



國立臺灣大學社會科學院經濟學系

碩士論文

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master's Thesis

犯罪數與宣告刑總和對執行刑訂定的影響

The Effect of the Number of Crimes and the Sum of Declared
Sentences on the Executed Sentence in Taiwan

趙仁馨

Jen-Hsin Chao

指導教授：駱明慶 博士

Advisor: Ming-Ching Luoh, Ph.D.

中華民國 115 年 1 月


January, 2026

謝辭

感謝指導教授駱明慶教授的指導與審閱，以及口試委員陳旭昇教授與劉家樺教授提出的寶貴建議與修正方向。感謝國立臺灣大學提供良好的學習環境。感謝家人、朋友與工作夥伴的支持。缺少上述任一部分，本文將無法順利完成。



中文摘要



本文以 2013 至 2023 年臺灣法院裁判書資料，對數罪併罰案件定執行刑模式進行實證分析，探討「犯罪數」與「各罪宣告刑期加總」對「執行刑占法定上限之比例（執行刑占比）」及「執行刑長度」的影響。研究透過 Python 蒐集與整理六組資料集，以普通最小平方法（OLS）與固定效果模型（FE）估計，並以斷點迴歸等方法評估 2018 年頒布的「刑事案件量刑及定執行刑參考要點」，及 2023 年「評價型與事實型量刑資訊系統」啟用之政策效果。結果顯示，多數樣本中犯罪數與宣告刑期加總均與執行刑占比呈顯著負相關，但與執行刑長度呈顯著正相關；顯示當犯罪數較少或各罪宣告刑期較輕時，法官較傾向裁定接近各罪宣告刑單純加總之執行刑（即執行刑占比相對較高），而犯罪程度較嚴重者會得到更長的執行刑。至政策檢驗則未呈現一致顯著的斷點或變異減少效果，顯示政策對定執行刑決策之可辨識影響有限。

關鍵詞: 執行刑、量刑、法官行為、法實證研究、普通最小平方法、固定效果模型、斷點迴歸設計

Abstract

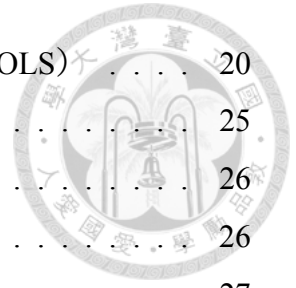
Using Taiwanese court judgments from 2013–2023, this study examines sentencing patterns in multiple-offense cases, focusing on how the number of offenses and the sum of declared sentences affect (i) the ratio of the executed sentence to the statutory upper bound and (ii) the executed-sentence length. Based on six datasets compiled with Python and estimated with OLS and fixed effects, the results show a robust negative association between the key predictors and the ratio, but a positive association with executed-sentence length. Judges appear to set relatively higher ratios in cases with fewer offenses or shorter total sentences, consistent with anchoring on the upper bound, while more severe cases receive longer executed sentences. Tests around the 2018 and 2023 reforms reveal no consistent discontinuities or reductions in dispersion, suggesting limited identifiable policy effects.

Keywords: Executed Sentence, Sentencing, Judicial Behavior, Empirical Legal Studies, Ordinary Least Squares, Fixed Effects Model, Regression Discontinuity Design

目次



謝辭	i
中文摘要	ii
Abstract	iii
目次	iv
表次	vi
1 緒論	1
2 背景說明與文獻回顧	3
2.1 背景說明	3
2.2 文獻回顧	5
3 研究問題與方法	6
3.1 研究問題	6
3.2 資料來源	7
3.3 變數說明	9
3.4 計量模型與分析方法	10
3.4.1 普通最小平方迴歸模型 (Ordinary Least Squares, OLS)	10
3.4.2 固定效果模型 (Fixed Effects Model, FE)	10
3.4.3 政策影響分析：斷點迴歸 (RD) 與以標準差為應變數的迴歸分析	11
4 研究發現	13
4.1 樣本敘述統計	13
4.2 迴歸分析: 以執行刑占比為應變數	15
4.2.1 普通最小平方迴歸模型 (Ordinary Least Squares, OLS)	15
4.2.2 固定效果模型 (Fixed Effects Model, FE)	19
4.3 迴歸分析: 以執行刑長度為應變數	20



4.3.1	普通最小平方法迴歸模型 (Ordinary Least Squares, OLS)	20
4.3.2	固定效果模型 (Fixed Effects Model, FE)	25
4.4	斷點迴歸 (RD) 與以標準差為應變數的迴歸分析	26
4.4.1	斷點迴歸 (RD)	26
4.4.2	以標準差為應變數的迴歸分析	27
4.5	小結	29
5	結論與討論	30
	參考文獻	34
	附錄	36
A	比例邏輯迴歸模型 (Fractional Logit Model, FLM)	36
A.1	自變數包含宣告刑總和	37
A.2	自變數排除宣告刑總和	38
B	各資料集樣本數、法官與被告人數及性別	39
C	變異數膨脹因子 (Variance Inflation Factor, VIF)	40

表次

1	資料說明	9
2	應變數	9
3	自變數	10
4	各資料集平均值	13
5	執行刑占比、執行刑長度與犯罪數、宣告刑總和之皮爾森相關係數	14
6	應變數為執行刑占比之 OLS 逐步模型: 竊盜 (日)	16
7	應變數為執行刑占比之 OLS 迴歸結果比較: 全部樣本	18
8	應變數為執行刑占比之 FE 結果比較: 全部樣本	20
9	應變數為執行刑長度之 OLS 逐步模型: 竊盜 (日)	22
10	應變數為執行刑長度之 OLS 迴歸結果比較: 全部樣本	24
11	應變數為執行刑長度之 FE 結果比較: 全部樣本	25
12	嚴格型 RD 估計	27
13	月標準差迴歸結果	28
14	自變數包含宣告刑總和 (FLM): 執行刑占比 ~ 犯罪數 × 宣告刑總和 + 控制項	37
15	自變數排除宣告刑總和 (FLM): 執行刑占比 ~ 犯罪數 + 控制項	38
16	各資料集樣本數、法官與被告人數及性別 (含比例)	39
17	VIF 與皮爾森 r : 犯罪數與宣告刑總和	40





1 緒論

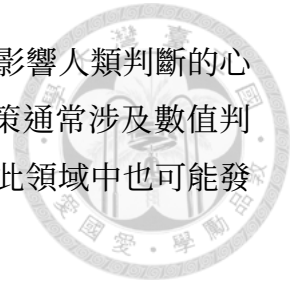
自由時報 2007 年一則新聞標題為「一罪一罰判 336 年僅需執行 5 年」，內容略以罪犯犯下 510 件竊案，依「一罪一罰」原則，被法院判刑累計刑期 336 年，但實際應執行刑期僅為 5 年，落差太大，不符立法意旨。

會有這樣的結果，是因為依我國目前法制，被告在裁判確定前，犯了多個獨立的罪，而被法官合併一起判刑時，法官除了分別於被告所犯各罪名的法定刑期 (法定刑) 內，宣告具體刑期 (宣告刑)，還要再依照刑法第 51 條規定，於數個犯罪宣告刑中的最長期以上，各宣告刑合併的刑期以下，決定被告總共應該執行的刑度 (定執行刑)，且有期徒刑案件最長不得超過 30 年，拘役案件最長不得超過 120 日。

舉例來說，被告分別犯了 3 個法定刑期為 5 年以下的普通竊盜罪，法官就各罪分別宣告刑期為 3 年、4 年及 5 年。依刑法第 51 條第 5 款規定，法官須於各宣告刑中最長刑期 (本例為 5 年) 以上，各宣告刑合併刑期以下 (本例為 3 年 + 4 年 + 5 年 = 12 年)，定其刑期，但最長不得超過 30 年。因此本例中法官可以在 5 年到 12 年的範圍內定被告的應執行刑。

關於如何在前述法律規定的上下限範圍內定執行刑，司法院在 107 年 8 月 7 日頒布「刑事案件量刑及定執行刑參考要點」，就數罪併罰定執行刑部分，提醒法官宜注意刑罰邊際效應隨刑期而遞減，及行為人所生痛苦程度隨刑期而遞增之情形，並考量行為人復歸社會之可能性。明示執行刑之酌定，宜綜合考量行為人之人格及各罪間的關係，依具體情節酌定執行刑。

前述這些抽象的文字，在具體個案中如何被實踐，一直是一個困難的問題。誠然前述新聞中犯下 510 件竊案，總宣告刑 3 百多年，執行刑期卻相當於 1 件竊案 (5 年) 的案例，會讓人覺得落差太大，但若是定最高執行期 30 年，與一些殺人案件判刑 10 幾年的刑期相較，又未免讓人於心不忍。但不管如何為難，法官終究要在法律規定範圍內，定出適當的執行刑；那究竟法官在定執行刑時，受到哪些因素的影響，以及各因素的影響程度，即為本文關注的問題。且相較於抽象的文字 (行為人的痛苦或復歸社會可能性)，具體的數字 (例如宣告刑的個別刑期或加總刑期) 或許對於法官定執行刑有更大的影響。



先前研究發現，錨定效應 (anchoring effect) 是一種普遍且穩定影響人類判斷的心理偏誤，在各種情境中影響人們對數值的估計。由於刑事量刑決策通常涉及數值判斷（例如監禁時間長度或罰金金額），研究結果顯示，錨定效應在此領域中也可能發揮重要作用 (Englich & Mussweiler, 2001)。

準此，本文預期，當犯罪數較少且宣告刑總和相對較短時，法官越可能將執行刑上限 (宣告刑總和) 作為錨定點，傾向定出與法定上限差距較小的執行刑 (例如 2 罪宣告刑各為 3 個月，各宣告刑合併刑期為 6 個月，執行刑為 5 個月，執行刑占法定上限比率為 5/6)。因為在此情境下，參考執行刑上限並不會導致過於嚴苛或社會難以接受的結果。反之，此時若將錨定點定於執行刑下限 (各罪宣告刑期中最長者)，可能產生不合理的「折扣」現象，即無論犯罪數量多少，最終的執行刑期幾乎不變。

而當所犯罪數越多，或宣告刑的刑期加總越高時，參考執行刑上限作為錨定點可能不再合理，法官在定執行刑時，可能因為不忍 (覺得上限宣告刑總和太重了)，而定出與法定上限差距較大的執行刑 (例如前述新聞案例執行刑占法定上限比率為 5/30)，亦即在此類情況下，上限不再是適合的錨定點。承此，本文預期犯罪數與宣告刑總和皆與執行刑占比 (即執行刑期占法定上限之比例) 呈現負向關係。

不管是出自同情或裁量怠惰，不當的刑期將對被告的人生產生實質且重要的影響，而要避免這種不當的影響，首先必須發現偏誤之所在，此為本文研究背景及動機。本文研究主題為影響法官定執行刑的因素，主要關注犯罪數與總刑期對法官定執行刑的影響，並兼探討如地區、被告性別、法官性別等對定執行刑的影響。本文預期影響法官定執行刑的主要因素為犯罪數與總刑期；所犯罪數越多，或宣告刑的刑期加總越高，執行刑占法定上限比率越低；反之，當宣告刑加總較輕，或罪數越少，執行刑占法定上限比率越高。

除了探討法官在定執行刑時是否存在特定量刑傾向外，實務上亦關注另一重要問題：是否存在行為人犯下更多罪行，最終獲得的執行刑反而較少此種不合理的量刑現象。本文除分析犯罪數與宣告刑總和對執行刑占比之影響外，亦進一步探討兩者對執行刑長度的影響。若在控制其他變數後，犯罪數及宣告刑總和與執行刑長度呈現負相關，則可解讀為存在不合理的量刑結果。

