本論文獲得法務部司法官學院115年傑出碩博士犯罪防治研究論文獎

國立中正大學犯罪防治研究所碩士論文

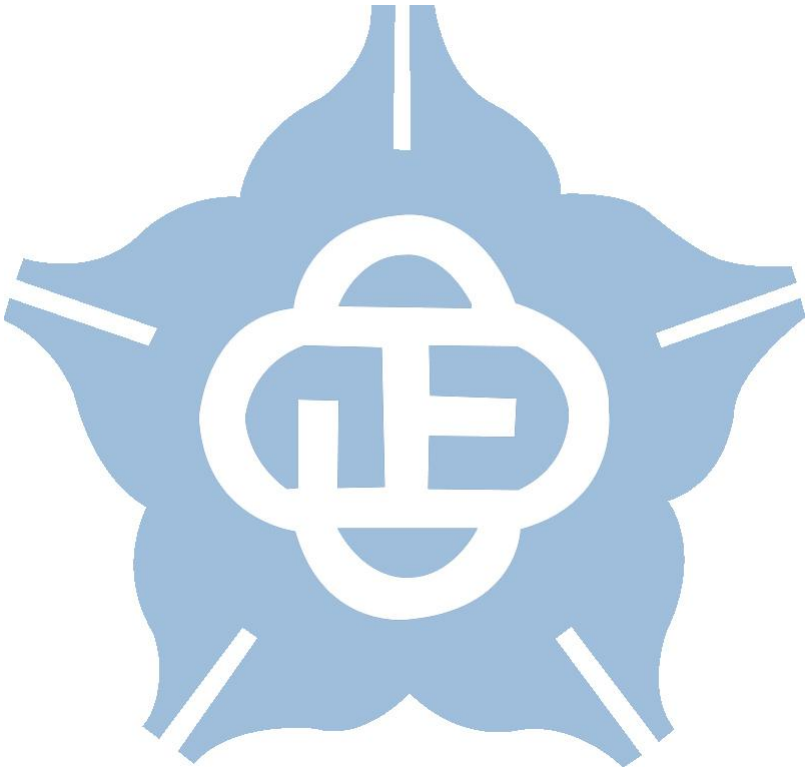
家庭暴力防治法民事保護令成效及再通報風險因素之研究
-以高雄市親密關係暴力案件為例

A Study on the Effectiveness of Civil Protection Orders and Risk Factors of Re-reporting in Domestic Violence Prevention Act: A Case Study of Intimate Partner Violence in Kaohsiung City

指導教授：陳慈幸 博士

研究生：許 瀅 鵑

中華民國 115 年 1 月



國立中正大學碩士學位論文考試審定書

犯罪防治學系

研究生 許[illegible]鵬 所提之論文

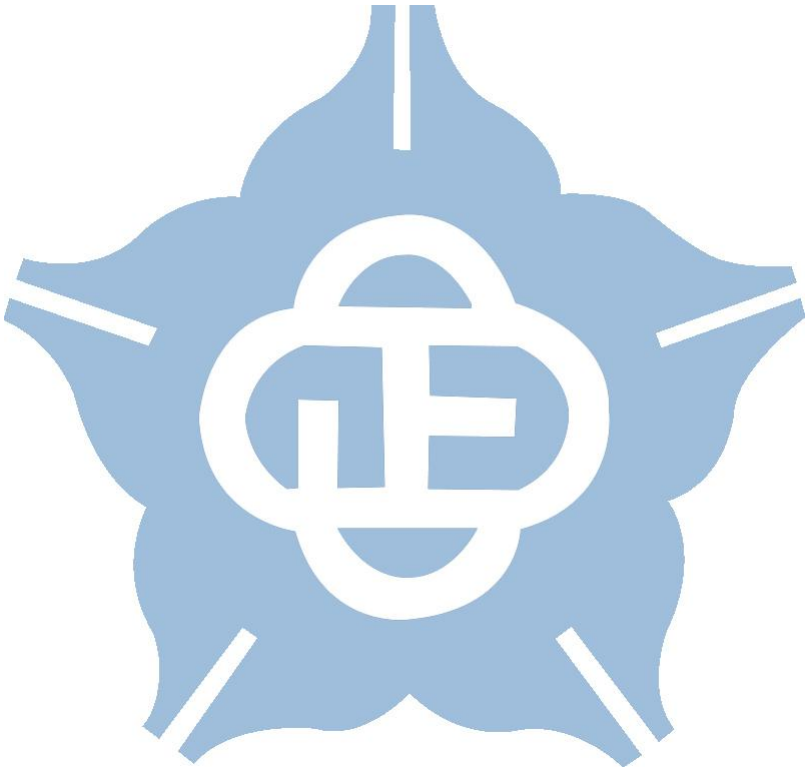
家庭暴力防治法民事保護令成效及再通報風險因素之研究
-以高雄市親密關係暴力案件為例
經本委員會審查，符合 碩 士學位論文標準。

學位考試委員會
召集人 鄭添成 簽章

委員 [illegible] 鄭添成
陳慈幸

指導教授 陳慈幸 簽章

中華民國 115 年 1 月 19 日



謝誌

時隔二十年，決定重拾書本，這不僅僅是一次學識的進修，更是一場勇氣的長征。回首這段披星戴月的日子，心中湧現的不是疲憊，而是無盡的感激。首先，我要向我的工作團隊致上最深誠的敬意。感謝慧敏組長在進修路上的全力支持，每當我為課業請假時，您那句「安心去學習」是我最堅實的後盾。為了回饋這份信任，我選擇將論文與工作實務結合，期許能將所學反饋於職場。我也要感謝我的組員們，謝謝你們用專業與自律撐起團隊，讓我在進修期間無後顧之憂；還有多位督導無怨無尤地代理協助，這份同仁間的情誼，是我完成學業最珍貴的動力。

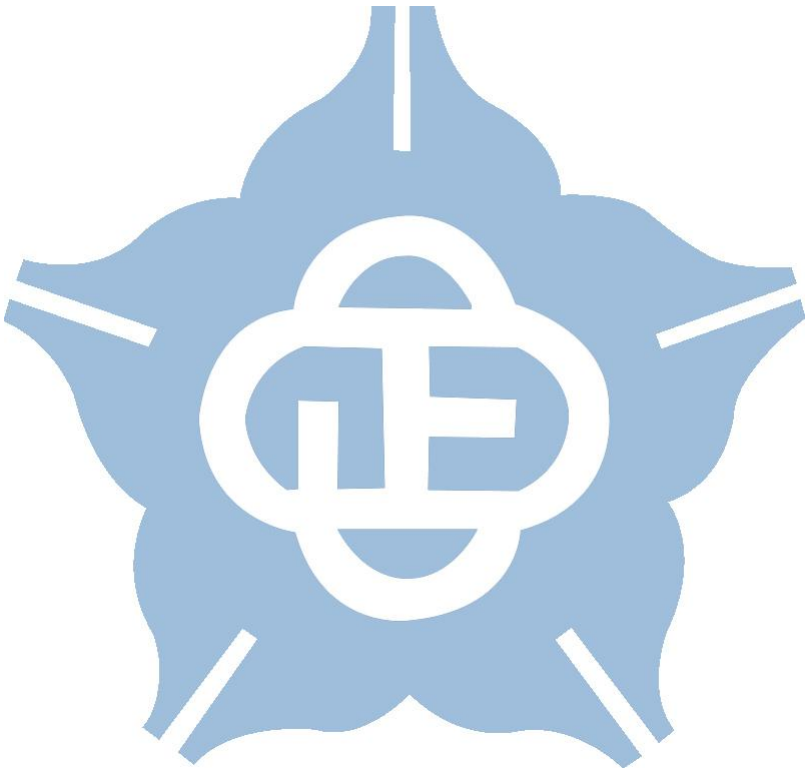
在學術的殿堂中，我要深深感謝我的指導教授-陳慈幸老師。感謝老師給予我莫大的彈性與信任，在漫長的摸索中，您不曾施加壓力，卻總在我迷航、困惑的關鍵時刻，給予智慧的點撥。這份對學生的尊重與信任，是我能堅持到底的靈魂支柱。而對於早已生疏二十年的統計學，我曾感到無比焦慮，幸而遇見了淑萍老師，感謝老師細心且淺顯易懂的教導，引領我重新與統計對話。此外，特別感謝口試委員鄭添成教授、林明傑教授，兩位老師以深厚的學養，精準且用心地指出研究中的不足，讓這本論文得以在專業的淬鍊下更加圓滿。

最後，我想將這份學術成果，獻給始終守候在身旁的家人。這幾年看著我蠟燭兩頭燒，媽媽總心疼地問我：「那欲這艱苦？」這句樸實的關懷，藏著最深的不捨與憐愛。儘管心疼，你們仍以最安靜的陪伴，撐起我疲累時的避風港。

這本論文，記錄的不只是文字，更是所有人對我的善意與愛。在此，向所有曾在這段旅程中點亮微光的師長、長官、夥伴與家人，致上我最深切的謝忱。

許漙鵬　謹誌

中華民國 115 年 1 月



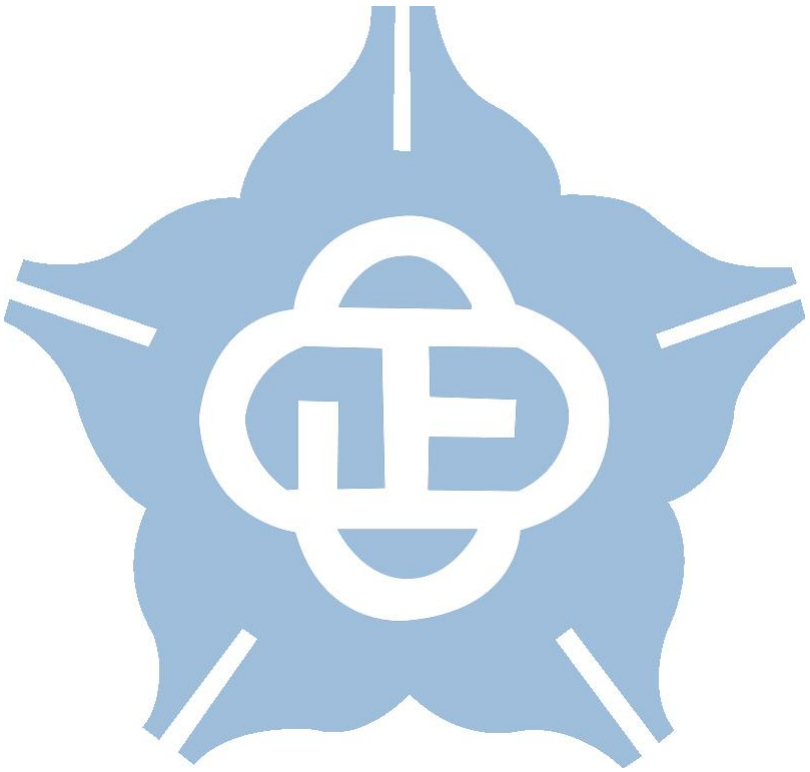
摘要

本研究旨在探討我國民事通常保護令對親密關係暴力之防治成效，並深入分析核發後『再通報』之風險因素。研究採次級資料分析法，運用衛生福利部『保護資訊系統』之社工受案評估與服務紀錄，以 2022 年高雄市獲核發通常保護令之 605 件親密關係暴力案件為樣本，追蹤其通常保護令有效期間內之再通報情形。研究方法採用描述性統計、差異分析及多變項二元 Logistic 迴歸模型，系統性檢驗個人特性、暴力特徵、危險評估結果及司法介入情形等變項對再通報風險之影響。

