所得分配不均與犯罪:
台灣縣市動態追蹤資料分析

劉孟奇・盧敬植*

本文運用台灣1998–2005年的縣市別動態追蹤資料, 估計所得分配不均對於各種犯罪率的影響。在研究方法方面, 除了 OLS 與固定效果模型外, 並採用系統 GMM 方法進行估計。研究結果顯示, 如果在模型中不考慮時間虛擬變項, 則 OLS、固定效果模型、動態追蹤資料模型 GMM 估計方法都相當一致地顯示出縣市以吉尼係數代表的所得分配不均程度, 對於普通竊盜、故意殺人、強制性交犯罪率有顯著正向影響。同時在動態追蹤資料模型中, 所得分配不均顯現出對於刑案犯罪率與暴力犯罪率都有顯著正向影響。如果在模型中考慮時間虛擬變項, 則 OLS、固定效果模型、動態追蹤資料模型 GMM 估計方法相當一致地顯示出所得分配不均程度對於普通竊盜犯罪率與故意殺人犯罪率有顯著正向影響。我們的研究結論與1990年代以後國外文獻中普遍發現所得分配不均與謀殺犯罪率之間有顯著正向關連的結論一致。

關鍵詞: 所得分配不均, 吉尼係數, 犯罪率, 動態追蹤資料
JEL 分類代號: K4

1 緒論

近十幾年來, 我國所得分配不均的變化逐漸受到政策制定及學術研究的重視。所得分配不均是否會對經濟與社會造成負面衝擊, 一直是理論與政策

*作者分別爲中山大學政治經濟學系教授與國立政治大學財務管理學系助理教授。盧敬植爲通訊作者。我們感謝兩位匿名審稿人以及編輯委員會所提供的寶貴改進意見。本研究承蒙國科會專題研究計畫補助部分經費 (NSC 98-2410-H-110-018)。

期刊資料庫

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 39:2 (2011), 243–276。
國立台灣大學經濟學系出版

制定者所關注的焦點, 而所得分配不均是否會導致犯罪, 更是其中一個不可忽視的議題。

在經濟學與社會學領域, 都有理論試圖說明所得分配不均與犯罪之間的關係。在經濟學方面, 根據 Becker (1968) 的犯罪經濟理論, 可以推論出所得分配不均提高會改變犯罪行爲的成本效益, 從而導致犯罪率上昇的結果。在社會學方面, 不同的理論指出所得分配不均會造成社會資本流失、向上流動性停滯、相對被剝奪感或社會解組 (social disorganization), 這些因素都可能造成犯罪率上昇。

針對所得分配不均是否與犯罪有關, 在國內外犯罪研究文獻中有不少實證研究, 不過結論相當分歧。在國內研究方面, 李湧清・蔣基萍 (1994) 根據台灣1971–1990年之間的資料, 探討犯罪與經濟變項之間的關係, 結果發現吉尼係數對於總犯罪率與暴力犯罪率有顯著影響。周愫嫻 (1995) 探討社會階層差距、經濟資源分配不均與暴力犯罪之關係, 結果發現台灣在1980至1990年代之間, 當社會階層差距愈大、經濟資源分配愈不均, 暴力犯罪率就愈高。

在國外研究方面, 徐昀 (2001) 整理1970–1980年代的英文文獻發現, 在9篇以吉尼係數爲解釋變數的犯罪研究當中, 有4篇的實證結論是吉尼係數與犯罪率之間並沒有顯著關係。在晚近的研究方面, Harer and Steffensmeier (1992) 針對美國1980年代資料的研究發現, 所得分配不均與白人的暴力犯罪之間有很強關連, 但是對於黑人的暴力犯罪只有微弱影響。Kelly (2000) 針對美國都市化地區的研究發現, 所得分配不均對於財產犯罪沒有顯著影響, 但是對於暴力犯罪有顯著影響。Fajnzylber et al. (2002) 的跨國研究指出, 所得分配不均程度可以解釋一國之內與跨國之間在謀殺、搶劫等暴力犯罪率上的差異。Gutierrez et al. (2004) 針對巴西的研究發現, 吉尼係數與故意殺人罪犯罪率有顯著正向相關。Dahlberg and Gustavsson (2008) 針對瑞典的研究發現, 在恆常所得上的不均程度提高, 對於總犯罪率及財產犯罪率有顯著的正向影響。不過, Neumayer (2005) 的跨國研究則指出, 如果在實證模型中控制國家固定效果的話, 跨國間的吉尼係數差異與暴力犯罪率高低之間並沒有顯著關連。

在暴力犯罪當中, 謀殺犯罪率的高低是否會受到所得不均的影響, 是一

臺灣大學學術期刊資料庫

個在公共衛生、社會學、犯罪學的文獻中都格外受到關注的議題, 而自1990年代以來, 許多研究都發現所得不均與謀殺犯罪率之間有顯著相關 (Messner et al., 2002; Wang and Arnold, 2008)。以晚近的研究爲例, Nadanovsky and Cunha-Cruz (2009) 針對中美洲、南美洲與 OECD 國家的研究發現, 所得不均與謀殺犯罪率之間有顯著正相關。Savage (2009) 針對美國首都華盛頓市的研究發現, 所得不均與謀殺犯罪率之間有強烈與穩固的正向關係。Wang and Arnold (2008) 的研究發現, 就芝加哥市的資料而言, 地區的不均程度是謀殺犯罪率高低的有效預測變數。Shaw et al. (2005) 針對英國1981–2000年之間上升的謀殺犯罪率進行研究, 結果發現謀殺犯罪的增加集中在最貧窮的地區, 而謀殺犯罪率的增加與社會不均有關。

本文主要目的在於透過台灣1998–2005年的縣市別動態追蹤資料 (dynamic panel data), 估計所得分配不均對於不同種類犯罪率的影響。爲了處理所得分配不均以及警政支出比例、犯罪破獲率等解釋變項可能產生的內生性問題, 並且爲了控制未觀察到的縣市固定效果, 本文參考文獻中 Fajnzylber et al. (2002)、Gutierrez et al. (2004)、Neumayer (2005) 的處理方式, 採用由 Arellano and Bond (1991)、Arellano and Bover (1995) 所發展出來的系統 GMM (system GMM) 方法進行估計。

本文架構如下。第2節簡要探討所得分配不均與犯罪率之間的理論關係; 資料與變數在第3節中說明; 第4節討論研究方法與實證模型; 實證結果在第5節當中呈現並加以討論; 第6節爲結論。

2 所得分配不均為何會導致犯罪

在經濟學與社會學當中都有理論解釋爲何所得分配不均會導致犯罪增加。在經濟學方面, 最主要的理論架構是 Becker (1968) 著名的理性選擇犯罪理論, 此一理論主張犯罪率一方面取決於被逮捕的風險與懲罰, 另一方面則取決於從事犯罪的潛在收益與機會成本之間的差距。此一理論可以用下列不等式加以說明:

$$(1-P)U(W_C) + PU(W_S) > U(W), \tag{1}$$

其中 U 代表效用函數; W 是在市場工作中可合法獲得的所得; P 值是犯

臺灣大學學術期刊資料庫

罪失敗的機率, P 值越高, 則文獻中所稱的嚇阻效果 (deterrence effect) 越強; W_C 是犯罪成功所獲得的報酬; W_S 是犯罪被捕後的所得。$W_C > W_S$, 而犯罪被捕的所得減少主要來自於罰金或失去自由的機會成本。

在式 (1) 的左邊是從事犯罪的預期效用, 右邊則是合法從事市場工作的效用, 若式 (1) 左邊的值高於右邊的值, 則個人會選擇犯罪。根據式 (1), 我們可以推論, 在所得比較不均的區域, 從市場合法工作只能獲得較低報酬的窮人, 與所得高、值錢財物多的富人比鄰而居, 窮人容易發現自己犯罪的機會成本較低、潛在收益較高, 因此值得將時間資源分配到犯罪活動, 犯罪率也因此提高。

根據理性選擇犯罪理論, Chiu and Madden (1998) 的犯罪模型指出, 所得不均提高會使得闖空門的犯罪增加。這是因爲一方面所得不均提高使得窮人愈窮, 犯罪的機會成本降低, 並且富人越富, 所以闖空門的收益提高。除此以外, 所得不均提高時, 富人所住的房子品質提高, 也會提供關於闖空門可獲得收益的訊號, 而使得闖空門犯罪增加。

就社會學相關理論而言, Fajnzylber et al. (2002) 指出, 在社會學領域當中, 相對剝奪 (relative deprivation) 理論是解釋所得分配不均與犯罪率之間關係的主要典範之一。根據這個理論, 在所得分配不均越嚴重的地方, 當貧窮者將自己與周遭的富有者相比較時, 就越容易產生被剝奪感, 也因此造成社會緊張, 而從中滋生的劣勢、挫折與不公的感覺就容易驅使貧窮者對他人採取犯罪行爲, 以從中獲得補償與滿足感。

Kelly (2000) 指出, 除了 Becker (1968) 的理性選擇犯罪理論以外, Merton (1938) 的緊張 (strain) 理論與 Shaw and McKay (1942) 的社會解組 (social disorganization) 理論是另外兩個可以解釋所得分配不均會導致犯罪的主要理論。根據緊張理論, 每個人都希望能追求社會中認定的成功目標, 而在所得分配相當不均的地區, 低社經階層者舉目可見成功的富有人士, 自己卻處於令人挫折的境地, 並且缺乏可以追求成功目標的資源與手段, 也因此導致社會緊張。當社會緊張越高時, 低社經階層者就越有犯罪可能。社會解組理論則認爲, 在一個完善整合的社會中, 社會規範可以以有效控制人的行爲。但是在所得分配不均程度較高的社會中, 社會異質性提高, 人與人之間的瞭解與溝通容易產生障礙, 社會規範與控制成員的能