因竊盜及毒品案件樣本數較多，且行為人較可能重複施行，數罪併罰定執行刑案件也較多，本文擬使用司法院裁判書系統近十年地方法院第一審竊盜及毒品案件的判決作為樣本，透過蒐集刑事判決資料，以執行刑占法定刑期上限比例，及執行刑長度為應變數，各罪宣告刑期加總、所犯罪數、被告性別、地區、判決作成年份、法官性別、被告性別、執行刑最高上限、最長宣告刑期等為控制變數，進行多變數迴歸分析，檢視法官定執行刑時是否存在特定行為模式。

另併以斷點迴歸設計與以標準差為應變數的迴歸分析，檢視近年關於改善量刑偏誤的措施，例如導入量刑資訊系統，以及 2018 年頒布的「刑事案件量刑及定執行刑參考要點」等，對執行刑的影響。本文研究目的為藉由分析判決資料，找出法官定執行刑時是否存在特定行為模式，進而作為日後精進量刑措施的參考。

本文涉及量刑研究、法官行為研究，及政策成效研究，具備現實及理論的效益。就現實效益而言，除了可檢視政策的成效外，若經由發現偏誤而促使法院審慎量刑，或有助於降低不當量刑所可能產生之社會成本與勞動力損失。就學術效益而言，雖已存在大量關於量刑的研究，但大部分為理論的闡述，少部分研究雖有進行數據分析，但部分是藉由與法官的訪談資料為樣本，部分則是樣本數較少，缺乏大範圍的實證研究，且研究主題多針對各罪宣告刑行而非執行刑。

承上，本文擬藉由爬蟲程式大範圍分析近十年判決，檢視法官定執行刑時是否存在特定模式或偏誤。本文架構安排如下：第一章為緒論，第二章為背景說明與文獻回顧，第三章為研究問題與方法，說明研究問題、資料、變數與分析方法，第四章為研究發現，第五章為結論與討論。

2 背景說明與文獻回顧

2.1 背景說明

刑罰在刑事立法、刑事審判及刑事執行等三個不同的階段，有法定刑、宣告刑及執行刑之分。法定刑為刑法針對個別罪名所定之刑；宣告刑為法官在法定刑範圍內，

針對個案所宣告之刑；執行刑則為依據法官宣判內容而為執行之刑¹。

在數罪併罰案件，行為人犯獨立數罪，法官就其所犯數罪，分別定罪科刑，並依照宣告刑，併合而定應執行之刑。至於如何定執行刑，大致可分為三種原則²³：1. 吸收原則，只執行其一（兩個死刑僅執行其一），或不執行他刑（無期徒刑及有期徒刑，僅執行無期徒刑）。2. 併科原則（累加原則）：全部相加合併執行。3. 限制加重原則：以數罪中最重罪之法定刑或宣告刑為基礎，再加重一定限度的刑罰，以形成宣告刑。

我國刑法第 51 條關於多數有期徒刑及多數拘役之宣告刑，即採取限制加重原則，於數罪宣告刑中之最長期以上，各宣告刑合併之刑期以下，定執行刑，但有期徒刑不得逾 30 年，拘役不得逾 120 日。例如行為人犯了 3 罪，法官就各罪分別宣告刑期為 3 年、4 年及 5 年，執行刑的可能範圍為 5 年到 12 年。本文所欲探討者，即為此時犯罪數與各宣告刑合併刑期，對法官決定執行刑的影響。

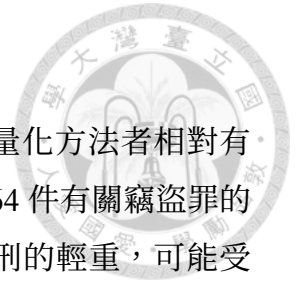
此外，為促進量刑妥適性，司法院自 2011 年起推動一系列司法量刑改革，於 2018 年頒布「刑事案件量刑及定執行刑參考要點」，明文條列量刑及定執行刑之原則及注意事項，包括「宣告刑之裁量」及「數罪併罰之定執行刑」兩大主軸。就數罪併罰之定執行刑部分，提醒法官宜注意刑罰邊際效應隨刑期而遞減及行為人所生痛苦程度隨刑期而遞增之情形，並考量行為人復歸社會之可能性，明示執行刑之酌定，宜綜合考量行為人之人格及各罪間之關係，依具體情節酌定執行刑。有關宣告刑之裁量及執行刑之酌定，將有明確標準可參，允可避免重大裁量歧異，使量刑臻於妥適。

另司法院於 2023 年啟用「評價型與事實型量刑資訊系統」，從各類犯罪之法院判決書中，蒐集判決書上記載之刑法第 57 條各款量刑審酌事由，建置量刑資訊系統。使用者於輸入欲查詢之量刑事由（例如適用法條、犯罪情節、犯後態度等）後，系統自動檢索相關判決，提供過往判決符合查詢條件之最高、最低刑度在內之量刑分布情況及刑種全貌圖。藉由上述功能，使用者得以就個案事實比對既往實務之量刑趨勢，取得與個案情狀相近之資料作為參考。本文另一項研究問題，即在於檢驗上述措施的施行，是否對法官定執行刑產生影響。

¹林山田，《刑法通論》（增訂九版，臺北市：林山田發行，2005 年），頁 423-425。

²林鈺雄，《新刑法總則》（第三版，臺北市：林鈺雄，2011 年），頁 625。

³李啓瑞（2015）。〈兩岸刑法數罪併罰之研究〉（碩士論文，東吳大學），第 46-50 頁。臺灣博碩士論文知識加值系統。取自 <https://hdl.handle.net/11296/vc5pz3>。



2.2 文獻回顧

關於量刑的研究，過去偏向文獻整理或歸納比較，採用實證量化方法者相對有限，近年量化研究漸增。例如王兆鵬 (2003) 以台灣各地方法院 1,164 件有關竊盜罪的判決，利用雙變數卡方檢定，進行量刑分析。研究發現竊盜罪量刑的輕重，可能受到法官年齡、性別、城鄉分佈等因素的影響。姜瑞貞 (2004) 以交通、竊盜及毒品案件為樣本，採用關聯分析等方式，找出影響量刑結果的重要因素，並利用多元線性迴歸，探討各項變數對量刑刑度之影響力。研究發現影響法官量刑的因素，主要由審判程序、罪名及加重刑決定，法官與犯罪者個人因素 (性別、年資、年齡等) 對於平均量刑則無顯著差異。

郭豫珍 (2008) 從法官量刑行為的研究出發，採用質化研究，對法官進行深度訪談，並藉由 2002 年至 2006 年 708 件台灣高等法院強盜罪刑事案件判決書分析，觀察刑法第 57 條所定因素或其他非法定因素，何者較具量刑審酌的重要性及其對量刑結果的影響力。研究發現量刑歧異現象確實存在，但並非所有法定量刑因素都對量刑有影響力，量化研究也發現，被害人數、湮滅證據與被害人的宥恕對刑度有顯著影響力。

林淑婷 (2014) 藉由隨機抽樣的 484 位曾經法院裁定送觀察勒戒之施用毒品者之受觀察勒戒基本資料及前科紀錄，進行施用毒品罪量刑及再犯之研究，發現女性犯施用毒品罪刑度輕於男性。李貞如 (2024) 運用計量經濟學方法，系統性分析了影響臺灣地方法院 7,155 毒品持有案件中法官量刑決策的多重因素。研究結果顯示，累犯及毒品重量對量刑具有顯著正向影響，而自首與合作供出毒品來源則顯著減輕刑期。

上述研究多為單一罪名、宣告刑即為執行刑之案件，對於涉及數罪併罰定執行刑的量刑研究則較為有限。林郁婷 (2011) 透過虛擬案件與深度訪談 14 位法官，探討各法官於應執行刑所可能考量之因素。吳瑜 (2019) 透過以嘉義地方法院民國 106 和 107 年度定應執行刑判決進行研究，以單因子變異數分析法、多元迴歸分析法統計方法，研究影響宣告刑和定應執行刑刑期之因素。該研究已指出，應執行刑除以宣告刑總合與宣告刑數量呈現負向關係，本文進一步以更大規模之樣本、涵蓋多類型犯罪，並採用不同模型加以驗證，結果同樣支持此一關係。



關於導入量刑資訊系統對法官量刑的影響，林常青（2020）以毒品案件進行量化分析，發現在使用量刑系統後，法官在毒品案件量刑的平均有逐年些微向下修正的趨勢，法官量刑分佈整體而言也逐漸縮小。

關於研究方法，蔡維哲（2018）研究主題為，犯罪時間在 96 年 4 月 24 日之前的竊盜案件，當法官在 96 年 7 月 16 日以後才宣判，在符合特定條件時，依中華民國九十六年罪犯減刑條例規定，法官必須同時宣告刑期減半，該論文探討在此種情況時，法官是否會加重原本的宣告刑期來抵銷減刑效果。其蒐集 96 年所有地方法院一審含竊盜罪的判決作為樣本，以 96 年 4 月 24 日 (犯罪時間) 與 96 年 7 月 16 日 (宣判時間) 為斷點進行斷點迴歸設計 (例如樣本限於被告於 4 月 24 日前犯罪，而斷點為宣判時間 7 月 16 日，觀察 7 月 16 日以後判決的宣告刑是否被加重)，檢視政策施行對法官量刑的影響，結果顯示，政策實施後法官的量刑行為確有改變。

相較於過往多聚焦於單一罪名或宣告刑之量刑研究，本文聚焦於較少被探討的數罪併罰定執行刑案件，結合超過一萬筆涵蓋不同犯罪類型之判決資料，透過迴歸分析進行實證檢視。除採用傳統多元迴歸方法外，進一步引入固定效果模型 (FE) 並搭配叢集標準誤 (clustered standard errors)，以強化估計結果的穩健性。此外，本文亦運用斷點迴歸設計 (RD) 與標準差為應變數之迴歸模型，檢視量刑政策導入對實務上定執行刑可能造成的影響。

3 研究問題與方法

3.1 研究問題

本文欲探討的內容為，法官定執行刑時，是否存在特定模式或偏誤？亦即在犯罪數較少及各罪宣告刑較輕的情況，法官是否會比較傾向定出一個接近各宣告刑刑期單純相加的執行刑 (執行刑占各宣告刑加總比例較高)？又當行為人所涉犯罪數或各罪宣告刑期加總增加時，其執行刑是否反而降低？以及量刑政策導入對定執行刑裁量是否造成影響？

準此，本文提出以下研究問題：



1. **執行刑占法定上限 (宣告刑總和或法定最高上限) 之比例，與所犯罪數及各罪宣告刑期加總呈負相關。**亦即，當犯罪數愈多或總宣告刑期愈長時，執行刑相對於法定上限的比例越低；反之，在犯罪數較少且總宣告刑較短的情況下，法官所定之執行刑較傾向接近法定上限，使其占比較高。
2. **執行刑長度與所犯罪數及各罪宣告刑期加總呈負相關。**亦即，當犯罪數愈多或總宣告刑期愈長時，執行刑長度反而下降。
3. **政策介入 (2018 年頒布的刑事案件量刑及定執行刑參考要點，及 2023 年啟用的評價型及事實型量刑資訊系統)，對法官定執行刑產生影響。**