研究結果顯示，通常保護令展現具體之「暴力降級」成效。本研究依每案法定效期進行全期追蹤（平均追蹤時 17.1 個月），實證整體親密關係暴力再通報率為 26.1%；其中，肢體暴力發生率由核發前之 57.9%顯著降至 12.6%，證實司法介入能有效抑制嚴重傷害之發生。在再通報風險預測方面，暴力歷史與關係結構具備最強預測力：其中「本段關係通報達 4 次（含）以上」及「婚姻關係」為最穩定之預測因子；此外，「他段親密關係暴力通報史」及 TIPVDA 第 15 題（過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重）亦具顯著影響，其中後者呈現反向關聯。相較之下，個人身心風險及部分司法介入變項於控制其他因素後，未呈現穩定預測效果。

據此，本研究建議，一、定位保護令為「核心防護工具」，並建構風險分級之差異化介入模式；二、建構依「關係狀態」區辨之差異化雙軌防護機制；三、強化加害人處遇之「精準介入」與「司法強制監督」效益；四、完善以「縱貫性暴力軌跡」為核心之風險管理體系。期能突破民事保護令之局限，強化家暴防治網絡之實質效能。

關鍵詞： 親密關係暴力、民事保護令成效、再通報、風險因子、家庭暴力防治



Abstract

This study aims to evaluate the effectiveness of Civil Ordinary Protection Orders in preventing Intimate Partner Violence (IPV) in Taiwan and identifies key risk factors for post-issuance re-reporting. Utilizing secondary data analysis, this research draws upon social workers' assessment and service records from the “Protection Information System” of the Ministry of Health and Welfare. The study focuses on a sample of 605 IPV cases in Kaohsiung City that were granted Ordinary Protection Orders in 2022, tracking the occurrence of re-reporting during the validity period of the orders. Descriptive statistics, bivariate analyses, and binary logistic regression models were employed to systematically examine the effects of personal characteristics, violence characteristics, risk assessment results, and judicial interventions on re-reporting risk.

The findings demonstrate that Ordinary Protection Orders achieve a concrete "violence de-escalation" effect. This study conducted a full-term follow-up based on the statutory duration of each order (with an average period of 17.1 months). Empirical results indicate that the overall re-reporting rate for IPV was 26.1%. Notably, the rate of physical violence dropped significantly from 57.9% prior to the issuance of the order to 12.6% during the effective period. These findings confirm that judicial intervention effectively suppresses the occurrence of severe injuries. Re-reporting risks are primarily driven by violence history and relational structure. The most stable predictors include "≥ 4 prior reports in the current relationship" and "marital status." In addition, 'a history of IPV in other relationships" and TIPVDA question 15 (whether his violence toward you has escalated over the past year) also have a significant impact, with the latter showing a negative correlation. In contrast, individual physical and mental risks and certain judicial intervention variables did not show a consistent predictive effect after controlling for other factors.

This study recommends:(1) Positioning CPOs as the core protective tool and establishing a differentiated intervention model based on risk levels. (2)Developing a dual-track protective mechanism differentiated according to “relationship status”. (3) Enhancing BIP (Batterer Intervention Program) efficacy through targeted intervention and intensified judicial oversight. (4) Shifting from event-based assessments to build a risk management system centered on longitudinal violence trajectories. The aim is to overcome the limitations of civil protection orders and strengthen the practical effectiveness of domestic violence prevention networks.

Keywords: Intimate Partner Violence (IPV), Effectiveness of Civil Protection Orders, Re-reporting, Risk Factors, Domestic Violence Prevention

目錄

第一章 緒論.....1

第一節 研究背景與研究動機.....1

第二節 研究問題與研究目的.....5

第三節 名詞解釋.....7

第二章 文獻探討.....11

第一節 家庭暴力成因與相關理論探討.....11

第二節 民事保護令制度.....13

第三節 保護令成效與違反情形.....18

第四節 保護令核發後暴力再犯風險因素.....22

第五節 綜合分析.....35

第三章 研究設計與方法.....41

第一節 研究概念架構及假設.....41

第二節 資料來源與研究對象.....43

第三節 變項測量.....44

第四節 研究樣本分布.....54

第五節 分析方法與資料處理.....66

第四章 研究結果與討論.....69

第一節 通常保護令核發後親密關係暴力再通報之描述性分析.....69

第二節 通常保護令核發後親密關係暴力再通報在各測量變項之差異分析....95

第三節 通常保護令核發前後肢體暴力之差異分析.....117

第四節 親密關係暴力再通報之影響因素分析.....138

第五節 綜合分析.....154

第五章　結論與建議.....173

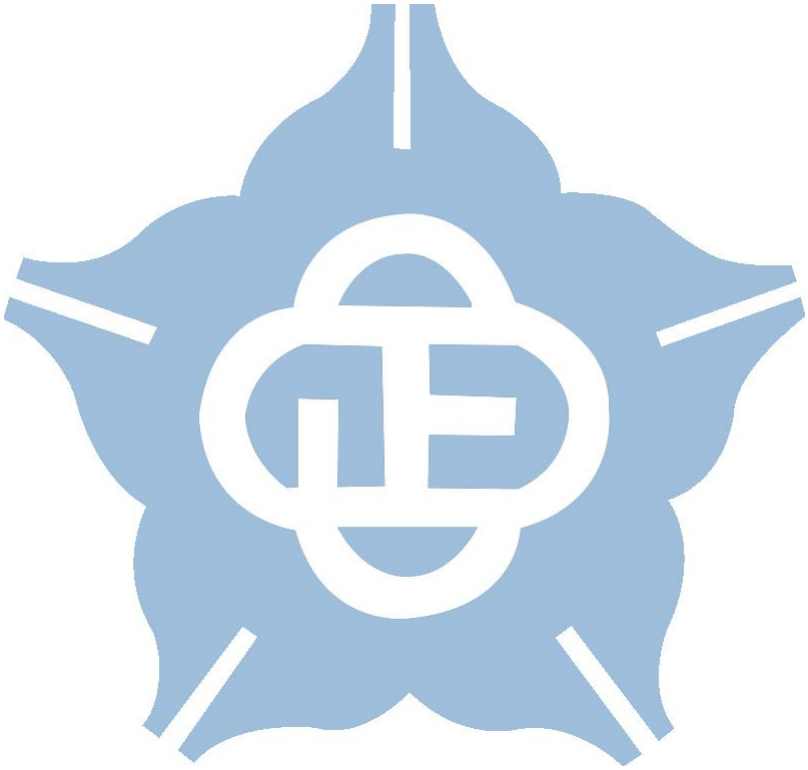
第一節　結論與發現.....171

第二節　研究建議.....181

第三節　研究限制與未來研究建議.....187

參考文獻.....191

附件-申請使用保護資訊系統資料庫之公文影本.....201



表目錄

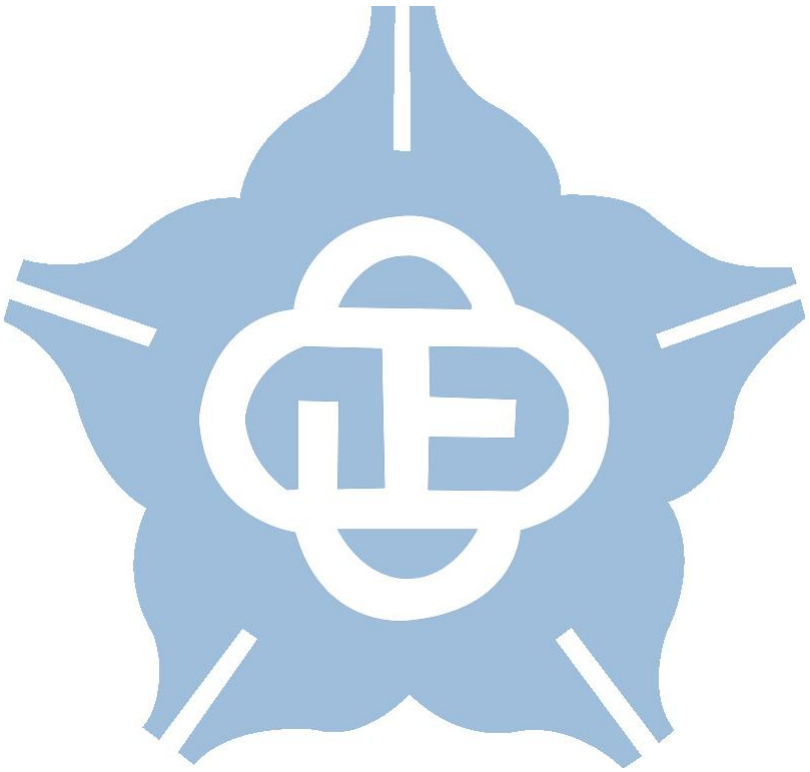
表 1-1　家庭暴力事件通報案件統計表.....2
表 2-1　2022 年至 2025 年地方檢察署執行家庭暴力案件裁判確定情形（違反保護令罪）.....21
表 2-2　家庭暴力成因、保護令成效與暴力再犯風險相關研究彙整.....37
表 3-1　個人特性測量內容.....47
表 3-2　暴力特徵測量內容.....48
表 3-3　TIPVDA 危險評估測量內容.....50
表 3-4　司法介入情形測量內容.....52
表 3-5　依變項測量內容.....53
表 3-6　全體樣本個人特性分析表.....57
表 3-7　全體樣本暴力特徵分析表.....60
表 3-8　全體樣本 TIPVDA 危險評估分析表.....62
表 3-9　全體樣本司法介入情形分析表.....65
表 4-1　通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之個人特性百分比分布.....78
表 4-2　通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之暴力特徵百分比分布.....84
表 4-3　通常保護令有效期間再通報親密關係暴力與警政 TIPVDA 施測情形百分比分布.....86
表 4-4　通常保護令有效期間再通報親密關係暴力與衛政 TIPVDA 施測情形百分比分布.....88
表 4-5　通常保護令有效期間再通報親密關係暴力與一年內曾發生過 TIPVDA 題項百分比分布.....90
表 4-6　通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之司法介入情形百分比分布..94
表 4-7　個人特性與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析...100
表 4-8　暴力特徵與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析...105

