的  $X$ 、 $Y$ ，分別代表控制變數。在（3）式中針對竊盜犯罪率的其他控制變數（ $X$ ）方面，我們參考 Kovandzic 與 Sloan（2002）的研究，納入失業率及平均每人所得，這也是一般犯罪率研究中常見的控制變數。就失業率而言，從 Becker（1968）的理論模型，可以推論出失業率與犯罪率之間有正向關係，而林明仁、劉仲偉（2006）針對 1978-2003 台灣縣市資料的研究，發現失業率對財產犯罪有正向顯著影響。就平均每人所得而言，林明仁、劉仲偉（2006）指出，平均所得可以用來代表犯罪機會與犯罪商品的消費；謝文彥、許春金（2005）指出，平均所得可以歸類在犯罪理論的機會因素當中。除此之外，許多犯罪研究都顯示，個人所得愈低及失業率愈高的地區，財物竊盜方面的犯罪率也愈高（Chiricos, 1987; Freeman, 1995; Holzman, 1983; Lin, 2008; Raphael & Winter-Ebmer, 2001; Sviridoff & Thompson, 1983; Weinberg, Gould & Mustard, 2002）。

在（4）式針對警民比的其他控制變數（ $Y$ ）方面，文獻中一般認為政府稅收或政府支出是能夠解釋警力水準的主要變數，如 Cornwell 與 Trumbull（1994）以平均每人稅收預測警察人數，Kelly（2000）以政府支出預測警政支出，而 Lin（2009）以政府稅率來預測警察人數。參考這些研究，我們採取縣市的平均每人政



府支出做為解釋警民比的其他重要控制變數。

#### 四、估計方法

在估計（1）式與（2）式時，一個傳統的方法是採取如 Blomström, Lipsey 與 Zejan（1996）的做法，在省略固定效果項以後，以「混合」（pooled）OLS 方法進行估計。但是由於在動態模型中誤差項與被解釋變數落後項之間會有相關性，因此混合 OLS 方法會產生不一致與偏誤的估計結果。

在文獻中，另一個被普遍用來處理如（1）式與（2）式的「動態追蹤資料模型」（dynamic panel data models）的方法，是由 Holtz-Eakin 等（1988）提出，並由 Arellano 與 Bond（1991）所發展出來的 GMM（General Method of Moments）估計法，此一方法也特別適用於期數短、橫斷面單位多的追蹤資料，如同本研究的情形。

簡單地說，在估計（1）式與（2）式時，必須處理三個計量上的問題。第一是因為我們假設解釋變數跟被解釋變數之間有雙向因果關係，因此必須處理解釋變數的內生性問題。第二是（1）與（2）式中的固定效果項可能與解釋變數之間有相關性。第三則是在解釋變數中包括被解釋變數的落後項，因此會產生自我相關的問題。

Arellano 與 Bond（1991）的 GMM 估計法透過以下方式解決上述三個問題。首先，此一方法使用解釋變數的落後項做為工具變數，以處理解釋變數的內生性問題。其次，此一方法對估計方程進行一階差分，以去掉固定效果的影響。第三，此一方法使用被解釋變數的落後項做為工具變數，以處理自我相關的問題。

一般而言，變數的落後項不是其一階差分的理想工具變數，特別當變數遵循隨機漫步過程時更是如此。因此，Arellano 與 Bover（1995）針對此一情況，提出「系統 GMM」（system GMM）估計方法，使用包含變數水平值的原估計方程與一階差分後的方程同時進行估計。與僅使用一階差分方程做為估計基礎的 GMM 估計法相較之下，系統 GMM 估計法的結果在統計上更有效率。因此，本研究採用系統 GMM 方法估計（1）式與（2）式，而為了與傳統方法比較，我們同時也提供混合 OLS 方法的估計結果。<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> 對（1）式及（2）式採取 Arellano-Bond 方法進行估計時，其 GMM 估計式若要具備一致性，必須滿足以下兩種條件，第一是一階差分方程的誤差項不能有二階序列相關存在，第二是工具變數必須具外生性，亦即與誤差項之間沒有相關。為了檢查這兩種條件是否

在本研究中，我們採用 Stata 統計軟體當中由 Roodman (2006) 所提供的 xtabond2 指令，以系統 GMM 方法進行估計，並進行 AR (2) 檢定及 Hansen 檢定。

## 五、Granger 因果檢定

在測試 Granger 因果關係時，我們依據文獻慣例，進行兩種檢定，第一是 Wald 檢定，亦即針對聯合顯著性的標準 Granger 因果檢定。如果此一檢定結果顯現出 (1) 式當中各個警民比落後項的係數， $\delta_k$ ，為聯合顯著異於 0 (亦即拒絕虛無假說  $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_p = 0$ )，則我們稱警民比對竊盜犯罪率有 Granger 影響。同理，如果此一檢定結果顯現出式 (2) 當中各個竊盜犯罪率落後項的係數， $\gamma_k$ ，為聯合顯著異於 0，則我們稱竊盜犯罪率對警民比有 Granger 影響。