3.2 資料來源

竊盜罪的處罰可分為較輕的拘役 (1 日以上，60 日未滿的短期監禁) 及較重的有期徒刑 (2 月以上 15 年以下的長期監禁)，施用毒品及販賣毒品處罰同為有期徒刑，但兩者刑度輕重有別，販賣毒品刑期較重，可作為觀察法官定執行刑時⁴是否會因刑之輕重而有不同傾向的參考。且以上罪名具有樣本數多，易反覆實施的特性，有助於進行大量樣本之實證分析。

因此，本文選擇蒐集關於以上 4 種犯罪類型 (竊盜罪拘役案件、竊盜罪有期徒刑案件、施用毒品有期徒刑案件、販賣毒品有期徒刑案件)，單一行為人觸犯同種類罪名，數罪併罰定執行案件 (例如同一人觸犯 3 次竊盜罪，均被判處拘役的數罪併罰案件) 作為樣本。

本文首先利用 python，以 Selenium 套件撰寫自動化爬蟲程式，於司法院裁判書系統 (<https://judgment.judicial.gov.tw>) 模擬一般使用者的操作流程，例如選擇法院、輸入裁判期間及輸入關鍵字 (如「竊盜」、「執行刑」、「併罰」) 等，篩選出 2013 年 1 月 1 日至 2023 年 12 月 31 日，以上 4 種類型，依刑法第 51 條數罪併罰的判決。

接下來利用程式逐一開啟每一件裁判書，然後將判決全文及相關資料 (如日期及裁判字號) 儲存為.xlsx 檔案。經過資料清理 (Data Cleaning) 程序，刪除涉及共犯，或參雜別種罪名 (例如竊盜罪與不能安全駕駛罪)，或是有缺漏的資料等，再利用正則

⁴法院分案除另有規定外，原則上以電腦抽籤方式為之。

表示式 (regular expressions)，從判決全文擷取各罪個別宣告刑期、執行刑、犯罪數、法院所在地區、被告與法官姓名等所需相關資訊。最後再就每一案件加總各罪宣告刑期，得到總宣告刑期，並計算執行刑占法定上限之比例。

就被告與法官的性別，若裁判書中有明確記載則直接擷取；若無則參考內政部全國姓名統計分析所列常見男性或女性姓名用字 (例如「婷」多用於女性姓名，「雄」則多用於男性姓名)，利用 Python 程式輔助比對判斷性別；無法判斷則將性別欄位空白。

此外本文另蒐集 2013 年至 2023 年，與前述 4 資料集相同期間，單一行為人但不限定為同種類罪名 (例如施用毒品罪及不能安全駕駛罪) 的數罪併罰案件隨機樣本，依處罰種類分為拘役或有期徒刑案件，每年各 100 案，以觀察罪名種類不同時，輕罪及重罪的量刑差異，並作為對於前述 4 單一罪名資料集的對照。

因司法院裁判書系統限制查詢結果如超出 500 筆，將只顯示前 500 筆資料，故本文先將 2013 年至 2023 年按季 (每 3 個月) 劃分，於每一季中先隨機選出法院，再從該法院於該季之判決中隨機選擇 1 筆資料下載，直到每個季度 (區間) 取得 25 筆資料，每年共 100 筆資料 (經資料清理程序後，最終樣本每年少於 100 案)。

本文總計蒐集 6 個資料集，分述如下:

表 1: 資料說明

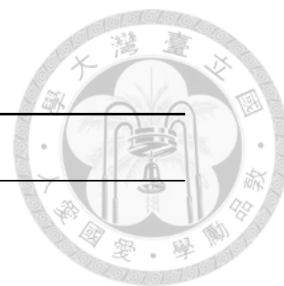
資料集名稱	說明	樣本數
(1) 竊盜 (日)	刑法第 320 條第 1 項竊盜罪，處罰為拘役的數罪併罰案件 (單位：日)	5,075
(2) 竊盜 (月)	刑法第 320 條第 1 項竊盜罪，處罰為有期徒刑的數罪併罰案件 (單位：月)	4,004
(3) 施用毒品 (月)	毒品危害防制條例第 10 條施用毒品罪，處罰為有期徒刑的數罪併罰案件 (單位：月)	11,101
(4) 販賣毒品 (月)	毒品危害防制條例第 4 條販賣毒品罪，處罰為有期徒刑的數罪併罰案件 (單位：月)	2,529
(5) 隨機 (日)	不分犯罪類型，處罰為拘役的數罪併罰案件 (單位：日)	767
(6) 隨機 (月)	不分犯罪類型，處罰為有期徒刑的數罪併罰案件 (單位：月)	655

3.3 變數說明

表 2: 應變數

名稱	定義
執行刑占比	執行刑除以各罪宣告刑加總；在各罪宣告刑加總超過法律規定的最高上限時 (120 日或 30 年)，則除以該最高上限
執行刑長度	執行刑刑期，單位為日或月 (視資料而定)

表 3: 自變數



名稱	定義
宣告刑總和	各罪宣告刑期總和*
犯罪數	總犯罪數
最高宣告刑	各罪宣告刑期中最長者 (亦即法定執行刑下限)
六都	判決法院是否屬於六都 (臺北市、新北市、桃園市、臺中市、臺南市、高雄市) (1 = 六都)
地區	作成判決法院所屬地區 (例如台北市、高雄市)
年份	判決作成年份
女性法官	法官為女性 (1 = 女性)
女性被告	被告為女性 (1 = 女性)
最高上限	各罪宣告刑期總和是否超過法定最高上限 (120 日或 30 年) (1 = 超過)
法官	各案件承審法官

^a 除隨機資料集罪名可能不同外，其餘四資料集罪名均相同。

3.4 計量模型與分析方法

3.4.1 普通最小平方法迴歸模型 (Ordinary Least Squares, OLS)

本文首先建立 OLS 迴歸模型，以犯罪數與宣告刑總和為主要自變數，並控制地區、年份、最高宣告刑、執行上限、被告性別等其他變數，以檢驗犯罪數及宣告刑總和與應變數的關係。並先以竊盜 (日) 樣本呈現逐步納入變數的迴歸結果，再提供完整六個資料集的 OLS 估計。

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{犯罪數}_i + \beta_2 \text{宣告刑總和}_i + \beta_3 (\text{犯罪數} \times \text{宣告刑總和})_i + \text{控制項}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

3.4.2 固定效果模型 (Fixed Effects Model, FE)

在普通最小平方法 (OLS) 下，犯罪數或宣告刑總和的係數可能同時反映了案件本身的特性 (例如犯罪數增加執行刑占比下降)，以及法官或地區的嚴格度差異。固

定效果模型 (FE) 透過控制地區、年份與法官等固定差異，只利用同一法官或同一地區內案件的變化進行估計。若在控制後結果仍具顯著性，即可推論影響並非因為某些法官特別嚴格或某些地區相對寬鬆，而是案件本身特性所造成。

由於每個案件都是由特定法官判決，而法官又隸屬於不同法院，所以資料本身有階層結構，案件 (樣本) 可能並非獨立，而是呈現案件從屬於法官與法院之下的群聚特性，若忽略此結構，將所有案件視為獨立樣本，可能低估標準誤並導致推論偏誤。因為同一法官可能有相似的量刑習慣，同一法院的案件也可能因地區性因素而趨於一致，如果把這些案件都當成獨立樣本，可能會得到許多相似的樣本 (大量相似資訊)，但是實際有效樣本 (獨立資訊) 反而比較少，造成變異數及標準誤被低估。為處理這個問題，本文採用固定效果模型 (FE) 搭配叢集標準誤 (clustered standard errors)，以修正同群體內誤差相關性所造成的偏誤。

傳統 FE 通常用於追蹤同一個體在不同時間的重複觀測，以吸收不隨時間變化的個體異質性；本研究資料並非傳統的追蹤資料 (panel data)，而是由大量獨立案件組成。為避免地區、年份或法官等群組層級差異，被誤判為案件層級解釋變數 (如犯罪數或宣告刑總和) 的效果，本文將地區、年份及法官納入迴歸模型作為固定效果。亦即此處的 FE 並非用於「同一個體的跨期追蹤」，而是廣義地運用虛擬變數來吸收群組不隨案件改變的異質性，以確保估計結果更聚焦於案件本身特徵對量刑結果的影響。

$$Y_{ijrt} = \beta_0 + \beta_1 \text{犯罪數}_{ijrt} + \beta_2 \text{宣告刑總和}_{ijrt} + \beta_3 (\text{犯罪數} \times \text{宣告刑總和})_{ijrt} \\ + \text{控制項}_{ijrt} + \gamma_r + \delta_t + \theta_j + \varepsilon_{ijrt} \quad (2)$$

模型納入地區固定效果 (γ_r)、年份固定效果 (δ_t) 及法官固定效果 (θ_j)，並控制最高宣告刑、最高上限、被告性別等變數。由於地區與法官已由固定效果吸收，為避免共線性 (自變數彼此間高度相關)，不再額外加入「六都」與「法官性別」作為自變數。

3.4.3 政策影響分析：斷點迴歸 (RD) 與以標準差為應變數的迴歸分析

為評估 2018 年 8 月 7 日頒布之刑事案件量刑及定執行刑參考要點，以及 2023 年 2 月 6 日啟用之評價型與事實型量刑資訊系統可能帶來的影響，本文採用斷點迴歸設



計 (RD) 與以標準差為應變數的迴歸分析進行分析。

1. 斷點迴歸 (RD) 由於政策實施至實際影響司法判決之間可能存在時間落差，例如 2018 年 8 月 7 日作成的判決可能來不及參考剛剛公布的要點，故將斷點設定於政策實施日後一個月，即 2018 年 9 月 7 日與 2023 年 3 月 6 日，而非政策施行的當天。

$$Y_{it} = \alpha + \tau \cdot \mathbf{1}(t \geq c) + f(t - c) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

τ 代表斷點的干預效果 (treatment effect)，用以檢驗政策是否導致執行刑占比或執行刑長度出現不連續的變化。

2. 以每月標準差為應變數之 OLS 分析： 上述參考要點與量刑資訊系統主要目的在於提升量刑之妥適、公平及透明性，藉由提供可資依循的判斷標準，以降低裁量差異並增進量刑結果的可預測性。若制度能有效運作，應可降低量刑結果的變異幅度。

準此，本文進一步採用時間序列資料評估政策介入效果，以「執行刑占比」與「執行刑長度」的月標準差作為應變數，將各月份之變異程度依時間順序整理為時間序列，並以政策實施日後一個月作為介入時點，透過迴歸模型控制既有之時間趨勢，將政策施行前的變化趨勢視為基準，檢驗政策施行後月標準差是否出現統計上顯著變動，以檢驗政策施行前後量刑結果變異性之變化。

$$sd_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{時間}_t + \beta_2 \cdot \text{政策施行前}_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

自變數 **政策施行前_t** 為 1 代表時間 (月份) 屬於政策施行前，為 0 代表時間 (月份) 屬於政策施行後。若 β_2 顯著，表示存在政策效果；若 β_2 為正，則表示政策施行前的變異程度較大，顯示政策施行後一致性提升；反之，若 β_2 為負，則表示政策施行後變異程度增加，可能代表一致性下降或政策效果有限。



4 研究發現

4.1 樣本敘述統計

表 4: 各資料集平均值

資料集	執行刑占比 平均值	宣告刑總和 平均值	犯罪數 平均值	執行刑長度 平均值
竊盜 (日)	0.81	76.52	3.12	57.18
竊盜 (月)	0.75	12.49	3.39	8.59
施用毒品 (月)	0.79	13.56	2.39	10.51
販賣毒品 (月)	0.41	420.81	6.22	95.44
隨機 (日)	0.82	88.18	3.05	58.37
隨機 (月)	0.70	72.96	3.89	22.66