表 4-9　警政 TIPVDA 施測情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析.....107
表 4-10　衛政 TIPVDA 施測情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析.....109
表 4-11　一年內曾發生過 TIPVDA 施測情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析.....111
表 4-12　司法介入情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析.....115
表 4-13　全體樣本保護令前後肢體暴力差異分析.....118
表 4-14　不同個人特性之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析.....123
表 4-15　不同暴力特徵之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析.....128
表 4-16　不同司法介入情形之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析.....131
表 4-17　通保核發後仍發生肢體暴力案件之前後肢體暴力樣態敘述統計.....134
表 4-18　通保核發後仍發生肢體暴力案件之前後肢體暴力樣態 Wilcoxon 符號等級檢定.....135
表 4-19　通保核發後仍發生肢體暴力案件之前後肢體暴力樣態分布顯著性檢定.135
表 4-20　通常保護令對核發後仍發生肢體暴力案件之肢體暴力樣態影響之分布.137
表 4-21　與再通報親密關係暴力具顯著關聯之變項一覽表.....139
表 4-22　二元 Logistic 迴歸模型共線性檢定.....143
表 4-23　「有無再通報親密關係暴力」之二元 Logistic 迴歸模型適配度綜合檢定表 145
表 4-24　「有無再通報親密關係暴力」之二元 Logistic 迴歸分析摘要表.....152
表 4-25　親密關係暴力再通報差異分析與迴歸分析綜整表.....159
表 4-26　全體樣本保護令前後肢體暴力差異分析.....165
表 4-27　通常保護令核發前後肢體暴力樣態變化與顯著性檢定之綜合分析摘要.169
表 4-28　研究假設驗證結果摘要表.....171
表 5-1　民事保護令裁定加害人處遇計畫統計表.....185

圖目錄

圖 1-1　地方法院民事保護令聲請事件收結情形—按事件別分.....4

圖 3-1　研究架構圖.....42



第一章　緒論

第一節　研究背景與研究動機

一、研究背景

1993 年 10 月 27 日，一起震撼全台的「鄧如雯殺夫案」，撕開了長久隱匿於家庭屋簷下的黑暗現實。在法治尚無定義「家庭暴力」的年代，長期承受丈夫嚴重身心虐待的鄧如雯，雖曾多次求助卻始終被擋在「家務事」的門檻之外。當時被害人主要法律途徑僅能循離婚訴訟或傷害罪告訴，但實務上法官對「不堪同居之虐待」採嚴格認定標準，而多數傷害案件亦得易科罰金，難以形成實質嚇阻效果（立法院，1997）。在法律機制失靈與社會支持匱乏的雙重夾擊下，被害人被迫於暴力關係中孤立承受，這場漫長的求生掙扎，最終崩塌為以暴制暴的悲劇，卻也成為我國家庭暴力防治制度發展最沈痛的轉捩點。

這起悲劇最後化作推動社會改革的火種，婦女權利團體與法界人士深感制度的匱乏，開始彙整美國、英國、澳洲、紐西蘭等國的先進法規，試圖在傳統禁錮的觀念中，為受難者開鑿一條通往安全的法治之路。歷經多年的奔走與倡議，我國《家庭暴力防治法》終於在 1998 年 5 月 28 日完成三讀，並於同年 6 月 24 日正式施行。這部法律的誕生，不僅是制度的轉身，更是國家對被害者的莊嚴承諾，宣告家庭暴力不再是隱晦的私事，而是公權力必須介入守護的正義範疇。

時至今日，《家庭暴力防治法》施行已屆滿 27 周年，雖已達成全面法制化的文明跨越，但數據顯示挑戰依然嚴峻。近十年來，成人保護事件通報件數呈顯著成長趨勢，如表 1-1 所示，全國通報總量從 2015 年的 116,742 件，一路攀升至 2024 年的 179,107 件，增幅逾五成；其中尤以親密關係暴力案件為最，年均佔比始終高達五成左右。這組數據反映出社會對暴力覺察與通報意識的提升，使過往隱沒的黑數轉化為可見的求救訊號，但那持續居高不下的通報紀錄，也同時映照出有無數靈魂仍在親密關係中掙扎。因此，如何在現有的法制基礎上，更精準地識別風險、切斷暴力循環，仍是這部「充滿溫度的法律」在下一個階段必須回應的迫切命題。

表 1-1

家庭暴力事件通報案件統計表

年度	兒少保護	成人保護				合計
		親密關係	直系血(姻)親卑親屬虐尊親屬		其他家庭成員	小計	
2015	21,360 (18.3%)	61,947 (53.1%)	5,971(老人虐待) (5.1%)		27,464 (23.5%)	95,382 (81.7%)	**116,742**
2016	16,198 (13.8%)	64,978 (55.3%)	7,046(老人虐待) (6.0%)		29,328 (24.9%)	101,352 (86.2%)	117,550
2017	15,779 (13.3%)	64,898 (54.7%)	7,473(老人虐待) (6.3%)		30,436 (25.7%)	102,807 (86.7%)	118,586
2018	15,188 (12.7%)	65,021 (54.2%)	7,745(老人虐待) (6.5%)		32,048 (26.7%)	104,814 (87.3%)	120,002
2019	20,989 (16.4%)	63,902 (49.8%)	65 歲以上 6,935 (5.4%)	65 歲以下 7,649 (6.0%)	28,723 (22.4%)	107,209 (83.6%)	128,198
2020	25,181 (17.7%)	67,957 (47.9%)	8,520 (6.0%)	9,645 (6.8%)	30,569 (21.5%)	116,691 (82.3%)	141,872
2021	24,481 (16.4%)	70,328 (47.1%)	9,821 (6.6%)	11,147 (7.5%)	33,421 (22.4%)	124,717 (83.6%)	149,198
2022	25,193 (16.1%)	75,052 (47.8%)	10,443 (6.7%)	11,459 (7.3%)	34,717 (22.1%)	131,671 (83.9%)	156,864
2023	27,133 (16.1%)	81,399 (48.4%)	11,365 (6.8%)	11,617 (6.9%)	36,817 (21.9%)	141,198 (83.9%)	168,331
2024	28,603 (16.0)	85,201 (47.6)	12,293 (6.9%)	12,954 (7.2%)	40,056 (22.4%)	150,504 (84.0%)	**179,107**

註：資料來源整理自衛生福利部統計，2025。

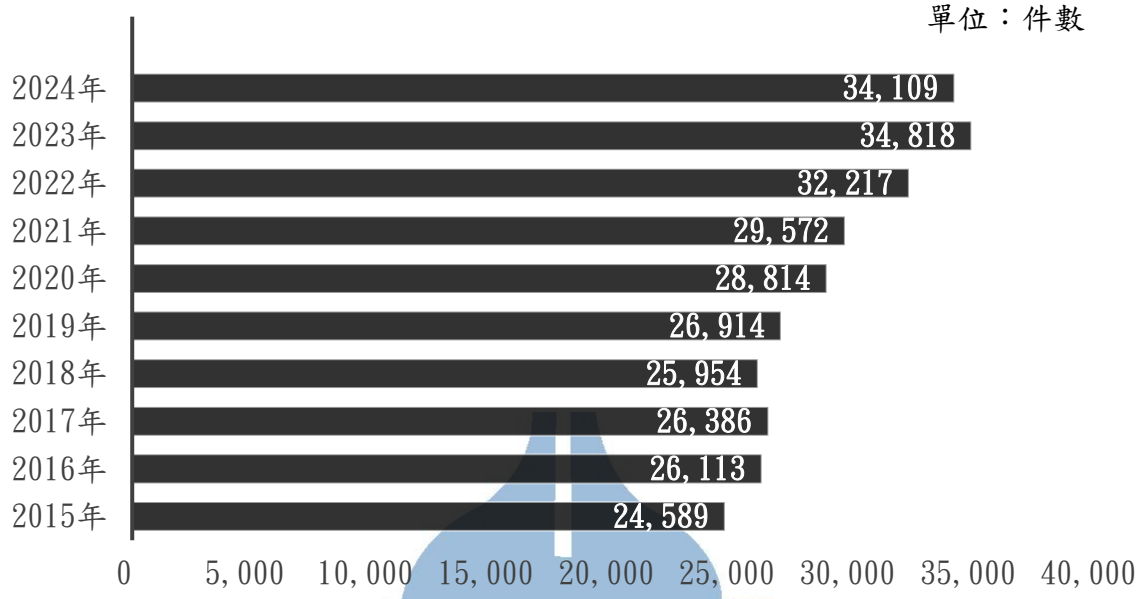
為落實家庭暴力被害人的實權保障，我國《家庭暴力防治法》核心機制之一即為「民事保護令」。此制度之設計理念深受國際立法經驗啟發，其先驅可追溯至 1970 年代美國賓夕法尼亞州所通過的免於虐待之保護法案，准許婦女可以不必先提出離婚或婚姻解消之請求，而單獨向法院提出民事保護令需求，此一變革隨後影響全美，至 1989 年底各州均已完成相關立法（陳世杰，2002）。我國亦參考上述經驗，於《家庭暴力防治法》第二章明定民事保護令之聲請、審理及執行程序，並依情勢緩急區分為緊急、暫時及通常保護令，建構出層次分明的法律防護網。

根據 Finn 與 Colson（1990）的觀點，保護令具備超越刑事框架的獨特功能，首先，它開闢了即時且獨立的法律途徑，以更具彈性的證據門檻填補刑事司法之制度縫隙；其次，其設計側重於「預防傷害」而非事後懲處，法官得依案情彈性裁定禁止接觸、命遷出令或探視規範等多元救濟，提供情境深度的防護網絡。這種以「被害人安全」為核心，兼容預防性與即時性的安排，為尚未達刑責門檻的高風險個案提供介入契機，展現公權力介入私領域守護正義的韌性。

司法院統計資料亦顯示，近十年民事保護令聲請事件呈現顯著成長。如圖 1-1 所示，保護令聲請件數由 2015 年 24,589 件，至 2024 年已攀升至 34,109 件，成長率高達 38.7%。隨著家庭暴力通報件數逐年增加，民事保護令的聲請需求亦顯著提升，此趨勢反映了該制度在保護被害人安全、維護權益方面具有重要且持續的實務價值。

圖 1-1

地方法院民事保護令聲請事件收結情形—按事件別分



註：資料來源整理自司法院公務統計，2025。

二、 研究動機

研究者長期投入於高雄市家庭暴力成人保護實務工作，觀察到在親密關係暴力中，被害人因著情感羈絆、維繫家庭完整之傳統價值、經濟依賴以及社會眼光等壓力，使她們在遭受創傷後，往往難以在第一時間選擇決絕的刑事制裁。在這種「離不開也告不下」的困境中，強調被害人安全、不以刑事起訴為前提的「民事保護令」，成為一線社工與員警最核心的安全計畫工具。透過法律規範介入，其初衷在於校正親密關係中失衡的權力地位，為被害人建構一道人身安全的防護牆。

然而，實務現場卻呈現出極端的對比，有的被害人在獲發保護令後，含淚表示「被打數十年後，終於感到被法律接納」，並以此為契機邁向獨立自主；然而，亦有被害人感嘆保護令「僅如廢紙一張」，相對人對公權力的蔑視，使得暴力行為在令狀有效期內依然故我。數據亦映照出此一嚴峻現實，2025 年違反保護令罪判決有罪者達 2,424 人(法務部，2025)。即便法規日益健全，駭人聽聞的重大案件仍層出不窮，2023 年 9 月高雄發生「超商女店員遭前男友持刀刺殺案」，被害人雖領有保護令並報警多次，仍於效期內遭相對人預謀伏擊砍殺 30 刀（後經搶救倖存）；此外，