無論如何，聯合顯著性檢定有一個弱點，就是無法區辨「暫時性」(temporary) 及「恆久性」(permanent) 的 Granger 因果關係，也就是說，可能 Wald 檢定的結果建議  $X$  對  $Y$  有 Granger 影響 (即至少有一  $X$  落後項的係數不為 0)，但是  $X$  所有落後項的係數和卻為 0，這意謂 Granger 影響只具暫時性，但不具恆久性 (Drobny, 1988: 163)。針對這個問題，必須進行第二種檢定，係數和檢定，或稱「中立性檢定」(neutrality test)，以檢定因果解釋變項之各落後項係數總和是否顯著異於 0。對 (1) 式而言，即檢定警民比落後項的係數加總， $\sum \delta_k$ ，是否顯著異於 0；對 (2) 式而言，則為檢定竊盜犯罪率的係數加總， $\sum \gamma_k$ ，是否顯著異於 0。

## 六、單根檢定

VAR 分析方法要求時間序列數據為「定態」(stationary)。我們採用文獻中最常使用的 Levin, Lin 與 Chu (2002) 追蹤資料單根檢定方法，來檢視各縣市竊盜

---

滿足，我們進行兩種檢定，第一是針對殘差項差分的 Arellano-Bond 二階序列相關檢定，簡稱 AR (2) 檢定，其虛無假設為二階序列相關不存在。第二是 Hansen 「過度認定限制」(over-identifying restrictions) 檢定，簡稱 Hansen 檢定，其虛無假設為工具變數與誤差項之間不存在相關性，亦即工具變數具有外生性。一般也常用 Sagan 檢定過度認定限制是否成立，不過因為本研究中的估計方法採用「穩固標準誤」(robust standard error)，Sagan 檢定會產生不一致性的問題，而以 Hansen 檢定較為適宜 (Hellström, 2008)。

犯罪率和警民比資料是否合乎定態要求，這個檢定可視為 augmented Dickey-Fuller 檢定方式在追蹤資料上面的延伸。根據 Levin-Lin-Chu 檢定結果，可以認定各縣市竊盜犯罪率和警民比資料合乎定態要求。<sup>9</sup>

## 七、落後期數選擇

由於 Granger 因果分析的結果對於落後期數具敏感性，因此在此類研究中，如何選擇落後期數是個重要的議題。針對 GMM 估計方法，Holtz-Eakin 等（1988）建議，落後期數應少於總期數的三分之一，否則過度辨識問題將使得共變異矩陣無法被正確估計，以本研究而言，即落後期數最多取至 3 期。我們參考樣本期數與本研究相近的其他研究，如 Justsen（2008）、Hellström（2008）等，也皆以落後期數最多至 3 期做為落後期數選擇的起點。

我們對落後期數的選擇方式為：首先參考一般研究的做法，先測試解釋變數最深落後期數項的係數是否顯著，如果不顯著，則將最深落後期數減 1，進一步進行測試，一直到落後期數為 1 為止。Luintel（1999）指出，在模型中包括不相關的解釋變數落後項，容易導致因果性不存在的錯誤結論。估計結果顯示，在落後 3 期的模型中，解釋變數落後 3 期項係數為不顯著，而在落後 2 期的模型中，解釋變數落後 2 期項係數為顯著，因此我們考慮落後 1 至 2 期的模型。

其次，我們根據 AIC 及 BIC 的估計結果，在落後 1 期與落後 2 期模型中進行選擇，估計結果顯示，落後 2 期模型表現優於落後 1 期模型，因此在此研究中，我們使用落後期數至 2 的模型估計 Granger 因果關係。

---

<sup>9</sup> Levin, Lin 與 Chu（2002）檢定方法可對目標變數於解釋變數的落後項期數予以設定，對此，我們分別採取以下兩種設定：第一種設定參考 Hellström（2008）的做法，將目標變數落後一期置於解釋變數，這也是 Stata 統計軟體中「Levin-Lin-Chu 追蹤資料單根檢定」的標準設定。檢定結果  $\ln$  竊盜犯罪率之 Adjusted  $t$  值 = -9.701， $p$  值 = 0.000； $\ln$  警民比之 Adjusted  $t$  值 = -14.702， $p$  值 = 0.0000。兩個變數的檢定結果皆顯著拒絕原始資料呈現單根的虛無假設。在第二種設定中，我們依據 Levin, Lin 與 Chu（2002）的建議，依照個別縣市時間序列之 Akaike Information Criterion（AIC）值估計結果，選擇各縣市資料之最適合落後期數。我們設定目標變數的最多落後項期數為兩期。檢定結果  $\ln$  竊盜犯罪率變數之 Adjusted  $t$  值 = -9.950， $p$  值 = 0.000，各縣市之平均最適落後期為 0.59 期。 $\ln$  警民比變數之 Adjusted  $t$  值 = -30.418， $p$  值 = 0.000，各縣市之平均最適落後期為 1.05 期。兩個變數的檢定結果皆顯著拒絕原始資料呈現單根的虛無假設。

