

國立臺灣大學社會科學院經濟學系碩士在職專班

碩士論文

Mid-Career Master Program

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis



通姦除罪化對民事慰撫金求償的影響

The impact of decriminalizing adultery on civil solatium

陳昊泰

Ping-Tai Chen

指導教授：楊子霆 博士

Advisor: Tzu-Ting Yang, Ph.D.

中華民國 112 年 3 月

March, 2023

國立臺灣大學碩士學位論文  
口試委員會審定書



通姦除罪化對民事慰撫金求償的影響

The impact of decriminalizing adultery on civil solatium

本論文係陳昺泰君（學號 P09323024）在國立臺灣大學經濟學系在職專班完成之碩士學位論文，於民國 112 年 3 月 24 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

口試委員：

楊子璽 (指導教授)

郭明慶

林常青



## 誌謝

在台大經濟系兩年半時間，遇到了許多人、事、物，由衷感謝給予我成長和擴展視野的每一個機會，也謝謝每一個溫暖的關心和相伴。

碩士論文能夠順利完稿，要由衷感謝指導教授楊子霆教授的教導與提攜。雖然子霆老師沒有負責專班的課程，仍願意讓我選修老師開設給一般生的課程，讓我得以在課程中學習應用個體與計量分析的知識。這個學習機會不僅讓我在學期課程中以此主題開展我的學期報告，甚至往後延伸作為我的碩士畢業論文研究題目。在論文題目的形成與界定、研究方法的架構、資料的取得也很感謝子霆老師不厭其煩地與我討論，並在我懷疑自己研究題目的學術價值時給予鼓勵和打氣。此外也非常感謝駱明慶教授和林常青教授協助論文口試審查，兩位教授在論文口試時給予我很多的鼓勵和研究上的建議，讓我也能夠加以精進研究的品質。

除了老師們的諄諄教誨，也感謝這兩年半同窗學習的同學們，特別是學霸同學(延任、金澤)不厭其煩為我解惑問題和分享學習心得，還有常常揪團在課後出去小聚餐小旅行的同學們，讓我在繁忙工作、讀書之餘還能有放鬆的機會。在各個行業和領域的強者同學也讓我看見不一樣的人生與職涯樣貌，實在是難得又寶貴的經驗。

除了求學過程的夥伴，這段時間也非常感謝我的家人(包含貓咪們)與伴侶。在我時間有限又被工作和求學夾擊的狀態下，給予我許多空間和陪伴的力量，讓我也能夠順利完成學位。不論未來怎麼變化，家人和伴侶間的愛與支持永遠不會減少。



最後要感謝勇於挑戰的自己，不懼過往大學期間缺乏數理訓練的困境，從頭開始學習微積分、統計與計量、線性代數等等知識。過程中或許艱辛，但新知識帶來的開闊視野與邏輯思維能力是非常值得的收穫，絕不後悔。最後也謝謝已故張清溪教授給我的一句話：「小事靠分析；大事靠直覺」，鼓勵我勇於嘗試自己想探索的事物，勇敢追求能夠說服自己的夢想。

2023 年 3 月，筆於下著綿綿細雨的內湖

陳昺泰 謹誌



## 中文摘要

依民國 109 年 5 月 29 日大法官釋字第 791 號，我國刑法固有之第 239 條關於通姦罪的規範立即失效。在這個時間點以後的所有涉及通姦行為的婚外情事件不再有刑事公權力的介入，受害者僅能依循民事程序向加害人要求賠償或慰撫金。本研究使用民國 108 年 12 月至 109 年 11 月期間所有地方法院一審關於婚外情的慰撫金求償判決案件作為樣本，使用差異中的差異(difference-in-differences)分析方法，就有通姦及未通姦的樣本群進行自然實驗(natural experiment)前後的對照比較。研究發現，原告請求數額在除罪政策發生後下降約 36 萬至 43 萬元新台幣，法院判決金額則無顯著改變。特別是在受害配偶為女性樣本時，原告請求數額更下降約 60 萬至 70 萬元新台幣，男性受害配偶的樣本則無顯著改變，顯示通姦除罪化所導致的請求數額下降存在性別化的現象。

關鍵字：通姦罪除罪、法實證分析、差異中的差異估計法、婚外情慰撫金量定、法律經濟分析



## Abstract

According to Judicial Yuan Interpretation No. 791, the article No.239 in Criminal Code ,which aims to deter and punish adultery has been invalidated since 29th May 2020. There is no any criminal procedure for extramarital sexual relationship from then on. As a result, adultery victims can only claim solatium through civil procedure. This thesis uses all extramarital solatium-claiming cases in Taiwan district court first instance from December 2019 to November 2020 as sample ,and conduct a natural experiment by decriminalization on 29<sup>th</sup> May 2020. This thesis adopts difference-in-differences method to estimate the causal effect between decriminalization of adultery and the change in amount of extramarital solatia. The research finding shows that after decriminalization, the amount of solatium claimed by plaintiffs decreased by 360 – 430 thousand NTD, and the amount of solatium decided by judges has no significant change. Especially for female plaintiffs, the amount of solatium decreased by even 600 – 700 thousand NTD, but there is still no change for male plaintiffs, which means that the effect of decriminalization of adultery concentrates in female victims.

**Keywords:** decriminalization of adultery, empirical legal study, difference-in-differences, extramarital solatium measuring, law and economics



# 目錄

誌謝 .....	III
中文摘要 .....	IV
ABSTRACT .....	V
目錄 .....	VI
圖目錄 .....	VIII
表目錄 .....	IX
壹、前言 .....	1
貳、政策背景 .....	3
一、對婚外情行為的刑事懲罰與民事求償 .....	3
(一)對於通姦行為處以刑罰之目的 .....	3
(二)婚外情行為人須負損害賠償之責 .....	4
二、婚外情事件受害配偶訴訟救濟之雙軌機制 .....	5
三、通姦罪刑事訴訟不易起訴且容易發生撤告的現象 .....	6
四、通姦除罪化的理由與可能影響 .....	9
參、通姦除罪化的相關理論與影響 .....	11
一、通姦罪刑事追訴的消失對受害者訴訟救濟的影響 .....	11
二、法官在通姦罪除罪後就判決金額的自我調整可能 .....	12
三、法律學說與計量經濟分析觀點的慰撫金量定方式 .....	13
肆、實證資料與估計樣本 .....	15
一、資料來源與變數建構 .....	15
二、估計樣本的描述統計 .....	19



伍、研究設計與計量模型 .....	27
一、多變數迴歸模型：以請求金額或判決金額為應變數 .....	27
二、DID 實驗設計 .....	28
三、主研究發現與結果 .....	30
(一)、除罪化前後的請求金額與判決金額的差異 .....	30
(二)差異中的差異分析(DID)：以請求金額為被解釋變數.....	32
(三)差異中的差異分析(DID)：以判決金額為被解釋變數.....	35
(四)子樣本群體分析 .....	38
陸、穩健性測試 .....	43
一、調整通姦除罪效果發生日 .....	43
(一)除罪化發生日未必是真實政策效果發生日 .....	43
(二)政策效果對請求金額影響的穩健性測試 .....	44
(三)政策效果對判決金額影響的穩健性測試 .....	48
二、改變踰矩行為的變數分類方式 .....	52
三、同時改變踰矩行為及逾越期間變數的分類方式 .....	54
柒、結論與討論 .....	57
一、實驗結果與發現 .....	57
二、樣本資料來源與樣本分組限制 .....	58
捌、參考文獻 .....	59
玖、附錄 .....	60

# 圖目錄



圖 1：我國地檢署統計妨害婚姻及家庭罪案件偵查終結資料 .....	6
圖 2：99-108 年我國刑事偵查終結處分結果類型 .....	7
圖 3：99-108 年我國刑事確定裁判結果類型 .....	8
圖 4：男女性涉妨害婚姻與家庭罪之偵查終結案件起訴率 .....	10
圖 5：全體樣本原婚姻存續期間分布圖 .....	20
圖 6：全體樣本逾越期間分布圖 .....	21
圖 7：全體樣本請求金額次數分布圖 .....	22
圖 8：全體樣本判決金額次數分布圖 .....	22
圖 9：實驗組與對照組請求金額箱型圖 .....	23
圖 10：實驗組與對照組判決金額箱型圖 .....	24
圖 11：對照組(無通姦)請求金額分布圖 .....	25
圖 12：實驗組(有通姦)請求金額分布圖 .....	25
圖 13：對照組(無通姦)判決金額分布圖 .....	26
圖 14：實驗組(有通姦)判決金額分布圖 .....	26
圖 15：實際除罪效果發生延後示意圖 .....	44



## 表目錄

表 1：婚外情行為類型與相應法律責任 .....	4
表 2：偵查、起訴、判決階段的女性占比 .....	9
表 3：通姦除罪化可能的各種效果 .....	13
表 4：實驗組與對照組敘述統計 .....	19
表 5：其他重要連續變數平均值－全體樣本 .....	20
表 6：請求金額組內平均值(萬元) .....	31
表 7：判決金額組內平均值(萬元) .....	32
表 8：全體樣本請求金額 DID 實驗結果(萬元) .....	34
表 9：全體樣本判決金額 DID 實驗結果(萬元) .....	37
表 10：女性受害配偶請求金額組內平均值(萬元).....	38
表 11：男性受害配偶請求金額組內平均值(萬元).....	39
表 12：女性受害配偶判決金額組內平均值(萬元).....	40
表 13：男性受害配偶判決金額組內平均值(萬元).....	40
表 14：受害配偶為女性的樣本群體 DID 實驗結果 .....	41
表 15：受害配偶為男性的樣本群體 DID 實驗結果 .....	42
表 16：全體樣本請求金額組內平均值(測試一).....	45
表 17：女性受害配偶請求金額組內平均值(測試一).....	45
表 18：男性受害配偶請求金額組內平均值(測試一).....	46
表 19：全體樣本群體 DID 實驗結果(測試一).....	46
表 20：女性受害配偶 DID 實驗結果(測試一).....	47
表 21：男性受害配偶 DID 實驗結果(測試一).....	47
表 22：全體樣本判決金額組內平均值(測試一).....	49
表 23：女性受害配偶判決金額組內平均值(測試一).....	49

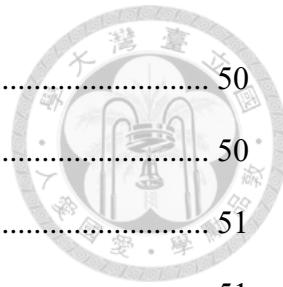


表 24：男性受害配偶判決金額組內平均值(測試一).....	50
表 25：全體樣本判決金額 DID 實驗結果(測試一).....	50
表 26：女性受害配偶判決金額 DID 實驗結果(測試一).....	51
表 27：男性受害配偶判決金額 DID 實驗結果(測試一).....	51
表 28：全體樣本群體 DID 實驗結果(測試二).....	53
表 29：女性受害配偶樣本 DID 實驗結果(測試二).....	53
表 30：男性受害配偶 DID 實驗結果(測試二).....	54
表 31：全體受害配偶 DID 實驗結果(測試三).....	55
表 32：女性受害配偶 DID 實驗結果(測試三).....	56
表 33：男性受害配偶 DID 實驗結果(測試三).....	56
表 34：各類別變數設計說明 .....	60



## 壹、前言

自從民國 109 年 5 月 29 日我國大法官解釋第 791 號宣告刑法第 239 條通姦罪規定違憲並即日起失效，與配偶以外之人合意性交之通姦行為不再負有刑事責任。至此，我國施行已經 85 年的通姦罪正式走入歷史，釋字 791 號也為台灣法界與社會大眾長期對於通姦罪存廢與否的爭論寫下了一個新的里程碑。

若翻閱世界各國關於通姦行為的刑事規範，不難發現台灣是相當晚近才確立走向除罪化的道路。許多歐美已開發國家早在二戰後 1950-1980 年代間陸續將通姦行為除罪，在亞洲和中南美洲等地也大多在二十世紀結束前陸續除罪化。傳統上被認為是強調民主與人權的台灣，卻是到 2020 年才正式將通姦行為除罪。緩慢的歷程也顯現了通姦罪存廢與否的討論涉及實際效益和潛在風險的兩難，一方面通姦罪保護個人婚姻與家庭倫理的法益，但透過國家刑罰力量介入干預似乎又違背刑法最後手段性<sup>1</sup>的原則。另一方面，若將通姦罪除罪，不免令人擔心國家是否不再強調婚姻忠誠的價值，或者是轉變為消極的角色。因此甚至已經到通姦除罪後的 2020 年 6 月，台灣民意基金會進行民意調查顯示台灣 20 歲以上民眾仍有超過 60% 的人民不能接受此政策改變<sup>2</sup>。不同意除罪的民意很大一部分理由認為當刑事處罰消失，國家無法利用刑罰手段嚇阻通姦行為，對受害者後續的救濟與保障程度也將下降。更具體來說，除了刑法嚇阻理論的思考外，大眾最擔心的莫過於強制力較高的刑事手段消失後，受害配偶似乎難以透過唯一的民事程序獲得慰撫金等實質補償。

無論如何，通姦除罪的政策已發生一段時間，相對於仍有通姦罪刑罰的時空背景下許多涉及通姦的婚外情慰撫金求償訴訟仍有刑法的效果存在，除罪化後出

<sup>1</sup>又稱刑法謙抑性，意指立法機關為保護特定重要法益，以刑罰剝奪、限制人民基本權乃不得已之手段，故具最後手段之特性。刑罰的發動應本著謙讓抑制之原則，在必要合理之最小限度範圍內適用之。

<sup>2</sup> 該民調委由山水民意研究公司，於 2020 年 6 月 15 日至 16 日，以全國住宅電話用戶為抽樣架構，訪問對象為 20 歲以上成年人，有效樣本 1074 人，抽樣誤差在 95% 信心水準以下，約正負 2.99 個百分點。



現的婚外情慰撫金訴訟在沒有刑事制裁的情況下，建構出了一個適切的自然實驗分析場域，可透過實證分析釐清大眾所擔心「缺乏刑事制裁的規範是否將降低受害配偶的慰撫金保障」的因果關係，這也是本研究主要所欲回答的問題。

本研究的主要研究方法為透過蒐集通姦除罪發生前後各半年期間(108 年 12 月 1 日至 109 年 11 月 30 日)所做成的民事慰撫金請求訴訟的判決書資料，將所有訴訟案件樣本區分為實驗組(法院認定有通姦行為)、對照組(法院未認定有通姦行為)，利用差異中的差異(difference-in-differences)方法分析除罪化前後兩組間慰撫金數額的差距變化。由於實驗組因其侵害配偶法益較大，其請求或判決的慰撫金數額理應較對照組高。若經比較發現兩組的慰撫金數差距數額在除罪化前後有顯著的變化，則可藉此推論除罪政策確實對於慰撫金的請求過程產生影響，並可進一步估計影響的效果大小。計量模型的建構方式也參考了過往數篇關於一般侵權行為及聚焦於婚外情行為的慰撫金量定法律學說與實證研究成果，以慰撫金的請求金額與判決金額作為被解釋變數，設計除罪化的政策效果變數並納入其他可能影響數額變化的各類控制變數，構成多元回歸模型以利進行後續分析。

雖然本研究的資料僅來自於地方法院的公開判決書資料，無法全面涵蓋婚外情慰撫金請求的各種訴訟外途徑。加上受限於文字探勘的技術仍不足以快速精確地將大量判決書文字編碼整理成各類變數資料，本研究僅能仰賴研究者人工閱讀判決書並進行資料編碼，因此蒐集到的訴訟樣本數量較少(共 238 筆)。即便如此，本研究的成果與發現未來仍可提供法學界進行規範性研究與論辯前的客觀事實基礎，故有其法律政策討論上的貢獻。最後，本研究也希望站在前人的研究基礎之上，應用計量經濟分析方法推論法制改革的政策效果與因果關係，後人亦可參考類似研究方式，待未來資料更加豐富多元時再行操作，共同為法律經濟分析領域的學術成果往前推進一小步。

本研究首先在第貳章將介紹我國對於婚外情行為所制定的法律規範與政策背景，包含刑事與民事面向，並過透實際的司法偵查及訴訟資料說明過往通姦罪追



訴制度所伴隨的「以刑逼民<sup>3</sup>」現象。接續在第參章就通姦除罪化的背景與影響進行介紹，包含刑事追訴消失可能導致原告在慰撫金求償的議價能力下降、法官的判決行為可能存在自我調整現象、慰撫金量定的學說和估計模型的應用。第肆章則是就實證資料的來源與蒐集方式進行說明，並呈現初步的描述性統計結果。第伍章說明研究設計的邏輯、DID 估計模型的建構，以及模型估計的結果和顯著性討論。第陸章就本研究關注的除罪化發生時點，及各項控制變數進行調整，進行研究結果的穩健性測試。第柒章就研究結果進行討論與總結，並針對本身的研究限制進行說明。

## 貳、政策背景

### 一、對婚外情行為的刑事懲罰與民事求償

2020 年 5 月 29 日以前，我國刑法仍有關於通姦行為的處罰規定。行為人在婚姻關係存續期間若與配偶以外之人發生合意性交之行為，即構成刑法第 239 條通姦罪，並同時對配偶負有侵權行為損害賠償責任。受害配偶得向檢察機關提起刑事告訴，亦可循民事程序求償慰撫金賠償。以下將分別從刑罰介入與民事求償機制的目的進行探討：