近期新北土城殺妻案與台北信義區情殺案接連發生，二起案件的被害人亦持有有效保護令，卻仍難逃死劫，這些事件反覆重擊著防治體系的信心，亦引發社會對「保護令效能」的關切與質疑。

這類案件促使研究者反思，民事保護令作為家暴被害人主要的保護途徑，其防治成效受哪些關鍵變因影響？在龐大的通報量中，哪些案件能藉由保護令獲得實質保障？又有哪些高風險因子預示了「保護令不足以阻斷暴力」？基於此，本研究聚焦於家庭暴力中占比最重之「親密關係暴力」，以高雄市實務個案為研究樣本，旨在探究保護令核發後之現況，並分析影響「再通報」之關鍵風險因素。本研究之預期結果，將有助於第一線防治人員更精準辨識再通報高風險指標，並針對保護令防護效果可能不足之個案，及早啟動較高強度之處遇介入策略（如加密警政巡訪、強化監控機制或加速緊急安置評估），以完善個別化安全計畫，使法治的溫度能實質轉化為守護生命的安全屏障。

第二節　研究問題與研究目的

依衛生福利部統計資料，2024 年高雄市成人家暴事件共計 20,725 件，其中以親密關係暴力居首，計 11,715 件(異性伴侶 11,310 件、同性伴侶 405 件)，佔整體成人保護事件 56.5%。其次為其他四親等以內旁系血(姻)親間之家庭成員間的暴力 5,249 件(佔 25.3%)；第三則為直系血(姻)親卑親屬虐待尊親屬之暴力；共 3,761 件(佔 18.1%)(衛生福利部，2025)。面對如此龐大的案量負荷，民事保護令作為守護被害人安全之核心法律工具，其於親密關係暴力案件中的實際核發效能、受暴樣態異質性，以及核發後的再通報風險，已成為實務界亟待釐清之關鍵課題。

目前國內關於保護令成效的研究多偏重於小規模樣本的深度訪談或追蹤問卷調查，例如，沈慶鴻與彭昭芬（2001）針對台北市 22 位申請保護令的婦女進行訪談；王麗容（2002）則在 12 個縣市訪問了 94 位被害人；Wang（2003）調查了來自 6 個縣市的 62 名持有保護令的婦女；阮祺文等（2004）則於彰化地區收集了 104 對被害人與施暴者的配對問卷。王珮玲（2010）的研究則透過 14 個縣市的家庭暴力防治官

協助，在第一次調查時收回 203 份問卷，但在後續追蹤中，完成調查的被害人僅剩 87 人。這些研究雖然在質性分析上具深度，但由於被害人因隱私保護、安全考量及創傷因素，研究者往往難以取得具備規模的受訪樣本，不僅導致樣本代表性受限，也使得研究結論在推論至全體被害族群時面臨挑戰。

相較於傳統研究方法之侷限，各縣市政府家防中心社工於接獲通報後，即針對個案背景、受暴樣態、暴力史及危險評估進行訪談與調查，並詳實登載於「衛生福利部保護資訊系統」。本研究認為，若能運用此類具備全體性、客觀性與縱貫性之官方次級資料進行分析，能有效克服被害人受訪意願之瓶頸，觸及過往研究難以納入的高風險黑數，從而更全面地勾勒出保護令成效與再通報風險因子之全貌，為防治體系提供更具實證基礎之處遇參照。

基於上述問題背景與研究動機，本研究提出以下核心問題：

一、高雄市親密關係暴力案件中，民事保護令之核發概況、具體裁定款項及通常保護令核發前後之再通報與暴力樣態是否呈現顯著變化？

二、民事保護令核發後之再通報風險樣態為何？

三、何種條件下保護令之防護效果會受到限制？影響民事保護令執行成效之關鍵變項為何？

依據上述研究問題，本研究旨在達成以下目的：

一、驗證通常保護令之制度層級防護成效

運用行政數據描繪親密關係暴力案件於通常保護令核發前後之再通報與暴力樣態變化，實證檢驗保護令於制度層級之實質防護效果。

二、建構再通報風險之實證預警模型

系統性辨識影響被害人再受暴之關鍵風險結構，建立具預測力之再通報風險模型，以支援第一線防治人員進行風險分級與精準介入。

三、界定保護令效力之適用條件並提出差異化防護建議

釐清在不同暴力累積程度與關係結構條件下，通常保護令之防護效力差異，進而提出差異化司法介入與制度優化之實證建議。

第三節　名詞解釋

一、 家庭暴力

（一）家庭暴力定義

依據《家庭暴力防治法》第 2 條之規定，家庭暴力係指家庭成員間實施身體、精神或經濟上之騷擾、控制、脅迫或其他不法侵害行為。此定義揭示了暴力樣態不限於肉眼可見的生理損傷，亦涵蓋了心理威脅及對維生資源的剝奪，強調了權力不對等下的「控制與脅迫」特質。

（二）家庭成員定義

本研究援引 2023 年 12 月 6 日修正公布之《家庭暴力防治法》第 3 條。本次修法之關鍵在於落實性別平權，明確納入同性婚姻當事人與其配偶四親等內親屬之相關權益，確保不同性別傾向之家庭主體均受法律平等保障。目前該法所定之「家庭成員」範疇如下，包含下列各員及其未成年子女：

1. 配偶關係：現有或曾有配偶關係（含同性婚姻）及前配偶。
2. 伴侶關係：現有或曾有同居關係者。
3. 家屬關係：現有或曾有家長家屬或家屬間關係者。
4. 血親關係：現為或曾為直系血親、四親等內之旁系血親。
5. 姻親與擬制血親：
   （1）現為或曾為四親等以內血親之配偶。
   （2）現為或曾為配偶之四親等以內血親。
   （3）現為或曾為配偶之四親等以內血親之配偶。

（三）家庭暴力之行為樣態

依據《家庭暴力防治法》與衛生福利部之實務分類，家庭暴力之行為樣態涵蓋身體、精神及經濟三大面向，其具體定義與範疇如下：

1. 身體層面之不法侵害：指對被害人身體施以物理性攻擊或危害其生理安全之行為。包括：直接攻擊行為，如推、拉、甩、扯、抓、咬、捶、摑、

踢、毆、鞭、燒、揪頭髮、扭曲肢體、扼喉、使用器械攻擊或性侵害等。

2. 精神層面之不法侵害：指透過言語或心理手段，使被害人產生畏懼、痛苦或人格受損之行為。主要分為三類：

（1）言詞虐待：以言語或語調進行脅迫或恐嚇，如透過吼叫、謾罵、侮辱、諷刺、恫嚇，或揚言使用暴力傷害被害人及其親人，意圖達到控制之目的。

（2）心理虐待：包括跟蹤、監視、竊聽、冷漠對待、鄙視、羞辱、不實指控或試圖操縱被害人等行為，足以引起其精神痛苦之不當行為。

（3）性精神虐待：強迫進行性幻想、要求參與特定性活動、逼迫觀看性活動或色情影像等。

3. 經濟上之不法侵害：依據《家庭暴力防治法施行細則》第 2 條，係指足以使被害人畏懼或痛苦之經濟控制手段，包括：

（1）財務控制：過度限制家庭財務支配權、限制被害人使用收益其動產或不動產。

（2）工作阻礙：拒絕或干擾阻礙被害人求職、就業或從事工作。

（3）債務脅迫：強迫被害人借貸、擔任保證人，或強迫其進行有價證券與財產所有權之移轉、設定負擔等行為。

二、 民事保護令（Civil Protection Orders）

民事保護令係指法院依照《家庭暴力防治法》所核發之法律處分，旨在透過司法強制力介入，核發特定款項以防制家庭暴力之發生，並保護被害人之人身安全與相關權益；依據發放效力與聲請程序之差異，我國保護令制度分為以下三類，而本研究之樣本聚焦於具完整審理程序之「通常保護令」：

（一）通常保護令（Ordinary Protection Orders）：由被害人、檢察官、警察機關或各直轄市、縣（市）主管機關以書面向法院聲請，經審理程序後，認有家庭暴力事實且有保護必要者，由法院核發之。其有效期限最長為二年，並

得聲請撤銷、變更或延長。款項內容最為全面，包含禁止施暴、騷擾、接觸、遷出、遠離令及加害人處遇計畫等。

（二）暫時保護令（Temporary Protection Orders）：為保護被害人之急迫安全，於通常保護令審理終結前，法院得依聲請或依職權，得不經審理程序核發之，以提供即時性之保護。

（三）緊急保護令（Emergency Protection Orders）：針對有急迫危險者，由檢察官、警察機關或主管機關透過電話、傳真或其他科技設備向法院聲請，法院應於受理後四小時內核發。

三、 親密關係暴力

親密關係暴力係指發生於現有或曾有親密關係伴侶間之暴力行為。本研究範疇係依據《家庭暴力防治法》第 3 條第 1 項第 1 款、第 2 款，以及第 63 條之 1 之規定，將對象聚焦於「配偶或前配偶」、「現有或曾有同居關係」，以及「未同居但具親密關係」之伴侶。針對「親密關係」之認定，本研究援引《家庭暴力防治法施行細則》第 24 條之標準，參酌下列因素進行實務認定：

（一）關係本質與持續性：評估雙方關係之本質及持續時間之長短。

（二）互動與連結深度：觀察雙方互動之頻率，以及性行為之有無與頻率。

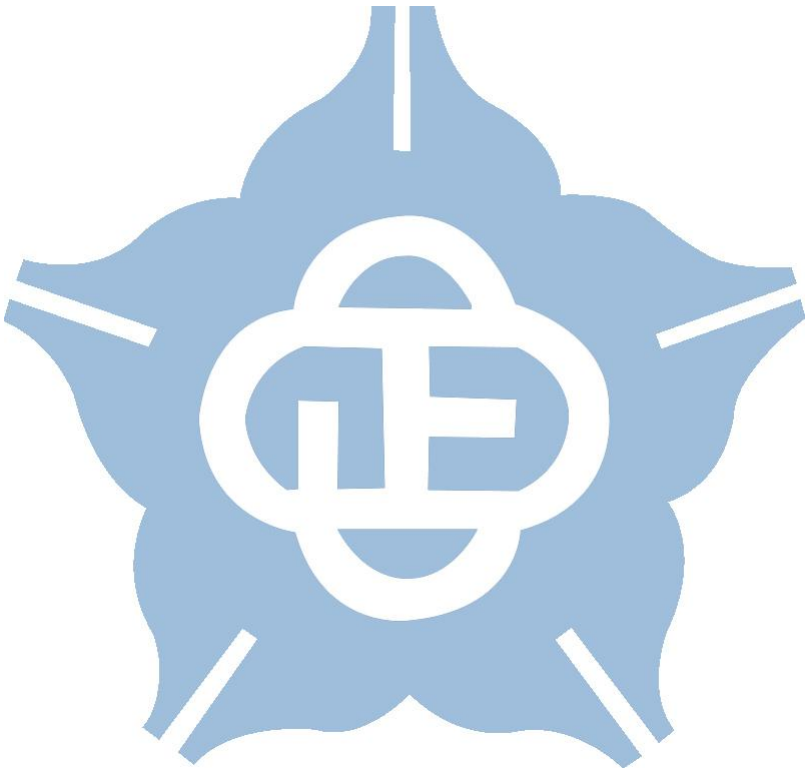
（三）實質事實認定：其他足以認定具有親密關係之具體事實。

本研究聚焦於此類案件，旨在排除非伴侶型態之家庭暴力（如手足或家長家屬間暴力），藉以精準探討在高度情感連結與權力互動脈絡下，民事保護令對於抑制暴力循環之實質成效。

四、 再通報

本研究將親密關係暴力之「再通報」定義為：於法院核發通常保護令之效期內，被害人再次遭受同一相對人實施身體、精神或經濟之不法侵害行為，且該事件經由「線上關懷ｅ起來」完成通報，由衛生福利部建置之「保護資訊系統」受理，並經保護性社工完成受案評估之案件。