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

力會被削弱, 而偏差行爲也較易產生。

在上述的緊張理論與社會解組理論當中, 都隱含著所得不均提高不只會導致竊盜、搶劫等財產犯罪增加, 也可能會導致暴力犯罪增加。在暴力犯罪當中, 又以謀殺犯罪的影響最爲嚴重, 而文獻中的許多研究也發現所得不均與謀殺犯罪率之間有顯著正向關係。根據社會解組理論, Wang and Arnold (2008) 總結出幾種所得不均會導致暴力犯罪增加的情形。首先, 當所得不均提高時, 居住在相對貧窮地區的人口增加, 而對於集中居住在相對貧窮地區的居民而言, 他們在日常生活中可能容易看到以暴力做爲解決衝突紛爭的手段, 也因此容易模仿學習此行爲 (Krivo and Peterson, 1996)。其次, 所得不均提高可能會經由情緒沮喪、社會歧視、家庭壓力而導致心理不健康、不穩定的人口增加, 從而導致暴力犯罪增加 (Krivo and Peterson, 1996)。Shaw et al. (2005) 發現英國1981–2000年之間犯罪謀殺率的增加主要集中在貧窮區域的年輕人身上, 同時這也是自殺率增加最高的人口, 基本上支持上述兩種論點。除此之外, 所得不均提高也可能導致參與非法交易的人口增加, 從而增加他們曝露在暴力威脅情境中的風險。

3 變數與資料

本研究的被解釋變數包括縣市的刑案發生率, 以及其下最主要的竊盜案發生率、暴力犯罪發生率兩類。竊盜犯罪可細分爲重大竊盜、普通竊盜、汽車竊盜和機車竊盜四類; 暴力犯罪則可再細分爲故意殺人、擄人勒贖、強盜、搶奪、重傷害、恐嚇取材以及強制性交七類。每種犯罪發生率的單位皆爲每10萬人口中發生件數, 並取自然對數後作爲解釋變數。竊盜犯罪中重大竊盜發生次數過少, 因此不予列入分析。汽車竊盜和機車竊盜則由於性質相近, 我們將此兩項併爲一項。暴力犯罪中擄人勒贖、重傷害及恐嚇取材因發生頻率過低或者樣本期間內定義修訂, 使得許多縣市某些年份事件數掛零,[1] 取對數值後無法統計, 而且也影響解釋變數的敏感度。因此我們在暴力犯罪部份只分析故意殺人、強盜、搶奪和強制性交這四類。其中故意殺人和強制性交皆無直接的經濟動機, 而竊盜案件和強盜、搶奪都有直接的經濟誘因。

[1]掛零之縣市 — 年樣本數分別爲44, 73, 68。

臺灣大學學術期刊資料庫

在解釋變數方面, 本研究所關切的最主要的變數爲所得分配不均程度, 以縣市的吉尼係數代表, 這也是在一般犯罪實證研究當中最常採用的所得分配不均變數。在其它解釋變數方面, 本研究參考在一般犯罪實證研究文獻經常使用的解釋變項, 納入以下解釋變項: 犯罪破獲率 (破獲數占發生數之百分比)、警政支出占歲出百分比、失業率、15歲以上人口高等教育比率、平均每戶經常性收入 (台幣萬元, 以2001年固定價格計算)、人口密度 (千人/平方公里)、粗離婚率 (對/千人)、青壯人口 (15–64歲) 比率。

一般而言, 犯罪供給函數皆會在解釋變數中納入犯罪破獲率。此一變項直接影響犯罪預期效用, 犯罪破獲率越高, 犯罪預期效用越低, 犯罪應當會隨之減少。警政支出佔歲出比率可以代表地方政府與警察司法單位對於阻遏犯罪的決心與態度, 一般預期此一比率與犯罪率呈反向關係。在犯罪理論當中, 這兩個變數都可以歸類在嚇阻因素裡面 (謝文彥等, 2005)。[2]

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。根據謝文彥等 (2005), 吉尼係數與失業率可以都歸類在犯罪理論的經濟壓力因素當中。接受高等教育可以影響合法就業機會, 並提高犯罪的機會成本。陳奕璁 (2007) 針對1992–2006年台灣縣市資料的研究發現, 18歲以上人口中受大學以上教育比例與犯罪率之間有顯著負向關連。林明仁・劉仲偉 (2006) 指出, 平均每戶所得可以用來代表犯罪機會與犯罪商品的消費。謝文彥等 (2005) 指出, 平均每戶所得可以歸類在犯罪理論的機會因素當中。因此, 在本研究中納入失業率、15歲以上人口受高等教育比例、與平均每戶經常性收入等解釋變項。

謝文彥等 (2005) 亦指出, 一般在犯罪實證研究中皆會納入與社會解組有關之變數。本文參考台灣過去的犯罪實證研究, 納入離婚率與人口密度此兩項經常在文獻中被使用的解釋變項。離婚率代表家庭不穩定程度, 離婚率越高, 社會控制能力越低, 犯罪率應當也會提高。在台灣, 人口密度可

[2]另一個可以用來代表嚇阻因素的變數是警民比例。由於單獨使用警政支出占歲出比率與警民比例的估計結果大致相同, 而因爲警政支出大部分是人事費用, 將兩者同時放入迴歸式會出現線性相關問題, 因此本文參考林明仁・劉仲偉 (2006) 的處理方式, 採取文獻中較常使用, 而資料也較爲齊全的警政支出佔歲出比率來代表政府阻遏犯罪之態度與決心。

期刊資料庫

以代表都市化程度, 而都市化程度越高, 人口異質性愈高, 社會控制能力通常會隨之下降, 因此犯罪率也可能隨之提升。在台灣的犯罪實證研究中, 張倉耀等 (1999) 發現離婚率與刑案犯罪率、賭博犯罪率、煙毒犯罪率、妨害風化犯罪率之間有顯著正向關係, 鄧煌發 (2001) 發現離婚率與刑案犯罪率之間有顯著正向關連; 李建強 (1999) 發現人口密度與竊盜犯罪率之間有顯著正向關係, 鄧煌發 (2001) 發現人口密度與犯罪人口率之間有顯著正向關連。

有鑑於犯罪率可能在某些年齡層中較高, 不少犯罪實證研究會在解釋變項中納入人口結構變項。林明仁・劉仲偉 (2006) 發現, 青壯人口爲我國犯罪年齡結構的主力, 與美國犯罪主要爲15–24歲青少年的情形有所不同。因此, 在本研究中以青壯人口比例做爲人口結構的控制變項。

本文所考慮的犯罪解釋變項符合 Cook and Zarkin (1985) 的建議, 涵蓋代表合法就業機會、犯罪機會、犯罪商品的消費、警察司法部門對犯罪的態度等四類變數。此外, 也符合謝文彥等 (2005) 對犯罪解釋因素的歸類, 包括: 經濟壓力因素、嚇阻因素、機會因素、社會解組因素。

除了吉尼係數與犯罪率以外, 本研究所使用的資料皆由主計處 (2009)《中華民國統計網: 各縣市重要指標查詢系統》取得。犯罪率資料爲作者向內政部警政署統計室索取而得。本研究探討的犯罪率包括刑案犯罪率、竊盜犯罪率、暴力犯罪率。另外包括竊盜犯罪項目下的普通竊盜與汽機車竊盜兩種分項的犯罪率, 以及在暴力犯罪項目下的故意殺人、強盜、搶奪、強制性交四種分項的犯罪率。

在吉尼係數方面, 就作者所知, 官方統計資料並未提供縣市別吉尼係數。因此, 本研究採用葉金標 (2008) 於稅制委員會出版之《財稅研究》上發表的「台灣各縣市所得分配不均之探討」一文, 其中估計的1998–2005年各縣市吉尼係數。由於吉尼係數的資料限制, 所以本研究的資料期間爲1998–2005年, 另外由於資料缺失問題, 因此我們的研究對象爲不含金門縣與連江縣在內的台灣23個縣市。表1當中爲各變項之敍述統計。

吉尼係數的縣市平均值在1998爲0.3233, 至2000年爲0.3221, 無明顯變化。2001年時縣市平均值升至樣本期間的最高值0.3454, 隨後又快速下降到2003年的0.3060, 之後大致維持平穩, 2005年時爲0.3155。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 1: 變數統計摘要 (縣市別資料, 1998–2005)

	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
犯罪率 (每 10 萬人中發生件數)					
刑案發生率	184	2,009.2	825.6	611.7	5,055.4
竊盜案發生率	184	1,332.1	691.5	215.1	3,746.0
暴力犯罪發生率	184	55.7	27.6	14.6	173.5
普通竊盜發生率	184	390.5	190.3	88.8	1,392.2
汽機車竊盜發生率	184	934.9	603.3	83.8	3,250.2
故意殺人發生率	184	5.7	2.6	1.6	19.2
強盜發生率	184	12.8	5.8	1.1	31.4
搶奪發生率	181	23.3	23.5	2.2	134.7
強制性交發生率	184	11.0	5.3	3.9	37.6
吉尼係數	184	0.323	0.027	0.276	0.415
犯罪破獲率 (%)					
刑案破獲率	184	63.8	12.7	34.4	91.9
竊盜案破獲率	184	54.6	13.0	28.8	88.5
暴力犯罪破獲率	184	77.6	16.6	31.8	130.3
普通竊盜破獲率	184	40.8	16.7	11.0	99.3
汽機車竊盜破獲率	184	61.9	16.8	29.0	133.9
故意殺人破獲率	184	93.5	7.5	73.9	120.0
強盜破獲率	184	87.8	18.4	47.5	200.0
搶奪破獲率	181	61.9	32.3	16.4	350.0
強制性交破獲率	184	94.2	13.5	65.8	180.0
警政支出占歲出比率 (%)	184	11.0	2.6	4.8	22.5
失業率 (%)	184	4.0	1.0	1.2	5.5
15 歲以上人口高等教育比率 (%)	184	22.9	8.9	8.0	52.3
平均每戶經常性收入 (台幣萬元, 以 2001 年固定價格計算)	184	103.4	20.6	64.4	166.6
人口密度 (千人/平方公里)	184	2.2	2.8	0.1	9.8
粗離婚率 (對/千人)	184	2.5	0.6	1.2	4.1
青壯人口 (15–64 歲) 比率 (%)	184	69.8	1.7	66.5	74.6