## 伍、實證結果分析

### 一、Granger 因果測試結果

Granger 因果測試結果如表四所示。在表四的模型（1）與模型（2）當中，我們先以混合 OLS 方法估計竊盜犯罪率與警民比之雙向因果關係。模型（1）的估計結果顯示，Wald 檢定及係數和檢定皆為顯著，同時係數和為負。此結果表示警民比對竊盜犯罪率有負向的 Granger 影響，亦即警民比提高可導致竊盜犯罪率降低，並且此因果關係具恆久性。模型（2）的估計結果顯示其 Wald 檢定為顯著，但係數和檢定為不顯著，這意味著竊盜犯罪率對警民比雖有暫時性的 Granger 影響，但此因果關係並不具恆久性。

表四 Granger 因果測試結果

	OLS模型		GMM模型	
	(1) ln竊盜犯罪率	(2) ln警民比	(3) ln竊盜犯罪率	(4) ln警民比
ln竊盜犯罪率(t-1)	1.076*** (0.073)	0.125*** (0.027)	1.020*** (0.039)	0.127*** (0.030)
ln竊盜犯罪率(t-2)	-0.167** (0.069)	-0.114*** (0.025)	-0.139*** (0.047)	-0.107*** (0.025)
ln警民比(t-1)	-0.639*** (0.160)	0.937*** (0.059)	-0.700*** (0.130)	0.889*** (0.050)
ln警民比(t-2)	0.488*** (0.160)	0.008 (0.059)	0.386*** (0.111)	0.006 (0.038)
常數項	1.119*** (0.215)	0.119 (0.079)	1.833*** (0.298)	0.208 (0.132)
Wald檢定	F(2, 171)=14.71***	F(2, 171)=10.68***	$\chi^2(2)=29.06***$	$\chi^2(2)=19.02***$
係數和檢定	F(1, 171)=16.49***	F(1, 171)=1.64	$\chi^2(1)=7.62***$	$\chi^2(1)=2.10$
Hansen檢定			$\chi^2(26)=21.72$	$\chi^2(26)=19.77$
AR(2)檢定			Z=-0.84	Z=-0.16
adj. R <sup>2</sup>	0.917	0.966		
縣市數			22	
觀察數			176	

註：括號中為標準誤；\*代表在 0.1 水準下顯著，\*\*代表在 0.05 水準下顯著，\*\*\*代表在 0.01 水準下顯著。

資料來源：本研究。

在模型（3）與模型（4）當中我們以系統 GMM 方法進行估計，在估計時，依照標準做法，以變數之落後二期項做為工具變數。模型（3）與模型（4）的估計結果顯示，Hansen 檢定結果皆為不顯著，表示無法拒絕「工具變數與殘差項之間沒有相關」的虛無假設，亦即整體而言，工具變數的外生性是可以接受的。另外在這兩個模型中，AR（2）的檢定結果皆不顯著，顯示出在模型中並沒有嚴重的二階序列自我相關問題。

針對模型（3）的估計結果顯示，Wald 檢定及係數和檢定皆為顯著，同時係數和為負。模型（3）與模型（1）的結論一致，亦即警民比對竊盜犯罪率有負向並具恆久性的 Granger 影響。也就是說，實證結果支持「警民比提高能導致竊盜犯罪率降低」的假說。針對模型（4）的估計結果顯示，Wald 檢定為顯著，但係數和檢定為不顯著。模型（4）與模型（2）的結論一致，亦即竊盜犯罪率升高在短期內雖會提高警民比，但在長期則無顯著影響。

## 二、穩固性測試

Granger 因果測試的一個潛在問題是，在（1）式與（2）式當中加入其他重要的解釋變數後，Granger 因果關係可能會變得不顯著。為了測試表四當中所得到的結果是否穩固，我們在（1）式當中加入失業率與人均實質所得兩個在犯罪研究文獻中經常使用的重要解釋變數，如（3）式所示，再重新進行估計。針對（2）式，我們則以平均每人政府支出做為其他重要的控制變數，如（4）式所示。我們預期平均每人政府支出越高的縣市政府，越可能提高警民比。表三當中顯示出，平均每人政府支出的自然對數值與警民比的自然對數值之間的相關係數高達 0.655，支持我們選用此一解釋變數的合理性。