為確保研究資料之準確性與效度，本研究僅納入經第一線社工調查後確認具備「明確受暴事實」之案件，並排除聯繫未果及評估無明顯受暴事實之通報案件。透過此一界定，旨在精準捕捉通常保護令執行期間暴力行為之再發情形，作為檢證司法介入實質成效與再通報風險預測之核心指標。



第二章　文獻探討

第一節　家庭暴力成因與相關理論探討

一、 精神病理模式

精神病理模式屬於生理取向的原因學分類，其核心觀點常將施暴行為歸因於加害人的身心失調或心理功能障礙。根據精神分析模型之論點，家庭暴力成因源自施暴者的低自尊與不成熟的人格特質，這些特質可能涵蓋精神、情緒、心理疾病，或伴隨酒精與藥物濫用問題（Strong & De Vault, 1992；引自葉肅科，2001）。雖然常見的暴力精神醫學診斷包括反社會人格障礙、邊緣型人格障礙、陣發性暴怒異常及酒精依賴，但多數的家庭暴力者並不會有精神異常診斷（林明傑，2020）。在實務層面觀察，暴力情境往往更為複雜，除了加害人可能具備憂鬱、雙相情感障礙、思覺失調、藥酒癮或情緒障礙等議題外，有時被害人亦可能面臨身心困擾，甚至雙方皆存在身心議題，若再疊加生活中的各種情境壓力，往往促使暴力行為的發生。

二、 社會學習理論

社會學習理論係整合差別接觸理論與增強理論而成，主張個體在社會互動過程中，無論學習的是偏差行為或正向行為，皆會受到強化機制的影響（Akers, 1973；引自林世當，2007）。該理論認為人類行為主要經由學習而來，其運作機制包含「模仿」與「增強（賞罰）」兩大核心。在此理論脈絡下，觀察學習主要源於原生家庭的親身經歷或大眾媒體的傳播（周月清，1995）。加害人透過觀察習得攻擊行為，並將其視為達成特定目的之功能性手段；尤其在親密關係中，暴力往往成為男性對女性遂行控制權的工具。倘若施暴行為未能受到法律制裁或社會規範的即時懲罰，這種「無代價」的成功經驗將形成正向增強，進而誘發暴力行為的循環與持續。

三、 交換/社會控制理論

社會交換理論認為，社會行為是一連串追求「利益極大化、成本極小化」的交

換結果。在家庭關係的脈絡下，成員間的互動涉及多種形式的資源交易；傳統社會，女性以美貌換取男性的財富與地位，或是婚聘習俗中的聘金與嫁妝，皆反映出婚姻制度背後的交換邏輯（鄭瑞隆、王文中，2001；吳啟安，2014)。對施暴者而言，暴力係一種獲取順從或金錢、資源的「工具性手段」(吳啟安，2014)，其行為存續取決於成本效益之權衡，當施暴效益（如確立控制、情緒宣洩）高於預期代價（如社會譴責、法律制裁）時，暴力即傾向持續。是以，《家庭暴力防治法》的施行，本質上即是透過制度化的正式干預，將法律制裁轉化為施暴時必須面對的現實代價，藉由提高違法代價以翻轉成本效益，進而達成約制暴力之終極目的。

四、 生態系統理論

生態學架構最早由 Carlson（1984）提出以分析家庭暴力成因，從個人、家庭、社會結構及社會文化四個不同的社會系統來解釋。隨後 Dutton（1988）亦以生態模式來解釋婦女虐待現象（引自周月清，1995)。該理論主張暴力係多重系統失衡之產物，並依層次分為微視系統（microsystem）聚焦於成員身心發展、性格特質及家庭互動溝通模式，視內在壓力為暴力直接誘因；中視系統（mezzosystem）關注家庭與社區、鄰里及職場之連結，若系統趨於封閉且外部支援匱乏，暴力模式將趨於穩固；鉅視系統（macrosystem）則涵蓋社會文化、性別分工偏見及體制性縱容，從巨觀層面助長暴力循環。綜上所述，如果家庭屬於封閉系統時，暴力模式會更穩固，但當被害人不能忍受暴力時，就會引入外在力量阻止暴力(林明傑，2020)。

五、 衝突理論

衝突理論是延伸自馬克思的階級鬥爭觀點而發展的理論，社會資源分配不均，造成社會變遷，認為人與人的關係基本上是權力關係，總有一方掌權而居上，另一方無權而處於下(蔡文輝，2014)。潛在的競爭結構是所有婚姻及家庭系統的一部份，家人關係就在競爭與衝突的結構關係中起伏前進，經常為了爭奪與控制有限的資源（包括社會的、心理的、情緒的及經濟的資源)，而產生彼此關係的糾紛與失去平衡（鄭瑞隆、王文中，2001)。因此常可見家庭成員常為了金錢分配、家務分配、

空間分配、子女教養、家屬關係，甚或為了感情因素、性關係等發生衝突。

六、 資源理論

資源理論主張「資源」與「權力」具高度互賴性，個體掌握的金錢、地位或財富愈多，於家庭中的決策權與權威便愈大；因此，暴力行為的發生常與家庭內部的資源控制權密切相關（Warner, Lee, & Lee, 1986；林世當，2007）。然而，家庭內部的資源分布往往決定了權力結構，在家中誰的資源越多越能有權力，甚至可能濫用此種權力不對等而遂行身心暴力（林明傑，2020）。相對地，缺乏經濟所得或社會地位的男性，則可能透過暴力威嚇並控制配偶，以彌補其在傳統資源上的匱乏感（Gelles, 1993；引自林世當，2007）。

七、 女性主義觀點

女性主義理論主張，父權結構是導致女性受壓迫與家庭暴力發生的根本原因（林明傑，2020）。在此結構下，女性被侷限於私領域並被視為男性的隸屬財產，建構出「宰制者」與「屈服者」的不對等關係；女性所受的壓迫不僅源於地位不平等，更源於男性透過限制、擺佈與操控等手段對其遂行虐待（Ritzer & Goodman，2014）。時至今日，家庭暴力仍反映出傳統男性的性別刻板印象，加害人受父權思維驅使，企圖透過暴力手段使女性順服並達成掌控目的。是以，當施暴者表現出明顯的父權意識時，既有的權力結構已難以在系統內自行校正，必須藉由公權力適時介入，透過核發保護令及執行「加害人處遇計畫」進行教育輔導，方能翻轉性別權力失衡並約制暴力。

第二節　民事保護令制度

一、保護令制度之功能

民事保護令制度作為家暴被害人即時取得司法保護之重要機制，其制度定位與功能設計係回應家庭暴力之特殊風險特性而逐步形塑。陳世杰（2002）從比較法的觀點指出，美國在 1970 年代推動家庭暴力防治立法時，特別將民事保護令設計為一

種不需依賴離婚或婚姻解消程序的獨立救濟方式，使受虐者能在親密關係尚未終止的情況下，及時獲得司法保護，從而確立民事保護令作為家庭暴力防治體系中核心法律工具的地位。林琬珊（2018）進一步透過臺日比較法研究指出，家庭暴力具有高度隱蔽性、關係依附性與顯著再犯風險，若僅仰賴事後刑罰處理，往往難以及時回應被害人安全需求，因此有必要透過特別法建構以民事保護令為核心的預防性司法介入機制，使國家得以於暴力再發前即介入，確保被害人之生命與身體安全。

其次，在司法實務運作層次，許華孚與黃光甫（2024）以美國紐約州家庭暴力法庭為例指出，民事保護令於問題解決導向的司法模式中，並非僅止於限制相對人行為的命令工具，而是進一步作為串聯被害人安全保護、司法監督與跨體系資源整合的重要節點，展現其在司法體系內促進整合性介入的功能。

綜合上述研究可知，民事保護令的防護效果並非僅取決於命令本身，而是高度依賴其制度設計與實務執行配套。Finn 與 Colson（1990）進一步指出，民事保護令不僅補充刑事制裁之不足，更是一項以被害人保護為核心的即時性法律介入措施，其特色在於相對降低舉證門檻，使被害人能在較短時間內獲得法律保障，以防止繼續傷害，並可依個案需求提供多樣化之救濟措施，包括人身安全、親情關係維繫，以及必要之經濟支持。

二、保護令制度設計與類型

（一）民事保護令之類型與聲請主體

美國民事保護令（civil protection orders）制度之發展，對我國《家庭暴力防治法》具有重要參考意義。以下依據 Finn 與 Colson（1990）對美國民事保護令立法架構、法院實務與執行經驗之整理，說明其制度類型與聲請主體，並與我國制度加以比較。

美國各州雖於立法細節與命名上有所差異，然整體制度結構大致可區分為三類：其一為因應被害人面臨即時危險所設之「緊急或暫時保護令」，得於未通知相對人、僅經一造審理下迅速核發；其二為經合法通知並完成對審或缺席審理程序後核

發之「正式（或永久）保護令」，屬於制度中具較長效期與穩定性之核心保護工具；其三則為部分州實務中存在之「互相保護令」（mutual orders），惟該類型因可能模糊加害與被害角色、削弱執行明確性，而在學理與實務上均存有高度爭議。整體而言，美國制度係透過不同層級之保護令類型，回應家庭暴力事件中「急迫性風險」與「中長期防護需求」的差異化特性。

在聲請主體方面，美國民事保護令制度以被害人本人作為最主要之聲請者，並未以是否提起刑事告訴作為前提，顯示其制度設計係將保護令定位為獨立於刑事程序之外之民事防護手段。另為避免弱勢被害人因程序能力不足而無法獲得保護，多數州亦允許由父母、法定代理人或其他適格成年人代理未成年人或無行為能力者提出聲請。值得注意的是，部分州進一步賦予檢察官、警察或社會服務機構於特定高危情境下代為聲請保護令之權限，特別是在緊急保護令之情形中，反映美國法制逐步將家庭暴力視為公共安全與社會介入議題，而非單純之私人糾紛。