#### (一)對於通姦行為處以刑罰之目的

依據傳統學說來看，刑罰的目的主要有二，應報理論、一般預防理論。首先，應報理論的觀點認為，構成犯罪的行為侵害他人或社會等主體的法益，必須透過剝奪行為人特定權利的方式，使當事人之間失衡的法律或社會關係得到修復與平衡。就黑格爾所言，「犯罪是行為人對法律的否定，而刑罰則是對法律否定的再否定(德語：Negation der Negation)」，透過刑罰的施加將可重申法律規範的正當性。李雅村(2012)指出，現行主流實務及學者的看法認為通姦罪所欲保護的法

<sup>3</sup> 刑事與民事訴訟的雙軌機制以及刑事追訴的高撤告率，凸顯刑事追訴往往不是原告的目的，而是以慰撫金求償為主要目的。

益為「家庭生活與夫妻關係的圓滿」。通姦行為直接侵害了配偶對於婚姻忠誠期待，也間接毀壞了以家庭為基本單位的社會體系。第二，一般預防的理論認為透過刑罰的嚇阻，能夠降低與配偶以外之人發生通姦行為的可能。此觀點認為透過自由權或財產權剝奪的手段，將使婚姻關係中雙方更能謹守忠誠關係。

## (二)婚外情行為人須負損害賠償之責

我國民法對於侵權行為的損害賠償制度，其精神係在於填補被害人之損害」，使被害人獲得實質而完整的填補。所謂損害包含財產上與非財產上之損害，填補損害之方式亦可分為「回復原狀」與「金錢賠償」，在我國實務與學說通說上採「回復原狀為主，金錢賠償為輔」之原則。以通姦行為所造成配偶之損害而言，應為非財產之配偶權遭受侵害，填補方式則以金錢賠償為主。此外，由於配偶權侵害之方式不以通姦為限，尚且包含不正當感情關係、肢體接觸或語言互動等，因此侵權行為之損害賠償牽涉的範圍將比通姦罪所規範的合意性交行為更為寬廣。

表 1：婚外情行為類型與相應法律責任

法律責任	婚外情行為類型	通姦行為	合意性交以外之踰矩行為
民事損害賠償責任		V	V
通姦罪刑事責任		V	X



## 二、婚外情事件受害配偶訴訟救濟之雙軌機制

在婚姻關係中配偶發生婚外情行為時，受害配偶得以提起慰撫金賠償的民事訴訟。若婚外情關係涉有通姦行為時，受害配偶可依刑事訴訟程序提起告訴或自訴。根據林貝珍、黃詩淳(2021)的發現，其蒐集婚外情事件的離因損害賠償訴訟中涉有刑事訴訟者占全體提出民事求償之樣本約 51%。若以本研究所蒐集之婚外情民事賠償訴訟案件，在民國 108 年 12 月至民國 109 年 5 月間共 87 筆民事訴訟第一審判決的資料中，有 38 筆判決書料中提及原告曾採取刑事追訴(包含已進入偵查程序、起訴中、不起訴、撤告、已判決)等情況，達全體樣本案件之 44%。雖然兩者蒐集樣本的期間及方法有所不同，仍可見婚外情受害者約有半數兼採民事的訴訟救濟機制。

實務上，兼採民事刑事訴訟的被害人亦可先提出刑事告訴，並待檢察官提起刑事訴訟後附帶民事賠償，主責審理的刑事庭可自為民事訴訟之審理，亦可將附帶之民事訴訟移送民事庭進行審理，此為刑事訴訟附帶民事賠償的訴訟程序，簡稱”刑附民”。此程序對受害配偶的好處是可藉由刑事訴訟免除原告給付民事裁判費的負擔，並以刑事偵查手段蒐集更多相關證據，同時使加害行為人面臨刑罰的壓力，促成較高額的慰撫金數額。林貝珍、黃詩淳(2021)研究中所蒐集之資料顯示，在全體婚外情事件離因損害賠償訴訟案件中約有 197 筆(約 26%)採刑附民的程序。另本研究蒐集於除罪化前判決之資料範圍顯示，87 筆婚外情損害賠償訴訟中有 20 筆(約 23%)採取相同訴訟程序，可見涉及通姦的婚外情事件中，受害配偶約有四分之一的比例採取刑附民的訴訟途徑。若不侷限於刑事訴訟附帶民事賠償的程序，只要在民事訴訟程序前或過程中有採取刑事追訴手段的樣本都納入計算，則以本研究所蒐集的 238 筆樣本資料中，有 82 筆符合條件，即約 35%的民事求償訴訟曾經或同時採取刑事手段追訴。



### 三、通姦罪刑事訴訟不易起訴且容易發生撤告的現象

根據民國 99 年至 108 年地方檢察署辦理妨害婚姻及家庭罪案件人數統計資料，每年因妨害婚姻及家庭罪而由檢察署新收案之偵查案件約為 3000 人上下，其中偵查終結以刑法第 239 條之通姦罪或相姦罪起訴者占比為 93.7%，因此該人數統計能高度代表通姦罪案件的偵查與起訴情況。據該資料顯示，99 至 108 年偵查終結人數從 2800 人逐步攀升至 3100 至 3300 人左右，然而起訴比率則從 23.6% 下降至 17%。以 99 年至 108 年十年間的全體資料來看，31349 件妨害婚姻與家庭罪的偵查終結案件中共有 6234 件案件遭檢察官作成起訴處分，約占整體 20%。若與全般刑案<sup>4</sup>之整體起訴率約為 41.4%相比，僅約一半左右的起訴率，可見妨害婚姻及家庭罪案件的起訴率並不高。

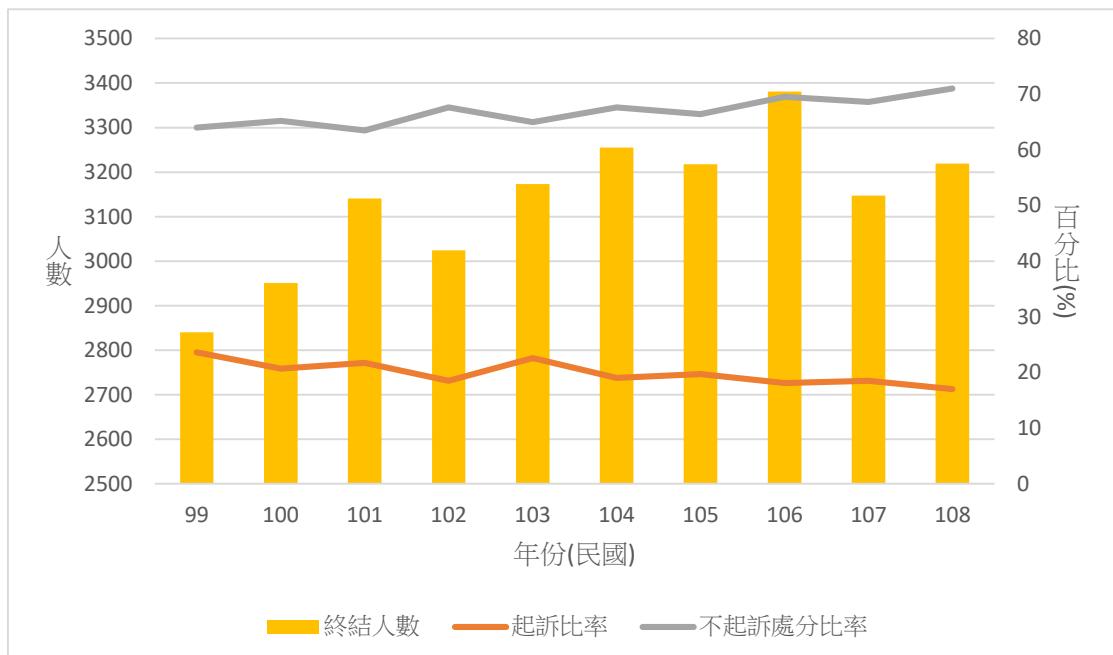


圖 1：我國地檢署統計妨害婚姻及家庭罪案件偵查終結資料

資料來源：法務部統計處

<sup>4</sup> 全般刑案意指觸犯普通刑法或特別刑法的案件，包括竊盜、殺人、詐欺、偽造文書等各類違法行為，亦可以解釋為違反刑法各類行為的案件總稱。



又偵查終結不起訴處分的理由以「犯罪嫌疑不足」占 50.5%最多，低於全般刑案之 65.6%，「撤回或逾期告訴」占 45.4%，高於全般刑案之 19.5%。藉由與全般刑案的比較，可知妨害婚姻與家庭罪案件於偵查程序後不起訴的主要原因是「原告傾向選擇撤回刑事告訴或逾期未告訴」，而非「罪證難以蒐集或行為人嫌疑不足導致的不起訴處分」。

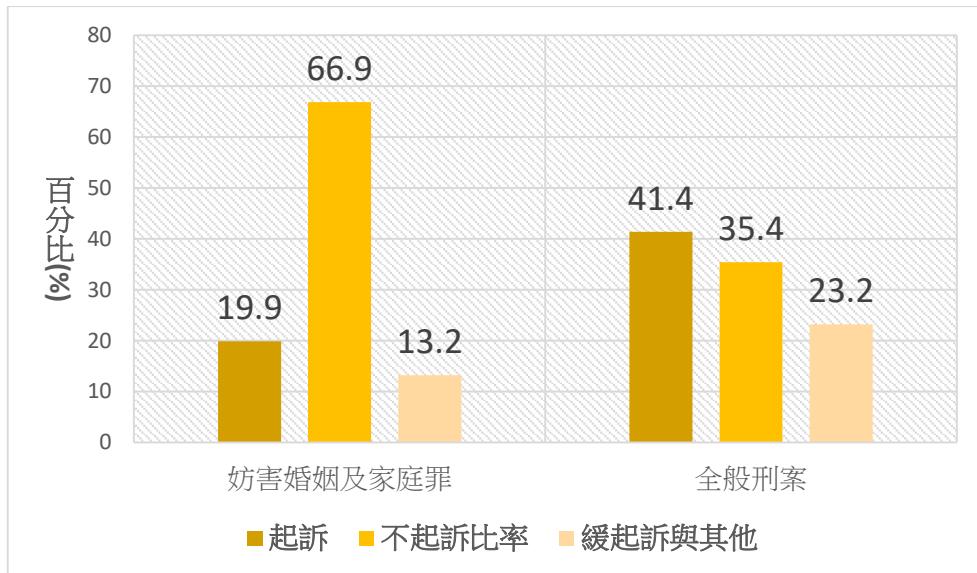


圖 2：99-108 年我國刑事偵查終結處分結果類型

資料來源：法務部統計處

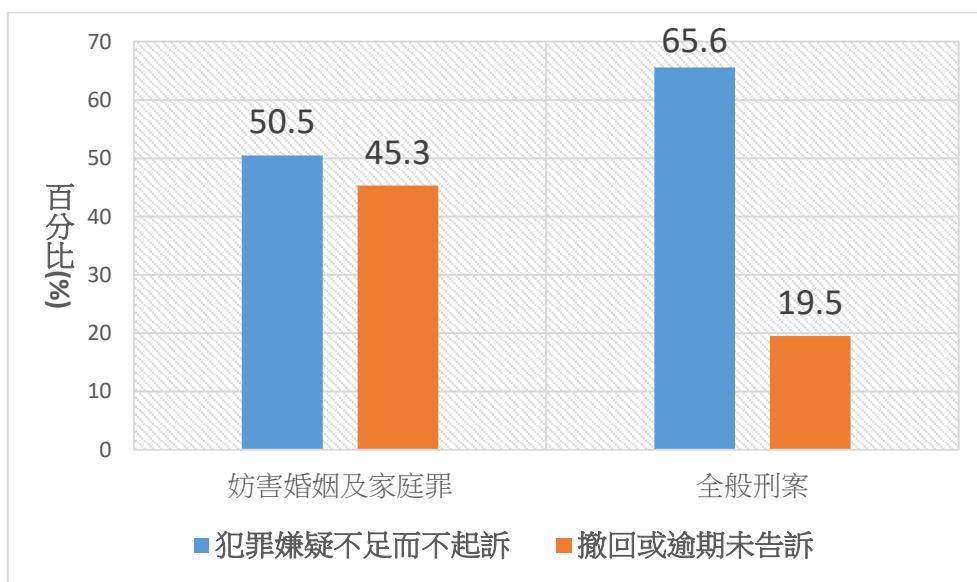


圖 3：99-108 年我國刑事案件不起訴之理由

資料來源：法務部統計處

再以確定裁判結果來看，99 至 108 年間涉及妨害婚姻及家庭罪案件的總確定裁判人數有 6111 人，有罪者為 3492 人，約占裁判確定總數的 57.1%，無罪者約佔 5.8%，原告撤回告訴者佔 34.4%。若與相同十年期間全般刑案進行比較，其有罪者占比達 88.5%，無罪者占 3.3%，原告撤回告訴者僅佔 6.6%。由此可知，妨害婚姻及家庭罪一方面較難成罪，另一方面原告在刑事審判過程中較全般刑案有更高的撤告傾向。總的來說，不論從偵查階段到檢察官作成處分的階段，或是已經進入刑事庭的審理階段，通姦罪案件的原告都傾向在中途放棄追訴。這樣的司法實務資料說明了原告傾向以刑事追訴向加害人施壓，進而促成民事求償的成功，因此並不以取得刑事判決為主要目的，也就是俗稱的「以刑逼民」訴訟策略。

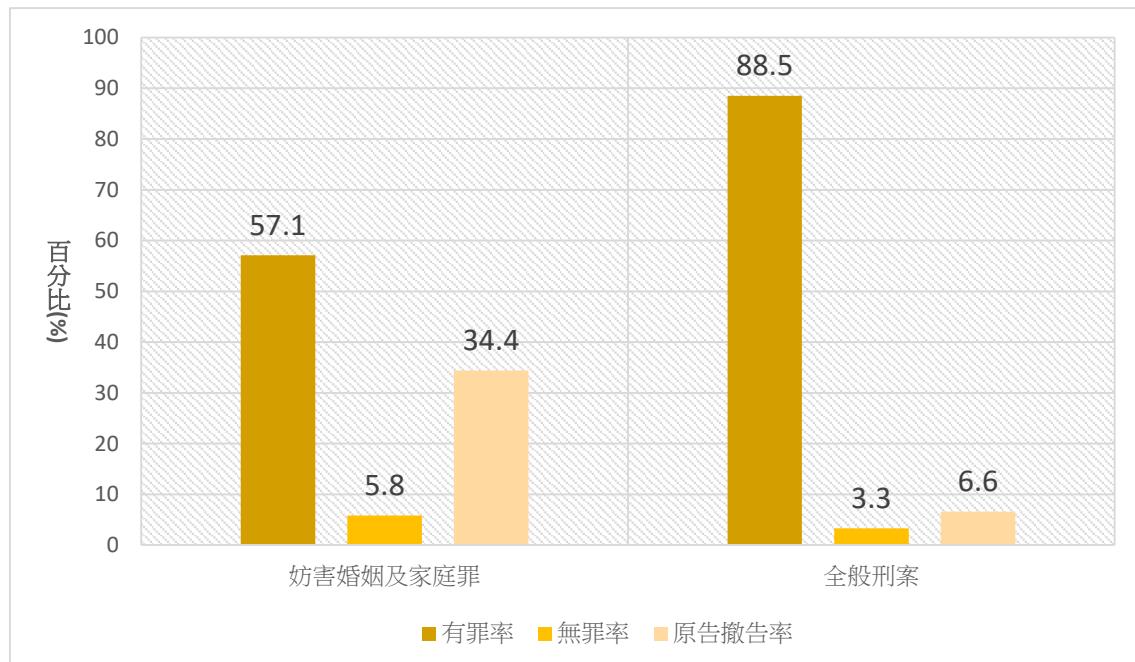


圖 3：99-108 年我國刑事確定裁判結果類型

資料來源：法務部統計處



#### 四、通姦除罪化的理由與可能影響

我國刑法在草創之初即有制定關於通姦行為的處罰規定，在 1928 年以前舊有的刑法 239 條僅規定有夫之婦與人通姦應處以刑罰。在 1935 年起修法改為不論男女與配偶以外之人發生通姦，處一年以下有期徒刑，在形式上達到性別平等的要求。依該通姦罪條文規定的形式來看，通姦入罪似乎已無規範上的性別歧視，然而從司法統計資料來看仍能發現通姦罪追訴與處罰之對象存在顯著的性別化現象。如官曉薇、郭蕙如、周承佑(2021)認為涉及通姦的行為人雙方均應為刑法上的「必要共犯」，在大部分婚姻關係仍為異性戀的基礎下，理論上不論是在偵查、起訴或到審判階段，性別比都應維持 100 左右，但實務上卻是女性受刑事追訴與處罰的比例高於男性，顯示有男女入罪不一的現象。

再以下表 2 100 年至 109 年法務部統計處資料來看，在偵查新收與偵查終結階段，女性的占比均未超過 50%，然而進入起訴階段及最終確定判決有罪時，女性占比卻穩定超過 50%。此外，若依照偵查終結案件的被告性別來分組，在除罪化發生(民國 109 年 5 月)以前女性遭起訴的比率也穩定略高於男性。這些數據發現與趨勢更加肯定了通姦罪刑事追訴的性別化現象確實存在。即便該資料尚無法推論此性別化現象的確切原因為何，卻能真實呈現「女性較男性更傾向遭受通姦罪起訴與處罰」的事實。

表 2：偵查、起訴、判決階段的女性占比

女性人數占比 (%)	100 年	101 年	102 年	103 年	104 年	105 年	106 年	107 年	108 年	109 年
偵查新收	46.53	47.17	47.07	47.06	47.92	48.63	48.85	48.99	48.66	48.59
偵查終結	46.83	47.95	47.45	47.27	47.99	48.97	49.28	49.95	49.46	49.38
以通姦罪起訴	50.8	52.64	51.56	52.82	53.22	51.38	52.8	52.24	50.48	53.89
有罪確定	55.13	53.73	52.35	58.41	53.10	57.1	54.33	51.13	52.75	55.37