註: 澎湖縣之搶奪案件於樣本期間有 3 年掛零, 因此在搶奪犯罪樣本中排除澎湖縣此 3 年資料。

臺灣大學學術期刊資料庫

刑案發生率縣市平均值由1998年的每10萬人1,886件上升至2005的2,246件。竊盜發生率縣市平均值在每10萬人1,200件到1,400件之間波動, 其中普通竊盜發生率縣市平均值從1998年的每10萬人261件上升到2005年的623件, 汽機車竊盜發生率縣市平均值則從1998年的每10萬人1,122件下降到2005年的672件。暴力犯罪率縣市平均值在每10萬人45件到65件之間波動。其中故意殺人發生率縣市平均值逐年下降, 從1998年的每10萬人7.5件下降到2005年的每10萬人4.2件。搶奪發生率縣市平均值從1998年的每10萬人17.3件上升到2005年的每10萬人28.4件。強制性交發生率縣市平均值則在每10萬人9件到13件之間波動。

若以各縣市於樣本期間內的平均值來觀察橫斷面的變異, 則吉尼係數最低爲台北縣的0.2938, 台北市和台中縣爲另外兩個吉尼係數低於0.3的縣市地區; 最高則爲花東及新竹和澎湖, 皆超過0.35。在犯罪率部份, 大城市的各項犯罪率平均都明顯高於農業縣市, 特別是台中市在大部分犯罪統計項目皆爲平均每10萬人發生件數最高之縣市, 僅於故意殺人和強制性交兩類案件低於所有縣市平均。澎湖縣則於大多數犯罪項目皆擁有最低的每10萬人犯罪件數。

圖1爲吉尼係數及犯罪率之部份追蹤資料。我們選擇全國平均、台北市、台中市、高雄市、雲林縣、台東縣等六組數據, 以顯示不同區域及不同產業形態下各縣市的表現。如前橫斷面敍述所示, 台北市和台中市之所得分配較爲平均, 且大多數縣市的所得分配改變呈類似趨勢, 但變化幅度不同。農業縣市 (雲林縣、台東縣) 之各類犯罪率皆較全國平均爲低, 而大都會的犯罪率則偏高。台北市爲此原則下之唯一例外, 於本文所討論的刑案和其下兩類細項犯罪率皆與全國平均接近或略低。

4 實證模型與研究方法

由於本研究資料具備追蹤資料 (panel data) 特性, 因此我們首先分別以 OLS 及固定效果模型對各類犯罪率加以分析, 所使用的模型如下:

$$\ln(\text{犯罪發生率})_{it} = \beta_0 + \beta_1(\text{吉尼係數})_{it} + \beta_2(\text{犯罪破獲率})_{it} + \beta_3(\text{警政支出占歲出百分比})_{it}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

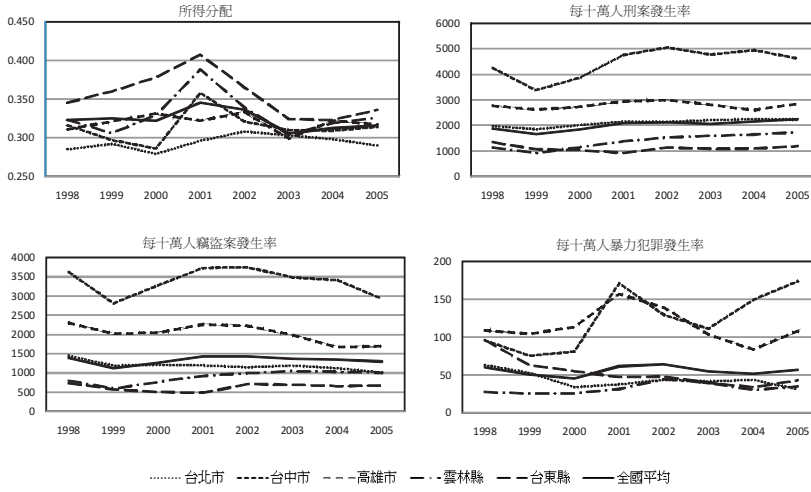


圖 1: 所得分配及刑案發生率

$$+ \ \beta_4(\text{失業率})_{it} + \beta_5(\text{高等教育人口比率})_{it}$$
$$+ \ \beta_6 \ln(\text{平均每戶經常性收入})_{it} + \beta_7(\text{人口密度})_{it}$$
$$+ \ \beta_8(\text{粗離婚率})_{it} + \beta_9(\text{青壯人口比率})_{it} + \alpha_i$$
$$+ \ \sum_{t=2}^{8} \delta_t D_t + \varepsilon_{it}。 \qquad (2)$$

其中 i 與 t 分別代表縣市及年份, α_i 代表縣市 i 的固定效果, D_t 代表時間虛擬變數, $t = 1$ 代表1998年作爲基準年, ε_{it} 爲殘差項。本文依循文獻慣例, 將犯罪率與平均每戶經常性收入取對數值。Ehrlich (1996) 指出, 將犯罪率取對數值可以降低測量誤差的影響。在 OLS 模型中無代表不同縣市的 α_i 項, 本研究亦同時考慮具備時間虛擬變數與不具備時間虛擬變數兩種做法, 以反應不同年份可能因爲不同的經濟景氣或政府政策對於犯罪防治及犯罪率所造成的影響。

除了上述的傳統計量方式之外, 本研究還參考 Fajnzylber et al. (2002), Gutierrez et al. (2004), 與 Neumayer (2005) 的研究方法, 採用由 Arellano and Bond (1991) 與 Arellano and Bover (1995) 所發展出來的動態追蹤資料系統 GMM (system GMM) 方法進行估計。動態追蹤資料的通式可以

臺灣大學學術期刊資料庫

用式 (3) 來表示:

$$
\begin{aligned}
&y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta' x_{it} + \gamma' f_i + u_{it}, \quad t = 1, \cdots T,\ i = 1, \cdots N, \\
&u_{it} = \eta_i + v_{it}, \\
&E\left(v_{it} | x_{i0}, \cdots, x_{iT}, f_i, \eta_i\right) = 0。
\end{aligned} \tag{3}
$$

式 (3) 當中的 y_{it} 爲被解釋變數, x_{it} 爲解釋變數。在估計追蹤資料模型時, 傳統使用變數的一階差分估計式 (4) 以消除固定效果。GMM中所採取的第一部份正交條件式爲:

$$E\left[Z_i \Delta u_{it}\right] = 0, \tag{4}$$

其中 Z_i 爲工具變數, 所有內生變數皆以過去一期和兩期作爲自己的工具變數, 而外生變數則直接以自己作爲工具變數。由於解釋變數的落後項往往並不是一階差分項的良好工具變數, 因此系統 GMM 將下面的式子亦列入直交條件中聯立估計:

$$E\left[u_{it} \Delta Z_i\right] = 0。 \tag{5}$$

與其如式 (4) 將所有變數取一階差分以去除固定效果, 這一部份的做法將工具變數取一階差分, 使得它們外生於固定效果。根據 Blundell and Bond (1998), 系統 GMM 相較於僅使用式 (4) 估計之 GMM 要更有效率。

Fajnzylber et al. (2002) 指出, 在犯罪供給函數的估計當中, 有幾個問題可能導致估計偏誤。第一, 犯罪會呈現某種習慣性或持續性, 如 Glaeser et al. (1996) 的研究就發現此種現象。如果要處理這種犯罪慣性 (criminal inertia) 問題, 需要採取包含被解釋變數之落後期於解釋變數中之動態計量模型。

第二個問題是, 對於犯罪率而言, 其解釋變數通常可能具有內生性。舉例而言, 警政支出占歲出比率越高, 或有助於降低犯罪率, 但是當犯罪率升高時, 縣市政府也會有壓力提高次年度的警政支出占歲出比率。所得分配不均與犯罪率之間也可能有類似情形。所得分配不均可能導致犯罪, 但是當一個地區的犯罪率提高時, 富人也會有誘因在未來遷出。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

第三個問題是, 要將所有可能影響犯罪率的變數全部放入迴歸是不可能的。爲了避免被忽略變數導致估計偏誤, 因此需要控制縣市固定效果的影響。特別是在犯罪率資料中有所謂犯罪黑數問題, 亦即實際發生的犯罪與官方資料會有所落差, 而此一資料誤差並非隨機, 而是與犯罪的解釋變數有關。在此情形下也需要同時控制縣市固定效果。

爲了處理以上實證問題, 動態追蹤資料系統 GMM 方法成爲一個適當選擇。將式 (2) 加入 ln (犯罪發生率) 的落後項後, 我們可以使用下式以解決犯罪慣性和縣市固定效果問題。

$$\begin{aligned}\ln(\text{犯罪發生率})_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{犯罪發生率})_{i,t-1} + \beta_2(\text{吉尼係數})_{it} \\ & + \beta_3(\text{犯罪破獲率})_{it} + \beta_4(\text{警政支出占歲出百分比})_{it} \\ & + \beta_5(\text{失業率})_{it} + \beta_6(\text{高等教育人口比率})_{it} \\ & + \beta_7 \ln(\text{平均每戶經常性收入})_{it} + \beta_8(\text{人口密度})_{it} \\ & + \beta_9(\text{粗離婚率})_{it} + \beta_{10}(\text{青壯人口比率})_{it} + \alpha_i \\ & + \sum_{t=2}^{8} \delta_t D_t + \varepsilon_{it}。 \qquad (6)\end{aligned}$$

由於解釋變數中加入了被解釋變數的落後項, 使得單純的固定效果模型勢將產生偏誤估計 (Judson and Owen, 1999)。同時, 式 (6) 中某些解釋變數也可能具有內生性的問題, 因此我們採取 GMM 估計法來處理問題 (Arellano and Bond, 1991; Holtz-Eakin et al., 1988)。

如前所述, GMM 方法先對估計方程進行一階差分以去掉固定效果的影響, 同時用解釋變數的落後項做爲差分變數的估計變數。在 GMM 估計方式中, 只要變數落後項爲時間 t 時之已知資訊, 屬於形成時間 t 時的期望值之資訊集合一部份, 則其與原先直交條件 (orthogonality condition) 之乘積的期望值便可成爲新的直交條件的候選。然而, 一般而言, 變數的落後項未必是其一階差分的理想工具變數, 特別在變數遵循隨機漫步過程時更是如此。因此, Arellano and Bover (1995) 針對此一情況, 提出系統 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。與僅用一階差分方程做爲估計基礎的 GMM 估計結果相較之下, 系統 GMM 估計法的結果在統計上更有效率。此一方法特別適用於期數

