

# 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。

Schargrotsky, 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）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; Arellno & 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

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

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

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

府支出做爲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爲工具變數，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爲工具變數，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爲估計基礎的 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，而爲了與傳統方法比較，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。爲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)<br>ln竊盜犯罪率       | (2)<br>ln警民比         | (3)<br>ln竊盜犯罪率        | (4)<br>ln警民比          |
| ln竊盜犯罪率(t-1)        | 1.076***<br>(0.073)  | 0.125***<br>(0.027)  | 1.020***<br>(0.039)   | 0.127***<br>(0.030)   |
| ln竊盜犯罪率(t-2)        | -0.167**<br>(0.069)  | -0.114***<br>(0.025) | -0.139***<br>(0.047)  | -0.107***<br>(0.025)  |
| ln警民比(t-1)          | -0.639***<br>(0.160) | 0.937***<br>(0.059)  | -0.700***<br>(0.130)  | 0.889***<br>(0.050)   |
| ln警民比(t-2)          | 0.488***<br>(0.160)  | 0.008<br>(0.059)     | 0.386***<br>(0.111)   | 0.006<br>(0.038)      |
| 常數項                 | 1.119***<br>(0.215)  | 0.119<br>(0.079)     | 1.833***<br>(0.298)   | 0.208<br>(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)<br>ln竊盜犯罪率       | (6)<br>ln警民比         | (7)<br>ln竊盜犯罪率        | (8)<br>ln警民比          |
| ln竊盜犯罪率(t-1)        | 1.033***<br>(0.084)  | 0.126***<br>(0.027)  | 0.983***<br>(0.058)   | 0.144***<br>(0.032)   |
| ln竊盜犯罪率(t-2)        | -0.096<br>(0.079)    | -0.116***<br>(0.026) | -0.031<br>(0.044)     | -0.123***<br>(0.026)  |
| ln警民比(t-1)          | -0.738***<br>(0.183) | 0.937***<br>(0.059)  | -0.968***<br>(0.129)  | 0.890***<br>(0.056)   |
| ln警民比(t-2)          | 0.593***<br>(0.179)  | 0.001<br>(0.061)     | 0.645***<br>(0.132)   | -0.030<br>(0.056)     |
| ln平均每人實質所得          | -0.087*<br>(0.052)   |                      | -0.090<br>(0.081)     |                       |
| 失業率                 | 0.020<br>(0.019)     |                      | 0.039***<br>(0.014)   |                       |
| ln平均每人政府支出          |                      | 0.008<br>(0.014)     |                       | 0.053<br>(0.035)      |
| 常數項                 | 1.922***<br>(0.546)  | 0.060<br>(0.131)     | 2.336***<br>(0.782)   | -0.247<br>(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. Schargrodsky (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<sup>\*</sup>

### 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.