資料來源：法務部統計處

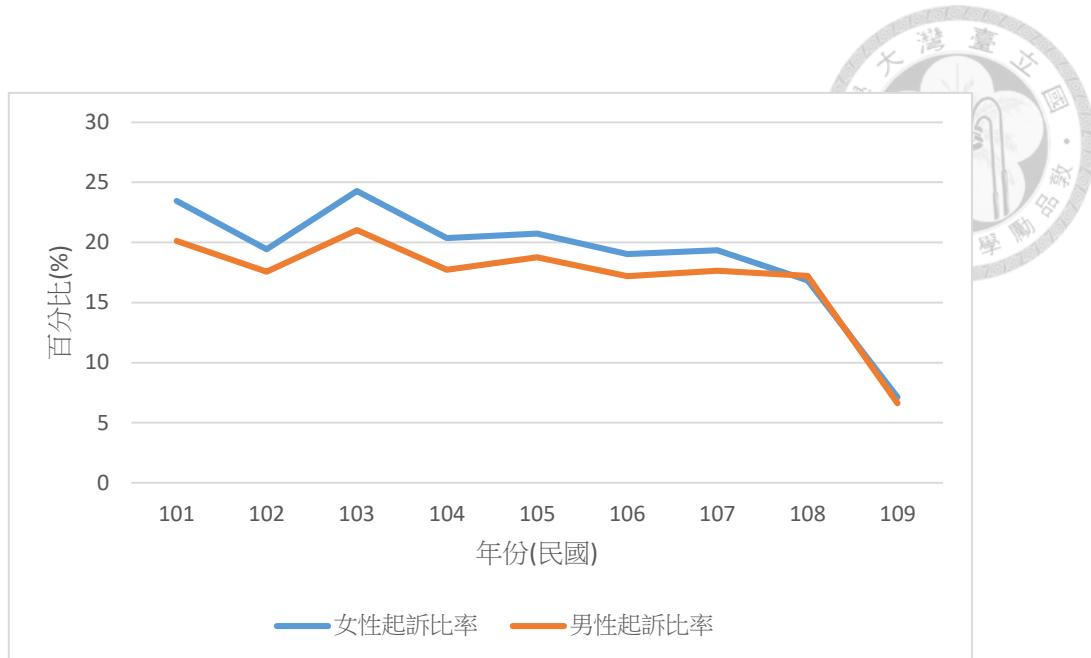


圖 4：男女性涉妨害婚姻與家庭罪之偵查終結案件起訴率

資料來源：法務部統計處

早在 2002 年大法官解釋第 554 號曾就刑法第 239 條之通姦罪規定做出合憲解釋，認為雖然個人擁有性自主權之重要人格權利，但根據憲法第 22 條之意旨，為避免妨害社會秩序與公共利益，肯認性行為之自由應受到婚姻與家庭制度約束。解釋文中亦認為「刑法就通姦罪之追訴採告訴乃論罪，且經配偶縱容或有恕者不得告訴，已然是立法者在婚姻家庭維護與性行為自由之間所為之適切價值判斷。」然而隨社會價值觀念轉變與人權思想進展，2013 年時我國接受國際人權公約初次報告審查時，國際獨立專家即通過結論性建議，指出刑事手段管制性行為會構成對私生活的無理侵擾，認定通姦罪規定違反《公民與政治權利國際公約》第 17 條，政府應採取措施推動通姦罪除罪。直至 2017 年國際人權公約第二次報告審查時，審查委員更直指政府應透過意識提升等方式帶頭化解大眾對於婚姻與家庭制度的疑慮，推動通姦罪除罪的法制改革，改善通姦罪規定對婦女不成比例的負面影響。總統府司法改革國是會議第 5 分組第 6 次會議亦於 2017 年 5 月 18 日決議，建議廢止通姦罪，如果無法立即廢止，應即刪除刑事訴訟法第 239 條但書規定，回歸刑事訴訟法告訴不可分原則的適用。雖然國是會議的決議內容



並無法律拘束力，也無法發生政策效果，但由此可知通姦罪的正當性不斷遭受挑戰，尤其是司法實務運作下衍生的女性入罪和告訴可分<sup>5</sup>現象。

在 2020 年 5 月 29 日前，我國刑法仍有關於通姦行為的處罰規定：「有配偶而與人通姦者，處 1 年以下有期徒刑。其相姦者亦同。」隨著各國法律制度因應性自主權保障、性別平等思潮而陸續修法不再以刑法處罰通姦行為時，我國司法院大法官會議亦於 2020 年 5 月 29 日做出釋字第 791 號，宣告刑法第 239 條規定違反憲法第 23 條比例原則的精神而自解釋公布之日起失效，通姦罪即日起除罪化。在除罪化之前，我國對於通姦行為的相關法律規範，兼有告訴乃論之刑事追訴<sup>6</sup>與民事賠償<sup>7</sup>之請求。實務上，通姦罪的追訴意義往往是配偶權受侵害之一方希望節省民事訴訟的裁判費成本，並藉「以刑逼民」達到賠償數額極大化的目的。然而，當大法官釋字第 791 號公布宣告通姦罪即日失效後，刑事追訴的可能性消失，受害配偶僅能以民事訴訟程序求償，受害配偶是否仍獲得與過往數額相當之慰撫金賠償數額？

## 參、通姦除罪化的相關理論與影響

### 一、通姦罪刑事追訴的消失對受害者訴訟救濟的影響

以 99-108 年地方檢察署蒐集通姦相姦罪案件裁判確定情形來看，起訴後被判決有罪的人數中約有 95.8% 所受裁判刑期為六個月以下，逾六個月者僅有 4.1%。一審通姦罪成立的 3165 人中僅有 2 名遭判刑逾 6 個月，高達 99.4% 的有罪當事人得依照刑法第 41 條規定易科罰金，不須入監執行。據此在除罪化前相當一段時間，通姦罪實質上無法以拘束人身自由之有期徒刑或拘役處罰行為人，而是改以

<sup>5</sup> 《刑事訴訟法》第 239 條但書規定，原告在提起告訴後可以單獨對配偶撤回告訴，但對相姦人的告訴不會因此而被撤回，只對第三者採取刑事追訴。

<sup>6</sup> 刑法第 239 條：「有配偶而與人通姦者，處 1 年以下有期徒刑。其相姦者亦同。」

<sup>7</sup> 《民法》第 184 條第 1 項及第 185 條第 1 項前段規定、《民法》第 195 條第 1 項及第 3 項規定、最高法院 55 年上字第 2053 號民事判決



財產刑的方式為之。對通姦行為人而言，通姦行為所須負擔的刑事責任與民事賠償責任，除了前者將留下刑事犯罪紀錄外，兩者間存在實質近似的效果—財產遭受剝奪—。這也代表受害配偶可憑藉通姦罪刑事追訴所衍生對被告的罰金與犯罪紀錄作為談判籌碼，提升民事求償程序中的議價能力。具體而言，原告得以放棄起訴或撤回通姦罪告訴為條件要求加害人賠償更多數額，也使得被告難以在訴訟中主張較低水準的慰撫金數額。

當通姦罪除罪，受害配偶基於刑事懲罰制度而擁有的議價能力也將消失，或有可能導致原告在向加害人請求慰撫金的程序中遭受困難，最終影響其請求及判決金額下降。此外，當通姦罪除罪後，受害配偶對於加害人所為之婚外情行為僅剩民事求償一途，民事求償又以「舉證是否完備」為成功的重要要件。在過去當通姦行為仍有刑法規範時，即便受害配偶未必能親自蒐集加害人通姦的直接證據，但透過警察協助仍得以保全較多配偶婚外情的行為證據，例如透過警察查房確認加害人共處一室。然而當刑事偵查手段隨著除罪化一併消失後，抓姦或蒐證的工作僅能由原告自己為之，如此受害配偶對於婚外情行為的證據取得能力也將相對降低，致使得以主張並請求慰撫金的數額減少。

## 二、法官在通姦罪除罪後就判決金額的自我調整可能

雖然通姦罪刑事責任的消失使得受害配偶無法再以刑事責任作為求償的議價籌碼，但審理民事求償案件的法官面對制度改變，或許也有自我調整的內在機制。如蔡維哲(2018)發現減刑政策的實施將使法官加重原本的刑期宣告，來抵銷減刑政策的效果。法官面對法律制度變革可能透過自我調整判決內容來因應，亦即承審法官長久以來對於各類婚外情樣態之求償案件已有相對穩定的判決金額錨點。加上前述可知，通姦罪刑事責任往往轉變為實質上的財產剝奪，因此法官亦可能對於通姦行為人原先罰金刑減少的數額轉嫁至慰撫金，使加害人受罰的程度維持相同水準。因此，法官自我調整的行為傾向對判決金額可能有正向效果。



然而，現階段尚無相關數據資料得以論證承審法官是否存在跨越民刑事訴訟體系進行判決數額調整的現象，加上不論最終判決金額隨著通姦除罪化而上升、下降或持平，法官的自我調整效果及前述原告議價能力、證據取得能力變化都有可能存在效果，因此本研究僅能就除罪化對於判決金額的總效果進行呈現，難以進一步推論各效果的大小。

表 3：通姦除罪化可能的各種效果

	原告求償議價能力	原告的證據取得能力	法官自我調整判決金額	總效果
<hr/>				
除罪化				
對請求	下降	下降	無	下降
金額影響				
<hr/>				
除罪化				
對判決	下降	下降	上升	不確定
金額影響				
<hr/>				

### 三、法律學說與計量經濟分析觀點的慰撫金量定方式

根據劉彥伯(2017)，及林貝珍、黃詩淳(2021)在 2021 年的研究，各地方法院法官判決婚外情事件之慰撫金時，往往援引最高法院 47 年台上字第 1221 號、51 年台上字第 223 號、76 年台上字第 1908 號、85 年台上字第 460 號等民事判例之意旨。最高法院藉由判例在司法實務現場建構一綜合多元因素與整體情況來量定慰撫金的準則。其具體審酌的因素大致可分二類，首先是加害行為本身，例如加害行為類型、加害行為造成的後果嚴重程度、對法益侵害的程度大小等等。再者是當事人雙方的個人因素與條件，例如身分或社會地位、經濟條件等。



然而，法律學說與司法實務的複雜度並非用一套簡單又有限的標準就能涵蓋各種案件事實與權利關係。因此前述的各項法律學說提出的審酌因素會如何影響慰撫金量定？在不同前提條件下影響的多或少也沒有明確的標準或公式可以參考。因此過往數篇關於慰撫金量定的文獻最終也是蒐集第一手的裁判資料，嘗試從為數眾多的案件中擷取可能對應的重要特徵作為變數並編碼，利用統計與計量方法嘗試描繪各審酌的因素與慰撫金量定之間的關係。

Jeungil Oh and Minsoo Park(2015)曾以南韓的司法判決資料進行實證分析，該研究以 2009-2011 年約 640 筆離婚訴訟樣本為範圍，設定慰撫金數額為解釋變數，並以原告性別、原告與被告年紀、原婚姻關係是否有未成年子女、原婚姻關係存續期間、是否有通姦行為等、原被告雙方所得等變數建構多元回歸模型。發現原告性別、原婚姻關係存續期間、是否有通姦行為、原被告雙方高低對慰撫金數額有顯著影響。我國也有研究透過不同的樣本資料估計各審酌的因素與慰撫金量定之間的關係。劉彥伯(2017)蒐集民國 88 年至 104 年期間我國各地方法院關於侵害配偶法益之判決共 612 筆，以原告請求金額、原告性別、原告與被告教育程度、第三者教育程度及婚外情行為樣態等變數建構對於慰撫金判決金額的多元迴歸。林貝珍、黃詩淳(2021)蒐集民國 106 至 108 年婚外情慰撫金請求訴訟之第一審判決資料，以請求金額、通姦有無、結婚年數、原告學歷、婚外子女人數、是否為刑事訴訟附帶民事賠償、刑事是否成罪、健康影響及共同代理等因素建構解釋慰撫金量定的多元回歸模型。雖然前揭研究的樣本資料早已與現在不同，但仍提供了本研究擷取變數進行編碼時重要的參考依據。



## 肆、實證資料與估計樣本

### 一、資料來源與變數建構

本文使用的資料來源為中華民國司法院全球資訊網之裁判書查詢系統，以各縣市地方法院及台灣高雄少年及家事法院之民事案件類別為查找範圍。再以判決書「全文內容」之欄位同時以「侵害配偶」、「婚姻」、「元」三項關鍵字組成交集進行搜尋。時間範圍則係以大法官釋字第 791 號公布日(民國 109 年 05 月 29 日)為基準日，前後各半年所涵括之一年期間(民國 108 年 12 月 1 日起，至民國 109 年 11 月 30 日止)，並且人工檢閱裁判案由欄目，將非屬於婚外情「侵權行為損害賠償」或「損害賠償」類別之案件刪去。具體方法乃參考林貝珍、黃詩淳(2021)限縮檢索範圍的關鍵字「民法第 184 + 民法第 185」或「民法第一百八十四條 + 民法第一百八十五條」。但本研究是先以自行設定的三項關鍵字搜尋出結果後，再以法條關鍵字排除不相干的訴訟案件。同時為避免潛在的選擇性偏誤(Selection bias)，僅留下第一審判決的案件資料，排除原告完全敗訴案件、上訴審案件，以及因侵權行為不成立而遭法院駁回之案件。

本文以判決案件為資料層級，以人工方式逐一閱讀並將重要資訊編碼為各變數資料，包含：裁判日期、法官男性占比、原告與被告聘雇的律師數量、性別與訴訟對象、原告婚姻關係是否存續、原婚姻關係存續期間、婚外情(逾越行為)存續期間、原告請求金額、法官判決金額、婚外情逾越情狀、法官是否考慮心理治療、婚外生子數、是否曾刑事追訴、是否為刑事訴訟附帶民事賠償程序、原被告所得狀況，以下就各變數逐一說明：

#### (一)裁判日期

擷取裁判日期變數之目的有二，首先是按各期間之案件資料，計算該期間之判決金額，用以呈現實驗組與對照組於各期間是否存在判決金額之差異。再者，以 109 年 5 月 29 日之釋憲公布日為政策效果發生日，故在該日期前之各期資料為

「未受實驗效果」的樣本，在該日期後之各期資料為「有受實驗效果」的樣本。

日期編碼方式為根據判決案件所在月份進行編碼，108年12月為第一個月，109年1月為第二個月，依序至109年11月為第十二個月，總共十二期。

## **(二)法官男性占比**

依照判決案件資料中所載明之法官姓名，按照通俗社會命名之習慣認定法官生理性別。男性編碼為1，女性編碼為0。若承審法官人數超過1人，則依相同邏輯編碼並取其平均數即可代表審理案件法官之男性占比。

## **(三)原告與被告聘雇的律師數量**

依照判決書中所列原告與被告之訴訟代理人數量進行統計，且不考慮共同代理或分別代理的情況，統一以原告、被告與共同被告兩方進行計數並編碼。

## **(四)性別與訴訟對象**

原告、被告與共同被告之生理性別是依照判決案件資料中所載原告與被告姓名，按照通俗社會命名之習慣認定其生理性別，男性編碼為1，女性編碼為0。另就訴被告僅為與婚外情第三者的案件創建”訴訟對象是否僅為相姦者”之虛擬變數，是則編碼1，否則編碼0。若被告為二人以上，則根據判決全文進行推敲，原告(受害人)之配偶為被告，與該配偶共同完成侵權行為者為共同被告。

## **(五)原告請求金額與法官判決金額**

原告請求金額以判決主文中原告主張被告應給付之金額為準，以新臺幣萬元為單位並四捨五入至萬元編碼其數值。判決金額則以主文中法官敘明之給付金額為準，以新臺幣萬元為單位並四捨五入至萬元編碼其數值。由於被告人數可能不同，若為被告單獨給付或二名以上被告連帶給付一定賠償金額者，直接編碼其判



決金額。若二名以上被告之歸責範圍與判決金額不同者，則依其歸責範圍分別建立案件樣本資料。

#### (六)原告婚姻關係是否存續

若原告因婚外情事件導致原婚姻關係中止，屬於加害配偶與第三者造成重大侵害。原告依照一般邏輯均會在訴訟中聲明此事，承審法官也應會將其納入為重要審酌事項。因此，判決書中有明確提及原告婚姻關係至辯論終結日期前是否有中止者，依其敘述編碼建立虛擬變數(存續者編碼 1、中止者編碼 0)。若完全沒有提及任何婚姻關係存續與否，則推定法官是基於婚姻關係仍存續的狀態而未加以審酌，將該案件推定為婚姻關係存續中。

#### (七)原婚姻關係存續期間

以判決書內文所提及之結婚生效日期起算，至離婚生效日期為止，以半年為計算單位，滿半年未滿一年者，計入 0.5 年，未滿半年者不予計入。若判決書內文僅提及結婚日期，且未提及婚姻關係何時結束者，以婚姻關係存續論，並以結婚生效日期起算至該審辯論終結日期止計算婚姻關係存續期間。若未明確述及結婚日期，且判決內文中亦無其他資訊可辨認結婚與離婚日期者，資料編碼為遺漏值。

#### (八)逾越情狀與婚外生子數

此變數蒐集婚外情行為的樣態，參考林貝珍、黃詩淳(2021)的變數設計方式，建立四個虛擬變數，確定通姦、疑似通姦、肢體親密接觸、言語或訊息調情，侵害配偶權程度前者最高，並依序向後遞減，並且將確定通姦的樣本歸類為後續計量分析的實驗組，其餘各類歸為控制組。除此之外，婚外生子也是重大的配偶權侵害行為，原告理應會在審理過程中聲明並主張該侵害事實，若判決全文未提及婚外生子情形，可推定為該案件中未有婚外生子情形。最終本研究設計一變項用以