臺灣大學學術期刊資料庫

短、橫斷面單位多的追蹤資料, 例如本研究的情形 ($T = 8, N = 23$)。因此, 在本研究中採用系統 GMM 方法來估計式 (6)。

5 實證結果

爲了與文獻中的估計結果相比較, 本研究首先以傳統的 OLS 及固定效果模型進行估計。[3] 迴歸估計式如式 (2), 在解釋變數中不含犯罪率的落後項。不包含時間虛擬變數的估計結果如表2a–2c 所示, 包含時間虛擬變數的結果則列於表 3a–3c。其中模型 (1)、(3)、(5)、(7)、(9)、(11)、(13) 及 (15) 爲 OLS 模型, 模型 (2)、(4)、(6)、(8)、(10)、(12)、(14) 和 (16) 則爲固定效果模型。從表 2a–2c 中可以發現, OLS 模型的 VIF 平均值在 2.70 至 2.95 之間, 顯現解釋變數間沒有嚴重的多元共線性問題。表 3a–3c 的 OLS 模型在加入了時間虛擬變數後 VIF 略爲上升, 不過也仍在 3.64 至 4.05 之間, 仍然毋需顧慮共線性問題。

從表 2a 當中可以發現, 根據 OLS 與固定效果模型估計結果, 縣市吉尼指數與刑案犯罪率、竊盜犯罪率之間並沒有顯著關連, 與暴力犯罪率在 OLS 估計中呈正向弱相關, 在固定效果模型中的效果則不顯著。我們進一步將竊盜及暴力犯罪案件細分成不同子項目後, 以 OLS 及固定效果模型進行估計, 結果列於表 2b 和 2c。吉尼係數與普通竊盜犯罪率呈現正向顯著相關, 不過與汽機車竊盜犯罪率於 OLS 中呈負向弱相關, 而於固定效果模型中則不顯著。故意殺人犯罪率及強制性交犯罪率於 OLS 中與所得不均程度皆有顯著正向相關, 搶奪犯罪率在固定效果模型中與所得分配不均程度有顯著正相關。

在其它控制變數方面, 我們預期看到犯罪破獲率對犯罪率的影響爲負向, 亦即破獲率越高, 犯罪率越低。警政支出佔歲出比率、15 歲以上高等教育比率、每戶經常性收入亦是如此。而失業率、人口密度、粗離婚率和青壯人口比率則於理論上應與犯罪率呈正相關。在實證估計中, 犯罪破獲率爲所有控制變數中最與預期相符的一項。除了在故意殺人犯罪率上的顯

[3]本研究也以隨機效果模式進行估計。由於 Hausman 檢定結果皆爲顯著, 同時研究對象爲地域固定之縣市, 因此本文選擇報告固定效果模型之估計結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2a: OLS 與固定效果模型估計結果: 刑案、竊盜、暴力犯罪率

	刑案犯罪率		竊盜犯罪率		暴力犯罪率	
	(1) OLS	(2) 固定效果	(3) OLS	(4) 固定效果	(5) OLS	(6) 固定效果
吉尼係數	0.385	0.440	−1.224	−0.204	1.752*	0.386
	(0.626)	(0.382)	(0.963)	(0.492)	(0.983)	(0.801)
犯罪破獲率	−0.013***	−0.009***	−0.017***	−0.010***	−0.012***	−0.008***
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
警政支出佔歲出比率	−0.019***	−0.007	−0.031***	−0.015**	0.004	−0.004
	(0.007)	(0.006)	(0.010)	(0.007)	(0.011)	(0.011)
失業率	0.003	0.019	0.010	0.038**	0.023	0.143***
	(0.019)	(0.013)	(0.029)	(0.016)	(0.030)	(0.025)
15 歲以上高等教育比率	0.019***	0.023***	0.012**	0.007	−0.015**	−0.042***
	(0.004)	(0.005)	(0.006)	(0.007)	(0.006)	(0.011)
平均每戶經常性收入	0.122	−0.198	0.704***	−0.590***	0.003	−0.855***
	(0.146)	(0.133)	(0.221)	(0.173)	(0.228)	(0.269)
人口密度	0.011	−0.431***	0.015	−0.620***	0.080***	0.273
	(0.010)	(0.132)	(0.015)	(0.172)	(0.016)	(0.267)
粗離婚率	0.198***	0.064	0.273***	0.151**	0.319***	−0.158*
	(0.036)	(0.047)	(0.055)	(0.061)	(0.057)	(0.095)
青壯人口比率	−0.034***	0.030	−0.031	0.001	−0.008	0.144***
	(0.013)	(0.022)	(0.019)	(0.029)	(0.021)	(0.047)
常數項	9.289***	7.004***	6.615***	11.140***	4.082**	−1.512
	(1.290)	(1.565)	(1.875)	(2.018)	(2.065)	(3.303)
R^2	0.779	0.230	0.712	0.243	0.591	0.334
VIF 平均值	2.84		2.79		2.95	
觀察數	184	184	184	184	184	184

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01 顯著水準下顯著。

著水準較低, 以及對強制性交犯罪率沒有顯著影響外, 不管是 OLS 或固定效果模型皆顯示破獲率提升對於嚇阻犯罪發生有顯著幫助。

警政支出只在 OLS 估計中與刑案和竊盜犯罪率有顯著負向相關, 但對於暴力犯罪及其下的子項目犯罪率無顯著影響。如同預期, 失業率與犯罪率之間的關係大多呈正向關係, 不過僅有部份顯著, 且大多在固定效果模型中顯現。15 歲以上受高等教育比率僅與暴力犯罪及其子項目犯罪率呈現預期中的反向關係, 而在刑案犯罪率則呈現出與預期相反的正向相關。平均每戶經常性收入對於犯罪率的影響, 在 OLS 與固定效果模型的估計中經常出現不一致的情形。人口密度與刑案犯罪率及竊盜犯罪率之間有負向顯著關連, 不過在 OLS 模型中與暴力犯罪率呈正向顯著相關。在 OLS

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 2b: OLS 與固定效果模型估計結果: 普通竊盜、汽機車竊盜

	普通竊盜		汽機車竊盜	
	(7) OLS	(8) 固定效果	(9) OLS	(10) 固定效果
吉尼係數	1.692*	2.185***	−2.348*	−0.437
	(0.874)	(0.835)	(1.284)	(0.635)
犯罪破獲率	−0.006***	−0.012***	−0.020***	−0.007***
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
警政支出佔歲出比率	−0.026***	−0.012	−0.061***	0.003
	(0.010)	(0.012)	(0.014)	(0.009)
失業率	0.097***	0.049*	0.008	0.051**
	(0.027)	(0.027)	(0.040)	(0.020)
15 歲以上高等教育比率	0.043***	0.059***	0.008	−0.023**
	(0.005)	(0.012)	(0.008)	(0.010)
平均每戶經常性收入	−0.661***	−0.932***	1.279***	−0.587***
	(0.209)	(0.291)	(0.295)	(0.225)
人口密度	−0.069***	−0.303	0.023	−0.203
	(0.014)	(0.293)	(0.020)	(0.229)
粗離婚率	0.371***	0.296***	0.187**	0.070
	(0.053)	(0.103)	(0.074)	(0.078)
青壯人口比率	−0.019	0.154***	−0.018	−0.044
	(0.017)	(0.049)	(0.025)	(0.038)
常數項	8.101***	−2.317	3.946	13.589***
	(1.741)	(3.424)	(2.438)	(2.599)
R^2	0.713	0.221	0.691	0.256
VIF 平均值	2.86		2.76	
觀察數	184	184	184	184

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01 顯著水準下顯著。

模型中, 粗離婚率與三種犯罪率之間都有正向顯著關連, 而在固定效果模型中則與竊盜犯罪率呈正向顯著相關。青壯人口比率在 OLS 模型中與刑案犯罪率呈負向顯著相關, 而在固定效果模型中則與暴力犯罪率呈正向顯著相關。

我們將 OLS 和固定效果模型加入時間虛擬變數後的估計結果列於表 3a–3c。加入時間虛擬變數後, 吉尼係數對於普通竊盜犯罪率和故意殺人

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2c: OLS 與固定效果模型估計結果: 故意殺人、強盜、搶奪、強制性交

	故意殺人		強盜	
	(11) OLS	(12) 固定效果	(13) OLS	(14) 固定效果
吉尼係數	4.785***	1.084	0.932	0.724
	(1.244)	(1.134)	(1.385)	(1.101)
犯罪破獲率	−0.007*	−0.001	−0.009***	−0.004***
	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.001)
警政支出佔歲出比率	0.028**	0.002	−0.027*	−0.017
	(0.014)	(0.016)	(0.015)	(0.016)
失業率	−0.110***	0.023	−0.021	0.082**
	(0.039)	(0.037)	(0.043)	(0.035)
15 歲以上高等教育比率	−0.017**	−0.070***	−0.007	−0.040***
	(0.008)	(0.016)	(0.008)	(0.015)
平均每戶經常性收入	−0.029	0.237	0.503	−0.550
	(0.292)	(0.394)	(0.324)	(0.381)
人口密度	0.042**	0.689*	0.016	−0.203
	(0.020)	(0.392)	(0.023)	(0.379)
粗離婚率	0.265***	−0.094	0.303***	0.033
	(0.073)	(0.139)	(0.081)	(0.135)
青壯人口比率	−0.001	0.087	0.032	0.069
	(0.023)	(0.067)	(0.026)	(0.065)
常數項	0.709	−5.607	−1.893	1.459
	(2.367)	(4.665)	(2.626)	(4.555)
R^2	0.265	0.000	0.386	0.043
VIF 平均值	2.70		2.75	
觀察數	184	184	184	184