相較之下，我國《家庭暴力防治法》亦區分通常保護令、暫時保護令與緊急保護令，並於聲請主體上分別規定被害人、檢察官、警察機關及地方主管機關得依法聲請，其中緊急保護令限由公權力機關提出，整體制度架構與美國實務趨勢高度相近。

在效期設計方面，我國緊急保護令與暫時保護令自核發時即生效，並於法院審理終結核發通常保護令或駁回聲請時失其效力；通常保護令之效期最長為二年，期滿前得依法聲請撤銷、變更或延長。美國保護令之效期則依州法而異，正式保護令多為一年左右，臨時或暫時保護令通常為數日至數週，且多數州允許依風險狀況延長其效期。

然而，Finn 與 Colson（1990）亦指出，保護令制度之實際防護成效，並不僅取決於命令是否核發，而是高度仰賴後續司法介入之強度與持續性，包括是否啟動刑事司法程序、緊急或暫時保護令之即時核發、命令內容之完整性、加害人處遇措施之落實，以及保護令效期與違反命令時之即時回應，並需透過跨體系協作方能發揮實質保護效果。此一觀點亦構成本研究後續實證分析檢視「通常保護令核發後再通

報親密關係暴力」時，理解司法介入效果具有條件性之重要基礎。

（二）民事保護令內容

在保護令內容方面，法院於審理後，認有家庭暴力事實且有必要者，得依聲請或依職權核發一項或數項保護命令。參考既有文獻對民事保護令制度功能之討論（陳世杰，2002；Finn & Colson, 1990），並結合我國《家庭暴力防治法》相關規定，本研究依保護令之核心功能加以整理歸納，將我國保護令內容概分為以下幾類：

1. 人身安全與接觸限制命令：以立即止暴與行為界線設定為核心功能，包括禁止相對人對被害人、目睹家庭暴力之兒童及少年或特定家庭成員實施家庭暴力，並禁止騷擾、接觸、跟蹤、通話、通信或其他非必要之聯絡行為。
2. 空間隔離與居住安全命令：以物理隔離及居住安全確保為核心功能，包括命相對人遷出被害人住居所、禁止使用或處分該不動產，並命相對人遠離被害人住居所、學校、工作場所或其他經常出入之特定場所一定距離。
3. 生活資源與經濟支持相關命令：以防止經濟控制並維持被害人基本生活與訴訟能力為核心功能，包括定汽車、機車及其他個人生活、職業或教育必需品之使用權並得命交付、命相對人給付被害人住居所租金、扶養費、醫療、輔導、庇護或財物損害等費用，並得命負擔相當之律師費用。
4. 親職關係與子女保護命令：以避免透過子女延續控制或施暴為核心功能，包括定未成年子女權利義務之行使或負擔、定會面交往時間、地點、方式或禁止會面交往、命交付子女。
5. 行為矯正與再犯預防命令：以降低再犯風險為核心功能，包括命相對人完成加害人處遇計畫，以及禁止查閱被害人及未成年子女戶籍、學籍或所得資訊。
6. 數位性暴力防制命令：因應新型態控制行為所設之保護措施，包括禁止相對人未經同意重製、散布、播送、交付或公然陳列性影像；命令其交付或

刪除被害人性影像，以及命其向網路平台申請移除相關已上傳內容（依2023年12月6日修正公布之《家庭暴力防治法》相關條文規定）。

7. 其他必要保護命令。

（三）違反保護令罪制度定位與處理方式

Finn與Colson（1990）指出，美國各州對違反保護令之法律定位與處理方式，整體可區分為三種主要樣態，第一類為「刑事犯罪化樣態」，多數州將違反保護令明確列為輕罪，對於累犯並設有加重處罰機制，違反行為於特定條件下甚至可能升級為重罪，並普遍賦予警方即時逮捕權；第二類為「刑事藐視法庭樣態」，部分州雖以藐視法庭處理違反保護令罪，但其在逮捕權、刑事程序保障方面，實質上與輕罪相當，仍屬刑事化處理模式；第三類為「民事藐視法庭樣態」，另有部分州將違反保護令定位為民事藐視，其主要目的在於促使行為人遵從法院命令，通常不賦予警方即時逮捕權，亦不以刑事懲罰作為主要手段，法律效果偏向矯正性與命令履行導向。就處罰內容而言，違反保護令者通常可能被判處監禁或罰款，多數州最高監禁期限約為六個月至一年不等；此外，部分地方法院亦採行替代性處遇措施，如密集緩刑監督、強制參與輔導課程或附條件緩刑，以兼顧被害人安全與加害者行為矯正。整體而言，美國透過刑事化、藐視法庭程序與替代處遇等多元法律機制回應違反保護令之風險，凸顯執法與司法程序在保護令實際成效中的關鍵角色。

我國《家庭暴力防治法》針對特定具高度保護必要性之核心保護命令，明文設置「違反保護令罪」，以刑事制裁方式強化法院命令之實際拘束力，凡違反「禁止實施家庭暴力、禁止騷擾或接觸、命遷出住居所、命遠離特定場所、命完成加害人處遇計畫，以及與被害人性影像相關之禁止、交付、刪除或移除命令者」，均構成違反保護令罪，處三年以下有期徒刑、拘役，或科或併科新臺幣十萬元以下罰金。除刑罰制裁外，我國於違反保護令之刑事程序中，亦得採取其他拘束性強制處分，以回應高風險之違反行為，當司法機關認為相對人涉犯違反保護令罪或家庭暴力罪，且有事實足認其有反覆實行之虞時，檢察官得依《家庭暴力防治法》及《刑事訴訟法》相關規定聲請羈押，並由法院視個案情形裁定是否准予羈押，或改以具保、責

付、限制住居等較輕微之替代性拘束處分，並附加禁止施暴、騷擾、接觸、命遷出或遠離等條件命令，以即時阻斷再犯風險。

整體而言，我國對違反保護令之處理，係結合刑事化制裁、強制處分與跨網絡通報機制，形成由「民事命令」向「刑事介入」逐步升高之風險管理模式。此一制度設計亦顯示，違反保護令並不必然等同於保護令制度失靈，而往往成為觸發更高強度司法介入之關鍵節點，對於後續分析保護令核發後再通報風險及司法介入效果具有重要制度意涵。

第三節 保護令成效與違反情形

一、國外保護令成效相關研究

國外學者長期關注保護令對於親密關係暴力再犯與再受害風險之影響，相關研究多透過縱貫追蹤研究或系統性文獻回顧方式，檢視保護令核發前後暴力發生情形之變化。

早期研究中，Carlson、Harris 與 Holden（1999）以 210 名家庭暴力被害女性為對象，進行為期兩年的縱貫追蹤分析，檢視保護令核發前後之暴力再發情形。研究發現，在取得保護令前兩年間，高達 68%的被害女性曾通報遭受肢體暴力；相較之下，保護令核發後兩年間，肢體暴力通報比例顯著下降至 23%，整體下降幅度約 66%。此結果顯示，保護令的介入對於減少肢體暴力的再發生具有顯著的抑制效果。

其後，Holt 等人（2002）以美國西雅圖市 2,691 名曾通報親密關係暴力之成年女性為研究對象，採回溯性世代研究設計，分析保護令核發後 12 個月內警方再通報家暴之情形，結果顯示，持有正式保護令之被害人，其再通報肢體暴力相對風險約降低 80%。Holt 等人（2003）進一步以前瞻性世代研究設計，追蹤 448 名曾遭受親密伴侶暴力之女性，透過多次訪談蒐集自陳資料，發現取得並持續持有有效保護令者，其肢體暴力與心理暴力相對風險分別下降約 70%與 60%。

然而，部分研究亦指出，保護令之防護效果並非在所有情境下皆能充分發揮。

McFarlane 等人（2004）追蹤 150 名申請民事保護令之被害女性，結果顯示，儘管整體暴力指標隨時間下降，仍有約 44%的被害女性於 18 個月追蹤期間內回報至少一次保護令被違反情形。Logan 與 Walker（2009a）亦發現，在已取得保護令之婦女中，仍有高達 58%於一年追蹤期間持續遭受不同形式之暴力，顯示在高風險或長期施暴關係中，單一法律命令之約制效果可能有限。Kippert（2023）以問答（FAQ）形式系統性整理美國各州民事保護令之申請程序、法律效力與執行實務，並引述美國官方機構資料指出，約有一半至三分之二的保護令曾遭到違反。

在文獻回顧層次，Benitez、McNiel 與 Binder（2010）彙整 15 項國外研究指出，保護令核發後之違反或再犯比例介於 7.14%至 81.3%之間；而 Spitzberg（2002）針對 32 項研究回顧分析保護令違反比率介於 3%-79%，平均違反率約 40%，保護令之成效在不同研究背景下呈現高度差異。Dowling 等人（2018）以 4 項研究進行綜合分析，發現取得保護令之被害人，其再次受害及再次遭受肢體暴力之相對風險均約降低 40%（再受害 OR＝0.59；肢體暴力再受害 OR＝0.58），惟研究亦指出，相關效果高度受到研究設計與樣本條件差異之影響。

綜合上述研究可知，既有實證多指出保護令在降低親密關係暴力再發方面具一定防護效果，惟其成效呈現明顯差異，並受到研究追蹤期間、樣本來源、再犯或違反行為之操作性定義，以及研究設計與分析方式等因素影響。

二、國內保護令成效相關研究

首先，在量化追蹤研究方面，王珮玲（2010）以 2005 年 2 月至 2006 年 2 月間全國 14 個縣市持有保護令之 203 名女性被害人為研究對象，於保護令核發後三個月及九個月進行追蹤問卷調查。研究結果顯示，約有 40%施暴者曾發生違反保護令之情形（違反一款或以上命令），顯示違反行為於保護令核發後仍屬常見；然而，若進一步檢視再發生肢體暴力之比例，其比率約為 19%，反映多數案件在保護令介入後，肢體暴力行為已有所抑制，顯示保護令對降低肢體暴力發生仍具一定成效。

相似結果亦見於地方性研究。阮祺文等人（2004）以彰化縣於 89 年 1 月至 90

年 3 月間已核發保護令之 204 名受暴婦女為研究對象，透過問卷調查並輔以深度訪談，完成 104 份有效樣本之分析。研究結果指出，在保護令核發前，高達 81.8%的施暴者曾動手施暴；惟於保護令核發後，再次發生肢體暴力之比例明顯下降至 18.2%，顯示保護令對抑制施暴者肢體暴力行為具有顯著效果。上述研究共同指出，保護令雖無法完全杜絕施暴行為，但在降低肢體暴力發生比例上具有明顯成效。

然而，除量化研究所呈現之成效外，質性研究亦揭示保護令在實務執行與遵循層面仍面臨一定挑戰。沈慶鴻（2003）以臺北市 22 名曾聲請保護令之受虐婦女為研究對象，透過深度訪談探討保護令制度對其生活處境之影響，結果顯示其中有 5 名受訪者（約 23%）表示相對人曾出現違反保護令之行為，顯示在部分案件中，仍需加強相對人對保護令之遵循。