表 4 執行刑占比平均值顯示: 刑期單位同為月, 較輕的犯罪類型 (竊盜或施用毒品), 執行刑占比平均值 (0.75 或 0.79) 高於刑期較重的犯罪類型 (販賣毒品:0.41)。同為刑期較輕的犯罪類型 (竊盜), 宣告刑較短的案件 (刑期單位為日的拘役案件), 執行刑占比平均值 (0.81) 高於宣告刑較長的案件 (刑期單位為月的有期徒刑案件:0.75)。隨機案件樣本亦呈現輕罪 (刑期單位為日) 執行刑占比平均值 (0.82), 高於重罪 (刑期單位為月) 平均值 (0.7) 現象。以上結果顯示, 不論同樣類型或不同犯罪型態, 輕罪執行刑占比平均值高於重罪。

表 5: 執行刑占比、執行刑長度與犯罪數、宣告刑總和之皮爾森相關係數

資料集	應變數	自變數	相關係數
竊盜 (日)	執行刑占比	犯罪數	0.004
		宣告刑總和	0.350***
	執行刑長度	犯罪數	0.324***
		宣告刑總和	0.812***
竊盜 (月)	執行刑占比	犯罪數	-0.513***
		宣告刑總和	-0.449***
	執行刑長度	犯罪數	0.619***
		宣告刑總和	0.790***
施用毒品 (月)	執行刑占比	犯罪數	-0.416***
		宣告刑總和	-0.246***
	執行刑長度	犯罪數	0.459***
		宣告刑總和	0.924***
販賣毒品 (月)	執行刑占比	犯罪數	-0.306***
		宣告刑總和	-0.030
	執行刑長度	犯罪數	0.273***
		宣告刑總和	0.578***
隨機 (日)	執行刑占比	犯罪數	0.058
		宣告刑總和	0.141***
	執行刑長度	犯罪數	0.236***
		宣告刑總和	0.260***
隨機 (月)	執行刑占比	犯罪數	-0.591***
		宣告刑總和	-0.457***
	執行刑長度	犯罪數	0.353***
		宣告刑總和	0.663***

***: $p < 0.01$

表 5 結果顯示，執行刑長度與犯罪數及宣告刑總和均呈現正相關；但執行刑占比與上述兩變數的關聯則不一致。在刑度較重、刑罰單位為月的樣本中，二者呈現負相關，反映宣告刑總和愈長或罪數愈多，執行刑占比下降；在罪名較輕、刑罰單位為日的樣本中，則呈現正相關，顯示宣告刑總或罪數增加時，執行刑占比上升。



4.2 迴歸分析: 以執行刑占比為應變數

4.2.1 普通最小平方法迴歸模型 (Ordinary Least Squares, OLS)

表 6 顯示針對竊盜 (日) 樣本的逐步 OLS 迴歸結果。一開始僅納入「犯罪數」時 (模型 1), 係數為正且不顯著, 但從模型 2 開始加入「宣告刑總和」後, 「犯罪數」的係數均為顯著負值 (約-0.009 至 -0.018), 顯示在控制宣告刑總和後, 犯罪數增加會使執行刑占比下降。而宣告刑總和的係數則均呈現顯著正向效果 (約 0.0003 至 0.001), 顯示總宣告刑期愈長, 執行刑占比反而提高。

因犯罪數對應變數的影響, 可能會隨著宣告刑總和增加而改變, 反之亦然, 為納入此種差異, 進一步引入交互項「犯罪數 × 宣告刑總和」(模型 3)。結果顯示, 係數雖然數值偏小 (0.000007 至 0.00001), 但在所有樣本中皆呈顯著正向, 代表在犯罪數較多且刑期總和較長的情況下, 兩者會產生交互作用, 部分抵銷犯罪數本身的負向效果。亦即當犯罪數與宣告刑總和同時增加時, 執行刑占比的下降幅度將會獲得緩和。

逐步加入其他控制其他條件後 (模型 4 至 8), 「六都」地區係數均為正向顯著 (約 0.01), 顯示都會法院的執行刑占比普遍較高; 「年份」則均呈現顯著負向 (-0.002), 顯示在樣本期間內, 執行刑占比有逐漸下降的趨勢。「最高上限」(0.04 至 0.56) 均呈現顯著正向, 顯示當案件的總宣告刑超過最高上限 (此竊盜 (日) 樣本為 120 日) 時, 執行刑將接近此最高上限, 亦即執行刑占比將接近 1。「最高宣告刑期」係數 (0.002) 亦均呈現顯著正向, 顯示案件的最高宣告刑如果越長, 將使執行刑占比增加。性別相關變數 (法官、被告性別及其交互項) 並未達顯著, 顯示性別在此樣本中對應變數並未呈現穩定一致的影響。

模型適配度 (R^2) 顯示, 僅納入「犯罪數」時 (模型 1) 幾乎沒有解釋力, 在加入「宣告刑總和」後, R^2 立即提升至 0.204 (模型 2), 顯示刑度總和在解釋執行刑占比上具有關鍵作用。逐步納入其他控制變數後, R^2 進一步提升至 0.251 (模型 8), 反映將宣告刑總和與相關控制變數納入迴歸模型具有合理性與必要性, 有助於更全面解釋執行刑占比的差異。

由於各罪宣告刑總和係由多個個別犯罪之刑期加總, 與犯罪數呈高度相關 (本資

料集皮爾森相關係數 $r=0.639$)。為評估此一結構性相關對迴歸結果之影響，本文進行多重共線性診斷 (collinearity diagnostics)。結果顯示，犯罪數與宣告刑總和之變異數膨脹因子 (VIF) 分別為 4.007 與 6.256，未達常見之嚴重門檻 ($VIF \geq 10$)，顯示共線性主要提高標準誤而非改變係數方向，本文之主要推論應不致受影響 (各資料集之 VIF 詳附錄 C)。

表 6: 應變數為執行刑占比之 OLS 逐步模型: 竊盜 (日)

執行刑占比 ~ 犯罪數 × 宣告刑總和 + 控制項								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
犯罪數	0.0002 (0.001)	-0.014*** (0.001)	-0.017*** (0.001)	-0.017*** (0.001)	-0.017*** (0.001)	-0.018*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.009*** (0.001)
宣告刑總和		0.001*** (0.00003)	0.001*** (0.00003)	0.001*** (0.00003)	0.001*** (0.00003)	0.001*** (0.00004)	0.0003*** (0.00006)	0.0003*** (0.00006)
犯罪數 × 宣告刑總和			0.000007*** (0.000001)	0.000007*** (0.000001)	0.000007*** (0.000001)	0.00001*** (0.000002)	0.00001*** (0.000002)	0.00001*** (0.000002)
六都				0.010*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.012*** (0.003)
年份					-0.002*** (0.0004)	-0.002*** (0.0004)	-0.002*** (0.0004)	-0.002*** (0.0004)
最高上限						0.040*** (0.005)	0.053*** (0.005)	0.056*** (0.006)
最高宣告刑期							0.002*** (0.0001)	0.002*** (0.0001)
女性法官								0.003 (0.003)
女性被告								-0.004 (0.004)
女性法官 × 女性被告								-0.003 (0.006)
截距	0.811*** (0.002)	0.769*** (0.002)	0.777*** (0.003)	0.769*** (0.004)	5.238*** (0.875)	5.113*** (0.871)	5.162*** (0.853)	5.244*** (0.890)
樣本數	5074	5074	5074	5074	5074	5074	5074	4731
調整後 R ²	-0.000	0.204	0.207	0.209	0.213	0.221	0.251	0.251

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

各欄依序逐步加入變數：犯罪數 → 宣告刑總和 → 犯罪數 × 宣告刑總和 → 六都 → 年份
→ 最高上限 → 最高宣告刑期 → 女性法官 × 女性被告



表 7 彙整不同類型犯罪樣本的 OLS 迴歸結果，顯示「犯罪數」在幾乎所有樣本中皆呈顯著負向影響，僅在隨機 (日) 樣本中未達顯著，可能因樣本數不足或內部異質性較高，致使估計結果不穩定。此一結果顯示，在控制其他條件後，隨著犯罪數增加，執行刑占比普遍呈現下降趨勢。

「宣告刑總和」在竊盜 (日) 樣本的係數顯著為正，顯示總宣告刑期愈長，執行刑占比反而提高，與本文預設結果不同，可能的解釋為竊盜 (日) 樣本為處罰較輕的拘役案件 (執行刑上限最高 120 日)，法官隨宣告刑總和增加而增加執行刑，較不易有刑罰過重的疑慮；竊盜 (月)、施用毒品 (月)、販賣毒品 (月) 及隨機 (月) 樣本中則均呈顯著負向，意即宣告刑總和增加時，執行刑占比下降，與本文預設結果相同；而隨機 (日) 樣本則未達顯著水準，原因可能同上，因為樣本數較少或內部異質性較高所致。

整體而言，「犯罪數」及「宣告刑總和」在多數樣本中皆與執行刑占比呈顯著負相關。交互項「犯罪數 × 宣告刑總和」在除了隨機 (日) 樣本中皆顯著為正，表示犯罪數與宣告刑總和的影響並非單純相加，而是在兩者同時增加時，會部分抵消彼此的負面效應。

其餘控制變數部分，「六都」的係數大多顯著為正 (如竊盜與毒品樣本)，顯示都會地區的執行占比普遍較高；「年份」係數在除了隨機 (日) 樣本中均顯著為負，顯示隨時間推移，執行刑占比有下降趨勢。「最高上限」僅在竊盜 (日)、販賣毒品及隨機 (日) 三個資料集中有估計值，原因在於只有這些樣本中出現部分案件的總宣告刑超過法定最高上限。結果顯示，在輕罪竊盜 (日) 與隨機 (日) 樣本中，係數呈顯著正向，亦即當案件的總宣告刑超過最高上限 (兩者皆為 120 日) 時，執行刑將逼近此上限，執行刑占比將趨近於 1。

「最高宣告刑期」係數 (0.002 至 0.008) 在幾乎所有樣本中均呈現顯著正向，顯示案件的最高宣告刑如果越長，將使執行刑占比增加。至於「女性法官」與「女性被告」的效果，多數樣本未呈顯著差異。僅在竊盜 (月) 與販賣毒品樣本中，女性法官與執行刑占比呈顯著負相關；另在竊盜 (月) 樣本中，女性被告與執行刑占比亦呈顯著負相關。此一結果顯示，性別因素在特定犯罪類型中可能對量刑有所影響，但並非普



遍存在於所有樣本之中。

各模型的解釋力 (R^2) 約介於 0.16 至 0.59。隨機 (日) 樣本可能因樣本數有限且內部異質性較高，僅能解釋有限的變異；竊盜 (日) 與施用毒品樣本的 R^2 約為 0.22 至 0.25，竊盜 (月)、販賣毒品與隨機 (月) 樣本的 R^2 則為 0.34 至 0.6，顯示模型在這些樣本中具備相對良好的解釋力。