續接下頁

犯罪率的正向影響皆較先前表 2a–2c 當中的結果更爲顯著, 而在 OLS 模型中也呈現出對於強制性交犯罪率有顯著正向影響。犯罪破獲率對於各類案件的嚇阻能力亦與先前大致相同, 僅有故意殺人及強制性交犯罪率並未因爲破獲率提升而顯著減少。警政支出對於犯罪率的影響亦與先前類似, 不過沒有任何一個固定效果模型中其係數爲顯著。失業率在表 3a–3c 當中對於刑案和暴力犯罪率皆有顯著正向影響, 不過對於竊盜犯罪率無顯著影

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	搶奪		強制性交	
	(15) OLS	(16) 固定效果	(17) OLS	(18) 固定效果
吉尼係數	1.646	3.246**	2.909***	−1.132
	(1.812)	(1.537)	(1.043)	(0.980)
犯罪破獲率	−0.009***	−0.006***	0.003	−0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
警政支出佔歲出比率	−0.019	−0.038	0.016	0.015
	(0.022)	(0.024)	(0.011)	(0.014)
失業率	0.219***	0.267***	0.056*	0.205***
	(0.058)	(0.051)	(0.032)	(0.031)
15 歲以上高等教育比率	−0.002	−0.019	−0.004	−0.005
	(0.011)	(0.021)	(0.006)	(0.013)
平均每戶經常性收入	0.531	−1.829***	−0.275	−0.158
	(0.428)	(0.561)	(0.243)	(0.340)
人口密度	0.090***	−0.400	−0.009	0.245
	(0.030)	(0.524)	(0.017)	(0.333)
粗離婚率	0.097	0.048	0.471***	−0.275**
	(0.107)	(0.189)	(0.061)	(0.118)
青壯人口比率	0.144***	0.229**	−0.072***	0.067
	(0.036)	(0.090)	(0.019)	(0.057)
常數項	−10.818***	−4.928	5.942***	−1.911
	(3.525)	(6.286)	(1.967)	(3.959)
R^2	0.648	0.131	0.480	0.048
VIF 平均值	2.82		2.71	
觀察數	181	181	184	184

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01顯著水準下顯著。

響。失業率對於其他細項犯罪率也都呈正面影響, 差別只在顯著與否。粗離婚率對犯罪率呈現出正向影響, 青壯人口比率對犯罪率的影響大致與表2a–2c 類似。

表 4a–4c 和表 5a–5c 當中爲根據動態追蹤資料模型, 運用系統 GMM 方法所得到的估計結果。表 4a–4c 未包含時間虛擬變數, 而表 5a–5c 則爲考慮時間虛擬變數之後的結果。估計所使用的是 Stata 計量軟體中由 Rood-

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3a: OLS 與固定效果模型估計結果 (加入時間虛擬變數):
刑案、竊盜、暴力犯罪率

	刑案犯罪率		竊盜犯罪率		暴力犯罪率	
	(1) OLS	(2) 固定效果	(3) OLS	(4) 固定效果	(5) OLS	(6) 固定效果
吉尼係數	0.125	0.256	−1.428	−0.273	1.487	1.096
	(0.685)	(0.438)	(1.041)	(0.553)	(0.957)	(0.911)
犯罪破獲率	−0.012***	−0.007***	−0.015***	−0.007***	−0.012***	−0.008***
	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
警政支出佔歲出比率	−0.015**	−0.001	−0.032***	−0.008	0.003	−0.001
	(0.007)	(0.005)	(0.010)	(0.007)	(0.010)	(0.011)
失業率	0.084**	0.036*	0.064	0.014	0.149***	0.148***
	(0.034)	(0.020)	(0.051)	(0.025)	(0.048)	(0.041)
15 歲以上高等教育比率	0.020***	0.000	0.020***	−0.025**	−0.001	−0.064***
	(0.005)	(0.009)	(0.007)	(0.012)	(0.006)	(0.019)
平均每戶經常性收入	0.180	−0.089	0.633***	−0.286*	−0.096	−0.518*
	(0.149)	(0.133)	(0.226)	(0.170)	(0.209)	(0.271)
人口密度	0.010	−0.217	−0.009	−0.281	0.043***	0.616**
	(0.012)	(0.139)	(0.018)	(0.179)	(0.016)	(0.283)
粗離婚率	0.194***	0.112*	0.309***	0.207***	0.371***	−0.024
	(0.037)	(0.059)	(0.056)	(0.075)	(0.052)	(0.121)
青壯人口比率	−0.046***	0.019	−0.022	−0.012	−0.015	0.124***
	(0.014)	(0.023)	(0.021)	(0.029)	(0.020)	(0.047)
D2	−0.083	−0.095***	−0.196**	−0.158***	−0.182**	−0.081
	(0.058)	(0.034)	(0.086)	(0.042)	(0.078)	(0.067)
D3	−0.101*	−0.042	−0.284***	−0.103**	−0.458***	−0.234***
	(0.057)	(0.040)	(0.085)	(0.051)	(0.078)	(0.082)
D4	−0.211***	−0.027	−0.279**	0.007	−0.543***	−0.204
	(0.081)	(0.067)	(0.122)	(0.084)	(0.111)	(0.137)
D5	−0.245**	−0.014	−0.302**	0.053	−0.538***	−0.078
	(0.095)	(0.087)	(0.145)	(0.110)	(0.130)	(0.180)
D6	−0.300***	−0.055	−0.410***	0.037	−0.648***	−0.095
	(0.094)	(0.100)	(0.143)	(0.127)	(0.128)	(0.207)
D7	−0.204**	0.036	−0.425***	0.091	−0.686***	−0.090
	(0.085)	(0.102)	(0.128)	(0.129)	(0.112)	(0.209)
D8	−0.119	0.102	−0.382***	0.149	−0.640***	0.016
	(0.084)	(0.110)	(0.128)	(0.139)	(0.106)	(0.226)
常數項	9.663***	7.031***	6.133***	10.379***	4.698**	−2.382
	(1.328)	(1.642)	(1.885)	(2.077)	(1.858)	(3.505)
R^2	0.796	0.193	0.739	0.238	0.697	0.355
VIF 平均值	4.05		3.99		3.81	
觀察數	184	184	184	184	184	184

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01顯著水準下顯著。

國立臺灣大學學術期刊資料庫

表 3b: OLS 與固定效果模型估計結果 (加入時間虛擬變數):
普通竊盜、汽機車竊盜

	普通竊盜		汽機車竊盜	
	(7) OLS	(8) 固定效果	(9) OLS	(10) 固定效果
吉尼係數	1.387*	1.891**	−2.248	−0.380
	(0.836)	(0.866)	(1.370)	(0.744)
犯罪破獲率	−0.007***	−0.010***	−0.015***	−0.005***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
警政支出佔歲出比率	−0.008	0.004	−0.065***	0.004
	(0.009)	(0.011)	(0.014)	(0.009)
失業率	0.128***	0.042	0.051	0.015
	(0.042)	(0.040)	(0.067)	(0.034)
15 歲以上高等教育比率	0.024***	−0.038**	0.025***	−0.006
	(0.005)	(0.018)	(0.009)	(0.016)
平均每戶經常性收入	−0.302	−0.577**	0.997***	−0.252
	(0.186)	(0.266)	(0.298)	(0.230)
人口密度	−0.025*	0.741***	−0.026	−0.323
	(0.014)	(0.280)	(0.023)	(0.243)
粗離婚率	0.331***	0.288**	0.273***	0.226**
	(0.046)	(0.116)	(0.074)	(0.100)
青壯人口比率	−0.045***	0.064	0.011	−0.002
	(0.016)	(0.045)	(0.026)	(0.039)
D2	−0.179**	−0.081	−0.244**	−0.232***
	(0.074)	(0.071)	(0.110)	(0.055)
D3	−0.146**	−0.037	−0.338***	−0.203***
	(0.069)	(0.081)	(0.111)	(0.068)
D4	−0.062	0.214	−0.355**	−0.183
	(0.098)	(0.133)	(0.159)	(0.113)
D5	−0.089	0.332*	−0.392**	−0.201
	(0.117)	(0.177)	(0.188)	(0.148)
D6	−0.094	0.384*	−0.534***	−0.284*
	(0.115)	(0.203)	(0.187)	(0.171)
D7	0.081	0.570***	−0.651***	−0.315*
	(0.102)	(0.203)	(0.168)	(0.173)
D8	0.363***	0.871***	−0.713***	−0.455**
	(0.099)	(0.220)	(0.174)	(0.187)
常數項	8.545***	1.857	2.664	8.784***
	(1.552)	(3.279)	(2.421)	(2.785)
R^2	0.798	0.157	0.729	0.201
VIF 平均值	3.96		3.95	
觀察數	184	184	184	184

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01顯著水準下顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3c: OLS 與固定效果模型估計結果 (加入時間虛擬變數):
故意殺人、強盜、搶奪、強制性交

	故意殺人		強盜	
	(11) OLS	(12) 固定效果	(13) OLS	(14) 固定效果
吉尼係數	5.562***	3.081**	−0.437	−0.072
	(1.295)	(1.383)	(1.364)	(1.288)
犯罪破獲率	−0.003	−0.002	−0.007***	−0.004***
	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.001)
警政支出佔歲出比率	0.018	−0.011	−0.033**	−0.013
	(0.013)	(0.017)	(0.014)	(0.016)
失業率	0.042	0.065	0.167**	0.077
	(0.065)	(0.063)	(0.069)	(0.059)
15 歲以上高等教育比率	0.004	−0.034	0.018**	−0.058**
	(0.008)	(0.029)	(0.009)	(0.027)
平均每戶經常性收入	−0.235	0.359	0.174	−0.188
	(0.284)	(0.420)	(0.299)	(0.390)
人口密度	−0.009	0.484	−0.044**	0.037
	(0.021)	(0.441)	(0.022)	(0.407)
粗離婚率	0.304***	0.063	0.389***	0.189
	(0.071)	(0.185)	(0.074)	(0.172)
青壯人口比率	−0.001	0.107	0.024	0.070
	(0.023)	(0.071)	(0.025)	(0.067)
D2	−0.154	−0.117	−0.213*	−0.123
	(0.105)	(0.100)	(0.113)	(0.095)
D3	−0.287***	−0.229*	−0.391***	−0.169
	(0.107)	(0.127)	(0.113)	(0.118)
D4	−0.618***	−0.462**	−0.641***	−0.149
	(0.151)	(0.211)	(0.159)	(0.196)
D5	−0.639***	−0.437	−0.637***	0.027
	(0.177)	(0.275)	(0.187)	(0.257)
D6	−0.556***	−0.363	−0.963***	−0.189
	(0.175)	(0.317)	(0.184)	(0.295)
D7	−0.735***	−0.553*	−1.050***	−0.228
	(0.153)	(0.321)	(0.162)	(0.299)
D8	−0.753***	−0.552	−0.866***	0.042
	(0.147)	(0.348)	(0.153)	(0.324)
常數項	0.586	−8.519	−0.268	−0.560
	(2.264)	(5.185)	(2.385)	(4.873)
R^2	0.390	0.001	0.541	0.006
VIF 平均值	3.68		3.71	
觀察數	184	184	184	184