蒐集判決書中法官提及並認定的婚外生子數。



### (九)法官是否考慮心理治療

若原告主張因婚外情事件導致其從事心理治療或諮商等具體尋求專業協助的經歷，且法官於判決書內也提及此事者，推定法官考慮其心理受創程度達一定程度因此成為法官審酌的重要因素，編碼為 1，若未提及則否，編碼為 0。

### (十)案件是否曾經歷刑事追訴、是否為刑事訴訟附帶民事賠償程序

由於本研究關注通姦行為的刑事追訴對於民事求償的影響，因此在判決書中搜尋是否有原告、被告或法官提及曾經歷刑事追訴的歷程，包含告訴、偵查、起訴、審理與判決等。此外，若系爭訴訟為刑事訴訟附帶民事賠償程序，表示該婚外情案件正值刑事追訴的壓力高峰期，理應以刑逼民的效果更是顯著，因此特別對此創設虛擬變數，有刑附民編碼 1，無刑附民編碼 0。

### (十一)原告、被告與共同被告收入

若判決內文述及過去某一年財稅資料之年收入，則以該數值作為年收入資料，若判決內文述及過去數年財稅資料，則取最近二年之年收入並取平均值。若無前述財稅資料，則以判決內文中法官認定所述之每月收入乘以十二個月作為年收入。

若當事人現在無業，但法官述及無業狀態前之收入，則以該收入描述進行認定。

所有收入數值編碼以新台幣萬元為單位，並四捨五入至萬元。若判決內文並無具體述及原告、被告之收入數值，則以遺漏值編碼。後續計算出原告與被告之收入中位數後，分別建立「高於中位數組」與「低於中位數組」的虛擬變數，若屬於該組者編碼 1，非屬於該組者編碼 0。



## 二、估計樣本的描述統計

樣本資料的時間範圍以 2020 年 5 月 29 日為中心前後各六個月，從下表 4 可知 2020 年 5 月 29 日前有 87 筆，5 月 30 日起有 151 筆，總樣本數為 238 筆。不論是實驗組、對照組或全體樣本都呈現除罪化發生後的樣本數多於除罪化前的情形。以性別來看，女性受害配偶在兩組於除罪化前後的占比都超過 50%。在全體樣本中以訴訟對象來看，僅向第三者提起訴訟的比例最高(53.4%)，同時向配偶與第三者提起訴訟的比例次之(40.3%)，僅向配偶提起訴訟之比例最低(6.3%)。在異性戀為主的婚姻制度下，婚外情事件受害者以女性居多，加上原告向配偶與第三者求償及僅向第三者求償的比例高達九成以上，證成了女性較易受害也較易遭受法律究責的現象。

表4：實驗組與對照組敘述統計

	實驗組(adultery=1)		對照組(adultery=0)		全體樣本
	除罪前	除罪後	除罪前	除罪後	
樣本數	32	69	55	82	238
受害者為女性	62.5%	69.6%	65.5%	53.7%	62.2%
受害者為男性	37.5%	30.4%	34.5%	46.3%	37.8%
向配偶與第三者訴訟	34.4%	18.8%	54.5%	51.2%	40.3%
僅向配偶提起訴訟	6.2%	7.2%	5.5%	6.1%	6.3%
僅向第三者提起訴訟	59.4%	74%	40%	42.7%	53.4%
有啟動刑事追訴程序	68.8%	46.4%	29.1%	14.6%	34.4%
原告請求金額 (萬元)	213.44 (357.79)	129.31 (143.69)	129.83 (134.81)	115.96 (83.66)	136.14 (173.7)
法院判決金額平均數 (萬元)	40.44 (21.89)	39.66 (18.27)	24.12 (15.67)	22.61 (17.02)	30.38 (19.46)



表 5：其他重要連續變數平均值－全體樣本

	平均數	中位數	遺漏值樣本個數	有資料樣本數
婚姻存續期間(年)	14.12 (9.27)	9.5	51	187
婚外情期間(週)	56.11 (120)	20	15	223
原告年所得(萬元)	88.14 (271.27)	48	85	153
被告年所得(萬元)	55.96 (63.64)	40	84	154
共同被告年所得(萬元)	59.91 (66.37)	43.6	183	53

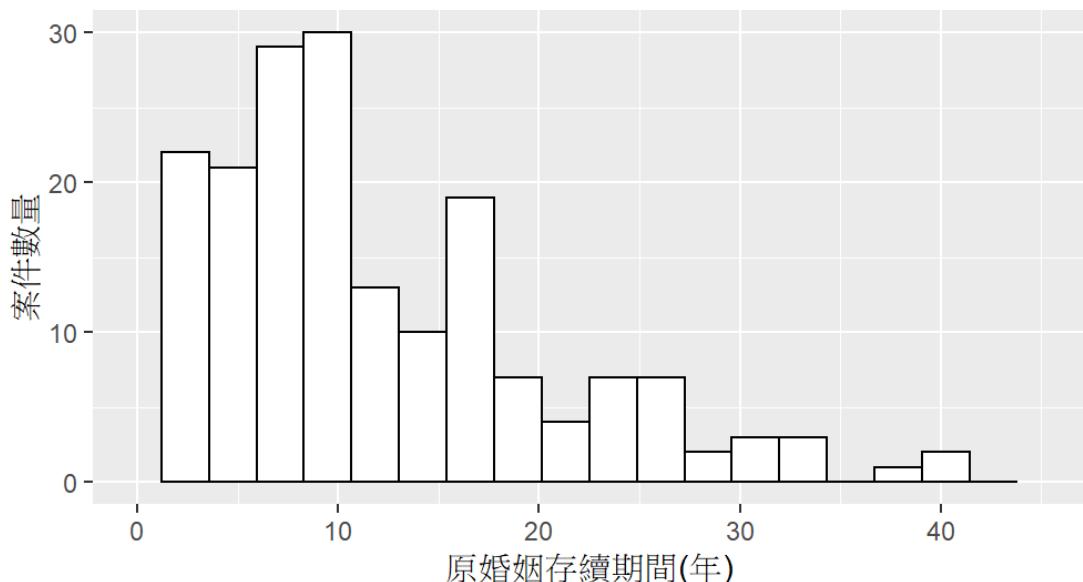


圖 5：全體樣本原婚姻存續期間分布圖

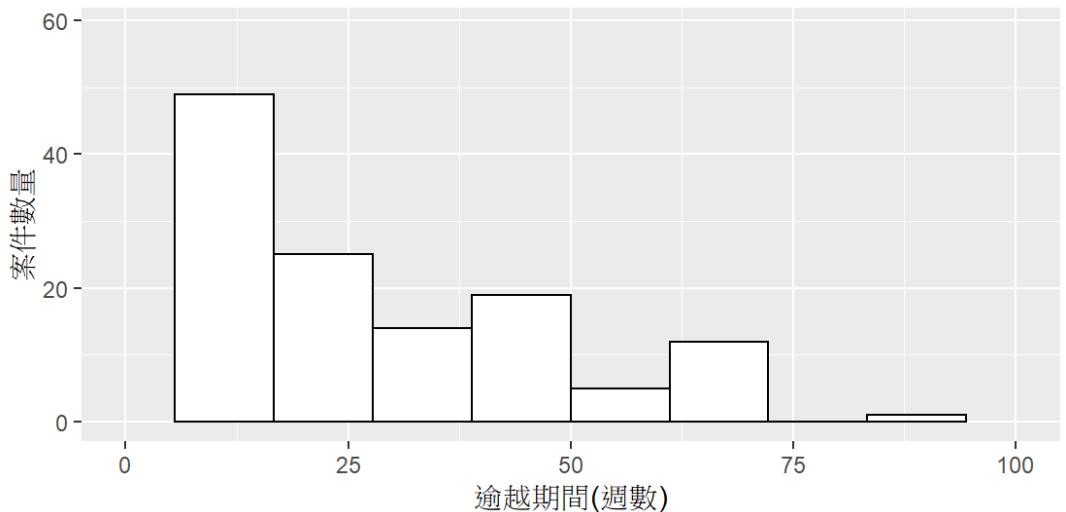


圖 6：全體樣本逾越期間分布圖

若以請求金額分布情形來看，有 6 筆樣本的數額高於全體的第 98 分位數，達 600 萬元以上。考慮到請求金額可能受原告個人因素影響而容易有嚴重的離群值，故將此 6 筆樣本排除於分析樣本之外。最終全體分析樣本總數為 232 筆，其金額次數分布如下圖 7、8。以全體樣本的請求金額分布來看，100 萬元的請求金額是全體樣本的眾數，似乎也某種程度呈現了受害配偶對於慰撫金請求存在著所謂的「行情價」。整體分布有不少的離群值，這也相應了請求金額可能因個人的因素和考量而產生較大的變異。若以判決金額分布來看，金額的分布則相當收斂於 10 到 60 萬元之間，較少案例能取得 75 萬以上的判決金額，實驗組和對照組的判決金額分布則稍有不同，實驗組的判決金額眾數略高於對照組。

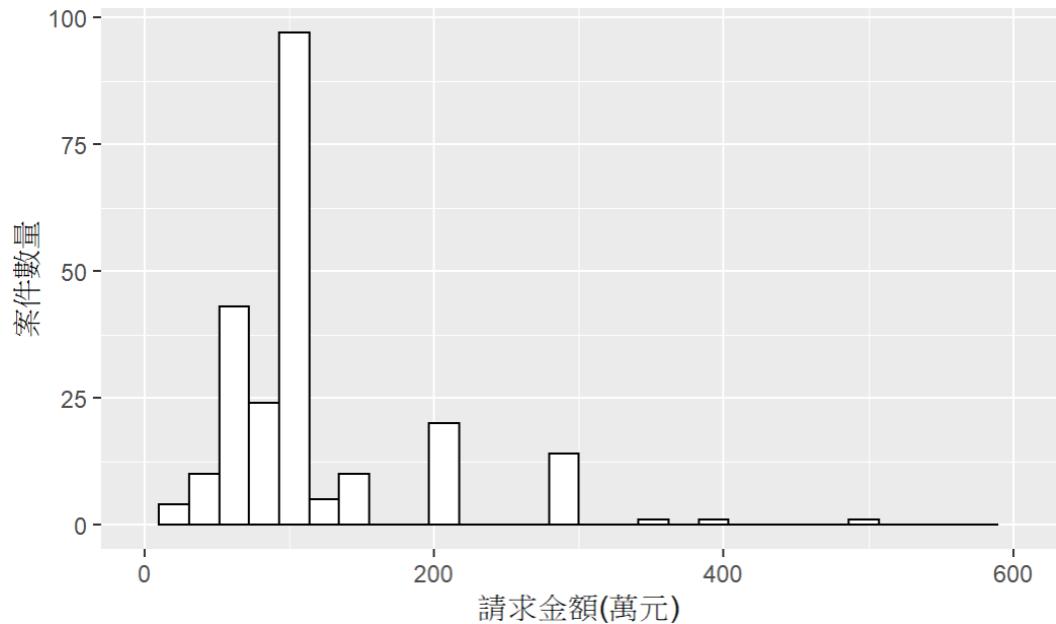


圖 7：全體樣本請求金額次數分布圖

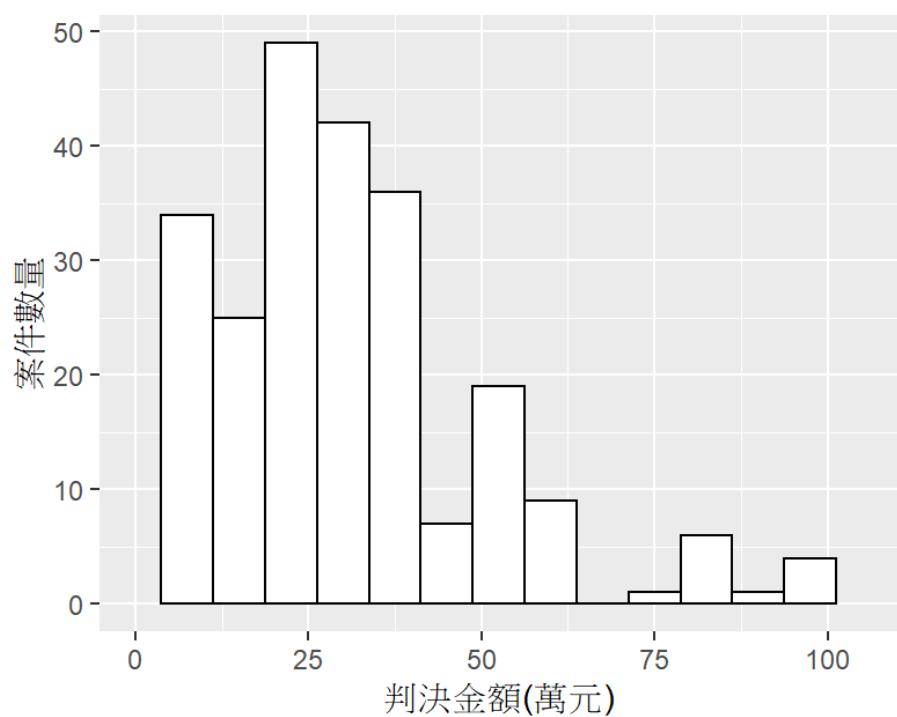


圖 8：全體樣本判決金額次數分布圖

進一步分別以實驗組(有通姦)與對照組(無通姦)的兩個子樣本群體來觀察請求金額分布，雖然兩組樣本數量有一定落差，實驗組有 136 個樣本，對照組有 96 個樣本，但兩組的分布型態有其相似性。以圖 9 兩組請求金額分布而言，兩組的上四分位數均為 100 萬元，分布也相當集中，不過實驗組的四分位間距明顯小於對照組，表示實驗組的分布更為集中，且兩組分別有 4 和 6 筆金額過高的異常值，實驗組有 1 筆金額過低的異常值。若從請求金額次數分布圖來看(圖 11、圖 12)，也可發現兩組的分布型態相當接近，呈現右尾分布的偏態，0-100 萬元的樣本占了相當大的比例。

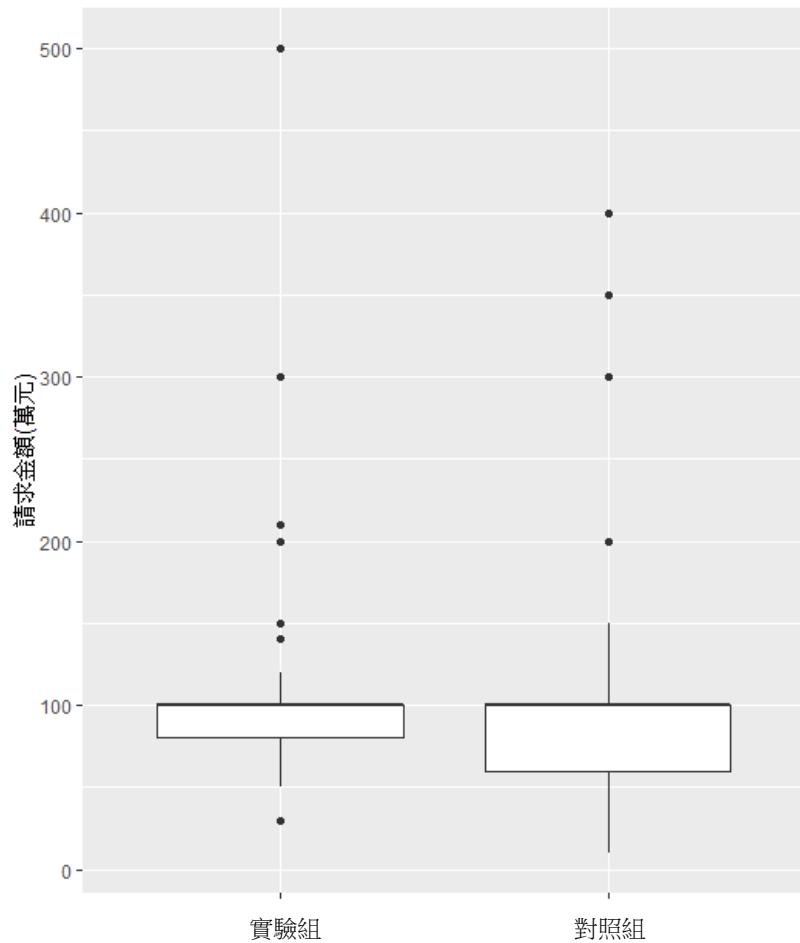


圖 9：實驗組與對照組請求金額箱型圖



圖 10 則呈現實驗組與對照組的判決金額分布，實驗組的中位數約為 40 萬元，四分位間距約 20 萬元。對照組中位數接近 20 萬元，四分位間距約 20 萬元。實驗組金額分布明顯高於對照組分布，兩者的四分位間距則相當相近，顯示集中趨勢相當，沒有金額過小的異常值，金額過高的筆數也分別僅有 3 和 2 筆。若以判決金額次數分布圖來看(圖 13、圖 14)，兩組判決金額的分布雖都集中於 10 至 30 萬元之間，但對照組的判決金額更集中於 10 至 20 萬元的組別，實驗組的分布則略微分散，20 至 40 萬元間各組的數量為多。在較高金額的部分，兩組則都呈現一個共同的特色是 70-80 萬及 90-100 萬元的數量較多。