表 7: 應變數為執行刑占比之 OLS 迴歸結果比較：全部樣本

	執行刑占比 ~ 犯罪數 × 宣告刑總和 + 控制項					
	竊盜 (日)	竊盜 (月)	施用毒品 (月)	販賣毒品 (月)	隨機 (日)	隨機 (月)
犯罪數	-0.009*** (0.001)	-0.028*** (0.001)	-0.036*** (0.002)	-0.012*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.040*** (0.003)
宣告刑總和	0.0003*** (0.0001)	-0.002*** (0.0003)	-0.005*** (0.0003)	-0.00005*** (0.00002)	-0.00004 (0.00005)	-0.004*** (0.0002)
犯罪數 × 宣告刑總和	0.00001*** (0.000002)	0.0001*** (0.00001)	0.0004*** (0.00004)	0.00001*** (0.0000005)	0.000004 (0.000003)	0.0003*** (0.00003)
六都	0.012*** (0.003)	0.013*** (0.004)	0.012*** (0.002)	0.022*** (0.005)	0.005 (0.007)	-0.002 (0.010)
年份	-0.002*** (0.0004)	-0.007*** (0.001)	-0.005*** (0.0003)	-0.006*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.004** (0.002)
女性法官	0.003 (0.003)	-0.013*** (0.004)	0.0003 (0.002)	-0.015*** (0.005)	-0.005 (0.008)	-0.006 (0.010)
女性被告	-0.004 (0.004)	-0.039*** (0.008)	-0.001 (0.003)	0.006 (0.011)	-0.005 (0.013)	0.006 (0.018)
女性法官 × 女性被告	-0.003 (0.006)	0.016 (0.011)	0.002 (0.005)	0.010 (0.015)	-0.007 (0.016)	-0.053** (0.027)
最高上限	0.056*** (0.006)	-	-	-0.092*** (0.008)	0.069*** (0.012)	-
最高宣告刑期	0.002*** (0.0001)	0.0004 (0.0003)	0.008*** (0.0004)	0.002*** (0.0001)	0.002*** (0.0003)	0.005*** (0.0005)
截距	5.244*** (0.890)	15.762*** (1.209)	10.585*** (0.699)	11.537*** (1.677)	3.416 (2.173)	8.922*** (3.236)
樣本數	4731	3674	10512	2428	755	606
調整後 R^2	0.251	0.337	0.224	0.357	0.158	0.594

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

各資料集宣告刑期總和超過法定最高上限案件比例: 竊盜 (日) 約 16%、販賣毒品約 39%、隨機 (日) 約 13%。



4.2.2 固定效果模型 (Fixed Effects Model, FE)

表 8 呈現固定效果模型的估計結果，控制判決地區、年份與法官固定效果，並納入最高上限、最高宣告刑期、被告性別及犯罪數 × 宣告刑總和交互項等變數。由於在 OLS 下，犯罪數或宣告刑總和的係數可能同時反映案件特性與法官或地區的差異。固定效果模型 (FE) 吸收地區、年份與法官的固定差異，僅利用同一法官或地區內的案件變化進行估計；若結果仍顯著，即可認為是案件本身特性所致，而非外部差異造成。結果顯示，在控制地區、年份與法官差異後，「犯罪數」在所有樣本中仍呈顯著負向效果 (係數約 -0.01 至 -0.04)，再次驗證罪數愈多，執行刑占比愈低的趨勢，顯示即使排除法官個人偏好或地區特性，犯罪數對執行刑占比的影響依舊顯著且一致，亦即此一負向關係是源於案件本身特性，而非源於不同法官或地區的差異。

「宣告刑總和」在竊盜 (月)、施用毒品、販賣毒品與隨機 (月) 等多數樣本呈顯著負向，但在竊盜 (日) 與隨機 (日) 則為正值；此一結果與 OLS 的趨勢一致，在刑度較重的案件中與執行刑占比呈負向。交互項「犯罪數 × 宣告刑總和」在六個樣本中全數顯著為正，顯示犯罪數與刑度的效果會互相緩和，當犯罪數與總宣告刑同時增加時，執行刑占比下降幅度受到抑制。

「最高上限」僅在輕罪竊盜 (日) 樣本中，係數呈顯著正向，亦即當案件的總宣告刑超過最高上限 (兩者皆為 120 日) 時，執行刑將逼近此上限，執行刑占比將趨近於 1。「最高宣告刑期」係數 (0.002 至 0.008) 在幾乎所有樣本中均呈現顯著正向，顯示案件的最高宣告刑如果越長，將使執行刑占比增加。至於「被告性別」僅在竊盜 (月) 樣本中，女性被告與執行刑占比呈顯著負相關，其他樣本則未見一致性影響。

在模型解釋力方面，與 OLS (約 0.16 至 0.59) 相比，FE 模型的 R^2 整體更高 (0.29 至 0.63)，反映出固定效果模型提升了模型適配度。組內 R^2 反映模型在控制個體固定效果 (例如不同法官或不同地區的系統性差異) 後，能否有效解釋同一法官或同一地區應變數變化情形。實證結果顯示，組內 R^2 普遍低於整體 R^2 ，顯示模型的解釋力有相當一部分是源自於地區或法官之間的結構性差異。換言之，若未控制固定效果，模型表面上的高解釋力實際上是反映了不同法官或地區在量刑上的固有差異，而非案件本身的變數 (例如犯罪數、宣告刑總和、性別等) 對量刑結果的解釋能力。

表 8: 應變數為執行刑占比之 FE 結果比較：全部樣本

執行刑占比 ~ 犯罪數 × 宣告刑總和 + 控制項 (地區, 年份, 法官 FE)

	竊盜 (日)	竊盜 (月)	施用毒品 (月)	販賣毒品 (月)	隨機 (日)	隨機 (月)
犯罪數	-0.011*** (0.001)	-0.026*** (0.002)	-0.033*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.040*** (0.006)
宣告刑總和	0.0004*** (0.0001)	-0.003*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.0001** (0.00003)	0.0005* (0.0002)	-0.004*** (0.0003)
犯罪數 × 宣告刑總和	0.00001*** (0.000002)	0.0001*** (0.00002)	0.0004*** (0.0001)	0.00001*** (0.000001)	0.00003*** (0.00001)	0.0003*** (0.00005)
最高上限	0.053*** (0.009)	-	-	-0.085*** (0.013)	0.028 (0.031)	-
最高宣告刑期	0.002*** (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.008*** (0.001)	0.002*** (0.0002)	0.002*** (0.0005)	0.005*** (0.001)
女性被告	-0.003 (0.004)	-0.022*** (0.006)	-0.001 (0.003)	0.011 (0.009)	-0.014 (0.010)	-0.028 (0.023)
樣本數	4983	3954	10948	2471	755	614
調整後 R ²	0.354	0.438	0.369	0.432	0.288	0.628
調整後組內 R ²	0.259	0.345	0.212	0.355	0.238	0.564

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

括號內為雙向叢集標準誤 (地區、法官)

固定效果：地區、年份、法官

4.3 迴歸分析: 以執行刑長度為應變數

4.3.1 普通最小平方法迴歸模型 (Ordinary Least Squares, OLS)

除了探討法官在定執行刑時是否存在特定量刑傾向外，實務上亦關注另一重要問題：是否存在行為人犯下更多罪行，最終獲得的執行刑卻與犯罪數較少者相近，進而形成「犯罪越多反而越划算」的不合理折扣現象。

本文除分析犯罪數與宣告刑總和對執行刑占比之影響外，亦進一步探討兩者對執行刑長度之影響。若在控制其他變數（如宣告刑總和）後，犯罪數與執行刑長度呈

現負相關，將可視為支持「犯罪折扣」效應。為驗證此一研究問題，本文依序採用普通最小平方法（OLS）及固定效果模型（FE）進行實證分析。

表 9 顯示竊盜（日）樣本的 OLS 逐步迴歸結果。僅納入「犯罪數」時係數顯著為正（模型 1），顯示罪數增加執行刑長度亦隨之增加。但在控制「宣告刑總和」後（模型 2 至 6），犯罪數的效果轉為顯著負向（約 -1.4 至 -3.7），意即在刑度加總相同的條件下，犯罪數越多反而使執行刑長度減少。進一步納入「最高宣告刑期」作為控制變數後（模型 7、模型 8），「犯罪數」的效果再度轉為顯著正向（約 2），顯示若未控制「最高宣告刑期」可能會使犯罪數對執行刑長度的影響被不當估計，亦凸顯納入該變數作為控制項的適切性。

「宣告刑總和」在模型 2 至 6 均顯著為正（約 0.54 至 0.60），表示總宣告刑期越長，執行刑也會同步增加；但在納入更多控制變數後（模型 7、8），其係數顯著下降（約 0.25），顯示宣告刑總和的影響部分被自變數「最高宣告刑期」吸收。交互項「犯罪數 × 宣告刑總和」均為顯著負向，代表當犯罪數與總宣告刑同時增加時，執行刑長度的增加幅度將受到抑制。

「六都」法院的判決執行刑長度普遍較高（係數約 0.9 至 1.1），但「年份」係數為顯著負向（約 -0.35），顯示執行刑長度有下降趨勢。「最高上限」（約 10 至 18）與最高宣告刑期（約 0.95）皆為顯著正值，且總宣告刑是否超過法定上限對執行刑長度影響頗高。性別效果顯示女性被告執行刑長度較短（約 -1.3），但女性法官判決則略偏重（約 0.79）。

模型解釋力隨控制變數增加大幅提升， R^2 從模型 1 的 0.105 躍升至模型 8 的 0.855。與前述以「執行刑占比」為應變數的 OLS 模型相較，當應變數改為「執行刑長度」時，自變數（如宣告刑總和、最高上限、最高宣告刑期等）的解釋力更為明顯。

表 9: 應變數為執行刑長度之 OLS 逐步模型: 竊盜 (日)

	執行刑長度 ~ 犯罪數 × 宣告刑總和 + 控制項							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
犯罪數	3.654*** (0.150)	-3.698*** (0.108)	-1.404*** (0.133)	-1.406*** (0.133)	-1.390*** (0.133)	-1.689*** (0.133)	2.055*** (0.124)	2.307*** (0.129)
宣告刑總和		0.575*** (0.005)	0.600*** (0.005)	0.600*** (0.005)	0.598*** (0.007)	0.543*** (0.007)	0.251*** (0.007)	0.238*** (0.008)
犯罪數 × 宣告刑總和			-0.006*** (0.0002)	-0.006*** (0.0002)	-0.006*** (0.0002)	-0.005*** (0.00024454)	-0.005*** (0.0002)	-0.005*** (0.0002)
六都				0.970** (0.477)	0.983** (0.475)	0.977** (0.469)	0.937** (0.369)	1.152*** (0.377)
年份					-0.355*** (0.070)	-0.336*** (0.069)	-0.361*** (0.054)	-0.377*** (0.056)
最高上限						10.743*** (0.874)	17.644*** (0.699)	18.120*** (0.723)
最高宣告刑期							0.959*** (0.017)	0.987*** (0.018)
女性法官								0.796** (0.394)
女性被告								-1.295** (0.572)
女性法官 × 女性被告								0.135 (0.787)
截距	45.784*** (0.622)	24.683*** (0.398)	17.783*** (0.454)	17.071*** (0.573)	733.921*** (141.543)	699.558*** (139.521)	728.982*** (109.822)	759.905*** (113.811)
樣本數	5075	5075	5075	5075	5075	5075	5075	4732
調整後 R ²	0.105	0.724	0.758	0.758	0.759	0.766	0.855	0.857

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

各欄依序逐步加入變數：犯罪數 → 宣告刑總和 → 犯罪數 × 宣告刑總和 → 六都 → 年份 → 最高上限 → 最高宣告刑期 → 女性法官 × 女性被告

表 10 彙整六個樣本的迴歸結果。「犯罪數」在所有樣本中皆呈現顯著正向（係數約 0.07 至 2.3），顯示犯罪數增加會使執行刑長度增加。「宣告刑總和」在六個樣本中皆顯著正向（係數約 0.01 至 0.6），說明總宣告刑愈高，執行刑長度亦隨之增加。交互項「犯罪數 × 宣告刑總和」在所有樣本均為顯著負值，代表當犯罪數與宣告刑總和同時增加時，執行刑的增加幅度逐漸減弱。