表五 穩固性 (robustness) 測試結果

	OLS模型		GMM 模型	
	(5) ln竊盜犯罪率	(6) ln警民比	(7) ln竊盜犯罪率	(8) ln警民比
ln竊盜犯罪率(t-1)	1.033*** (0.084)	0.126*** (0.027)	0.983*** (0.058)	0.144*** (0.032)
ln竊盜犯罪率(t-2)	-0.096 (0.079)	-0.116*** (0.026)	-0.031 (0.044)	-0.123*** (0.026)
ln警民比(t-1)	-0.738*** (0.183)	0.937*** (0.059)	-0.968*** (0.129)	0.890*** (0.056)
ln警民比(t-2)	0.593*** (0.179)	0.001 (0.061)	0.645*** (0.132)	-0.030 (0.056)
ln平均每人實質所得	-0.087* (0.052)		-0.090 (0.081)	
失業率	0.020 (0.019)		0.039*** (0.014)	
ln平均每人政府支出		0.008 (0.014)		0.053 (0.035)
常數項	1.922*** (0.546)	0.060 (0.131)	2.336*** (0.782)	-0.247 (0.222)
Wald檢定	F(2, 169)=12.02*** F(2, 170)=10.81***		$\chi^2(2)=56.26***$ $\chi^2(2)=22.90***$	
係數和檢定	F(1, 169)=13.32*** F(1, 170)=1.48		$\chi^2(1)=8.89***$ $\chi^2(1)=1.83***$	
Hansen檢定			$\chi^2(26)=20.61$ $\chi^2(26)=20.30$	
AR(2)檢定			Z=-1.18 Z=-0.30	
Adj. R <sup>2</sup>	0.918	0.966		
縣市數		22		
觀察數		176		

註：括號中為標準誤；\*代表在 0.1 水準下顯著，\*\*代表在 0.05 水準下顯著，\*\*\*代表在 0.01 水準下顯著。

資料來源：本研究。

在表五當中顯示穩固性測試的結果，其中模型（5）與模型（6）對應表四當中的模型（1）與模型（2），以混合 OLS 方法進行估計；模型（7）與模型（8）則對應表四當中的模型（3）與模型（4），以系統 GMM 方法進行估計。可以發現，模型（5）、（7）與模型（1）、（3）的估計結果一致，顯現出警民比對竊盜犯罪率有顯著負向的 Granger 影響，而且此因果關係具恆久性。模型（6）、（8）則與

模型（2）、（4）的估計結果一致，顯示出竊盜犯罪率對警民比雖有暫時性的 Granger 影響，但此 Granger 影響並不具恆久性。測試結果顯示出表四當中的估計結果具有相當的穩固性。

我們的實證結果支持 Levitt（1997）、Marvell 與 Moody（1996）、Kovandzic 與 Sloan（2002）、Lin（2009）等研究的主要結論，亦即警力水準增加能降低犯罪率。我們的實證結果與同樣使用 Granger 因果測試方法的 Marvell 與 Moody（1996）及 Kovandzic 與 Sloan（2002）基本上一致，都發現警民比增加能導致竊盜犯罪率降低。但是與 Kovandzic 與 Sloan（2002）不同的是，我們發現竊盜犯罪率雖然對警民比有暫時性的 Granger 影響，但就我國情形而言，此影響在長期並不存在。不過 Marvell 與 Moody（1996）發現雖然犯罪率對警力有顯著正向影響，但是影響幅度很小，這與我們的發現實有相符之處。另外值得一提的是，我們在控制變數方面的實證結果同 Kovandzic 與 Sloan（2002）一致，即失業率與犯罪率之間有顯著相關，但平均每人所得與犯罪率之間並沒有顯著相關。

## 陸、結論

本研究依據我國縣市近 10 年（1998 至 2007）之動態追蹤資料，透過 Granger 因果測試方法，檢證竊盜犯罪率與警力資源之間的因果關係。研究發現，增加警民比（警察局警察人數對居民人口比率）可導致竊盜犯罪率顯著降低，且此一因果關係具恆久性；至於竊盜犯罪率升高，在短期內雖然可能會導致警民比增加，但是在長期則無顯著影響。我們的實證研究結果支持「警民比提高能導致竊盜犯罪率降低」之假說，並且也將警力水準與竊盜犯罪率之間互為因果的現象及關係強度做了明確釐清。此外，在控制失業率與平均每人所得之後，並不會改變「警民比增加導致竊盜犯罪率降低」之實證結果，亦即本研究所認定之因果模式具相當穩固性。

本研究主要結果呼應近期在計量方法上有嚴謹設計之犯罪學研究，包括 Levitt（1997）、Marvell 與 Moody（1996）、Kovandzic 與 Sloan（2002）、Lin（2009）等，都從實證上發現警力水準提高可導致犯罪率降低，同時本研究亦為傳統犯罪「嚇阻理論」（Ehrlich, 1972）找到當代本土之經驗證明。申言之，警力增加對於某些型態之犯罪確實具有明確的「遏阻效果」，因為其將使犯罪者的成本和受逮捕之風險顯著提高，並藉此以阻卻犯罪者之動機。同時此實證結果也呼應「情境犯罪預防」（situation crime prevention）（Clarke, 1983, 1995）之概念與實務，即某些