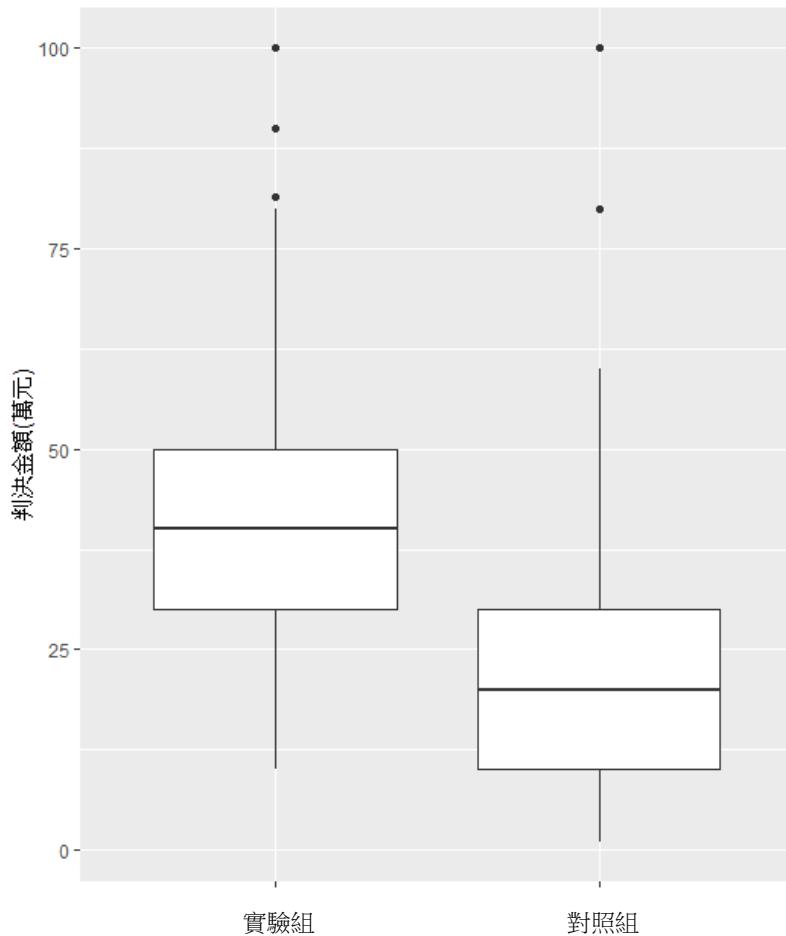


圖 10：實驗組與對照組判決金額箱型圖

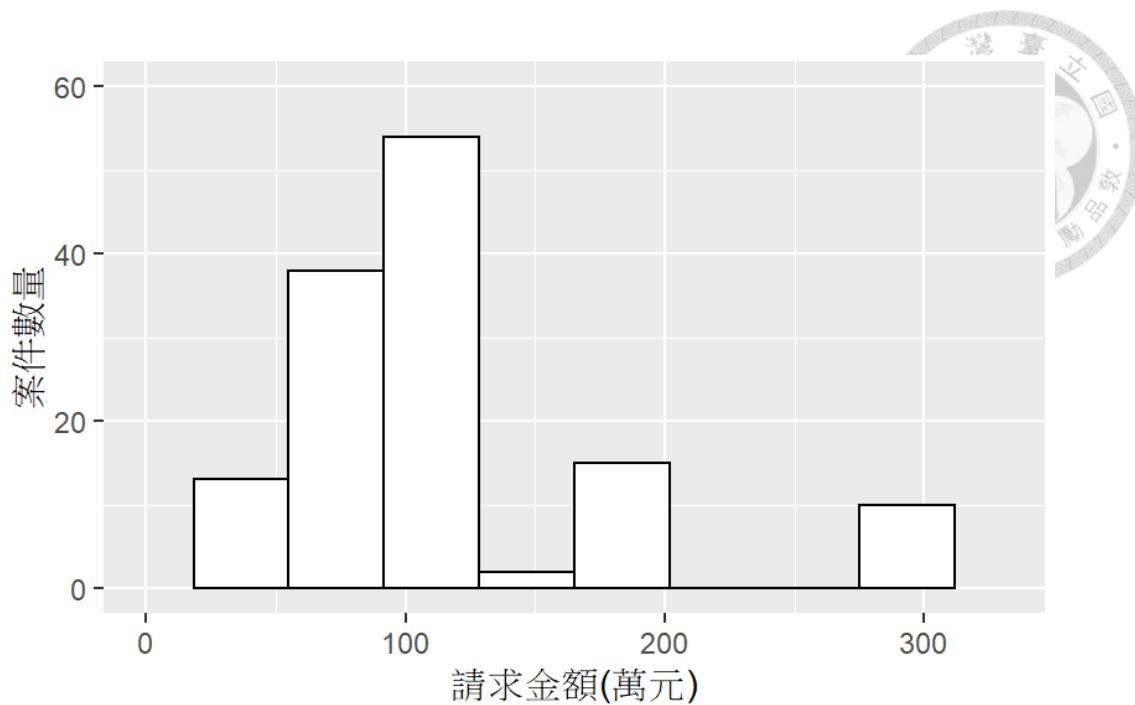


圖 11：對照組(無通姦)請求金額分布圖

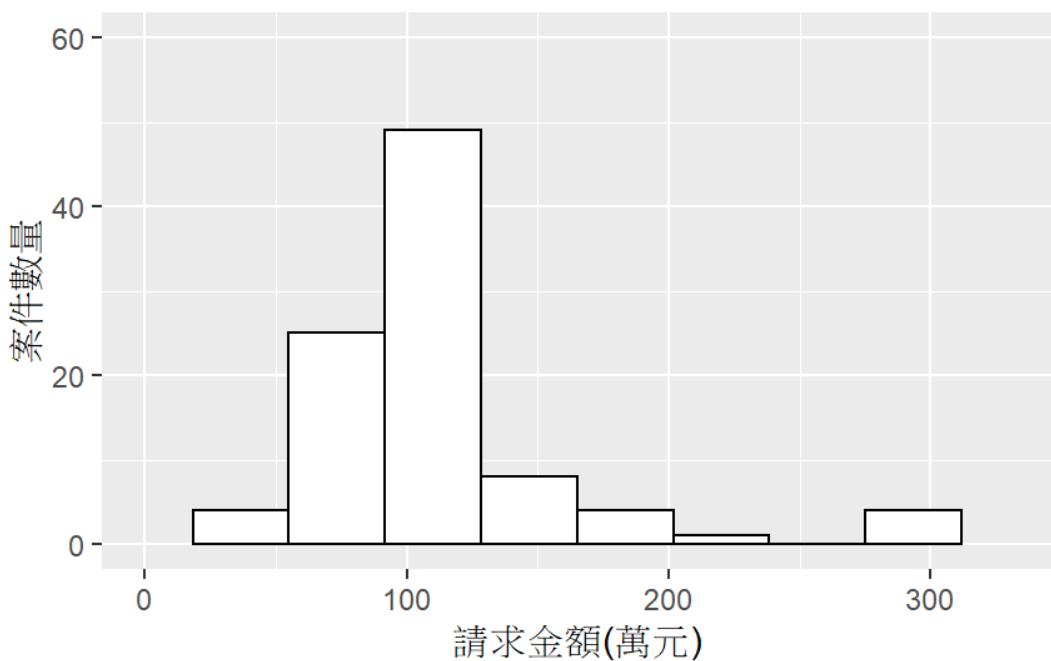


圖 12：實驗組(有通姦)請求金額分布圖

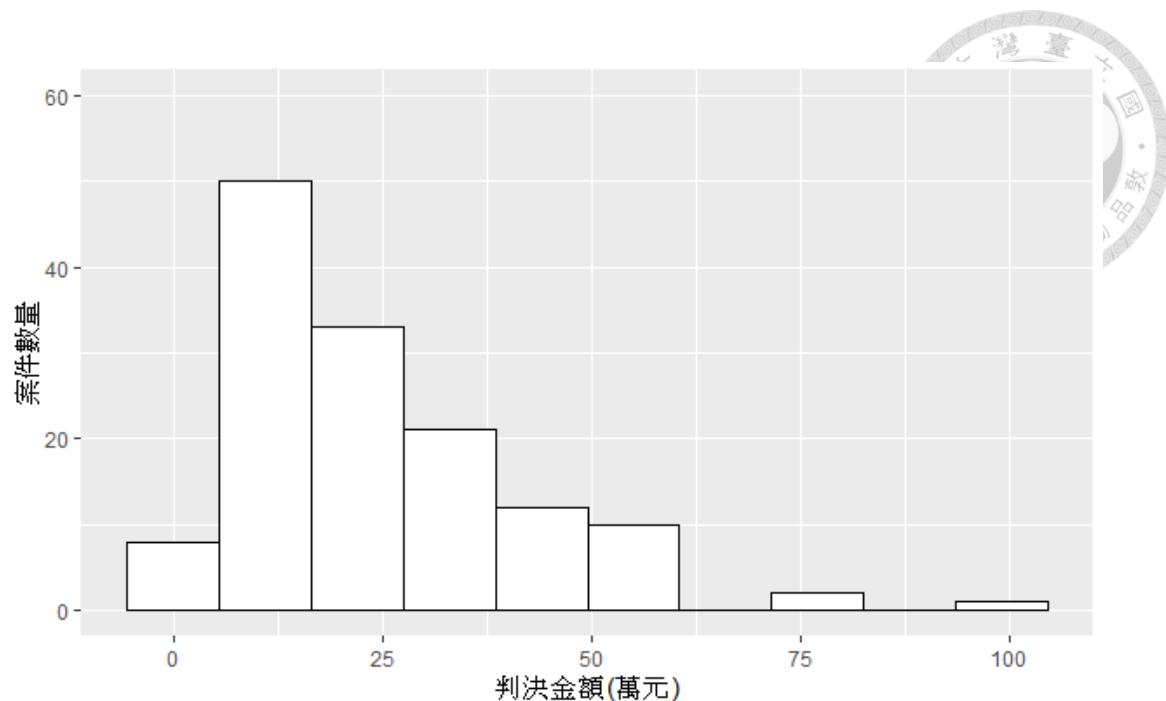


圖 13：對照組(無通姦)判決金額分布圖

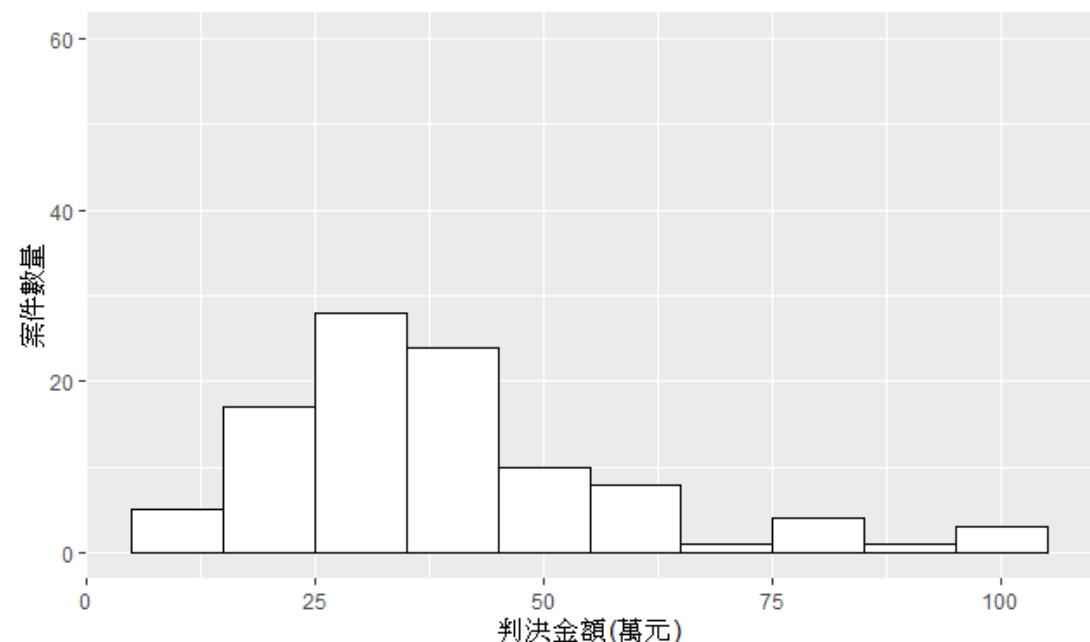


圖 14：實驗組(有通姦)判決金額分布圖



## 伍、研究設計與計量模型

本文主要研究問題為「通姦行為除罪後，是否造成通姦行為受害人之民事慰撫金求償數額產生影響？」由於釋字第 791 號於 2020 年 5 月 29 日公布刑法第 239 條關於通姦罪之規定違憲而即日失效，此後尚未宣判之通姦罪訴訟案件即因除罪效果致使行為人免於刑事追訴。2020 年 5 月 29 日釋字第 791 號的公布創造出自然實驗的情境，在此之前涉及通姦的婚外情行為人同時負有刑事責任與民事侵權行為賠償責任，在此之後僅有民事侵權行為賠償責任。假設釋字第 791 號公布前、後的民事求償案件在其他各因素和條件都已受到控制，公布前後的樣本群體若呈現請求金額或判決金額顯著不同，則有高度可能為通姦除罪化所生之政策效果。

### 一、多變數迴歸模型：以請求金額或判決金額為應變數

法律經濟分析與法實證的相關研究近年來逐漸盛行以計量方式來分析因果關係，特別是利用多元迴歸模型估計侵權行為之民事慰撫金數額，並分析各變項對於金額大小的影響。例如張永健(2015)以地方法院審理之醫療糾紛與車禍案件建構慰撫金量定回歸模型。之後，與婚外情行為更密切關聯的兩篇研究也依循類似方式為之。劉彥伯(2017)利用我國地方法院判決資料建構估計法院判決婚外情慰撫金數額的迴歸模型。林貝珍、黃詩淳(2021)也利用類似方式並增加訴訟個案資料中擷取的變數資料，建構控制變數更豐富的婚外情慰撫金估計模型。因此本研究以過往研究文獻為基礎，建構多變數回歸模型分別估計影響慰撫金判決金額與請求金額的各因素，設定如下：

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_i + \sum \gamma Z_i + \epsilon_i$$

其中  $Y$  為民事求償案件中請求或判決的金額， $X$  為案件有無通姦行為， $\beta_1$  為通姦行為對請求或判決金額產生的效果， $Z$  為其他控制變數。當以請求金額為應變數時，原告請求金額的多寡會與是否有通姦行為及其他控制變數有關連，例如逾越行為的嚴重程度、存續期間、是否導致生育非婚生子女等，故可以此建構出一多元迴歸模型。若以判決金額為應變數時，承審法官衡量判決金額時除了依學理與實務考慮前述與案件本身造成損害情形的控制變數外，訴訟程序型態的各項因素亦可能影響判決金額，因此納入原被告是否聘雇律師、是否僅對第三者提告、審理法官的男性占比、是否已開始刑事追訴、本案是否為刑事訴訟附帶民事賠償等虛擬變數。最後，參考張永健、何漢威、李宗憲(2017)的研究指出基於心理學上的「定錨效應」，原告的請求金額也可能影響判決金額的多寡，這是因為法官除了客觀的婚外情行為事實與損害結果外，也會就原告所提出之請求金額範圍進行心證與判斷。因此該模型亦將請求金額納入為控制變數，與先前以請求金額為解釋變數的回歸模型組成結構方程模型。

## 二、DID 實驗設計

至於 difference-in-differences 的計量方法，我國目前似乎尚無研究文獻以此方法估計法律政策變化對婚外情訴訟慰撫金數額的影響，但有蔡哲維(2018)利用 difference-in-differences 的計量方法估計減刑政策對於法官量刑的效果可作為參考。本研究主要目的在於估計通姦罪除罪政策對請求金額與判決金額之實驗介入效果 (Treatment Effect)。透過案件判決的時間在除罪化前後以及案件(post)是否有涉及通姦行為(adultery)建立交乘項來表示政策效果(treatment)，估計該效果的數值與顯著程度。

下式中  $Y$  可為請求金額或判決金額，下標  $i$  代表訴訟個案樣本，下標  $t$  代表案件判決時通姦罪尚未除罪化，下標  $t'$  代表該案件判決時通姦罪已除罪化。 $a=1$  代表

該案件被法官認定有通姦行為， $a=0$  代表該案件不被法官認定有通姦行為。實驗介入效果定義如下，為有通姦行為的婚外情民事訴訟和無通姦行為的婚外情民事訴訟，在通姦罪除罪前後之請求金額或判決金額之差異間的差異。



Treatment Effect =

$$[E(Y_{it'}|a = 1) - E(Y_{it}|a = 1)] - [E(Y_{it'}|a = 0) - E(Y_{it}|a = 0)]$$

由於通姦罪除罪化的發生是在 109 年 5 月 29 日當天釋字第 791 號宣布時即刻生效，且婚外情慰撫金請求訴訟的承審法官、訴訟當事人、訴訟代理人均無法預期該釋字宣告結果，因此除罪化的發生是無法預期的結果。由於這是我國史上第一次出現通姦罪除罪的司法制度變革，因此即便無法進行隨機控制實驗(Randomized Control Trial)，仍可就訴訟個案本身行為特性(是否涉及通姦)進行實驗組與控制組的分類，並觀察兩組間的請求金額與判決金額差異變化。根據劉彥伯(2017)和林貝珍、黃詩淳(2021)的研究，涉及通姦行為對於判決金額有正向效果，亦即法院對涉及通姦行為的案件傾向判決較高額的慰撫金，因此有通姦與無通姦的案件判決金額應存在一定差距。當除罪化發生後，若兩組間的請求金額或判決金額變化趨勢有所改變，導致兩組間的差異顯著發生改變時，則可推論除罪化和請求金額或判決金額變化間的因果關係。