「六都」係數在大多數樣本中為正（係數約 0.3 至 3.8），顯示都會區法院的執行刑長度普遍更長。「年份」係數在大部分樣本中顯著為負（係數約 -0.16 至 -1.3），顯示 2013 至 2023 年間執行刑長度有逐年下降的趨勢。

「女性法官」在竊盜 (日) 及施用毒品樣本顯著為正，但在竊盜 (月) 及販賣毒品樣本則顯著為負。「女性被告」只有在犯罪類型為竊盜的樣本顯著為負，顯示女性被告平均刑期略短，在其餘樣本中則均不顯著。整體而言，性別效果並無一致趨勢。

「最高上限」僅在竊盜 (日)、販賣毒品及隨機 (日) 三個資料集中有估計值，且係數均為顯著正向（約 3 至 35）。「最高宣告刑期」亦在大多數樣本中與執行刑長度呈穩定且顯著之正向關係。

R^2 普遍偏高 (0.7 至 0.9)，顯示模型具備良好的解釋力。與以執行刑占比為應變數的模型相較，以執行刑長度為應變數的模型更容易被本文所採用的自變數有效解釋。

表 10: 應變數為執行刑長度之 OLS 迴歸結果比較：全部樣本

執行刑長度 ~ 犯罪數 × 宣告刑總和 + 控制項						
	竊盜 (日)	竊盜 (月)	施用毒品 (月)	販賣毒品 (月)	隨機 (日)	隨機 (月)
犯罪數	2.307*** (0.129)	0.225*** (0.035)	0.072* (0.041)	1.616*** (0.149)	1.775*** (0.164)	0.904*** (0.112)
宣告刑總和	0.238*** (0.008)	0.528*** (0.008)	0.674*** (0.007)	0.013*** (0.003)	0.053*** (0.007)	0.069*** (0.007)
犯罪數 × 宣告刑總和	-0.005*** (0.0002)	-0.009*** (0.0003)	-0.019*** (0.001)	-0.000*** (0.0001)	-0.003*** (0.0004)	-0.002*** (0.0002)
六都	1.152*** (0.377)	0.349*** (0.117)	0.344*** (0.046)	3.853*** (0.851)	0.423 (0.959)	2.386*** (0.881)
年份	-0.377*** (0.056)	-0.160*** (0.017)	-0.097*** (0.009)	-1.313*** (0.133)	-0.512*** (0.145)	-0.129 (0.143)
女性法官	0.796** (0.394)	-0.260** (0.108)	0.085* (0.048)	-1.898** (0.873)	0.668 (1.061)	-0.700 (0.921)
女性被告	-1.295** (0.572)	-0.890*** (0.230)	-0.057 (0.081)	-0.467 (1.742)	1.115 (1.701)	-0.325 (1.603)
女性法官 × 女性被告	0.135 (0.787)	0.199 (0.321)	0.063 (0.117)	1.212 (2.362)	-1.498 (2.222)	0.193 (2.399)
最高上限	18.120*** (0.723)	-	-	3.548*** (1.331)	35.344*** (1.658)	-
最高宣告刑期	0.987*** (0.018)	0.009 (0.008)	0.264*** (0.011)	0.943*** (0.014)	1.151*** (0.034)	0.993*** (0.029)
截距	759.905*** (113.811)	325.542*** (33.872)	195.380*** (17.801)	2658.232*** (267.680)	1038.015*** (292.752)	261.422 (288.085)
樣本數	4732	3674	10512	2428	755	637
調整後 R ²	0.857	0.726	0.886	0.845	0.797	0.897

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

4.3.2 固定效果模型 (Fixed Effects Model, FE)

表 11: 應變數為執行刑長度之 FE 結果比較：全部樣本

執行刑長度 ~ 犯罪數 × 宣告刑總和 + 控制項 (地區, 年份, 法官 FE)

	竊盜 (日)	竊盜 (月)	施用毒品 (月)	販賣毒品 (月)	隨機 (日)	隨機 (月)
犯罪數	2.014*** (0.302)	0.287 (0.209)	0.139 (0.311)	1.539*** (0.214)	4.663*** (1.501)	0.749*** (0.180)
宣告刑總和	0.257*** (0.039)	0.491*** (0.074)	0.663*** (0.033)	0.012*** (0.004)	0.266*** (0.044)	0.064** (0.024)
犯罪數 × 宣告刑總和	-0.005*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.017 (0.013)	-0.0003** (0.0001)	-0.015*** (0.005)	-0.002** (0.001)
最高上限	16.858*** (1.564)	—	—	4.002* (2.077)	13.730** (4.774)	—
最高宣告刑期	0.948*** (0.057)	0.004 (0.008)	0.255*** (0.075)	0.955*** (0.022)	1.007*** (0.076)	1.044*** (0.054)
女性被告	-1.584*** (0.493)	-0.695*** (0.212)	-0.059 (0.060)	-0.156 (1.236)	-0.891 (1.349)	0.389 (1.302)
樣本數	4984	3954	10948	2471	755	645
調整後 R ²	0.868	0.726	0.900	0.888	0.891	0.937
調整後組內 R ²	0.854	0.700	0.870	0.868	0.878	0.915

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

括號內為雙向叢集標準誤 (地區、法官)

固定效果：地區、年份、法官

表 11 顯示在控制地區、年份與法官固定效果後，「犯罪數」在竊盜 (日)、販賣毒品、隨機 (日)、隨機 (月) 樣本中仍顯著為正，說明即使排除法官與地區差異，犯罪數增加依然會帶來執行刑增加的效果。「宣告刑總和」在所有樣本中幾乎皆呈顯著正向，顯示總刑期對執行刑長度的影響具高度穩定性。

交互項「犯罪數 × 宣告刑總和」除了在施用毒品樣本不顯著外，大多顯著為負，表示當罪數與總刑期同時上升時，執行刑長度的增加幅度將緩和。「最高上限」與

「最高宣告刑期」在適用的樣本中均為顯著正值。「被告性別」僅在竊盜(日)及竊盜(月)樣本為顯著負值，顯示女性被告平均刑期略短，但其他樣本則無此趨勢。

模型的解釋力普遍偏高， R^2 約為 0.73 至 0.94，組內 R^2 約為 0.7 至 0.92，均高於以執行刑占比為應變數的模型。組內 R^2 與整體 R^2 差異不大，顯示執行刑長度的變異主要來自案件本身的結構性條件（如犯罪數、宣告刑加總等），而非不同法官或地區的偏好。

4.4 斷點迴歸 (RD) 與以標準差為應變數的迴歸分析

4.4.1 斷點迴歸 (RD)

表 12 顯示針對兩項司法改革量刑參考要點（以 2018 年 9 月 7 日為斷點）以及量刑資訊系統（以 2023 年 3 月 6 日為斷點）的 RD 分析結果，應變數分別為執行刑占比及執行刑長度。每一項分析皆涵蓋斷點前後各六個月的資料。由於隨機樣本（日、月）在斷點兩側有效觀測值均少於 15 筆，因此未納入分析。

樣本數代表在此一年期間內的總觀測數。**左側有效樣本數**代表斷點左側的有效觀測數，即政策施行前落在估計最佳帶寬內的樣本。**右側有效樣本數**代表斷點右側的有效觀測數，即政策施行後落在估計最佳帶寬內的樣本。**最佳帶寬**指的是估計帶寬，亦即局部多項式迴歸中環繞斷點所採用的範圍。例如，若 $BW(h) = 53.68$ ，代表僅納入距離斷點 ± 53.68 天內的觀測值進行估計。**估計係數**為在斷點上的估計處置效果，反映政策施行後應變數（**執行刑占比與執行刑長度**）相對於政策施行前水準的平均變化。

RD 結果顯示，在顯著水準為 5% 時，無論對於執行刑占比或執行刑長度，兩次政策施行皆未達統計上顯著。如表 12 (a) 所示，應變數為執行刑占比的所有 p 值均高於顯著水準。表 12 (b) 顯示，應變數為執行刑長度時，僅有施用毒品案件在 2018 年斷點附近（估計係數 $= -2.468$, $p = 0.055$ ）較為接近顯著水準 (5%)；其他估計值皆不顯著。上述結果顯示，無論是 2018 年的量刑參考要點，或是 2023 年的量刑資訊系統，對量刑結果皆未產生顯著影響。



表 12: 嚴格型 RD 估計

(a) 應變數：執行刑占比

斷點 (Cutoff)	資料集	樣本數	左側有效 樣本數	右側有效 樣本數	最佳帶寬	估計係數	標準誤	p 值 (R)
2018/09/07	竊盜 (日)	563	86	74	53.68	-0.028	0.041	0.467
	竊盜 (月)	429	54	63	55.13	0.005	0.054	0.774
	施用毒品 (月)	1745	283	225	59.62	0.005	0.019	0.559
	販賣毒品 (月)	227	44	39	77.09	0.039	0.065	0.478
2023/03/06	竊盜 (日)	549	73	103	65.04	0.039	0.044	0.392
	竊盜 (月)	353	51	57	69.28	0.075	0.053	0.204
	施用毒品 (月)	498	51	47	49.87	0.072	0.046	0.141
	販賣毒品 (月)	292	24	47	47.68	0.001	0.086	0.837

(b) 應變數：執行刑長度

斷點 (Cutoff)	資料集	樣本數	左側有效 樣本數	右側有效 樣本數	最佳帶寬	估計係數	標準誤	p 值 (R)
2018/09/07	竊盜 (日)	563	93	83	58.59	-20.101	11.449	0.094
	竊盜 (月)	429	55	64	58.25	-0.214	2.094	0.942
	施用毒品 (月)	1745	270	200	53.53	-2.468	1.254	0.055
	販賣毒品 (月)	227	43	35	72.23	-25.576	18.708	0.305
2023/03/06	竊盜 (日)	549	70	96	57.37	4.120	11.111	0.761
	竊盜 (月)	353	53	57	71.09	0.194	1.487	0.841
	施用毒品 (月)	498	92	97	80.45	-0.032	1.048	0.899
	販賣毒品 (月)	292	19	46	45.42	-19.081	39.063	0.557

4.4.2 以標準差為應變數的迴歸分析

表 13 檢驗政策施行是否對執行刑占比及行刑長度的變異產生影響，分別以「執行刑占比月標準差」及「執行刑長度月標準差」作為應變數。模型採用簡單線性迴歸，控制變數包括時間趨勢（時間）以及政策指標（政策施行前）。

應變數為執行刑占比月標準差時，在 2018 年模型中，未檢測到明顯的政策效果。但在 **販賣毒品** 樣本中，時間趨勢呈現顯著，顯示量刑變異可能主要受時間動態影響，而非政策本身。在 2023 年模型中，**竊盜 (月)** 樣本的政策施行前係數為負，顯示政策實施行後變異可能有所增加。其餘資料集則未呈現顯著效果。

應變數為執行刑長度月標準差時，在 2018 年斷點，**竊盜 (月)** 與 **施用毒品** 樣本

的時間趨勢係數為顯著負值，顯示量刑變異呈現下降趨勢。在 2023 年斷點，大部分資料集的時間趨勢亦呈現顯著負值，顯示執行刑長度的變異隨時間持續下降。然而自變數政策施行前並未顯示一致性的政策效果，顯示觀察到的下降趨勢可能反映更廣泛的時間動態，而非政策的直接影響。