獨特型態的犯罪，特別如竊盜犯罪，其與犯罪環境之間係具有緊密之關連性，若能對犯罪之環境加以干涉與管理，使潛在犯罪者之犯罪困難程度與風險性提高，以減少其犯罪之酬償，則可有效阻遏犯罪。在犯罪情境的干涉與管理措施之中，社區見警率的提升、街頭巡邏的增加正為改善犯罪環境的重要策略之一，也是嚇阻竊盜犯罪此種與環境之間有密切關連性之犯罪型態的重要方法和措施。本研究實證結果明確驗證，見警率之提高對治安防治及犯罪率的降低確實具有顯著影響。

我國縣市警察編制員額係依據內政部九十二年訂頒「地方警察機關員額設置基準」，依人口、轄區面積、車輛數、犯罪率等四項因素核算警力設置基準。依照此規定，犯罪率應對警力設置有所影響。不過，各縣市的警察實際員額與編制員額有相當落差（朱金池，2006）。因此，犯罪率是否真會影響地方實際警力設置，需要從實證上加以檢證。根據本研究發現，竊盜犯罪率上升在短期內能導致地方政府增加警力部署，但就長期而言，竊盜犯罪率上升並不會導致警民比增加。這一實證結果反映了我國警政政策在人力資源配置方面有頭痛醫頭、腳痛醫腳的「政策短視」（policy myopia）現象，短期的犯罪率飆升或重大治安事件發生雖可能引起主管當局重視而一時提高警力部署，但長期卻缺乏策略性的規劃。

當然，上述政策短視現象可能是受制於預算約束，使得警察人力配置在長期出現僵化情形，但是警政主管當局仍宜審慎瞭解及掌握分析不同的犯罪型態與警力資源配置之間的關係，並將此等考量納入中程施政計畫之中，以中長期的策略性角度來規劃與配置警務人力及資源。例如，從本研究實證結果可獲知警力水準提高可導致竊盜犯罪率降低，因此在警政署中程施政計畫之中，可以對此類型態的犯罪預防有更策略性的規劃與資源調配，使警務人力能有「漸進式」（incremental）的成長，抑或配合「以社區為基礎的犯罪預防策略」（community-based crime prevention），如鄰里守望相助、民眾參與社區巡邏、增設照明、電子監控儀器、重要財物「標識」（identification）、「強化目標物」（target hardening）與監控等措施（Rosenbaum, 1988; Rosenbaum, Lurigio & Davis, 1998），以「間接」加強警務人力與資源，使竊盜犯罪可防範於未然，並治本清源，而非只能在犯罪率驟升之後，才進行短期治標，但缺乏長期影響的工作。

本研究就警民比與竊盜犯罪率之因果關係進行驗證，所得結果對於警政當局之人力資源配置與制度革新應有一定程度之啟發作用。蓋就人力配置策略而言，警政當局對於提高見警率便可顯著降低犯罪率之犯罪，如竊盜犯罪，宜增加警力配置，以使警力資源發揮最大的犯罪防治功效。即使警務機關可能因預算限制而難以擴增



人力，亦可在現有人力結構中進行任務重新調配，使更高比重的警力部署在警民比與犯罪率之間具有明確因果關係的犯罪偵防工作之上。

本研究對於警力配置與犯罪率之間因果關係的發現及釐清雖侷限於竊盜犯罪，但是利用最近 10 年期動態追蹤資料與全國各主要縣市為分析單元所建構之因果模型，仍具有本土性初探研究，以及分析模型和架構認定之重要學術貢獻。後續研究或許可按本研究所認定之因果模型為基礎，將探討範疇及對象擴展至其他型態之犯罪，以期可更進一步瞭解警力配置與犯罪率之間的關係。

## 參考文獻

- 內政部（2009）。高雄縣市合併改制計畫（核定本）。台北：內政部。
- 內政部警政署（2009）。警政統計重要參考指標，2010 年 3 月 5 日，取自：  
<http://www.npa.gov.tw/NPAGip/wSite/lp?ctNode=11396&CtUnit=1741&BaseDSD=7&mp=1>。
- 主計處（2009）。中華民國統計網：各縣市重要統計指標查詢系統，2010 年 3 月 5 日，取自：<http://61.60.106.82/pxweb/Dialog/statfile9.asp>。
- 朱金池（2006）。警察人事管理理念與規畫之探討。警學叢刊，37（2），77-96。
- 林明仁、劉仲偉（2006）。失業真的會導致犯罪嗎？以臺灣 1978 年至 2003 年縣市資料為例。經濟論文叢刊，34（4），445-482。
- 謝文彥、許春金（2005）。台灣地區未來犯罪趨向之研究。犯罪防治學報，6，1-28。
- Arellano, M., & S. Bond (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M., & O. Bover (1995). Another look at the instrumental variables estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Babbie, E. R. (2009). *The practice of social research* (12<sup>th</sup> Ed.). Florence, KY: Cengage Learning.
- Bahl, R. W., R. D. Gustely, & M. J. Wasylenko (1978). The determinants of local government police expenditure: A public employment approach. *National Tax Journal*, 31, 64-79.
- Bayley, D. H. (1985). *Patterns of policing: A comparative international analysis*. New

- Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
- Bayley, D. H. (1994). *Policing for the future*. New York: Oxford University Press.
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*, 76, 169-217.
- Biderman, A. D., & J. P. Lynch (1991). *Understanding crime incidence statistics*. New York: Springer-Verlag.
- Blomström, M., R. E. Lipsey, & M. Zejan (1996). Is fixed investment the key to economic growth? *Quarterly Journal of Economics*, 111, 269-276.
- Cameron, S. (1988). The economics of crime deterrence: A survey of theory and evidence. *Kyklos*, 41, 301-323.
- Carr-Hill, R. A., & N. H. Stern (1973). An economic model of the supply and control of recorded offenses in England and Wales. *Journal of Public Economics*, 2, 289-313.
- Chapman, J. I. (1976). An econometric model of crime and police: Some empirical results. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 13, 48-63.
- Chiricos, T. G. (1987). Rates of crime and unemployment: An analysis of aggregate research evidence. *Social Problems*, 34, 187-212.
- Clarke, R. V. (1983). Situational crime prevention: Its theoretical basis and practical scope. *Crime and Justice*, 4, 225-256.
- Clarke, R. V. (1995). Situational crime prevention. *Crime and Justice*, 19, 91-150.
- Cook, P. (1979). The clearance rate as a measure of criminal justice system effectiveness. *Journal of Public Economics*, 11, 135-142.
- Corman, H., & H. N. Mocan (2000). A time-series analysis of crime, deterrence, and drug abuse in New York city. *American Economic Review*, 90(3), 584-604.
- Cornwell, C., & W. M. Trumbell (1994). Estimating the economic model of crime with panel data. *Review of Economics and Statistics*, 72, 360-366.
- Di Tella, R., & E. Schargrotsky (2004). Do police reduce crime? Estimates using the allocation of police forces after a terrorist attack. *American Economic Review*, 94(1), 115-133.
- Drobny, A. (1988). *Real wages and employment: Keynes, monetarism and the labour market*. New York: Routledge.
- Eck, J., & E. Maguire (2000). Have changes in policing reduced violent crime? An assessment of the evidence. In A. Blumstein, & J. Wallman (Eds), *The crime drop in America* (pp. 207-265). New York: Cambridge University Press.
- Ehrlich, I. (1972). The deterrent effect of criminal law enforcement. *Journal of Legal*

- Studies*, 1, 259-276.
- Ehrlich, I. (1973). Participation in illegal activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 81, 521-567.
- Ehrlich, I. (1996). Crime, punishment and the market for offenses. *Journal of Economic Perspective*, 10, 43-68.
- Eide, E. (2000). Economics of criminal behavior. In B. Bouckaert, & G. De Geests (Eds.), *Encyclopedia of law and economics* (Vol. V) (pp. 345-389). Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Freeman, R. B. (1995). The labor market. In J. Q. Wilson, & J. Petersilia (Eds.), *Crime* (pp. 171-191). San Francisco: ICS Press.
- Fox, J. A. (1979). Crime trends and police expenditures: An investigation of the lag structure. *Evaluation Quarterly*, 3, 41-58.
- Gottfredson, M. R., & T. Hirschi (1990). *A general theory of crime*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, 424-438.
- Greenberg, D. F., & R. C. Kessler (1982). Model specification in dynamic analysis of crime deterrence. In J. Hagan (Ed.), *Deterrence reconsidered: Methodological innovations* (pp. 31-56). Beverly Hills, CA: Sage.
- Hakim, S. (1980). The attraction of property crimes to suburban localities: A revised economic model. *Urban Studies*, 17, 265-276.
- Hakim, S., A. Ovadia, & J. Weinblatt (1978). Crime attraction and deterrence in small communities: Theory and results. *International Regional Science Review*, 3, 155-163.
- Hakim, S., U. Spiegel, & J. Weinblatt (1984). Substitution, size effects, and the composition of property crime. *Social Science Quarterly*, 65, 719-734.
- Hellström, J. (2008). Who leads, who follows? Re-examining the party-electorate linkages on European integration. *Journal of European Public Policy*, 15, 1127-1144.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey, & H. S. Rosen (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56(6), 1371-1395.
- Holzman, H. R. (1983). The serious habitual property offender as "moonlighter": An empirical study of labor force participation among robbers and burglars. *Journal of Criminal Law & Criminology*, 73, 1774-1792.
- Huff, C. R., & J. M. Stahura (1980). Police employment and suburban crime. *Criminol-*