此外，丁銘妮（2020）透過訪談新北市三峽分局警察，蒐集第一線家防官對保護令執行成效之實務觀點。多數受訪者認為，保護令對一般家暴相對人具有一定程度之約制效果；惟亦有受訪者依其實務經驗指出，實際發生違反保護令之案件比例可能約落在一至兩成之間。值得注意的是，該比例係基於警察個人經驗之主觀判斷，並非來自系統性統計推估。

進一步觀察極端高風險案件，保護令之防護效力更顯侷限。王珮玲（2012）分析 80 件親密伴侶殺人案件發現，其中僅 11 位被害婦女曾取得保護令，且有 9 位於案發時仍持有有效保護令，顯示即使在保護令持續有效之情況下，仍可能無法完全阻止致命暴力之發生。

整體而言，國外關於保護令成效之實證研究已累積相當豐富之量化成果，多以司法或警政行政資料進行分析，普遍指出保護令對降低親密關係暴力再發生具有一定抑制效果，惟施暴者違反保護令行為與再犯風險仍普遍存在。相較之下，國內研究亦多肯認保護令在抑制肢體暴力方面具正向防治效果，但現有文獻多以問卷調查、深度訪談或小樣本質性研究為主，較少運用大規模行政資料進行系統性量化分析，對於再通報或再犯風險之實證檢驗仍顯不足。綜合而論，國外研究成果雖提供重要參考，但其發現係建立於特定法律制度與司法實務脈絡之下，能否直接外推至

臺灣家庭暴力防治體系，仍有待檢驗；因此，有必要立基於本土制度與實務情境，運用大樣本行政資料進行量化分析，以檢驗通常保護令核發後之再通報風險及其影響機制，此即為本研究之主要研究動機。

三、國內違反保護令罪統計

依表 2-1 所示，2022 年至 2025 年間，我國地方檢察署執行違反保護令罪人數呈現逐年增加趨勢，由 2022 年的 2,268 人上升至 2025 年的 2,535 人，顯示違反保護令案件呈現持續增加的態勢。

在處罰結果方面，各年度科刑人數占違反人數比例均維持於九成五以上，顯示違反保護令罪於實務上多被認定為須承擔刑事責任之行為。就量刑結構觀察，科刑結果以拘役為最大宗，各年度均佔七成以上，其次為六個月以下之有期徒刑，約占二成，相較之下，逾六個月未滿一年及一年以上之有期徒刑案件比例雖低，惟仍持續存在，反映對於情節較為嚴重或具反覆違反特性之案件，司法機關仍會科以較高刑度。此外，罰金刑案件數從 2022 年至 2024 年，由 67 件增至 106 件，2025 年則降至 87 件。

表 2-1

2022 年至 2025 年地方檢察署執行家庭暴力案件裁判確定情形(違反保護令罪)

年度	違反保護令罪人數	科刑人數	有期徒刑				拘役	罰金
			合計	6 個月以下	逾 6 個月未滿 1 年	1 年以上		
2022	2,268	2,164	368	358	6	4	1,729	67
2023	2,305	2,191	447	436	6	5	1,680	64
2024	2,405	2,305	454	443	10	1	1,745	106
2025	2,535	2,424	572	559	13	0	1,765	87

註：資料來源整理自法務部法務統計，2025。

整體而言，違反保護令罪雖依《家庭暴力防治法》第 61 條規定，得處三年以下有期徒刑、拘役，或科或併科新臺幣十萬元以下罰金，然從實際裁判結果觀察，仍以短期自由刑為主要處罰型態，且以可併科罰金之拘役為大宗。然而，上述統計資料僅能反映違反保護令案件進入刑事裁判之整體概況，尚不足以說明在保護令核發後，哪些案件較易再發生暴力或出現再通報情形。若欲進一步理解通常保護令核發後之再通報風險，仍有必要回到既有實證文獻中，系統性檢視國內外研究對於保護令後再犯或再通報之風險因素。

第四節　保護令核發後暴力再犯風險因素

前述文獻回顧中可知，保護令作為親密關係暴力防治體系中之核心司法防護工具，整體而言具有一定之暴力中斷與風險降低效果，惟其防護成效並非對所有案件皆能一致發揮，部分案件於保護令核發後仍持續發生暴力或再度進入通報體系，顯示暴力再犯風險具有高度差異性。為釐清在何種案件條件下保護令較難發揮預期防護效果，本研究將從再犯風險因素之觀點，依循既有文獻常用之分析視角，系統性整理與回顧保護令核發後再犯或再通報之相關實證研究，並聚焦於個人特性、既有暴力特徵、危險評估工具及司法介入情形等核心風險構面，作為後續建構分析架構與檢驗再通報風險機制之理論基礎。

一、個人特性

（一）被害人與相對人人口背景

既有國外實證研究與統合性回顧顯示，人口背景特徵與親密關係暴力案件中保護令核發後之再犯或違反保護令風險之間存在一定關聯，惟其影響效果於不同研究中呈現差異性結果（Benitez et al., 2010；Logan & Walker, 2009；Dowling et al., 2018）；綜合上述研究結果，人口背景變項之風險角色仍具高度異質性與條件性，尚待進一步釐清。

就性別而言，既有研究指出保護令案件中之相對人以男性為主，且男性相對人

於暴力再犯與違反保護令風險上普遍高於女性（Jordan et al., 2010），顯示性別與再犯風險之間具有一定關聯；Durfee（2011）亦指出，親密關係暴力本身為高度性別化之社會現象，性別不僅影響暴力樣態，亦影響司法體系對案件風險之辨識與回應方式，進而可能形塑保護令之防護效果與違反後果。然而，亦有研究指出性別本身未必構成穩定之直接預測因子，Kingsnorth、Wolcott 與 Lonnquist（2013）之研究即發現，影響法院裁定之關鍵主要為暴力行為之嚴重性與持續性，而非聲請人之性別身分。整體文獻脈絡顯示，性別可能透過與暴力嚴重度及制度回應之交互作用而間接影響再犯風險，因此本研究將性別納入分析變項，以檢驗其在控制其他風險因素後是否仍具有獨立解釋力。

在年齡方面，Jordan 等人（2010）發現，年齡較低之相對人具有較高的暴力再犯風險，在控制其他犯罪史與人口背景變項後，年齡較低之相對人仍呈現較高之再次犯罪風險。Durfee 與 Goodmark（2019）進一步指出，性別與年齡具有交織效果，高齡與年輕聲請人在暴力描述、保護令聲請策略及司法回應上呈現差異，顯示年齡可能透過關係歷程、依附結構與制度互動方式，間接形塑保護令介入後之風險樣態。綜合上述研究可推論，年齡除可能作為直接風險因子外，亦可能反映被害人實際脫離暴力關係能力之結構性條件，進而影響保護令核發後之再通報或持續受暴風險，故本研究將年齡納入分析變項以進一步檢驗其風險角色。

至於國籍或族裔，Jordan 等人（2010）發現非白人相對人之再犯風險較高，惟作者亦指出，此一結果可能反映司法監控強度、制度性差異或社會不平等，而非族裔本身的行為風險。Jose 與 Novaco(2016)的研究亦僅將族裔納入模型作為控制變項，而非主要解釋因子。整體而言，族裔或國籍較適合被理解為影響制度可近性、司法介入密度與社會資源取得的背景條件，因此本研究將其納入分析作為結構性控制變項。

在教育程度與就業狀況方面，Sullivan 等人（2017）將教育年數與就業狀態作為描述樣本社經輪廓之背景變項，並未發現其對保護令限制程度或司法結果具有穩定預測力。Benjumeda Wynhoven 與 Alonso（2024）以智利求助女性為樣本之研究則

指出，較年輕且具有外出工作之被害人較可能脫離加害者關係，且其暴力後健康負荷較低，顯示就業所代表之經濟自主與社會支持，可能有助於降低暴力後果之嚴重性，進而間接影響後續再受暴或再通報風險。Jose 與 Novaco（2016）亦指出，就業狀態與較高的感受支持相關，顯示其可能透過提升社會連結與行動能力，影響被害人面對持續暴力之處境。整體文獻脈絡顯示，教育程度與就業狀況較適合理解為結構性背景條件，而非直接的再犯預測因子。

綜合上述文獻可知，性別、年齡、國籍（或族裔）、教育程度與就業狀況，並非僅為背景描述性變項，而是反映權力關係、資源可近性、行動能力與制度互動脈絡的重要指標。爰此，本研究納入上述人口特性作為研究變項，並立基於臺灣本土行政資料，重新檢驗其在我國情境下與保護令核發後再通報風險之關聯及作用機制。

（二）被害人與相對人之身心健康風險特徵

1. 被害人身心狀態與再受暴風險感知

以被害人為研究對象之研究指出，精神健康狀態與物質使用情形，會影響被害人對未來再受暴風險之評估方式。Cattaneo 等人（2007）以前瞻性追蹤設計探討被害人對再受暴風險之評估準確性，研究發現，PTSD 症狀較高之被害人，較傾向高估未來再受暴風險，而物質使用程度較高者，則較易低估自身風險，顯示身心狀態可能影響被害人對風險之感知與判斷型態，惟整體而言，被害人對其受暴風險評估仍具有相當準確性。

質性研究則進一步揭示身心健康風險如何在親密關係暴力歷程中逐步累積。陳筱萍與卓紋君（2009）以對偶質性研究方式，深入分析一對婚姻暴力夫妻之互動歷程，研究顯示，加害人長期飲酒行為與情緒調節困難、衝動性反應及暴力行為密切交織，並在婚姻關係、共同居住與育有子女之情境中逐步嵌入日常生活；同時，被害人亦在長期受暴與高度壓力下出現憂鬱症狀，反映身心健康風險於暴力關係中的累積效應。惟該研究屬單一個案之質性分析，主要用以說明暴力與身心風險之形成機制，並未檢驗相關因素與違反保護令之統計關聯。

另有研究從保護令聲請內容切入，指出身心風險因素亦常反映於被害人對相對人危險性的敘述之中。Durfee 與 Goodmark（2019）分析保護令聲請文件發現，高齡親密關係暴力案件中，被害人較常指稱相對人具有精神健康問題或藥酒癮情形，並於部分質性訪談中揭露長期心理或精神暴力可能導致嚴重心理危機，甚至出現自殺行為。整體文獻脈絡顯示，被害人身心健康與物質使用風險確實會影響被害人之風險感知、關係互動歷程及風險敘述方式，惟其於保護令核發後再受暴之預測角色仍具不確定性，尚待進一步實證檢驗。

2. 相對人身心風險特徵與再犯及違反保護令

Yu 等人（2023）以瑞典全國性刑事登錄資料中曾因家庭暴力遭警方逮捕之 27,456 名加害人為研究對象，建構家庭暴力再犯風險預測模型。研究結果顯示，嚴重精神疾病（如思覺失調症、雙相情緒障礙）與物質使用障礙皆與家庭暴力再犯風險呈現顯著關聯，顯示臨床精神健康因素在再犯風險評估中具有一定的輔助性解釋力；惟其影響程度仍低於既有家庭暴力史與暴力相關刑事累積等結構性風險因子。