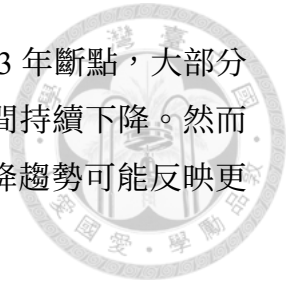


表 13: 月標準差迴歸結果

斷點 (Cutoff)	資料集	截距	時間	政策施行前	R ²
應變數：執行刑占比月標準差					
2018/09/07	竊盜 (日)	-0.391	0.000002	-0.001	0.007
	竊盜 (月)	-4.606	0.00002	0.004	0.040
	施用毒品 (月)	0.689	0.000003	-0.002	0.001
	販賣毒品 (月)	5.304*	-0.00003*	-0.012	0.038
2023/03/06	竊盜 (日)	-0.807	0.000005	-0.002	0.003
	竊盜 (月)	-1.831	0.00001	-0.021*	0.069
	施用毒品 (月)	-0.192	0.000001	0.004	0.004
	販賣毒品 (月)	1.557	-0.00001	0.006	0.022
應變數：執行刑長度月標準差					
2018/09/07	竊盜 (日)	326.99	-0.001	0.479	0.047
	竊盜 (月)	458.68*	-0.002*	0.497	0.22
	施用毒品 (月)	987.9***	-0.005***	-0.466	0.482
	販賣毒品 (月)	2345	-0.011	3.716	0.197
2023/03/06	竊盜 (日)	386.49*	-0.001	0.479	0.050
	竊盜 (月)	545.22***	-0.002***	0.654	0.222
	施用毒品 (月)	853.5***	-0.004***	0.088	0.478
	販賣毒品 (月)	3573***	-0.017***	-2.872	0.195

* p < 0.05 , ** p < 0.01 , *** p < 0.001



4.5 小結

本文研究發現總結如下：

1. **刑期較輕的犯罪類型，其執行刑占比明顯偏高**：各犯罪類型之平均執行刑占比敘述統計結果顯示，刑期較輕的犯罪類型（如竊盜或施用毒品，平均執行刑占比分別為 0.75 與 0.79），其平均執行刑占比明顯高於刑期較重之販賣毒品案件（平均執行刑占比: 0.41）。進一步於竊盜案件中區分刑罰種類，亦可發現拘役案件（平均執行刑占比: 0.81）之平均執行刑占比高於有期徒刑案件（平均執行刑占比: 0.75）。整體而言，不論在不同犯罪類型間，或同一類型中刑度高低之比較，皆可觀察到「輕罪執行刑占比高於重罪」之整體傾向。
2. **犯罪數及宣告刑總和，在多數模型與執行刑占比呈顯著負相關**：多數模型結果顯示，在控制宣告刑總和後，犯罪數增加會導致執行刑占比顯著下降；在控制犯罪數後，宣告刑總和增加亦會使執行刑占比顯著下降。
3. **犯罪數及宣告刑總和，在多數模型與執行刑長度呈顯著正相關**：多數模型中，犯罪數及宣告刑總和對執行刑長度的影響均為顯著正向，亦及犯罪數或宣告刑總和增加，執行刑長度亦會增加。
4. **犯罪數及宣告刑總和之交互項（犯罪數 × 宣告刑總和）結果依應變數而異**：在應變數為執行刑占比的多數模型中，犯罪數及宣告刑總和之交互項（犯罪數 × 宣告刑總和）係數多為顯著正向，顯示當犯罪數與宣告刑總和同時增加時，執行刑占比的下降幅度將會獲得緩和。在應變數為執行刑長度的多數模型中，犯罪數及宣告刑總和之交互項係數多為顯著負向，代表當犯罪數與宣告刑總和同時增加時，執行刑長度的增加幅度逐漸減弱。
5. **時間與地區效果明確，但法官與被告性別之影響不具一致性**：不分應變數，年份變數多呈負向，反映 2013 至 2023 年間，執行刑占比及執行刑長度有逐年下降之趨勢；六都則多為顯著正向。至於法官與被告性別變數，僅於部分樣本（如竊盜案件）中達顯著水準，整體無明確趨勢。此結果與既有研究指出女性被告可能量刑較輕的結論不同，可能是因為既有文獻多以單一罪名之宣告刑為分析對象，而本文聚焦於數罪併罰之執行刑，其決定機制涉及罪數與總刑期等變



數，而這些變數在單一罪名分析中並未納入。

6. **最高上限及最高宣告刑與應變數多為顯著正向：**應變數為執行刑占比時，最高上限在竊盜（日）及隨機（日）樣本中多為顯著正向。可能的解釋為，輕罪案件（拘役案件）宣告刑總和超過最高上限時，法官傾向將執行刑設定為法定最高上限（執行刑占比 = 1），因而形成最高上限與執行刑占比呈正相關。應變數為執行刑長度時，最高上限均呈顯著正相關。不分應變數，最高宣告刑期在各樣本中多與應變數呈顯著正相關。
7. **斷點迴歸與以標準差為應變數的迴歸分析結果顯示政策效果有限：**對於 2018 年「量刑參考要點」與 2023 年「量刑資訊系統」實施後的影響，斷點迴歸（RD）模型結果顯示，顯著水準為 5% 時，樣本在斷點前後無顯著變化，顯示政策對執行刑決策影響有限。迴歸分析僅在部分樣本中顯示標準差下降，但此現象主要反映時間趨勢而非政策效果，顯示雖然政策致力於完善量刑制度，但實務成效尚待進一步驗證。

5 結論與討論

本文針對臺灣法院對數罪併罰案件定執行刑模式進行實證分析，聚焦於犯罪數與宣告刑總和對執行刑占比及執行刑長度的影響。研究設計納入地區、年度、最高上限、最高宣告刑、法官與被告性別等控制變數，並分別透過普通最小平方法（OLS）與固定效果模型（FE）進行估計，以觀察主要解釋變數在不同模型下的穩健性與變化趨勢。

此外，本文亦應用斷點迴歸設計（RD）以及標準差迴歸分析，評估 2018 年 8 月 7 日頒布的刑事案件量刑及定執行刑參考要點，及 2023 年 2 月 6 日啟用評價型與事實型量刑資訊系統兩項政策，對定執行刑裁量實務的潛在影響。

本文欲研究的問題為，執行刑占法定上限之比例，與所犯罪數及各罪宣告刑期加總呈負相關；執行刑長度與所犯罪數及各罪宣告刑期加總呈負相關；政策介入會對法官定執行刑產生影響。根據前述研究結果，本文研究問題的實證檢驗情形如下：



1. 犯罪數及各罪宣告刑期加總，與執行刑占法定上限 (宣告刑總和或法定最高上限) 比例 (亦及執行刑占比) 呈負相關：整體支持

本文透過普通最小平方法 (OLS) 與固定效果模型 (FE) 進行實證分析，結果顯示，在多數樣本中，犯罪數及各罪宣告刑期加總與執行刑占法定上限之比例 (執行刑占比) 呈顯著負相關。

在控制其他條件的情況下，犯罪數越少，或各罪宣告刑期加總越低，執行刑占比將越高，亦即法官定的執行刑會越接近法定上限 (宣告刑總和或法定最高上限)。

2. 執行刑長度與所犯罪數及各罪宣告刑期加總呈負相關：未獲支持

普通最小平方法 (OLS) 與固定效果模型 (FE) 的結果顯示，在絕大多數樣本中，犯罪數及各罪宣告刑期加總皆與執行刑長度呈顯著正相關，亦即隨著犯罪數與宣告刑總和增加，執行刑長度亦隨之上升。

3. 政策介入，對法官定執行刑產生影響：在本研究設定下未觀察到顯著效果

斷點迴歸 (RD) 模型結果顯示，顯著水準為 5% 時，所有樣本在本研究期間、帶寬下，未觀察到一致且顯著的斷點效果，顯示政策對執行刑決策影響有限。迴歸分析亦僅顯示部分標準差略有下降，但主要反映時間趨勢而非政策效果，整體趨勢並不明確。

本文研究結果顯示，法官在定執行刑時，可能存在特定的量刑模式或系統性偏誤。具體而言，犯罪數及各罪宣告刑總和與執行刑占法定上限比例呈顯著負相關，顯示「犯罪數愈多、總刑期越長，執行刑占比愈低」。相對而言，當犯罪數較少或各罪宣告刑期較輕時，法官較傾向裁定一個接近各罪宣告刑單純加總之執行刑，即執行刑占比相對較高。

此一結果亦應證了前述錨定效應的假設：在犯罪數少且刑期加總較短的情況下，法官更可能以上限 (宣告刑總和) 作為錨點，定出與上限差距較小的執行刑；反之當罪數多或總刑期過長時，上限不再合理，執行刑占比遂下降。另由敘述統計亦可觀察到「輕罪執行刑占比高於重罪」的整體現象，反映執行刑占比與刑度存在系統性差



異。以上結果顯示此特定量刑模式可能對執行刑的裁量產生實質影響。

另外界所在意的「犯愈多罪，執行刑長度反而越低」現象並未獲得本研究支持。結果顯示，犯罪數與總宣告刑與執行刑長度呈正相關，亦即犯罪程度較嚴重者(反映於犯罪數多、總宣告刑較長)，其最終執行刑亦相對較高。

然而，執行刑的增幅相對有限：犯罪數每增加一單位，執行刑僅增加不到一個月；宣告刑總和每增加一單位(1日或1月)，其執行刑增幅亦不到0.3日或0.7個月。相對於總刑期的增加幅度，執行刑的增加速度明顯較慢，導致執行刑占比呈現下降趨勢。整體而言，雖然犯罪愈多或刑期總和愈長，執行刑本身會變長，但其占法定上限的比例卻會降低。

自2010年以來，司法院逐步推動台灣司法量刑改革，持續導入與優化量刑資訊系統，並制定多項有關刑事案件妥適量刑的法規與指引。本文大規模蒐集並分析特定犯罪類型近十年刑事判決資料，探討法官在定執行刑時是否存在特定量刑模式或系統性偏誤，作為量刑制度優化與資訊系統建置之實證參考。研究結果雖未能驗證政策改革的直接效果，但顯示在犯罪數較少且刑期加總較短時，法官更傾向以上限(宣告刑總和)作為錨點，呈現出特定的量刑模式。

若量刑資訊系統僅統整既有判決結果，卻未檢視其中潛藏之偏誤或結構性傾向，則未來使用者可能無意中複製或延續此一模式。因此，辨識並理解判決資料中所反映的量刑行為邏輯，對於未來制度設計與量刑資訊系統的應用，具有一定參考價值。

最後，本文選擇以「竊盜」、「施用毒品」與「販賣毒品」等樣本作為分析對象，固然具備行為重複性高、樣本數充足等實證優勢，然而對於其他性質迥異的罪名，例如傷害、恐嚇、不能安全駕駛等，相關發現未必能直接推論或一般化。

此外，鑒於樣本規模龐大，本文未能進一步納入如年齡、教育程度、犯罪既遂或未遂等細項控制變數，因此無法全面評估此類個案特徵對定執行刑所可能產生的影響。此外，本文排除共犯案件，亦無法檢驗是否存在共犯與否對執行刑裁量產生差異的可能。上述限制仍有待未來研究進一步補充與探討。


本文透過實證分析，呈現法官於數罪併罰案件中量刑決策趨勢，所發現的定執

行刑模式可作為未來制度設計與量刑資訊系統調整參考。雖無法直接對實務裁量作出因果推論，然本研究結果仍有助於深化對現行定執行刑實務運作的理解，並可作為後續檢視與優化刑事量刑制度的實證基礎。