接續採取差異中的差異(difference-in-differences)方法，比較實驗組與對照組的差異，與兩組在實驗前後的差異。當通姦罪除罪發生後，理應只對實驗組的請求或判決金額發生政策效果，但不對控制組發生影響。因此本研究在既有的多變數迴歸基礎上加入以下虛擬變數以利進行差異中的差異分析：

- (1)案件審判時通姦罪是否已除罪(Post)
- (2)案件是否涉及通姦行為(Adultery)
- (3)通姦除罪化的政策效果(DID：Post 與 Adultery 的交乘項)。

最終估計模型如下：

$$Y_{it} = \mu + \delta Post_i + \gamma Adultery_{it} + \alpha DID (Post_{it} * Adultery_{tit}) + \sum \beta Z_{it} + \epsilon_{it}$$

其中被解釋變數  $Y_{it}$  為  $i$  民事訴訟案在通姦罪除罪前( $t=0$ )或後( $t=1$ )的請求和判決金額， $Post_i$  為一虛擬變數，代表該訴訟案判決時是否已通姦除罪，是則  $Post_i=1$ ，否則  $Post_i = 0$ 。 $Adultery_{it}$  亦為一虛擬變數，代表該訴訟中負責審理的法官是否認定被告涉及通姦行為，是則  $Adultery_{it} = 1$ ，否則  $Adultery_{it} = 0$ 。 $DID (Post_{it} * Adultery_{tit})$  則為兩虛擬變數的交乘項，用以代表政策效果。 $\sum \beta Z_{it}$  則代表其他各種控制變數。

### 三、主研究發現與結果

#### (一)、除罪化前後的請求金額與判決金額的差異

本文在進行差異中差異(DID)分析方法前，欲先確認實驗組與對照組的請求與判決金額是否存在一固定差異趨勢(Common Trend)。由於本文所使用樣本資料僅 232 筆，若以每月時間尺度進行計算金額，部分月份將無法滿足中央極限定理樣本數應達 30 筆以上始能呈現常態分佈的條件，而可能受到極端值的影響致使每月請求和判決金額平均值產生偏誤。因此本文放棄固定趨勢的呈現，僅以實驗組和對照組在通姦除罪化前後的組間差異(兩期差異)變化作為判斷基礎。

首先下表 6 的數據顯示，從兩組差異來看，實驗組在除罪化前的請求金額高於對照組，但在除罪化後反而低於對照組。不過若考量各組數值的標準差，可發現該數值高低似乎並不顯著。按學理或司法實務來說，當婚外情案件涉有通姦行為時對於原告造成的心靈傷害更高，因此原告的請求金額應穩定高於對照組，但這一論點似乎與除罪化之後兩組的金額差距無法契合，這也可能是少數極端樣本因原告請求金額過高而導致變異較大的結果，致使組內平均值的信度較低。



再進一步分別看兩組除罪化前後的請求金額差異，對照組在除罪化前後的請求金額平均值沒有顯著變化，實驗組在除罪化後的請求金額則顯著下降 32.47 萬元，與先前的假設相呼應：「當對通姦行為的刑事追訴消失後，受害配偶一方面可能因無法採取以刑逼民策略，導致民事求償的議價能力下降，二方面則缺少檢警單位介入偵查並取得完整證據的機會，使得原告能夠在訴訟中主張的慰撫金請求數額下降。」

表 6：請求金額組內平均值(萬元)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	113.72 (62.98)	115.96 (83.66)	2.24 (13.35)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	134.33 (91.87)	101.86 (48.54)	-32.47** (14.33)
兩組差異	+20.61 (16.96)	-14.10 (11.61)	-34.72* (20.20)

$p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$

下表 7 顯示實驗組與對照組在除罪化前後的組內判決金額平均值。不論在除罪化前後，實驗組的判決金額顯著高於對照組，且實驗組高於對照組的數額亦穩定維持在 15.8 萬元左右。若以兩組在除罪化前後的組內平均值來比較，可發現除罪化前後的組內平均值並無顯著差異。這個數據結果呈現通姦除罪化的政策並無對實驗組產生總效果，然而僅憑藉此資料仍無法進一步確認究竟是除罪化自始不對法官判決金額產生影響，抑或是正向與負向效果相抵銷所致。

表 7：判決金額組內平均值(萬元)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	23.64 (15.41)	22.85 (16.83)	-0.79 (2.85)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	39.47 (21.29)	38.73 (17.80)	-0.73 (4.17)
兩組差異	+15.82*** (4.03)	+15.88*** (2.86)	0.06 (4.91)

$p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$

## (二) 差異中的差異分析(DID)：以請求金額為被解釋變數

婚外情慰撫金請求訴訟中，原告請求範圍應以踰矩行為嚴重程度、對當事人及其婚姻家庭的衝擊、雙方經濟條等為主要考量，故以請求金額為被解釋變數，通姦除罪效果有無為解釋變數，並依下列步驟加入各相關控制變數，形成 DID 實驗模型：

- (1)加入基本 DID 變數：c.案件判決時是否已通姦除罪、d.案件是否涉及通姦、e.除罪效果



- (2)再加入案件判決的時間固定效果：f.判決月份組別
- (3)再加入審理法院所在區域固定效果：g.法院所在區域組別
- (4)再加入訴訟型態：j.是否曾經或正在經歷刑事追訴
- (5)再加入原婚姻狀態之特徵：q.原婚姻關係是否仍存續、r-1.原婚姻關係存續期間前 50%組、r-2.原婚姻關係存續期間後 50%組、s.原婚姻關係中是否育有未成年子女與婚外情踰越行為後果：t-1.逾越期間前 50%組、t-2 逾越期間後 50%組、u.是否有婚外生子
- (6)再加入原告與被告之所得特徵：v-1.原告所得前 50%組、v-2.原告所得前 50%組、w-1.被告所得前 50%組、w-2.被告所得前 50%組

下表 8 為迴歸分析的結果，欄(1)至欄(6)分別代表前述六種 DID 實驗模型。

欄(1)為基本 DID 變數，欄(2)與欄(3)陸續加入判決時間的固定效果與法院所在地區的固定效果，政策效果的係數大致落在-34 至-37 之間，代表政策效果使實驗組的請求金額下降約 34~37 萬元。雖然此三種迴歸式所估計之政策效果未達 10%的顯著度，但觀察其 t-value 已相當靠近 10%顯著度的門檻值 1.65，而且三者的政策效果係數變異不大，因此估計結果仍有其重要意義。欄(4)加入訴訟型態(是否曾有刑事追訴)作為控制變數後，政策效果係數為-36.5，t-value 為-1.56，政策效果變化及顯著性變化不大。欄(5)加入原婚姻狀態特徵、逾越行為後果做為控制變數，政策效果係數為-42.79，t-value 提升至-1.95，已達 90%信心水準的顯著度甚至逼近 95%。最後欄(6)加入原被告所得資料作為控制變數後，政策效果係數落在-37.67，t-value 仍為-1.95，維持在 90%信心水準的顯著性。欄(1)、欄(2)與欄(3)等三種迴歸式陸續控制了案件特徵、時間與地點的固定效果，理應能捕捉到不少因素，且 t-value 也相當接近 1.65 的顯著門檻值，因此估計的政策效果適合作為參考之用。欄(4)至欄(6)的迴歸式則繼續加入案件相關的控制變數，除了欄(5)之外，政策效果係數大致落在-36 至-37 之間，最終選定欄(6)為估計模型，估計結果

與欄(1)至欄(4)所估計的-34 至-37 已無差距太遠。在政策評估上或可得出在 90% 的信心水準下政策效果使請求金額下降約 37 萬元的詮釋。此分析結果亦與表 6 請求金額之差異中的差異(DID)數值約下降 35 萬元相呼應。



表8：全體樣本請求金額DID實驗結果(萬元)

被解釋變數：請求金額(comp_apply)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
通姦除罪效果	-34.72	-36.74	-36.58	-36.50	-42.79*	-37.67*
(Adultery × Post)	(21.53)	(22.4)	(23.19)	(23.35)	(21.99)	(19.27)
T_value	-1.61	-1.64	-1.58	-1.56	-1.95	-1.95
基本DID變數	V	V	V	V	V	V
固定效果(時間)		V	V	V	V	V
固定效果(法院所在區域)			V	V	V	V
訴訟程序型態				V	V	V
原婚姻狀態之特徵					V	V
婚外情踰越行為後果					V	V
原告與被告的所得特徵						V
樣本數	232	232	232	232	232	232

Robust standard errors in parentheses

$p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$



### (三)差異中的差異分析(DID)：以判決金額為被解釋變數

相對於請求金額涉及更多個別差異，判決金額的數額則是透過司法機關決定的，因此判決金額的量定理應較能透過學說或判例等提文獻出之類型化因素進行估計。於是，本研究根據文獻回顧所提及關於慰撫金量定之法理學說，以及多篇關於婚外情慰撫金額量定的研究，以判決金額為被解釋變數，通姦除罪效果有無為解釋變數，並將眾多控制變項進行歸類並形成多種控制變數組合之多元迴歸模型：

- (1)加入基本 DID 變數：c.案件判決時是否已通姦除罪、d.案件是否涉及通姦、e.除罪效果
- (2)再加入：a.原告請求金額
- (3)再加入案件判決的時間固定效果：f.判決月份組別
- (4)再加入審理法院所在區域固定效果：g.法院所在區域組別
- (5)再加入訴訟型態與原被告性別特徵：j.是否曾經或正在經歷刑事追訴、k.是否為刑事訴訟附帶民事賠償、l.原告是否聘雇律師、m.被告是否聘雇律師、n.承審法官男性占比、o.是否僅對第三者訴訟、p.原告、被告性別
- (6)再加入原婚姻狀態之特徵與婚外情踰越行為後果：q.原婚姻關係是否仍存續、r-1.原婚姻關係存續期間前 50%組、r-2.原婚姻關係存續期間後 50%組、s.原婚姻關係中是否育有未成年子女、t-1.逾越期間前 50%組、t-2 逾越期間後 50%組、u.是否有婚外生子
- (7)再加入原告與被告之所得特徵：v-1.原告所得前 50%組、v-2.原告所得前 50%組、w-1.被告所得前 50%組、w-2.被告所得前 50%組

下表 9 為迴歸分析的結果，欄(1)至欄(7)分別代表前述七種 DID 實驗模型。

欄(1)僅有基本 DID 變數的係數僅有-0.06 且 t-value 僅 0.01，可知估計的政策效果相當不明顯。欄(2)到欄(5)陸續加入其他控制變數，雖政策效果係數有略微上升至 3-4，但 t-value 值仍不及 1，顯著性仍舊不高。即便欄(6)、(7)再陸續加上原婚姻狀態之特徵、婚外情踰越行為後果、原告與被告的所得特徵等控制變數後，政策效果係數上升至 5-6，t-value 值也上升至 1.2-1.3 但仍不及 90%的信心水準。

由上各項模型的估計來看，通姦除罪政策並沒有使得慰撫金判決金額顯著改變，與表 7 中的差異中差異數值趨近於零相互呼應。此結果與請求金額的顯著變化相當不同的現象，或許也可從表 3：通姦除罪化可能的各種效果的假設中看見一些端倪，因為通姦除罪對於判決金額的影響效果存在著不同方向，可能使得總效果的上升和下降不甚明顯。相比之下，除罪政策對於請求金額的效果均為負面，較容易估計出導致請求金額下降的結果。



表9：全體樣本判決金額DID實驗結果(萬元)

被解釋變數：判決金額(comp_final)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
通姦除罪效果	0.06	3.02	3.15	2.72	4.35	5.96	5.38
(Adultery × Post)	(5.20)	(4.76)	(4.72)	(4.76)	(4.50)	(4.48)	(4.38)
t-value	0.01	0.63	0.67	0.57	0.97	1.33	1.23
基本DID變數							
通姦除罪是否發生	V	V	V	V	V	V	V
案件是否被認定有通姦行為	V	V	V	V	V	V	V
原告請求金額		V	V	V	V	V	V
固定效果(時間)			V	V	V	V	V
固定效果(法院所在區域)				V	V	V	V
訴訟程序型態					V	V	V
原告被告共同被告之性別					V	V	V
原婚姻狀態之特徵						V	V
婚外情踰越行為後果						V	V
原告與被告的所得特徵							V
樣本數	232	232	232	232	232	232	232

Robust standard errors in parentheses

p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*



#### (四)子樣本群體分析

由於通姦罪的追訴與刑罰發動存在著性別化的現象，本研究進一步以受害配偶的生理性別區分出兩群子樣本群體，受害配偶為女性或男性，並針對子樣本群體分別觀察請求金額和判決金額為在除罪化前後變化。

首先從下表 10 可以發現，女性受害配偶樣本群體中，實驗組的請求金額隨著除罪化發生顯著下降約 54.52 萬元，對照組僅下降 4.5 萬元且不顯著。差異中的差異效果則顯示除罪化對於請求金額發生顯著的負向效果，下降約 50.05 萬元。再看表 11，男性受害配偶的樣本群體中，請求金額的數額不論是實驗與對照組間差異、時間前後差異、差異中的差異效果均不顯著。然而在若由此發現往前追溯主研究結果(實驗組請求金額下降約 34.72 萬元)，可知通姦除罪政策對於請求金額的負向效果偏向集中於女性受害配偶的樣本中，男性則沒有顯著變化，呈現請求金額下降的性別化現象。

表 10：女性受害配偶請求金額組內平均值(萬元)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	112 (62.8)	107 (77.9)	-4.474 (15.83)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	149 (110)	95 (31.4)	-54.52** (25.72)
兩組差異	-37.59 (27.45)	-12.46 (12.60)	-50.05* (30.20)

$p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$



表 11：男性受害配偶請求金額組內平均值(萬元)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	117 (64.9)	126 (89.9)	8.76 (20.84)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	108 (37.1)	119 (74.5)	10.77 (20.43)
兩組差異	8.93 (18.62)	6.92 (22.48)	2.00 (29.19)

$p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$

若改以觀察判決金額在除罪化的前後變化，可以發現不論是男性或女性受害配偶的子樣本群體中，實驗組的判賠金額均顯著高於對照組，並且對照組在除罪化前後的判決金額幾乎沒有改變，符合一般的邏輯推論，通姦除罪不對未涉及通姦行為的個案產生影響。然而，若觀察表 13 中男性受害配偶的判決金額，可發現實驗組在除罪化之後有上升約 8.78 萬元，相較於對照組而言上升了約 9.41 萬元，惟兩項效果數值的  $t$ -value 約為 1.4 上下，統計上仍不及 90% 信心水準的顯著門檻。不同於男性受害配偶的金額變化，女性受害配偶的子樣本群體中實驗組的判決金額反而呈下降趨勢，下降約 5.37 萬元，相較於對照組亦約下降 5.36 萬元，但其  $t$ -value 值小於 1，故無法排除政策效果趨近於零。總結而言，男女性受害配偶的判決金額並沒有存在顯著改變。



表 12：女性受害配偶判決金額組內平均值(萬元)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	25.2 (18.2)	25.2 (19.3)	-0.01 (4.23)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	42.1 (24.2)	36.7 (17.4)	-5.37 (6.11)
兩組差異	16.91*** (6.35)	11.55*** (3.86)	-5.36 (7.43)

p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*

表 13：男性受害配偶判決金額組內平均值(萬元)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	20.8 (7.86)	20.2 (13.1)	-0.6 (2.79)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	34.9 (14.9)	43.7 (18.3)	8.78 (6.15)
兩組差異	14.12*** (4.84)	23.53*** (4.71)	9.41 (6.76)

p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*

若以女性受害配偶的樣本群體為範圍(表 14)，依前述方式進行 DID 實驗，可發現六種 DID 模型中通姦除罪效果對請求金額的負向效果均提升，介於下降 50 萬至 70 萬元之間，t-value 也都有所提升，尤其是欄(5)與欄(6)的顯著度已達 95% 的信心水準。但以男性受害配偶的樣本群體為範圍(表 15)時，六種 DID 模型中通姦除罪效果對請求金額的效果則呈現不顯著情況。由此可知，研究主結果發現除罪化對於請求金額下降的效果應集中在女性受害配偶的求償訴訟案件中。

表14：受害配偶為女性的樣本群體DID實驗結果

被解釋變數：請求金額(comp_apply)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
通姦除罪效果	-50.05*	-58.13*	-60.45*	-62.04*	-69.90**	-58.89**
(Adultery × Post)	(30.20)	(30.27)	(32.79)	(33.36.)	(29.44)	(24.62)
T_value	-1.65	-1.92	-1.84	-1.86	-2.37	-2.39
基本DID變數	V	V	V	V	V	V
固定效果(時間)		V	V	V	V	V
固定效果(法院所在區域)			V	V	V	V
訴訟程序型態				V	V	V
原婚姻狀態之特徵					V	V
婚外情踰越行為後果					V	V
原告與被告的所得特徵						V
樣本數	145	145	145	145	145	145

Robust standard errors in parentheses

p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*



表15：受害配偶為男性的樣本群體DID實驗結果

被解釋變數：請求金額(comp_apply)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
通姦除罪效果	2.0	18.18	13.71	12.17	-4.7	-3.73
(Adultery × Post)	(9.19)	(31.67)	(32.31)	(35.47)	(30.77)	(31.45)
T_value	0.07	0.57	0.42	0.34	-0.15	-0.11
基本DID變數	V	V	V	V	V	V
固定效果(時間)		V	V	V	V	V
固定效果(法院所在區域)			V	V	V	V
訴訟程序型態				V	V	V
原婚姻狀態之特徵					V	V
婚外情踰越行為後果					V	V
原告與被告的所得特徵						V
樣本數	87	87	87	87	87	87