- ogy, 17, 461-470.
- Hurlin, C., & B. Venet (2001). *Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients* (Working Paper Eurisco 2001-09). Paris: University of Paris Dauphine.
- Irwin, J., & J. Austin (1994). *It's about time: America's imprisonment binge*. Belmont, CA: Wadsworth.
- Justesen, M. (2008). The effect of economic freedom on growth revisited: New evidence on causality from a panel of countries 1970-1999. *European Journal of Political Economy*, 24, 642-660.
- Kelly, M. (2000). Inequality and crime. *Review of Economics and Statistics*, 82(4), 530-539.
- Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 68, 53-78.
- Klick, J. & A. Tabarrok (2005). Using terror alert levels to estimate the effect of police on crime. *Journal of Law and Economics*, 48(1), 267-279.
- Kovandzic, T. V., & J. J. Sloan (2002). Police levels and crime rates revisited: A county-level analysis from Florida (1980-1998). *Journal of Criminal Justice*, 30, 65-76.
- Land, K. C., & M. Felson (1976). A general framework for building dynamic macro social indicator models, including an analysis of changes in crime rates and police expenditures. *American Journal of Sociology*, 82, 565-604.
- Levin, A., C. F. Lin, & C. S. J. Chu (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Levitt, S. D. (1997). Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. *American Economic Review*, 87(3), 270-290.
- Levitt, S. D. (2002). Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime: Reply. *American Economic Review*, 92(4), 1244-1250.
- Levitt, S. D. (2004). Understanding why crime fell in the 1990s: Four factors that explain the decline and six that do not. *Journal of Economic Perspectives*, 18(1), 163-190.
- Lin, M. J. (2008). Does unemployment increase crime? Evidence from U.S. data 1974-2000. *Journal of Human Resources*, 43(2), 413-436.
- Lin, M. J. (2009). More police, less crime: Evidence from state data. *International Review of Law and Economics*, 29(2), 73-80.
- Lofton, C., & D. F. McDowell (1982). The police, crime, and economic theory: An as-

- essment. *American Sociological Review*, 47, 393-401.
- Luintel, K. B. (1999). Non-causality due to irrelevant lag polynomials. *Applied Economics Letters*, 6, 17-20.
- Marvell, T. B., & C. E. Moody (1996). Specification problems, police levels, and crime rates. *Criminology*, 34, 609-646.
- McCrary, J. (2002). Do electoral cycles in police hiring really help us estimate the effect of police on crime? Comment. *American Economic Review*, 92(4), 1236-1243.
- Raphael, S., & R. Winter-Ebmer (2001). Identifying the effect of unemployment on crime. *Journal of Law and Economics*, 44(1), 259-283.
- Roodman, D. (2006). *How to do xtabond2: An introduction and "difference" and "system" GMM in Stata* (Working Paper No. 103). Washington DC: Center for Global Development.
- Rosenbaum, D. P. (1988). Community crime prevention: A review and synthesis of the literature. *Justice Quarterly*, 5(3), 323-395.
- Rosenbaum, D. P., A. J. Lurigio, & R. C. Davis (1998). *The prevention of crime: Social and situational strategies*. Belmont, CA: Wadsworth Publishing Company.
- Sherman, L. W. (1992). Attacking crime: Police and crime control. In M. Tonry, & N. Morris (Eds.), *Modern policing* (pp. 205-230). Chicago: University of Chicago Press.
- Sherman, L. W., D. Gottfredson, D. MacKenzie, J. Eck, P. Reuter, & S. Bushway (1997). *Preventing crime: What works, what doesn't, what's promising*. Washington, DC: U.S. Government Printing Service.
- Sviridoff, V., & J. W. Thompson (1983). Links between employment and crime: A qualitative study of Rikers Island releases. *Crime and Delinquency*, 29, 195-212.
- Swimmer, E. (1974a). Measurement of the effectiveness of urban law enforcement: A simultaneous approach. *Southern Economic Journal*, 40, 618-630.
- Swimmer, E. (1974b). The relationship of police and crime: Some methodological and empirical results. *Criminology*, 12, 293-314.
- Vollaarda, B., & P. Koning (2009). The effect of police on crime, disorder and victim precaution: Evidence from a Dutch victimization survey. *International Review of Law and Economics*, 29, 336-348.
- Walker, S. (1998). *Sense and non-sense about crime and drugs* (4<sup>th</sup> Ed.). Belmont, CA: Wadsworth.
- Walker, S. (1999). *The police in America: An introduction*. Boston: McGraw-Hill.
- Weinberg, B., E. Gould, & D. B. Mustard (2002). Crime rates and local labour market

opportunities in the United States: 1979-1997. *Review and Economics and Statistics*, 84(1), 45-61.

Welford, C. R. (1974). Crime and the police: A multivariate analysis. *Criminology*, 12, 195-213.

Wright, R. T., & S. H. Decker (1994). *Burglars on the job: Street life and residential break-ins*. Boston: Northeastern University Press.