參考文獻

- [1] 李貞如。《臺灣毒品持有案件判刑的實證研究》(The Empirical Study of Sentencing in Drug Possession Cases in Taiwan)。碩士論文，國立臺灣大學社會科學院經濟學系，2024年。指導教授：劉錦添。<https://doi.org/10.6342/NTU202404535>
- [2] 李啓瑞 (2015)。〈兩岸刑法數罪併罰之研究〉(碩士論文，東吳大學)。臺灣博碩士論文知識加值系統。取自 <https://hdl.handle.net/11296/vc5pz3>。
- [3] 吳瑜 (2019)。〈單純施用二級毒品犯罪定應執行刑之實證研究——以嘉義地方法院為例〉(碩士論文，國立中正大學)。臺灣博碩士論文知識加值系統。取自 <https://hdl.handle.net/11296/k9svv8>。
- [4] 林山田。《刑法通論》。增訂九版。臺北市：林山田發行，2005年。
- [5] 林郁婷 (2011)。法官於連續犯廢除後定應執行刑因素探討：以毒品危害防治條例第十條施用毒品罪為例。〔碩士論文。國立臺北大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。<https://hdl.handle.net/11296/4gz4fa>。
- [6] 林常青 (2020)。法官量刑、錨定效應與量刑資訊系統。科技部補助專題研究計畫成果報告 (MOST 108-2410-H-006-009)。國立成功大學經濟學系。
- [7] 林淑婷 (2014)。施用毒品罪量刑及再犯之研究。〔碩士論文。國立臺北大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。<https://hdl.handle.net/11296/erg76u>。
- [8] 林鈺雄。《新刑法總則》。第三版。臺北市：林鈺雄，2011年。
- [9] 姜瑞貞 (2004)。影響法官對刑事案件量刑因素之研究。〔碩士論文。輔仁大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。<https://hdl.handle.net/11296/c57r9x>。
- [10] 郭豫珍 (2008)。法官量刑影響因素之實證研究。〔博士論文。中央警察大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。<https://hdl.handle.net/11296/z8msua>。
- [11] 楊文山、王兆鵬、林定香 (2003)。《揭開法官量刑心證的黑盒子：司法統計實證研究》。研究計畫報告。台北律師公會、民間司法改革基金會主辦。

- 
- [12] 蔡維哲 (2018) 。論中華民國九十六年罪犯減刑條例對法官量刑的影響。〔碩士論文。國立臺灣大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。
<https://hdl.handle.net/11296/ay2m8p>。
- [13] Englich, B., & Mussweiler, T. (2001). Sentencing under uncertainty: Anchoring effects in the courtroom. *Journal of Applied Social Psychology, 31*(7), 1535–1551. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2001.tb02687.x>
- [14] Ruhland, E. L., & Holmes, B. (2023). An examination of sentencing outcomes in rural and urban locations. *American Journal of Criminal Justice, 48*, 701–722. <https://doi.org/10.1007/s12103-022-09678-5>

附錄

A 比例邏輯迴歸模型 (Fractional Logit Model, FLM)

在比例型資料（例如本文的主要應變數為介於 0 與 1 之間的執行刑占比）中，傳統 OLS 模型的線性迴歸形式無法強制限制預測值落在 [0,1] 區間內，因此可能產生不合理的結果（例如小於 0 或大於 1 的比例）。以及比例資料往往伴隨著「異質變異」（heteroskedasticity）問題，即隨著比例接近 0 或 1，變異數會縮小，而在中間區段則相對較大。OLS 假設誤差項具有同質變異（homoskedasticity），因此在此情境下會導致估計效率下降與檢定結果偏誤。

為補強上述限制，本文進一步採用比例邏輯迴歸模型（Fractional Logit Model, FLM），作為對 OLS 結果的穩健性檢驗，進一步確認主要解釋變數之方向與顯著性是否一致。表 14 檢定結果顯示，與前述 OLS 分析相符，犯罪數與執行刑占比之間存在顯著負相關；至於宣告刑總和，在多數樣本中亦呈現顯著負向效果。

另考量執行刑占比是以執行刑長度除以宣告刑總和計算而得（執行刑占比 = 執行刑長度/宣告刑總和），自變數與應變數並非獨立，而在數學上相關，可能導致模型估計時難以分辨宣告刑總和是影響執行刑占比的真正原因，還是因為同時是應變數的分母所以產生表面上的關聯。當自變數同時參與應變數的構成時，其數值可能部分決定了應變數的變動，使誤差項與自變數產生系統性的相關，造成誤差項不再獨立於自變數，而受到自變數的直接影響，違反迴歸分析中「自變數與誤差項獨立」的假設，進而造成係數估計偏誤並降低檢定結果之可信度。

為避免前述問題，本文進一步將宣告刑總和自模型中排除，檢驗再加入控制變數（六都、年份、法官及被告性別）後，犯罪數與執行刑占比之關聯。表 15 結果顯示，在多數樣本中，犯罪數與執行刑占比仍呈顯著負相關，進一步印證本文之主要研究發現。

A.1 自變數包含宣告刑總和

表 14: 自變數包含宣告刑總和 (FLM) : 執行刑占比 ~ 犯罪數 × 宣告刑總和 + 控制項

	竊盜 (日)	竊盜 (月)	施用毒品 (月)	販賣毒品 (月)	隨機 (日)	隨機 (月)
犯罪數	-0.067*** (0.007)	-0.134*** (0.006)	-0.182*** (0.009)	-0.068*** (0.005)	-0.091*** (0.024)	-0.194*** (0.018)
宣告刑總和	0.001 (0.001)	-0.010*** (0.002)	-0.035*** (0.002)	-0.0002+ (0.0001)	0.001 (0.001)	-0.019*** (0.001)
犯罪數 × 宣告刑總和	0.0002*** (0.00004)	0.001*** (0.00005)	0.003*** (0.0002)	0.00003*** (0.000003)	0.0003*** (0.0001)	0.001*** (0.0002)
六都	0.076*** (0.020)	0.072** (0.022)	0.072*** (0.012)	0.094*** (0.024)	0.038 (0.050)	-0.003 (0.053)
年份	-0.015*** (0.003)	-0.040*** (0.003)	-0.028*** (0.002)	-0.024*** (0.004)	-0.009 (0.008)	-0.022* (0.009)
女性法官	0.021 (0.022)	-0.070*** (0.021)	0.002 (0.012)	-0.063* (0.025)	-0.029 (0.055)	-0.026 (0.056)
女性被告	-0.016 (0.030)	-0.210*** (0.043)	-0.012 (0.021)	0.027 (0.049)	-0.0001 (0.088)	0.026 (0.099)
女性法官 × 女性被告	-0.033 (0.042)	0.086 (0.059)	0.018 (0.030)	0.038 (0.066)	-0.089 (0.114)	-0.264+ (0.141)
最高上限	0.496*** (0.047)	-	-	-0.363*** (0.039)	0.470*** (0.135)	-
最高宣告刑	0.015*** (0.001)	0.002 (0.001)	0.066*** (0.003)	0.006*** (0.000)	0.009*** (0.003)	0.022*** (0.003)
樣本數	4,731	3,674	10,512	2,428	755	606

+ p < 0.1; * p < 0.05; ** p < 0.01; *** p < 0.001

A.2 自變數排除宣告刑總和

表 15: 自變數排除宣告刑總和 (FLM) : 執行刑占比 ~ 犯罪數 + 控制項

	竊盜 (日)	竊盜 (月)	施用毒品 (月)	販賣毒品 (月)	隨機 (日)	隨機 (月)
犯罪數	-0.014*** (0.004)	-0.115*** (0.004)	-0.224*** (0.005)	-0.015*** (0.003)	0.001 (0.006)	-0.213*** (0.030)
六都	0.075*** (0.020)	0.070** (0.027)	0.091*** (0.011)	0.103*** (0.024)	0.036 (0.051)	-0.009 (0.126)
年份	-0.016*** (0.003)	-0.038*** (0.004)	-0.026*** (0.002)	-0.023*** (0.004)	-0.009 (0.008)	-0.031 (0.020)
女性法官	0.016 (0.021)	-0.066** (0.025)	0.004 (0.012)	-0.058* (0.024)	-0.038 (0.056)	-0.003 (0.133)
女性被告	-0.026 (0.030)	-0.203*** (0.052)	0.002 (0.019)	0.018 (0.048)	-0.040 (0.089)	-0.082 (0.228)
女性法官 × 女性被告	-0.024 (0.042)	0.082 (0.072)	0.008 (0.028)	0.050 (0.065)	-0.041 (0.116)	-0.270 (0.329)
最高上限	0.527*** (0.036)	—	—	-0.574*** (0.034)	0.570*** (0.098)	—
最高宣告刑	0.018*** (0.001)	0.001 (0.002)	0.014*** (0.002)	0.008*** (0.000)	0.014*** (0.002)	-0.010*** (0.003)
樣本數	4,731	3,674	10,512	2,428	755	606

+ p < 0.1; * p < 0.05; ** p < 0.01; *** p < 0.001

B 各資料集樣本數、法官與被告人數及性別



以下表格彙整本文六組資料集之案件數、法官與被告人數，以及其性別分布（含比例）：

表 16: 各資料集樣本數、法官與被告人數及性別（含比例）

資料集	竊盜（日）		竊盜（月）		施用毒品（月）		販賣毒品（月）		隨機（日）		隨機（月）	
	人數	(%)	人數	(%)	人數	(%)	人數	(%)	人數	(%)	人數	(%)
法官人數	946		902		1,041		734		483		408	
法官性別 男	468	(49%)	447	(50%)	523	(50%)	360	(49%)	221	(46%)	206	(50%)
法官性別 女	445	(47%)	425	(47%)	485	(47%)	356	(49%)	262	(54%)	197	(48%)
法官性別 無法判斷	33	(3%)	30	(3%)	33	(3%)	18	(2%)	0	(0%)	5	(1%)
被告人數	4,357		3,028		9,202		2,430		740		648	
被告性別 男	3,238	(74%)	2,650	(88%)	7,530	(82%)	2,048	(84%)	557	(75%)	540	(83%)
被告性別 女	1,064	(24%)	363	(12%)	1,549	(17%)	326	(13%)	172	(23%)	97	(15%)
被告性別 無法判斷	55	(1%)	15	(0%)	123	(1%)	56	(2%)	38	(5%)	18	(3%)
樣本數	5,075		4,004		11,101		2,529		767		655	

C 變異數膨脹因子 (Variance Inflation Factor, VIF)

由於各罪宣告刑總和係由多個個別犯罪之刑期加總，可能與犯罪數呈高度相關。為評估此一結構性相關對迴歸結果之影響，本文進行多重共線性診斷 (collinearity diagnostics)。結果顯示，犯罪數與宣告刑總和之變異數膨脹因子 (VIF) 介於 1.65 至 8.693，未達常見之嚴重門檻 ($VIF \geq 10$)，顯示共線性主要提高標準誤而非改變係數方向，本文之主要推論應不至受影響。

表 17: VIF 與皮爾森 r ：犯罪數與宣告刑總和

資料集	VIF(犯罪數)	VIF(宣告刑總和)	r (犯罪數, 宣告刑總和)
竊盜 (日)	4.007	6.256	0.639
竊盜 (月)	4.582	3.945	0.854
施用毒品 (月)	2.470	5.917	0.600
販賣毒品 (月)	3.988	8.025	0.772
隨機 (日)	2.149	8.693	0.225
隨機 (月)	1.650	4.131	0.638