Robust standard errors in parentheses

p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*



## 陸、穩健性測試

### 一、調整通姦除罪效果發生日

#### (一)除罪化發生日未必是真實政策效果發生日

雖然通姦除罪的政策效果是在大法官釋字於 109 年 5 月 29 日宣布後立即生效，通姦罪的刑法規定也立即因違憲而失效，然而本研究關注的是刑事追訴消失對於民事慰撫金的影響，刑事政策的調整未必立即對民事程序產生影響，例如幾乎已經寫定慰撫金訴訟判決書的法官可能就不會特別為此更改已寫好的判決書，所以即便判決內容是在除罪化之後所宣判，但實際上慰撫金的量定仍在通姦罪存在的時空背景下所做成。因此，或許在通姦除罪發生後的一段時間除罪效果才會對法官的判決行為產生影響。若是如此，那麼過往根據 109 年 5 月 29 日作為政策效果發生的時間點，恐將一部分實際上未受除罪影響的樣本誤判為「有受除罪效果」。此外，由於本研究對於案件時間點的判斷為「裁判日期」，但原告主張請求金額最遲應在辯論終結前為之，因此可能有部分通姦除罪發生後的案件中，原告事實上是在除罪化發生前決定主張請求的慰撫金數額。此問題也會造成部分樣本遭誤判受有除罪效果的可能。

實際上要找到對所有訴訟案件參與人發生政策效果的時間點是不太可能的，但按照邏輯而言距離 5 月 29 日越晚，政策效果已發生的機率越高，並且本研究又觀察到樣本資料中各案件的裁判日期<sup>8</sup>與辯論終結日期<sup>9</sup>相距約二週至一個月不等。在這個立論下，若除罪化對法官確實有發生自我調整判決金額的可能，法官身為司法專業人員至遲應在除罪化發生一個月後意識到政策轉變，並且對其判決數額產生自我調整。因此，本研究將除罪化發生日後一個月內”可能誤判區”中不確定是否受有政策效果的訴訟樣本予以排除(共 19 筆樣本)，觀察是否有大幅影響

<sup>8</sup> 裁判日期為該審訴訟最終宣判裁判結果之日期

<sup>9</sup> 辯論終結日期為案件在審判前最後進行原被告雙方言詞辯論的日期

原先實驗結果的穩健性(說明請見下圖 15)。穩健性測試的具體作法是將除罪效果發生日延後至 7 月 1 日，並將原先 5 月 29 日至 6 月 30 日之間的訴訟樣本排除在分析樣本外。測試方式採取與主研究一樣的做法，先針對實驗組與對照組進行兩期差異比較，再就兩組的樣本進行 DID 迴歸分析，觀察政策效果係數是否仍穩健。

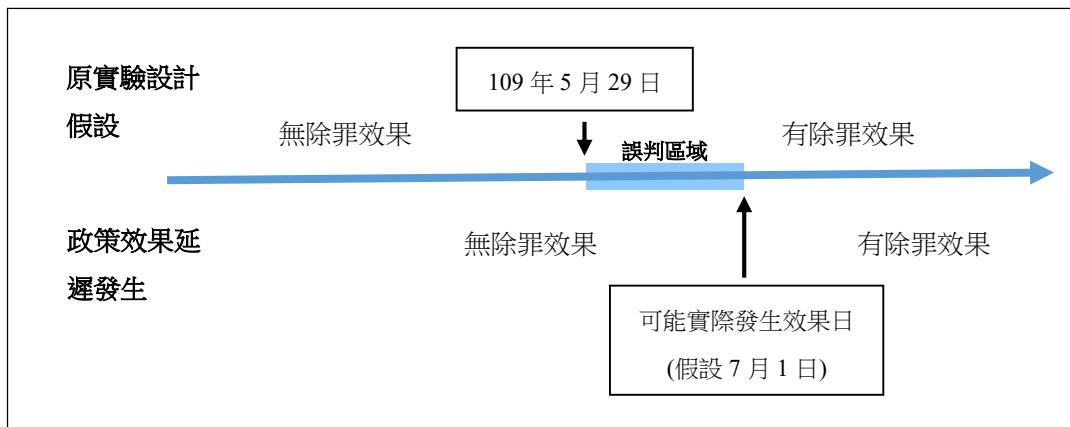


圖 15：實際除罪效果發生延後示意圖

## (二)政策效果對請求金額影響的穩健性測試

首先針對請求金額為被解釋變數來看，從下表 16 可知全體樣本中實驗組的請求金額仍然維持顯著下降 35.30 萬元左右，對照組則無明顯改變，差異中的差異比較可得政策效果為下降 36.71 萬元。另從下表 17 可知，女性受害配偶樣本中實驗組的請求金額更是顯著下降 58.68 萬元，對照組仍是無明顯改變，差異中的差異比較可得政策效果為下降 55.92 萬元。再從下表 18 可知，男性受害配偶樣本樣本中的兩組請求金額都沒有因通姦除罪而有顯著差異，政策效果不顯著。將以上兩期分析結果與主實驗結果進行對照可發現數值相當接近，且顯著度也維持原先水準。

接續再以六項 DID 模型分析除罪效果對請求金額的影響，首先在全體樣本的表 19 可發現(2-1)到(6-1)各欄所估計出來的政策效果係數與原始亦相當接近，整

體顯著度甚至更加提升。若是女性受害配偶樣本的表 20 可發現(2-1)到(6-1)各欄政策效果將下降更多，且顯著性亦更加提升，欄(5-2)和(6-2)達到 99% 信心水準的顯著度，顯示除罪效果對於請求金額的負向效果更強烈。若是男性受害配偶樣本的表 21 則可發現整體而言仍是維持政策效果不顯著的結果，部分欄位政策效果係數變異較大，這可能是因為樣本數量再次下降到 79 筆所導致的偏誤。

表 16：全體樣本請求金額組內平均值(測試一)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	113.72 (62.98)	115.13 (82.71)	1.41 (13.54)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	134.33 (91.87)	99.03 (48.90)	-35.30** (14.89)
兩組差異	20.61 (16.96)	-16.10 (12.26)	-36.71* (21.91)

$p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$ , 註：排除 6 月份 19 筆樣本後共有 213 筆樣本資料。

表 17：女性受害配偶請求金額組內平均值(測試一)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	111.88 (62.81)	109.13 (80.37)	-2.76 (16.68)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	149.47 (110.33)	90.80 (27.42)	-58.68** (25.67)
兩組差異	37.59 (27.45)	-18.33 (13.56)	-55.92* (29.93)

$p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$ , 註：排除 6 月份 11 筆樣本後共有 134 筆樣本資料。



表 18：男性受害配偶請求金額組內平均值(測試一)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	113.72 (62.98)	115.13 (82.71)	1.41 (13.54)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	134.33 (91.87)	99.03 (48.90)	-35.30** (14.89)
兩組差異	20.61 (16.96)	-16.10 (12.26)	-36.71* (21.91)

$p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$ , 註：排除 6 月份 19 筆樣本後共有 213 筆樣本資料。

表 19：全體樣本群體 DID 實驗結果(測試一)

	被解釋變數：請求金額(comp_apply)					
	(1-2)	(2-2)	(3-2)	(4-2)	(5-2)	(6-2)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-36.71* (21.91)	-39.39* (22.91)	-38.25 (23.43)	-38.21 (23.56)	-43.44** (22.09)	-37.53* (19.45)
T_value	-1.68	-1.72	-1.63	-1.62	-1.97	-1.93
樣本數	213	213	213	213	213	213
	(1-1)	(2-1)	(3-1)	(4-1)	(5-1)	(6-1)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-34.72 (21.53)	-36.74 (22.4)	-36.58 (23.19)	-36.50 (23.35)	-42.79* (21.99)	-37.67* (19.27)
T_value	-1.61	-1.64	-1.58	-1.56	-1.95	-1.95
樣本數	232	232	232	232	232	232

Robust standard errors in parentheses,  $p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$

註：(1-1)到(6-1)為原始 DID 模型，(2-1)到(6-2)為排除 6 月份 19 筆樣本的 DID 模型

表 20：女性受害配偶 DID 實驗結果(測試一)

被解釋變數：請求金額(comp_apply)						
	(1-2)	(2-2)	(3-2)	(4-2)	(5-2)	(6-2)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-55.92*	-64.45**	-65.78**	-67.56**	-77.29***	-66.66***
	(29.93)	(30.81)	(32.88)	(33.45)	(29.26)	(24.98)
T_value	-1.86	-2.09	-2.00	-2.02	-2.64	-2.67
樣本數	134	134	134	134	134	134
	(1-1)	(2-1)	(3-1)	(4-1)	(5-1)	(6-1)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-50.05*	-58.13*	-60.45*	-62.04*	-69.90**	-58.89**
	(30.20)	(30.27)	(32.79)	(33.36.)	(29.44)	(24.62)
T_value	-1.65	-1.92	-1.84	-1.86	-2.37	-2.39
樣本數	145	145	145	145	145	145

Robust standard errors in parentheses, p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*

註：(1-1)到(6-1)為原始 DID 模型，(2-1)到(6-2)為排除 6 月份 11 筆樣本的 DID 模型

表 21：男性受害配偶 DID 實驗結果(測試一)

被解釋變數：請求金額(comp_apply)						
	(1-2)	(2-2)	(3-2)	(4-2)	(5-2)	(6-2)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	4.02	17.95	11.27	9.71	-3.42	-12.33
	(30.02)	(32.59)	(32.56)	(35.22)	(30.34)	(30.57)
T_value	0.13	0.55	0.35	0.28	-0.11	-0.40
樣本數	79	79	79	79	79	79
	(1-1)	(2-1)	(3-1)	(4-1)	(5-1)	(6-1)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-3.73	18.18	13.70	12.17	-4.70	-3.73
	(31.45)	(31.67)	(32.31)	(35.47)	(30.77)	(31.45)
T_value	-0.12	0.57	0.42	0.34	-0.15	-0.12
樣本數	87	87	87	87	87	87

Robust standard errors in parentheses, p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*

註：(1-1)到(6-1)為原始 DID 模型，(2-1)到(6-2)為排除 6 月份 8 筆樣本的 DID 模型



### (三)政策效果對判決金額影響的穩健性測試

以判決金額為被解釋變數來看，從下表 22 可知全體樣本中對照組的時間差異變化趨近於 0，實驗組即便存在下降 3.2 萬元的時間差異，但政策效果並不顯著。差異中的差異比較所得下降 3.19 萬的政策效果也不顯著。另從下表 23 可知，女性受害配偶樣本中實驗組的判決金額雖下降 7.72 萬元，差異中的差異比較可得政策效果為下降 8.12 萬元，但該效果在統計上並不顯著。再從下表 24 可知，男性受害配偶樣本中的實驗組判決金額及差異中的差異效果有微幅上升 5 萬元，但該效果在統計上亦不顯著。將以上兩期分析結果與主實驗結果進行對照可發現，政策效果不顯著的現象仍然與主實驗結果相同。

接續再以七項 DID 模型分析除罪效果對判決金額的影響，首先在全體樣本的表 25 可發現(1-2)到(7-2)各欄所估計出來的政策效果雖與主研究結果欄(1-1)到(7-1)略有不同，但整體而言政策效果係數更加趨近 0，顯著度亦有下降趨勢。若觀察女性受害配偶樣本的表 26 可發現(2-1)到(6-1)各欄政策效果亦不顯著，與主研究結果相當接近。最後，男性受害配偶樣本的表 27 則可發現整體而言仍是維持政策效果不顯著的結果且顯著度更為下降，但欄(7-2)所估計的政策效果為下降 8.14 萬元， $t$ -value 為-1.50。該欄估計結果雖在統計上仍未達 90% 信心水準的顯著度，但相較其他各欄顯著度有所微提升，但尚無法確認是男性受害配偶的判決金額所有提升，或同樣是因為樣本數量下降到 79 筆所導致的偏誤。

表 22：全體樣本判決金額組內平均值(測試一)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	23.64 (15.41)	23.64 (17.96)	-0.002 (3.06)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	39.47 (21.29)	36.27 (14.73)	-3.20 (3.86)
兩組差異	+15.82*** (4.03)	+12.63*** (2.93)	-3.19 (5.20)

p &lt; 0.1\*, p &lt; 0.05\*\*, p &lt; 0.01\*\*\*

註：排除 6 月份 19 筆樣本後共有 213 筆樣本資料。

表 23：女性受害配偶判決金額組內平均值(測試一)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	25.19 (18.17)	25.59 (20.47)	0.40 (4.49)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	42.11 (24.23)	34.39 (15.34)	-7.72 (6.05)
兩組差異	16.91*** (6.35)	8.80** (4.06)	-8.12 (7.54)

p &lt; 0.1\*, p &lt; 0.05\*\*, p &lt; 0.01\*\*\*

註：排除 6 月份 11 筆樣本後共有 134 筆樣本資料。

表 24：男性受害配偶判決金額組內平均值(測試一)

	除罪化前(~2020.5.29)	除罪化後(2020.5.29~)	時間差異
對照組：無通姦 (Adultery=0)	20.79 (7.86)	21.19 (14.15)	0.40 (3.12)
實驗組：有通姦 (Adultery=1)	34.91 (14.90)	40.56 (12.59)	5.65 (5.39)
兩組差異	14.12*** (4.84)	19.36*** (3.91)	5.24 (6.22)

p &lt; 0.1\*, p &lt; 0.05\*\*, p &lt; 0.01\*\*\*

註：排除 6 月份 8 筆樣本後共有 79 筆樣本資料。

表 25：全體樣本判決金額DID實驗結果(測試一)

	被解釋變數：判決金額(comp_final)						
	(1-2)	(2-2)	(3-2)	(4-2)	(5-2)	(6-2)	(7-2)
通姦除罪效果	-3.19	0.1	0.01	-0.26	1.80	3.54	2.95
(Adultery × Post)	(5.20)	(4.73)	(4.67)	(4.69)	(4.40)	(4.36)	(4.25)
t-value	-0.61	0.02	0.002	-0.06	0.41	0.81	0.70
樣本數	213	213	213	213	213	213	213
	(1-1)	(2-1)	(3-1)	(4-1)	(5-1)	(6-1)	(7-1)
通姦除罪效果	0.06	3.02	3.15	2.72	4.35	5.96	5.38
(Adultery × Post)	(5.20)	(4.76)	(4.72)	(4.76)	(4.50)	(4.48)	(4.38)
t-value	0.01	0.63	0.67	0.57	0.97	1.33	1.23
樣本數	232	232	232	232	232	232	232

Robust standard errors in parentheses, p &lt; 0.1\*, p &lt; 0.05\*\*, p &lt; 0.01\*\*\*

註：(1-1)到(7-1)為原始DID模型，(2-1)到(7-2)為排除6月份19筆樣本的DID模型

表 26：女性受害配偶判決金額DID實驗結果(測試一)

被解釋變數：判決金額(comp_final)							
	(1-2)	(2-2)	(3-2)	(4-2)	(5-2)	(6-2)	(7-2)
通姦除罪效果	-8.11	-1.00	-1.15	-3.00	0.74	4.99	4.14
(Adultery × Post)	(7.38)	(6.42)	(6.21)	(6.36)	(6.13)	(6.17)	(6.39)
t-value	-1.10	-0.16	-0.19	-0.47	0.12	0.81	0.65
樣本數	134	134	134	134	134	134	134
	(1-1)	(2-1)	(3-1)	(4-1)	(5-1)	(6-1)	(7-1)
通姦除罪效果	-5.36	0.97	0.77	-1.91	1.23	6.19	4.93
(Adultery × Post)	(7.28)	(6.34)	(6.10)	(6.32)	(6.17)	(6.00)	(6.22)
t-value	-0.74	0.15	0.13	-0.30	0.20	1.03	0.80
樣本數	145	145	145	145	145	145	145

Robust standard errors in parentheses,  $p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$ 

註：(1-1)到(7-1)為原始DID模型，(1-2)到(7-2)為排除6月份11筆樣本的DID模型

表 27：男性受害配偶判決金額DID實驗結果(測試一)

被解釋變數：判決金額(comp_final)							
	(1-2)	(2-2)	(3-2)	(4-2)	(5-2)	(6-2)	(7-2)
通姦除罪效果	5.24	5.12	4.29	3.90	3.66	4.70	8.14
(Adultery × Post)	(5.20)	(6.01)	(4.84)	(4.60)	(4.64)	(5.07)	(5.76)
t-value	0.87	0.85	0.89	0.85	0.79	0.93	-1.50
樣本數	79	79	79	79	79	79	79
	(1-1)	(2-1)	(3-1)	(4-1)	(5-1)	(6-1)	(7-1)
通姦除罪效果	9.41	9.35	9.13	8.95	7.80	7.56	8.75
(Adultery × Post)	(6.53)	(6.53)	(6.10)	(6.05)	(5.82)	(5.42)	(6.80)
t-value	1.44	1.43	1.50	1.48	1.34	1.39	1.29
樣本數	87	87	87	87	87	87	87

Robust standard errors in parentheses,  $p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$ 

註：(1-1)到(7-1)為原始DID模型，(1-2)到(7-2)為排除6月份8筆樣本的DID模型



## 二、改變踰矩行為的變數分類方式

為了確保實證結果的穩健性，本章針對原始資料的分類方式進行調整，檢驗前述的研究結果與估計出來的除罪化效果之顯著性是否穩健。首先，在過去的回歸模型中將各案件依照法院認定是否涉及通姦行為做二元分類，然而原始資料編碼有將婚外情行為樣態依照嚴重程度進行分類：確有通姦、疑似通姦(兩人單獨共處旅店或過夜)、親密肢體接觸、言詞與訊息調情等。因此，本研究將案件是否被法院認定有通姦的變數(adultery)，改由三個虛擬變數，是否確有通姦(adultery1)、是否為疑似通姦(adultery2)、是否有親密肢體接觸(adultery3)替代為控制變數，並依據新回歸模型進行 DID 實驗，觀察通姦除罪的政策效果是否仍維持顯著。