# Can Increasing the Number of Police Reduce the Theft Rate?

## A Granger Causality Test Using Taiwan's Regional Dynamic Panel Data, 1998-2007

Mon-Chi Lio, Chyi-Lu Jang, Ching-Chih Lu\*

### Abstract

Whether increasing the number of police can reduce the crime rate is a topic of much debate in researches and policies. The possible bi-directional causality between the number of police and the crime rate is also an issue worth clarifying in public administration. Using the dynamic panel data of regions in Taiwan between 1998 and 2007, this study employs the method of Granger causality test to investigate the bi-directional causality between the number of police and the theft rate. It is found that an increase in the police-population ratio (the ratio of police to population) can permanently Granger-cause a decrease in the theft rate. An increase in the theft rate can temporary Granger-cause an increase in the police-population ratio, but this causality is not permanent. Our results support the policy thinking that increasing the frequency of seeing police can effectively reduce the occurrence of theft.

**Keywords:** theft rate, police force, police-population ratio, Granger causality test, dynamic panel data

---

\* Mon-Chi Lio, Associate Professor of Department of Political Economy, National Sun Yat-Sen University.

Chyi-Lu Jang, Professor of Department of Political Economy, National Sun Yat-Sen University.  
Ching-Chih Lu, Assistant Professor of Department of Finance, National Chengchi University.





[首頁](#) > [查詢服務](#) > [司法周刊](#) > [進階搜尋](#)

尊重生命權

## 最高法院12.1起死刑案行言詞辯論

【本刊訊】最高法院日前召開會議，決定從101年12月起，就刑事二審宣告死刑案件，一律行言詞辯論，以示慎重，並彰顯司法對於生命的尊重。12月3日上午10時，將首先就吳敏誠殺人上訴案件，進行準備程序（審前會議），其後將定期就死刑量刑進行言詞辯論。

由於被告有無檢察官起訴之犯罪事實，以及應如何科刑，均影響被告權益至為重大。對檢察官具體求處死刑的案件，關係著剝奪被告的生命權，判決確定執行後將永遠無法補救，法院行言詞辯論時，可讓檢察官、被告辯護人就與量刑範圍有關事項互為辯論，再由合議庭綜合全辯論意旨，並斟酌被害人家屬意見，選擇最為妥當的宣告刑，達到罪刑相當目的。

吳敏誠殺人上訴案件在最高法院第一次發回時已指出：上訴人對殺人的事實已經認罪，僅爭執量刑的輕重，二審法院未讓檢察官、被告辯護人就上訴人的科刑範圍進行辯論，雖未違法，但並不適當。上訴人經二審判處死刑，最高法院審判庭基於對生命權的尊重，乃指定本件就量刑部分進行言詞辯論。

### 檔案下載

---

#### 1. 第1620期第1版(2012-11-16)

發布日期：101-11-16

更新日期：101-11-16

發布單位：參事室



## 著作權授權書

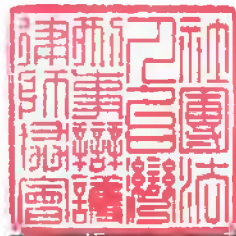
一、授權內容 台灣刑事辯護律師協會副理事長

立書人 陳奕廷律師 同意授權憲法法庭將「111 年度憲民字第 904052 號等聲請案說明會之書面意見」進行數位化、重製等加值流程後，登載於其網站，並透過單機、網際網路或其他公開傳輸方式，提供用戶進行檢索、瀏覽、下載、傳輸、列印等行為。

### 二、著作權聲明

- (一) 本授權書非專屬授權，立書人仍擁有上述授權著作之人格權及財產權，並保有對該著作自行出版及增刪之權利。
- (二) 著作人不因前述授權內容而向憲法法庭收取報酬。

立書人姓名：



中 華 民 國 113 年 4 月 8 日



台灣刑事辯護律師協會 副理事長

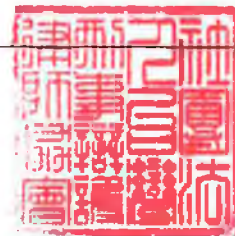
本人 陳奕廷律師 經憲法法庭裁定許可，就 111 年度憲民字第 904052 號等聲請案提出專業意見。謹依憲法訴訟法第 20 條第 3 項準用同法第 19 條第 3 項規定，就相關專業意見或資料之準備或提出，揭露相關資訊如下：

		是/否	如是，其情形
一	相關專業意見或資料之準備或提出，是否與當事人、關係人或其代理人有分工或合作關係。	不 否	
二	相關專業意見或資料之準備或提出，是否受當事人、關係人或其代理人之金錢報酬或資助及其金額或價值。	不 否	
三	其他提供金錢報酬或資助者之身分及其金額或價值。	不 否	

此 致

憲法法庭

陳報人：



(簽章)

113.4.8

(日期)