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	搶奪		強制性交	
	(15) OLS	(16) 固定效果	(17) OLS	(18) 固定效果
吉尼係數	0.106 (2.013)	2.996 (1.828)	3.502*** (1.138)	−0.096 (1.207)
犯罪破獲率	−0.008*** (0.002)	−0.005*** (0.001)	0.003 (0.002)	−0.001 (0.002)
警政支出佔歲出比率	−0.021 (0.023)	−0.027 (0.023)	0.018 (0.011)	0.013 (0.014)
失業率	0.149 (0.103)	0.210** (0.086)	0.140** (0.057)	0.162*** (0.054)
15歲以上高等教育比率	0.006 (0.013)	−0.127*** (0.038)	−0.001 (0.007)	−0.035 (0.025)
平均每戶經常性收入	0.332 (0.442)	−1.879*** (0.566)	−0.201 (0.248)	−0.017 (0.367)
人口密度	0.070** (0.033)	0.456 (0.569)	−0.019 (0.018)	0.540 (0.378)
粗離婚率	0.174 (0.110)	−0.246 (0.247)	0.474*** (0.062)	−0.333** (0.160)
青壯人口比率	0.157*** (0.038)	0.140 (0.094)	−0.079*** (0.020)	0.037 (0.062)
D2	−0.284* (0.166)	−0.033 (0.136)	−0.232** (0.091)	−0.058 (0.086)
D3	−0.184 (0.167)	0.340** (0.169)	−0.280*** (0.093)	−0.026 (0.110)
D4	0.005 (0.237)	0.482* (0.284)	−0.386*** (0.132)	0.068 (0.182)
D5	0.135 (0.281)	0.819** (0.375)	−0.431*** (0.154)	0.177 (0.238)
D6	−0.221 (0.275)	0.875** (0.428)	−0.328** (0.151)	0.330 (0.274)
D7	−0.301 (0.241)	1.021** (0.430)	−0.361*** (0.132)	0.264 (0.278)
D8	−0.226 (0.228)	1.326*** (0.464)	−0.306** (0.126)	0.311 (0.301)
常數項	−10.254*** (3.575)	2.419 (6.825)	5.799*** (1.986)	−0.563 (4.480)
R^2	0.670	0.112	0.520	0.052
VIF 平均值	3.73		3.64	
觀察數	181	181	184	184

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01顯著水準下顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

man (2006) 發展出來的 xtabond2 程式。參考 Fajnzylber et al. (2002)、Gutierrez et al. (2004)、Neumayer (2005) 等研究, 本文假設吉尼係數、犯罪破獲率、警政支出占歲出百分比、失業率、15歲以上人口高等教育比率、平均每戶經常性收入、粗離婚率等爲前定 (predetermined) 變數, 亦即當下的干擾不會影響現在及過去的變數值, 但是會影響將來的變數值。[4] 易言之, 如果當期犯罪率遭受衝擊, 會對次期以後的吉尼係數、犯罪破獲率、警政支出占歲出百分比、失業率、15歲以上人口高等教育比率、平均每戶經常性收入、粗離婚率等變數造成影響。此外, 我們假設人口密度與青壯人口比率爲外生變數。針對前定變數, 在估計時以其落後一期及落後二期項做爲工具變數。針對犯罪率, 則以其落後二期項做爲工具變數。由於我們的追蹤資料在時間序列上只有8年, 因此我們不採取落後兩年以上的資料作爲工具變數, 這同時也可以避免太過久遠的資料可能爲弱工具變數 (weak instrument variable) 的問題 (West, 2001)。

在表4和表5當中, Hansen 檢定的結果皆不顯著, 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。另外在三個模型中, AR (2) 的檢定結果皆不顯著, 顯示出在模型中沒有嚴重的二階序列自我相關問題。

表4a 當中的實證結果顯示, 縣市的所得分配不均程度 (吉尼係數) 對於刑案犯罪率與暴力犯罪率皆有顯著正向影響; 對於竊盜犯罪率的影響爲正向, 不過此影響並不顯著。此一發現與國內學者李湧清・蔣基萍 (1994) 及周愫嫻 (1995) 的研究結論相符, 也與國外學者 Kelly (2000)、Fajnzylber et al. (2002)、Gutierrez et al. (2004) 等的研究發現一致。在其它解釋變數方面, 犯罪率落後一期項的係數皆顯著爲正, 顯現出犯罪具有習慣性與持續性的問題。犯罪破獲率與警政支出占歲出比率對於三種犯罪率皆有顯著負向影響, 符合理論預期。與表2a 當中的結果相比較, 可以發現, 就警政支出佔歲出比率對於暴力犯罪率的影響而言, 動態追蹤資料模型的估計結果要比 OLS 或固定效果模型的估計結果合乎直覺。失業率對於竊盜犯罪率與暴力犯罪率皆有顯著正向影響。15歲以上人口受高等教育比率對刑案犯罪率與竊盜犯罪率有顯著正向影響。平均每戶經常性收入越高, 暴力犯

[4]前定變項的數學定義爲 $E(X_{is}, \varepsilon_{it}) = 0$ for $s \leq t$, 同時 $E(X_{is}, \varepsilon_{it}) \neq 0$ for $s > t$。

臺灣大學學術期刊資料庫

表4a: 動態追蹤資料模型估計結果: 刑案、竊盜、暴力犯罪率

	(1) 刑案犯罪率	(2) 竊盜犯罪率	(3) 暴力犯罪率
犯罪率落後一期項	0.468*** (0.062)	0.571*** (0.075)	0.633*** (0.092)
吉尼係數	1.291*** (0.315)	0.706 (0.629)	3.028*** (1.024)
犯罪破獲率	−0.007*** (0.002)	−0.011*** (0.002)	−0.009*** (0.002)
警政支出佔歲出比率	−0.017*** (0.005)	−0.020* (0.010)	−0.028* (0.015)
失業率	−0.004 (0.012)	0.027* (0.015)	0.058** (0.023)
15歲以上高等教育比率	0.019*** (0.004)	0.014*** (0.005)	−0.000 (0.006)
平均每戶經常性育比率	−0.008 (0.157)	0.042 (0.173)	−0.438** (0.205)
人口密度	−0.017* (0.009)	−0.008 (0.010)	0.026 (0.020)
粗離婚率	0.094** (0.046)	0.103 (0.067)	0.044 (0.069)
青壯人口比率	−0.009 (0.014)	−0.022 (0.015)	−0.016 (0.021)
常數項	4.298*** (1.601)	4.258*** (1.258)	4.237** (1.651)
Hansen test	$\chi^2(25) = 18.85$	$\chi^2(25) = 17.25$	$\chi^2(25) = 13.57$
AR (2) test	−1.29	−0.23	1.12
觀察數	161	161	161

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01顯著水準下顯著。

罪率顯著較低; 人口密度越高, 刑案犯罪率顯著較低; 粗離婚率越高, 刑案犯罪率顯著較高。青壯人口比率則對三種犯罪率都沒有顯著影響。

表4b–4c 中爲針對竊盜和暴力犯罪率細分項目的估計結果, 可以發現所得分配不均程度對於汽機車竊盜犯罪率並無顯著影響, 我們猜測這可能是因爲汽機車竊盜犯罪傾向於集團及組織化犯罪, 同時由於汽機車竊盜佔

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4b: 動態追蹤資料模型估計結果: 普通竊盜、汽機車竊盜

	(4) 普通竊盜	(5) 汽機車竊盜
犯罪率落後一期項	0.564***	0.776***
	(0.106)	(0.072)
吉尼係數	4.681***	−0.011
	(0.995)	(0.957)
犯罪破獲率	−0.010***	−0.009***
	(0.003)	(0.002)
警政支出佔歲出比率	−0.027	−0.013
	(0.020)	(0.011)
失業率	0.002	0.060***
	(0.041)	(0.017)
15 歲以上高等教育比率	0.042***	0.001
	(0.010)	(0.004)
平均每戶經常性收入	−0.985***	0.392**
	(0.229)	(0.188)
人口密度	−0.072***	0.007
	(0.020)	(0.010)
粗離婚率	0.219	0.007
	(0.137)	(0.062)
青壯人口比率	−0.006	−0.027*
	(0.022)	(0.015)
常數項	5.382***	1.877
	(1.979)	(1.306)
Hansen test	$\chi^2(25) = 17.80$	$\chi^2(25) = 19.97$
AR (2) test	−2.58	−1.38
觀察數	161	161

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01 顯著水準下顯著。

竊盜案件七成以上, 此也造成所得分配不均對竊盜犯罪率無顯著解釋能力。在暴力犯罪率的幾個細項中, 除了搶奪犯罪率以外, 吉尼係數與故意殺人、強盜、強制性交犯罪率皆有顯著正相關。

在表 5a–5c 中, 我們將時間虛擬變數加入模型。模型解釋能力並無顯著

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4c: 動態追蹤資料模型估計結果: 故意殺人、強盜、搶奪、強制性交