由下表 28、表 29、表 30 可知，不論是全體樣本、女性或男性受害配偶群體樣本顯著性並無與過往有太大差異。全體樣本的六欄估計式中，通姦除罪效果的 t-value 略為上升而跨越 90% 信心水準的顯著門檻，欄(5-2)、欄(6-2)更達到 95% 信心水準的顯著門檻。女性受害配偶群體樣本的 t-value 雖略為下降但仍維持原先的顯著性，男性受和配偶則繼續維持不顯著的狀態。另一方面，除罪政策效果的估計值雖有變動，但在全體樣本的六欄估計式中的誤差均在 4 萬元以內，在女性受害配偶子樣本群體的六欄估計式中的誤差在 2 萬元以內。總的來說，透過調整婚外情踰矩行為變數的分類方式，主研究的政策效果估計結果尚稱穩健，並沒有大幅的改變與落差。

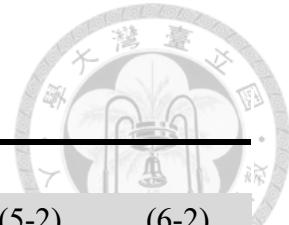


表 28：全體樣本群體 DID 實驗結果(測試二)

		被解釋變數：請求金額(comp_apply)					
		(1-2)	(2-2)	(3-2)	(4-2)	(5-2)	(6-2)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-38.17*	-40.17*	-39.97*	-39.95*	-46.37**	-40.41**	
	(21.67)	(22.50)	(23.41)	(23.59)	(22.25)	(19.50)	
T_value	-1.76	-1.79	-1.71	-1.69	-2.08	-2.07	
	(1-1)	(2-1)	(3-1)	(4-1)	(5-1)	(6-1)	
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-34.72	-36.74	-36.58	-36.50	-42.79*	-37.67*	
	(21.53)	(22.4)	(23.19)	(23.35)	(21.99)	(19.27)	
T_value	-1.61	-1.64	-1.58	-1.56	-1.95	-1.95	
樣本數	232	232	232	232	232	232	

Robust standard errors in parentheses,  $p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$

註：案件特徵中的替代註：(1-1)到(6-1)為原始 DID 模型，(1-2)到(6-2)將 adultery 改由 adultery1、adultery2、adultery3 替代

表 29：女性受害配偶樣本 DID 實驗結果(測試二)

		被解釋變數：請求金額(comp_apply)					
		(1-2)	(2-2)	(3-2)	(4-2)	(5-2)	(6-2)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-51.14*	-57.87*	-59.40*	-61.32*	-68.87**	-56.63**	
	(30.27)	(30.26)	(33.01)	(33.45.)	(29.49)	(24.82)	
T_value	-1.69	-1.91	-1.80	-1.83	-2.34	-2.28	
	(1-1)	(2-1)	(3-1)	(4-1)	(5-1)	(6-1)	
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-50.05*	-58.13*	-60.45*	-62.04*	-69.90**	-58.89**	
	(30.20)	(30.27)	(32.79)	(33.36.)	(29.44)	(24.62)	
T_value	-1.65	-1.92	-1.84	-1.86	-2.37	-2.39	
樣本數	145	145	145	145	145	145	

Robust standard errors in parentheses,  $p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$

註：案件特徵中的替代註：(1-1)到(6-1)為原始 DID 模型，(1-2)到(6-2)將 adultery 改由 adultery1、adultery2、adultery3 替代



表 30：男性受害配偶 DID 實驗結果(測試二)

被解釋變數：請求金額(comp_apply)						
	(1-2)	(2-2)	(3-2)	(4-2)	(5-2)	(6-2)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-0.65 (29.07)	17.26 (30.78)	14.69 (31.42)	14.49 (34.16)	-1.7 (30.17)	-1.22 (30.27)
T_value	-0.02 (1-1)	-0.56 (2-1)	0.47 (3-1)	0.42 (4-1)	-0.06 (5-1)	-0.04 (6-1)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-3.73 (31.45)	18.18 (31.67)	13.70 (32.31)	12.17 (35.47)	-4.70 (30.77)	-3.73 (31.45)
T_value	-0.12	0.57	0.42	0.34	-0.15	-0.12
樣本數	87	87	87	87	87	87

Robust standard errors in parentheses,  $p < 0.1^*$ ,  $p < 0.05^{**}$ ,  $p < 0.01^{***}$

註：案件特徵中的替代註：(1-1)到(6-1)為原始 DID 模型，(1-2)到(6-2)將 adultery 改由 adultery1、adultery2、adultery3 替代

### 三、同時改變踰矩行為及逾越期間變數的分類方式

在前述穩健性測試的基礎之上，進一步針對婚外情逾越期間高於或低於中位數的虛擬變數進行調整，改以單純的連續變數作為控制變數時將導致欄(5-2)、欄(6-2)所估計的除罪效果係數及顯著性將下降(表 31)。欄(5-2)的除罪效果從下降 46 萬元縮小為下降 38 萬元，t-value 下降到 1.90，欄(6-2)的除罪效果從下降 40 萬元縮小為下降 28 萬元，t-value 則下降到 1.63。整體而言，兩欄估計式的政策效果約下降了 8-12 萬元，欄(5-2)的顯著性仍可維持 90% 信心水準，但欄(6-2)的顯著性已經低於 90% 信心水準。

以女性受害配偶的子樣本群體來看(表 32)，欄(5-2)與欄(6-2)所初估計的除罪效果係數及顯著性亦下降，欄(5-2)的除罪效果從下降 69 萬元縮小為下降 52 萬元，t-value 下降到 2.02，欄(6-2)的除罪效果從下降 57 萬元縮小為下降 37 萬元，

t-value 則下降到 1.65。整體而言，兩欄估計式的政策效果約下降了 17-20 萬元。

雖然欄(5-2)及欄(6-2)的顯著性仍可維持 90%的信心水準，但相較於全體樣本的估計結果來看，女性受害配偶樣本估計出的政策效果(表 32)的落差更大，表示其穩健性仍有下降，其原因可能有二，一方面是樣本數量大幅下降，二方面可能是改為連續變項後踰越期間變異性過大所致。男性受害配偶的部分(表 33)則沒有明顯的改變，政策效果仍不顯著。綜上所述，進階的穩健性測試的結果不甚理想，但仍如實提供予讀者參考。

表 31：全體受害配偶 DID 實驗結果(測試三)

被解釋變數：請求金額(comp_apply)		
	(5-2)	(6-2)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-38.15*	-28.71
	(20.10)	(17.61)
T_value	-1.90	-1.63
樣本數	218	218
	(5-1)	(6-1)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-42.79*	-37.67*
	(21.99)	(19.27)
T_value	-1.95	-1.95
樣本數	232	232

Robust standard errors in parentheses, p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*

註：案件特徵中的 adultery 改由 adultery1、adultery2、adultery3 替代；  
extramarital\_w>20、extramarital\_w<20 由 extramarital\_w 替代



表 32：女性受害配偶 DID 實驗結果(測試三)

被解釋變數：請求金額(comp_apply)		
	(5-2)	(6-2)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-51.90** (25.65)	-37.12* (22.47)
T_value	-2.02	-1.65
樣本數	138	138
	(5-1)	(6-1)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-69.90** (29.44)	-58.89** (24.62)
T_value	-2.37	-2.39
樣本數	145	145

Robust standard errors in parentheses, p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*

註：案件特徵中的 adultery 改由 adultery1、adultery2、adultery3 替代；

extramarital\_w=>20、extramarital\_w<20 由 extramarital\_w 替代

表 33：男性受害配偶 DID 實驗結果(測試三)

被解釋變數：請求金額(comp_apply)		
	(5-2)	(6-2)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-1.62 (30.70)	3.21 (31.74)
T_value	-0.05	0.10
樣本數	80	80
	(5-1)	(6-1)
通姦除罪效果 (Adultery × Post)	-4.70 (30.77)	-3.73 (31.45)
T_value	-0.15	-0.12
樣本數	87	87

Robust standard errors in parentheses, p < 0.1\*, p < 0.05\*\*, p < 0.01\*\*\*

註：案件特徵中的 adultery 改由 adultery1、adultery2、adultery3 替代；

extramarital\_w=>20、extramarital\_w<20 由 extramarital\_w 替代



## 柒、結論與討論

### 一、實驗結果與發現

本研究使用差異中的差異(difference-in-differences)方法分析通姦罪除罪化的政策效果是否導致受害配偶慰撫金請求金額或判決金額顯著產生改變。在以請求金額為解釋變數時，以 DID 模型所估計出的政策效果使請求金額顯著下降約 37 至 43 萬元，此與因通姦罪化導致受害配偶在民事訴訟中求償議價能力與證據取得能力下降的假設相互應。此外，將男女性受害配偶樣本群體各自進行分析時，可見女性受害配偶的請求金額下降達 60-70 萬元，男性則無顯著變化，可知除罪效果集中於女性受害配偶，顯示女性的證據取得能力和訴訟中的議價能力相對男性變弱許多。具體來說，女性的社會角色相較於男性可能更為保守，在沒有檢警單位的協助下更難憑藉自己力量進行蒐證。證據取得能力下降程度的性別差異導致男女性受害配偶在訴訟中主張請求金額的變化有所差異。

若以判決金額為解釋變數時，DID 模型所估計出的政策效果則對實驗組沒有產生顯著的變化，然而判決金額的決定涉及原告的事實主張、證據充足與否，以及承審法官的心證和自我調整。本研究目前尚難以現有資料分析背後的原因組合及各效果的大小，故有賴未來研究者取得更多資料時再行深入分析。以結果論來說，法界與社會輿論的顧慮：「通姦罪化伴隨的刑事責任消失將降低受害配偶獲判的慰撫金數額」似乎沒有在除罪化後半年內發生影響。即便受害配偶可能因為議價能力和取得證據能力下降而減少請求慰撫金的數額，但在最終法院的判決金額仍能維持除罪化前的水準。不過當拉長時間來看，除罪效果是否隨著時間的推移而漸漸對法官判決的慰撫金量定造成影響，仍有待政府部門或相關領域學者繼續追蹤並分析。



## 二、樣本資料來源與樣本分組限制

本研究是以登錄於司法院全球資訊網裁判書查詢系統的案件為分析對象，因此資料僅限於訴訟程序中的請求與判決金額變化。然而，實務上婚外情事件亦有個案採取訴訟外的和解與調解機制來進行救濟，若受害者因為通姦罪除罪化而減少其對於慰撫金數額的議價能力，該效果或許在訴訟外程序更明顯。況且社會大眾與學界在意的不只是訴訟程序中的金額變化，更是就宏觀角度而言受害配偶是否能實質上透過各種救濟機制獲得保障。然而，透過和解、調解進行紛爭解決的樣本資料並沒有主管機關進行調查統計，因此現階段無從取得資料進一步分析。假若通姦罪除罪後，具有某些特徵的婚外情求償案件放棄訴訟程序而改採和解或調解等非訟程序，並且透過訴訟外機制所獲得賠償的數額相較於除罪化前大幅變化，這樣的政策效果也應是我們該關心的。

再者，本研究針對婚外情慰撫金訴訟案件進行實驗組與對照組的分類方式為根據承審法官在裁判書文字中認定該婚外情逾越行為是否有涉及性行為或通姦。當通姦除罪發生後，由於缺乏刑事偵查與追訴的手段，原告將更難取得證明加害配偶與第三者間通姦行為的事證，使得過往應能證明有通姦行為的訴訟樣本被法官認定為“未涉及通姦”，並被本研究歸類進對照組。若存在此一效果，那麼除罪化發生後的實驗組與對照組的區分界線可能產生實質變化，導致兩組包含的訴訟樣本內容產生變化。關於此一潛在的實驗組對照組區辨偏誤，現階段尚無適切方法予以處理，因此可能對實驗結果造成潛在的偏誤，特此予以說明。



## 捌、參考文獻

李雅村(2012)，《通姦罪存廢之研析》，台北：立法院法制局。

張永健、李宗憲(2015)，〈身體健康侵害慰撫金之實證研究：2008 年至 2012 年地方法院醫療糾紛與車禍案件〉，《臺大法學論叢》，2015 年 12 月，第 44 卷第 4 期，頁 1785-1843。

Jeungil Oh and Minsoo Park(2015). The Price of Adultery: Evidence from Korean Judicial Decisions.

張永健、何漢威、李宗憲(2017)，〈或重於泰山、或輕於鴻毛—地方法院車禍致死案件慰撫金之實證研究〉，《政大法學評論》，2017 年 6 月，149 期，頁 139-219。

劉伯彥(2017)，《婚外情與婚外性之慰撫金請求—以我國地方法院判決為中心》，台北大學法律研究所碩士論文。

法務部統計處(2019)，《民國 99 年至 108 年妨害婚姻及家庭罪案件統計分析》，台北：法務部統計處。

林貝珍、黃詩淳(2021)，〈婚外情慰撫金請求之實證研究—離因損害與離婚損害之金額量定〉，《裁判時報》，2021 年 10 月，112 期，頁 74-86，台北：元照。

官曉薇、郭蕙如、周承佑(2021)，〈通姦罪處罰之性別分析，法庭之友意見書〉，台北。

## 玖、附錄



表 34：各類別變數設計說明

變數類別	變數名稱(中/英文)	變數說明
被解釋變數 I	a.請求金額(comp_apply)	以新臺幣萬元為單位。
被解釋變數 II	b.判決金額(comp_final)	以新臺幣萬元為單位。
基本 DID 變數	c.案件判決時是否已通姦除罪(post)	以判決書內所載審判日期早於過晚於民國 109 年 5 月 29 日為依據。
	d.案件是否涉及通姦(adultery)	以法官判決書認定為判別依據。
	e.除罪效果(DID)	以案件判決時是否已通姦除罪(post)與案件是否涉及通姦(adultery)建構交乘項。
固定時間效果	f.判決月份組別 as.factor(month)2-12	案件審判月份分別為第二個月至第十二個月的組別虛擬變數
固定區域效果	g.中台灣審判法院組 as.factor(court_area)m	審判法院位在中台灣的組別虛擬變數
	h.北台灣審判法院組 as.factor(court_area)n	審判法院位在北台灣的組別虛擬變數



	i.南台灣審判法院組 as.factor(court_area)s	審判法院位在南台灣的組別虛擬變數
訴訟程序型態	j.是否曾經或正在經歷刑事追訴 (crimanl_prose_ornot)	案件曾經或正在經歷告訴、偵查、起訴、判決等過程之案件編碼為 1，反之編碼為 0。
	k.是否為刑事訴訟附帶民事賠償 (civil_prosecution_with_criminal)	是編碼為 1，否編碼為 0。
	l.原告是否聘雇律師 (plaintiff_laywer_ornot)	按照原告與被告是否聘雇律師編碼，有則編碼 1，無則編碼 0。
	m.被告是否聘雇律師 (defendant_laywer_ornot)	
	n.承審法官男性占比 (judge_male_ratio)	按照承審法官的男性比例進行編碼，編碼介於 0 至 1 之間。
	o.是否僅對第三者訴訟 (only_sue_wrecker_dummy)	若被告僅為第三者，編碼 1，
原被告性別	p.原告、被告與共同被告性別 (sex_plaintiff, sex_defendant, sex_codefendant)	原告與被告生理性別為男編碼為 1，女性編碼為 0。
原婚姻狀態特徵	q.原婚姻關係是否仍存續 (marriage_ornot)	以虛擬變數表示原婚姻關係是否存續，存續者編碼 1，中止者編碼 0。

	r.原婚姻關係存續期間 (marriage_year)	以 0.5 年為基礎單位計算婚姻關係存續期間長短。
	r-1.原婚姻關係存續期間前 50%組(marriage=>9.5)	以中位數 9.5 年為界，屬於該組編碼 1，否為 0
	r-2.原婚姻關係存續期間後 50%組(marriage<9.5)	以中位數 9.5 年為界，屬於該組編碼 1，否為 0
	s.原婚姻關係中是否育有未成年子女數 (minorchild_ornot)	以虛擬變數表示原婚姻關係中是否育有未成年子女，有則編碼 1，無則編碼 0。
婚外情逾越行為後果	t.逾越期間(extramarital_week)	以週為單位計算婚外情逾越期間長短，並以連續變數編碼。
	t-1.逾越期間前 50%組 (extramarital_w=>20)	以中位數 20 週為界，建立中位數以上組的虛擬變數。
	t-2 逾越期間後 50%組 (extramarital_w<20)	以中位數 20 週為界，建立低於中位數組的虛擬變數。
	u.是否有婚外生子 (illchild_ornot)	以虛擬變數表示婚外情關係中是否有婚外生子，有則編碼 1，無則編碼 0。
原告所得特徵	v-1.原告所得前 50%組 (plaintiff_income_above=>48)	以中位數 48 萬元為界，建立中位數以上組的虛擬變數。



	v-2.原告所得前 50%組 (plaintiff_income_above<48)	以中位數 48 萬元為界，建立低於中位數組的虛擬變數。
被告所得特徵	w-1.被告所得前 50%組 (defendant_income_above>=40)	以中位數 40 萬元為界，建立中位數以上組的虛擬變數。
	w-2.被告所得前 50%組 (defendant_income_above<40)	以中位數 40 萬元為界，建立低於中位數組的虛擬變數。