	(6) 故意殺人	(7) 強盜	(8) 搶奪	(9) 強制性交
犯罪率落後	0.448***	0.525***	0.318**	0.356***
一期項	(0.114)	(0.065)	(0.146)	(0.129)
吉尼係數	3.113**	2.928**	3.417	2.456*
	(1.508)	(1.403)	(2.347)	(1.259)
犯罪破獲率	0.004	−0.005***	−0.006***	0.003
	(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
警政支出佔	0.038	−0.046**	−0.105***	0.018
歲出比率	(0.026)	(0.023)	(0.040)	(0.024)
失業率	−0.034	0.014	0.181**	0.079***
	(0.036)	(0.028)	(0.089)	(0.023)
15 歲以上高	−0.038***	−0.003	0.008	0.000
等教育比率	(0.013)	(0.010)	(0.012)	(0.007)
平均每戶經	0.516	0.052	−0.550	−0.116
常性收入	(0.416)	(0.341)	(0.453)	(0.189)
人口密度	0.068**	0.007	0.057	−0.015
	(0.030)	(0.028)	(0.037)	(0.020)
粗離婚率	0.396***	0.125	−0.002	0.255*
	(0.118)	(0.128)	(0.254)	(0.138)
青壯人口比率	−0.019	0.021	0.120***	−0.042
	(0.028)	(0.021)	(0.042)	(0.027)
常數項	−2.168	−0.860	−4.553	2.702
	(3.125)	(1.619)	(3.961)	(2.121)
Hansen test	$\chi^2(25) = 15.54$	$\chi 2(25) = 12.16$	$\chi 2(25) = 19.77$	$\chi 2(25) = 9.04$
AR (2) test	0.50	0.93	0.61	2.15
觀察數	161	161	158	161

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01 顯著水準下顯著。

變化。與 OLS 及固定效果模型不同之處在於, 時間虛擬變數在系統 GMM 模型估計之中大多不顯著, 僅在普通竊盜和汽機車竊盜兩個估計式中, 大部分的時間虛擬變數係數爲顯著。各種犯罪率的落後項皆顯著大於零, 顯現犯罪慣性的存在。不過吉尼係數跟各項犯罪率的關連, 僅有普通竊盜犯罪率於10%水準及故意殺人犯罪率於1%水準之下顯著。

比較表2至表5的估計結果後, 我們以動態 GMM 加入時間虛擬變數的模型作爲主要結論, 因爲此模型與其他模型相比更具彈性, 考慮較多的

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5a: 動態追蹤資料模型估計結果 (加入時間虛擬變數):
刑案、竊盜、暴力犯罪率

	(1) 刑案犯罪率	(2) 竊盜犯罪率	(3) 暴力犯罪率
犯罪率落後一期項	0.782***	0.792***	0.639***
	(0.114)	(0.057)	(0.107)
吉尼係數	0.329	−0.027	0.308
	(0.606)	(0.950)	(1.021)
犯罪破獲率	−0.004**	−0.004**	−0.007***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
警政支出佔歲出比率	−0.004	−0.014	−0.013
	(0.006)	(0.009)	(0.013)
失業率	0.025	0.016	0.014
	(0.016)	(0.020)	(0.061)
15 歲以上高等教育比率	0.008	0.009	0.003
	(0.005)	(0.006)	(0.008)
平均每戶經常性收入	0.008	−0.072	−0.392*
	(0.125)	(0.162)	(0.204)
人口密度	−0.009	−0.011	0.012
	(0.009)	(0.009)	(0.016)
粗離婚率	0.048	0.063*	0.122
	(0.044)	(0.036)	(0.078)
青壯人口比率	−0.013	−0.008	−0.008
	(0.009)	(0.010)	(0.011)
D2	−0.096	−0.096	0.029
	(0.059)	(0.069)	(0.110)
D3	0.070*	0.133**	−0.060
	(0.040)	(0.058)	(0.090)
D4	0.035	0.145**	0.190**
	(0.041)	(0.067)	(0.079)
D5	−0.049	0.036	0.109
	(0.033)	(0.038)	(0.095)
D6	−0.102***	−0.016	−0.073
	(0.030)	(0.034)	(0.072)
D7	−0.009	0.001	−0.088
	(0.020)	(0.027)	(0.056)
常數項	2.344	2.266***	3.865***
	(1.621)	(0.592)	(1.137)
Hansen test	$\chi^2(25) = 8.54$	$\chi^2(25) = 7.79$	$\chi^2(25) = 5.29$
AR (2) test	−0.88	0.11	0.79
觀察數	161	161	161

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01顯著水準下顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5b: 動態追蹤資料模型估計結果 (加入時間虛擬變數): 普通竊盜、汽機車竊盜

	(4) 普通竊盜	(5) 汽機車竊盜
犯罪率落後一期項	0.613***	0.738***
	(0.084)	(0.084)
吉尼係數	2.217*	−0.463
	(1.274)	(1.004)
犯罪破獲率	−0.007***	−0.003
	(0.002)	(0.003)
警政支出佔歲出比率	−0.014	−0.024***
	(0.017)	(0.008)
失業率	0.031	0.009
	(0.063)	(0.033)
15 歲以上高等教育比率	0.013	0.016*
	(0.008)	(0.009)
平均每戶經常性收入	−0.427***	−0.017
	(0.135)	(0.235)
人口密度	−0.012	−0.027
	(0.018)	(0.017)
粗離婚率	0.178**	0.096
	(0.082)	(0.100)
青壯人口比率	−0.022	0.008
	(0.015)	(0.021)
D2	−0.433***	0.203
	(0.093)	(0.211)
D3	−0.219**	0.406***
	(0.096)	(0.150)
D4	−0.110	0.367**
	(0.076)	(0.184)
D5	−0.298***	0.290**
	(0.070)	(0.123)
D6	−0.290***	0.199***
	(0.066)	(0.057)
D7	−0.175***	0.136***
	(0.045)	(0.050)
常數項	4.940***	0.939
	(1.342)	(0.672)
Hansen test	$\chi^2(25) = 10.31$	$\chi^2(25) = 6.52$
AR (2) test	−1.37	−1.67
觀察數	161	161

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01顯著水準下顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5c: 動態追蹤資料模型估計結果 (加入時間虛擬變數):
故意殺人、強盜、搶奪、強制性交

	(6) 故意殺人	(7) 強盜	(8) 搶奪	(9) 強制性交
犯罪率落後一期項	0.352***	0.494***	0.411***	0.484***
	(0.116)	(0.073)	(0.154)	(0.120)
吉尼係數	4.073***	−0.602	−1.000	1.791
	(1.379)	(1.713)	(2.539)	(1.441)
犯罪破獲率	0.005	−0.004**	−0.004***	0.003
	(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.003)
警政支出佔歲出比率	0.014	−0.021	−0.087**	0.022
	(0.020)	(0.028)	(0.036)	(0.028)
失業率	0.042	0.057	0.114	0.084
	(0.063)	(0.059)	(0.153)	(0.060)
15 歲以上高等教育比率	−0.030	0.016	0.029	0.008
	(0.019)	(0.012)	(0.019)	(0.007)
平均每戶經常性收入	0.326	−0.187	−0.806	−0.231
	(0.524)	(0.222)	(0.517)	(0.213)
人口密度	0.052	−0.034	−0.001	−0.026
	(0.037)	(0.033)	(0.044)	(0.018)
粗離婚率	0.385***	0.147	−0.043	0.215*
	(0.139)	(0.091)	(0.239)	(0.130)
青壯人口比率	−0.021	0.018	0.120**	−0.034
	(0.033)	(0.025)	(0.048)	(0.027)
D2	0.253	0.138	−0.056	0.043
	(0.209)	(0.184)	(0.201)	(0.125)
D3	0.143	0.122	0.282	0.077
	(0.186)	(0.170)	(0.190)	(0.117)
D4	−0.033	0.117	0.316	0.123
	(0.150)	(0.094)	(0.198)	(0.093)
D5	−0.040	0.144	0.261	0.009
	(0.098)	(0.102)	(0.229)	(0.110)
D6	0.030	−0.245***	−0.085	0.025
	(0.091)	(0.071)	(0.158)	(0.107)
D7	−0.096	−0.253***	−0.104	−0.090
	(0.069)	(0.082)	(0.093)	(0.079)
常數項	−1.527	0.689	−2.537	2.546
	(3.493)	(2.116)	(3.935)	(2.045)
Hansen test	$\chi^2(25) = 6.88$	$\chi^2(25) = 7.56$	$\chi^2(25) = 12.96$	$\chi^2(25) = 9.44$
AR (2) test	0.66	1.26	1.11	2.22
觀察數	161	161	158	161

註: 括號中爲標準誤; *、**、*** 分別代表在0.1、0.05、0.01顯著水準下顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

因子, 也具有較完整的解釋能力。以各種犯罪率細項來看, 故意殺人與普通竊盜兩種犯罪率都很明顯地受到所得不均的影響, 而這兩類犯罪率在其他模型中 (見表2至表4) 亦受到所得不均的顯著影響。強盜及強制性交兩種犯罪率在較簡單的模型中受到所得不均的影響, 但此影響在表5中並不成立, 這可能是因爲在表2至表4的模型中未加入犯罪率的落後項, 也未加入時間虛擬變數, 而由於遺漏變數的問題, 以致造成吉尼係數和這兩類犯罪率之間出現虛假的正相關。

6 結論

所得分配不均是否會對犯罪率產生影響, 不管對學術理論或政策實務而言, 都是個重要的問題。本文運用台灣1998–2005年的縣市別動態追蹤資料, 估計所得分配不均對於各種犯罪率的影響。在研究方法方面, 除了 OLS 與固定效果模型外, 本文參考 Fajnzylber et al. (2002)、Gutierrez et al. (2004)、Neumayer (2005) 等研究, 採用由 Arellano and Bond (1991)、Arellano and Bover (1995) 所發展出來的系統 GMM 方法進行估計。此研究方法的優點在於可以處理內生性問題、控制固定效果、並可將「犯罪慣性」納入考量。

研究結果顯示, 如果在模型中不考慮時間虛擬變項, 則 OLS、固定效果模型、動態追蹤資料模型 GMM 估計方法都相當一致地顯示出縣市以吉尼係數代表的所得分配不均程度, 對於普通竊盜、故意殺人、強制性交犯罪率有顯著正向影響。同時在動態追蹤資料模型中, 所得分配不均顯現出對於刑案犯罪率與暴力犯罪率都有顯著正向影響。如果在模型中考慮時間虛擬變項, 則 OLS、固定效果模型、動態追蹤資料模型 GMM 估計方法相當一致地顯示出所得分配不均程度對於普通竊盜與故意殺人犯罪率有顯著正向影響。由於在 OLS 和固定效果模型中強盜和強制性交犯罪率和吉尼係數出現正相關, 可能是因爲未考慮犯罪率落後項與時間虛擬變數的遺漏變數問題所造成, 因此本研究以動態追蹤資料模型 GMM 估計方法的完整估計式爲主要結論, 亦即所得分配不均程度對於普通竊盜與故意殺人犯罪率有顯著正向影響。

本研究發現所得不均程度對於普通竊盜犯罪率有顯著正向影響, 此一

臺灣大學學術期刊資料庫

發現可以支持經濟學理論中解釋犯罪的理性選擇犯罪模型 (Becker, 1968)。我們同時也發現所得分配不均程度上升會顯著提高故意殺人犯罪率, 而且此一正向關連在不同模型設定中都相當穩固。我們的研究結論與1990年代以後國外文獻中普遍發現所得分配不均與謀殺犯罪率之間有顯著正向關連的結論一致 (Messner et al., 2002; Wang and Arnold, 2008), 也支持社會解組理論在解釋犯罪行爲上的重要性。

參考文獻

主計處 (2009), "中華民國統計資訊網: 各縣市重要統計指標查詢系統", URL: http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9.asp。(Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics (2009), "National Statistics, Republic of China (Taiwan)", http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9.asp.)

李建強 (1999), "竊盜犯罪行爲之經濟分析 — 台灣的實證研究", 《嶺東學報》, 10, 169–188。(Lee, Jian–Qiang (1999), "Qiedao fanzui xingwei zhi jingji fenxi — Taiwan de shizheng yanjiu", *Ling Dong Xue Bao*, 10, 169–188.)

李湧清・蔣基萍 (1994), "犯罪與經濟 — 一個宏觀的時間序列分析", 《警政學報》, 24, 127–146。(Lee, Yun-Ching and Chiang, Ji-Ping (1994), "Crime and economy: A time series study", *Journal of Police Science*, 24, 127–146.)

周愫嫻 (1995), "暴力犯罪與社會經濟極化現象之關係研究", 《警政學報》, 26, 283–302。(Jou, Susyan (1995), "Violent crime from socio-economic polarization: A case study in Taiwan from 1964–1992", *Journal of Police Science*, 26, 283–302.)

林明仁・劉仲偉 (2006), "失業眞的會導致犯罪嗎? 以台灣1978–2003年縣市資料爲例", 《經濟論文叢刊》, 34(4), 445–482。(Lin, Ming-Jen and Liu, Chung-Wei (2006), "Does unemployment increases crime? Evidence from county Data of Taiwan 1978–2003", *Taiwan Economic Review*, 34(4), 445–482.)

臺灣大學學術期刊資料庫

徐昀 (2001), “經濟發展與犯罪 — 台灣經驗分析民國40年至87年”, 博士論文, 台北: 國立政治大學中山人文社會科學研究所。(Shu, Shun (2001), “Economic development and crime — Taiwan experiences analysis from 1951–1998”, Ph.D. dissertation, National Chengchi University.)

張倉耀・方文碩・林哲彥 (2000), “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》, 30(1), 89–135。(Chang, Tsangyao, Fang, WenShwo, and Lin, JerYan (2000), “An empirical study of Taiwan criminal population rate based on multivariate cointegration/error-correction modeling techniques: 1951–1996”, *Police Science Quarterly*, 30(1), 89–135.)

陳奕璁 (2007), “高等教育與犯罪率 — 台灣實證研究”, 碩士論文, 台北: 國立台灣大學經濟學研究所。(Chen, Yi-Tsung (2007), “Higher education and crime rate — A panel data analysis in Taiwan”, Master thesis, National Taiwan University.)

葉金標 (2008), “台灣各縣市所得分配不均之探討”, 《財稅研究》, 40(1), 111–121。(Yeh, Jin-Biao (2008), “Taiwan ge xianshi suode fenpei bujun zhi tantao”, *Public Finance Review*, 40(1), 111–121.)

鄧煌發 (2001), “影響台灣地區近二十年來犯罪問題之社會因素及其未來發展趨勢預測之研究”, 《警大學報》, 38, 183–212。(Teng, Huang-Fa (2001), “An empirical study on significant social macro-factors in the recent two decades, Taiwan”, *Journal of Central Police University*, 38, 183–212.)

謝文彥・許春金・陳玉書・蔡田木・施雅甄 (2005), 《台灣地區犯罪未來趨向之研究》, 內政部警政署刑事警察局委託研究報告。(Xie, WenYan, Xu, ChunJin, Chen, YuShu, Cai, TianMu, and Shi, YaZhen (2005), *The Study on the Future Crime Trend in Taiwan*, Report for Criminal Investigation Bureau of National Police Agency, Ministry of the Interior.)

Arellano, M. and Bond, S. (1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Arellano, M. and Bover, O. (1995), "Another look at the instrumental variables estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, 68, 29–51.

Becker, G. (1968), "Crime and punishment: An economic approach", *Journal of Political Economy*, 76(2), 169–217.

Blundell, R. and Bond, Stephen (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.

Chiu, W. H. and Madden, P. (1998), "Burglary and income inequality", *Journal of Public Economics*, 69, 123–141.

Cook, P. and Zarkin, G. (1985), "Crime and the business cycle", *Journal of Legal Studies*, 14(1), 115–128.

Dahlberg, M. and Gustavsson, M. (2008), "Inequality and crime: Separating the effects of permanent and transitory income", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(2), 129–153.

Ehrlich, I. (1996), "Crime, punishment and the market for offenses", *Journal of Economic Perspective*, 10, 43–68.

Fajnzylber, P., Lederman, D., and Loayza, N. (2002), "Inequality and violent crime", *Journal of Law and Economics*, 45(1), 1–40.

Glaeser, E. L., Sacerdote, B., and Scheinkman, J. A. (1996), "Crime and social interactions", *Quarterly Journal of Economics*, 111(2), 507–548.

Gutierrez, M. B. S., de Mendonça, M. J. C., Sachsida, A., and Loureiro, P. R. A. (2004), "Inequality and criminality revisited: Further evidence from Brazil", in *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, 149, Sao Paulo: Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia, proceedings of the 32th Brazilian economics meeting edition.

Harer, M. D. and Steffensmeier, D. (1992), "The differing effects of economic inequality on black and white rates of violence", *Social Force*, 70(4), 1035–1054.

Holtz-Eakin, D., Newey, W., and Rosen, H. S. (1988), "Estimating vector autoregressions with panel data", *Econometrica*, 56(6), 1371–1395.

Judson, R. A. and Owen, A. L. (1999), "Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists", *Economics Letters*, 65, 9–15.

Kelly, M. (2000), "Inequality and crime", *Review of Economics and Statistics*, 82(4), 530–539.

Krivo, L. J. and Peterson, R. D. (1996), "Extremely disadvantaged neighborhoods and urban crime", *Social Forces*, 75(2), 619–648.

臺灣人文學術期刊資料庫

Merton, R. (1938), "Social structure and anomie", *American Sociological Review*, 3, 672–682.

Messner, S. F., Raffalovich, L. E., and Shrock, P. (2002), "Reassessing the cross-national relationship between income inequality and homicide rates: Implications of data quality control in the measurement of income distribution", *Journal of Quantitative Criminology*, 18(4), 377–395.

Nadanovsky, P. and Cunha-Cruz, J. (2009), "The relative contribution of income inequality and imprisonment to the variation in homicide rates among developed (OECD), south and central American countries", *Social Science and Medicine*, 69, 1343–1350.

Neumayer, E. (2005), "Inequality and violent crime: Evidence from data on robbery and violent theft", *Journal of Peace Research*, 42(1), 101–112.

Roodman, D. (2006), "How to do xtabond2: An introduction and "difference" and "system" GMM in Stata", Center for Global Development working paper, no. 103.

Savage, J. (2009), "Homicide and inequality in 'the murder capital' ", *Journal of Ethnicity in Criminal Justice*, 7(1), 3–29.

Shaw, C. and McKay, H. (1942), *Juvenile Delinquency and Urban Areas*, Chicago: University of Chicago Press.

Shaw, M., Tunstall, H., and Dorling, D. (2005), "Increasing inequalities in risk of murder in Britain: Trends in the demographic and spatial distribution of murder, 1981–2000", *Health Place*, 11(1), 45–54.

Wang, F. and Arnold, M. T. (2008), "Localized income inequality, concentrated disadvantage and homicide", *Applied Geography*, 28(4), 259–270.

West, K. (2001), "On optimal instrumental variables estimation of stationary time series models", *International Economic Review*, 42(4), 1043–1050.

投稿日期: 2009年7月29日, 接受日期: 2011年1月18日

臺灣大學學術期刊資料庫

Income Inequality and Crime: A Study Based on Regional Dynamic Panel Data from Taiwan

Mon-Chi Lio

Department of Political Economy National Sun Yat-Sen University

Ching-Chih Lu

Department of Finance National Chengchi University

This paper applies the system GMM approach along with a traditional OLS and fixed-effect model to investigate the impact of income inequality on various crime rates based on Taiwan's regional data from 1998 to 2005. In the models without time dummy variables, we find that all models consistently show that the Gini coefficient, the income inequality measure we use in this paper, has significantly positive impact on common theft, murder and forcible rape. The estimation from the system GMM approach also implies that the income inequality leads to higher crime rates and especially higher violent crime rates. Once we introduce time dummy into our models, all approaches show that the common theft and murder rate are higher with greater income inequality, which is also consistent with the connection between income inequality and the murder rate found in the literature from other countries.

Keywords: income inequality, gini coefficient, crime rate, dynamic panel data
JEL classification: K4

臺灣大學學術期刊資料庫