Logan 與 Walker（2009a）指出，在持有保護令之案件中，相對人若合併精神健康問題，其持續騷擾、跟蹤或違反保護令之比例顯著較高，顯示單一民事保護令對此類高風險族群之約制效果有限。國內研究亦呈現相似趨勢，王珮玲（2010）以量化追蹤設計分析保護令成效發現，施暴者若具有精神疾病，其違反保護令及再度施暴之風險顯著較高；進一步分析親密伴侶殺人案件時，亦指出加害人常伴隨精神疾病或精神症狀史，並與長期施暴與衝動行為高度相關（王珮玲，2012）。

除精神疾病外，自殺風險亦被視為親密關係暴力案件中高度危險之警訊。Logan 等人（2012）指出，在保護令案件中，具有自殺威脅或自傷行為史之相對人，較易出現無視法律後果之行為模式，包括持續接觸被害人或違反保護令，顯示自殺風險與司法命令遵循度密切相關。國內研究亦發

現，加害人若具有自殺意念或自殺企圖史，其親密關係暴力再犯及極端暴力行為風險顯著升高（謝景然、葉家瑜、劉姿妤，2021；王珮玲，2012）。

在物質使用方面，國內研究顯示，具精神疾病及酒癮之施暴者，其於保護令核發後違反命令及再度施暴之風險顯著較高（王珮玲，2010）。酒癮與精神疾病相對人若未能有效接受治療，即使經司法介入，仍可能反覆違反保護令(丁銘妮，2020)。心理解剖研究亦發現，物質濫用常與衝動性格及情緒失序交織出現，進而提高再犯與違反命令之可能（謝景然、葉家瑜、劉姿妤，2021）。國外研究則指出，酒精使用與肢體暴力嚴重度顯著相關，而非法藥物使用則與心理虐待、控制行為及性暴力風險密切連結，顯示物質使用將削弱保護令之實際防護效果（Shannon et al., 2008）。

綜合國內外文獻可知，精神疾病、自殺風險與藥酒癮等身心健康風險特徵，在親密關係暴力案件中具有多層次且差異化的作用機制。就被害人而言，相關研究顯示，身心狀態將影響其對再受暴風險之感知、評估與敘述方式，進而形塑其求助行為與風險揭露歷程；惟該類研究多未直接檢驗其與再受暴或違反保護令結果之統計關聯。相對而言，以相對人為對象之實證研究則指出，精神疾病、自殺風險與藥酒癮等身心風險特徵，並非單獨決定再犯或違反保護令之充分條件，而多需與既有犯罪史、暴力行為模式或高度行為失序特徵交互作用，方會顯著提高保護令核發後之再犯或違反命令風險。因此，相關身心風險特徵宜被定位為高危險案件之重要背景自變項，而非預設為必然顯著之單一預測因子，並有必要於後續實證模型中加以納入與檢驗，以釐清其在不同風險脈絡下之實際影響。

（三）關係結構、互動狀態與違反保護令風險

Logan 與 Walker（2009a）研究發現，保護令核發後仍與相對人維持或恢復親密關係者，其違反保護令比例高達 68%，顯著高於未再維持關係者之 53%。進一步多變項分析顯示，在控制其他因素後，關係於保護令核發後關係每持續 1 個月，違反保護令之風險約增加 5.9%，而是否已婚、是否曾同居及是否育有共同子女等關係結構性特徵，則未成為顯著預測變項。Logan 與 Walker（2010）亦從制度成效角度指

出，當關係未能實質中斷時，法律命令之防護效果往往受到削弱。

早期量化研究亦呈現相似脈絡。Carlson、Harris 與 Holden（1999）發現，關係持續時間為影響再受暴的重要因素；相較於關係未滿五年者，關係維持五年以上之被害人，其保護令後再受暴風險顯著較低（OR = 0.117，p < .01）。描述性分析亦顯示，育有共同子女之案件，其保護令後暴力下降幅度顯著低於未育有子女者，且在短期關係中，育有共同子女之女性再受暴比例明顯較高；惟在多變項分析中，子女因素並未成為穩定的獨立預測變項。

系統性回顧研究提供一致佐證。Dowling 等人（2018）彙整 63 篇實證研究指出，保護令之有效性高度受到被害人與相對人之關係連結程度所調節；當雙方仍存在持續關係、共同居住，或因共同子女而必須維持接觸時，保護令在預防再受暴或違反命令上的效果顯著降低。相對而言，在被害人已與相對人實質分離、生活獨立性較高之情境下，保護令之防護效果較為明顯。該回顧亦指出，婚姻狀態、是否育有共同子女或關係年數等結構性特徵，並非穩定一致的預測因子，其影響需結合實際互動狀態加以理解。

以加害人為研究對象之研究亦支持上述觀點。Herrera 與 Amor（2017）分析司法判決發現，違反保護令後重新恢復關係或同居者，其再度施暴比例高達 48%，顯著高於未恢復關係者，顯示關係未實質中斷與高度再暴力風險密切相關。國內研究分別從制度分析與被害人經驗層次指出，在婚姻或前婚姻關係、共同居住及育有共同子女之情境下，隔離與禁止接觸命令在實務執行上較為困難，進而削弱保護令之防護效果（沈慶鴻，2002）。

綜合上述研究可知，違反保護令之風險，並非僅能透過婚姻身分、同居與否、關係年數或是否育有共同子女等結構性關係特徵加以理解，而須進一步結合保護令核發後關係是否實質中斷、互動是否持續及接觸程度高低等動態關係脈絡加以評估。既有研究顯示，當關係持續、共同生活或因子女而必須維持互動時，結構性關係特徵更可能轉化為實際接觸與互動機會，進而削弱法律命令之實際防護效果；相對而言，在關係已實質分離之情境下，保護令較能發揮其預防違反與再受暴之功

能。此一結果顯示，結構性關係變項並非不具重要性，而是其影響需置於實際關係互動狀態中，方能充分理解其對違反保護令風險之作用機制。

二、暴力特徵

（一）保護令後再犯風險之關鍵暴力樣態結構

Logan 與 Walker（2009a）以 698 名已取得保護令之女性為研究對象，調查其對保護令實際防護效果之主觀感受，結果顯示，曾遭受身體暴力之嚴重程度愈高，其對保護令防護效益之感受程度顯著愈低。Carlson、Harris 與 Holden（1999）引述 Harrell 與 Smith（1996）之分析結果亦指出，先前曾出現嚴重暴力虐待行為之案件，其於保護令核發後再度發生暴力之比例顯著較高。Carol 等人（2023）進一步發現，涉及性犯罪、傷害罪或跟蹤等「關鍵指控」之案件，其於取得保護令後再次核發新保護令之機率顯著增加 14.0%，顯示肢體侵犯型暴力與後續再犯風險間具有穩定關聯。

除肢體侵犯型暴力外，控制型暴力亦為再犯風險之重要脈絡因子。Charlot 等人（2023）指出，涉及貶抑、自我貶低、操控與精神瓦解之控制型暴力項目，對未來整體暴力具有高度解釋力，僅控制型暴力題項即可解釋 52.7%之變異量。Logan 與 Walker（2009a）亦發現，涉及權力與控制策略之精神或情感虐待，能顯著預測保護令核發後是否再度出現任何形式之受害，且保護令核發後遭跟蹤者，更容易出現多型態暴力與較高嚴重度之後果，包括心理虐待、嚴重肢體暴力、性暴力等，顯示跟蹤作為高危險控制策略，與保護令後暴力升級及持續再犯高度連動。

（二）暴力風險的累積性與多重警訊特徵

近年研究進一步指出，暴力再犯風險具有明顯的累積性與型態差異。Charlot、Joel 與 Campbell（2023）以前瞻性設計分析約會關係初期樣本，發現先前虐待經驗為預測未來親密關係暴力之最關鍵因子；即使在控制既有暴力後，暴力警訊之數量與出現頻率仍能進一步預測 6 個月後整體、肢體、心理與性暴力之發生。以刑事資料為基礎之研究亦支持此一觀點，Yu 等人（2023）指出，先前家庭暴力紀錄為預

測再度因家庭暴力被逮捕之最關鍵風險因子，顯示家庭暴力再犯風險具有高度歷史性與累積性。

（三）國內實證研究的支持

國內研究結果與國外發現一致。王珮玲（2010）研究結果顯示，相對人既有肢體暴力嚴重程度、精神暴力與脅迫控制行為、犯罪或反覆暴力行為史，以及保護令核發前即存在之跟蹤行為，均能顯著預測保護令後再度施暴或違反保護令；相較之下，暴力關係持續時間本身未呈現穩定顯著效果。此外，陳怡青等人（2012）以接受婚姻暴力加害人處遇方案之 46 名男性加害人為研究對象，發現處遇前一年內肢體暴力平均次數為 11.50 次，控制行為平均次數為 16.88 次；相較於肢體暴力，控制型精神暴力於處遇後之下降幅度較為有限，顯示其具有較高之殘存性與再現風險，而暴力關係持續時間則未被證實可獨立預測處遇後暴力再發生。

綜合國內外實證研究可知，通常保護令核發後之親密關係暴力再犯風險，係由暴力樣態、風險累積歷程與高危險控制策略等多重結構性因素所共同形塑。其中，涉及直接人身侵犯之肢體暴力，為再犯風險中最具穩定性與解釋力之核心風險底盤；精神或控制型暴力（包括貶抑、操控、精神瓦解與跟蹤等行為）亦為暴力再犯之關鍵風險因子。既有家暴史已被多項研究證實為再施暴風險之穩定預測因子；此外，基於國內外研究對暴力風險高度歷史性與累積性之共同發現，本研究進一步推論，其他親密關係暴力經驗、暴力發生頻率及高危機列管紀錄，可視為上述風險累積歷程與多重警訊結構之具體操作化指標，亦為預測後續暴力再發生之重要潛在風險構念，爰納入本研究作為主要自變項加以檢驗。相對而言，暴力關係持續時間之預測力雖較不穩定，惟仍可作為反映關係結構與暴力累積脈絡之重要背景變項。

基於上述文獻之一致發現，本研究爰選擇「肢體暴力」、「精神暴力」、「暴力關係持續時間」、「本段親密關係通報史」、「他段親密關係暴力通報史」及「高危機列管紀錄」，作為建構通常保護令核發後再通報風險之暴力特徵構面主要自變項，據以檢驗其對再通報風險之結構性預測效果。

三、危險評估工具

臺灣自 2004 年起於家庭暴力案件中導入危險評估量表，並逐步統一採用臺灣親密關係暴力危險評估量表（TIPVDA），有效提升第一線人員對親密關係暴力案件的危險評估能力(林明傑，2018)。危險評估工具長期被視為辨識親密關係暴力再發生與暴力升級風險的重要方法，其核心概念在於整合既有暴力史、控制型暴力行為及高危機樣態，透過累積風險的方式預測後續可能發生的嚴重暴力結果。在實務運作上，該工具由警政、衛政、社政及教育等網絡責任通報人員依既定制度流程進行施測。

（一）危險評估作為預測暴力再發生與升級之實證基礎

Campbell 等人（2009）以美國 11 個城市之病例對照研究驗證親密關係暴力致命風險評估工具，研究結果顯示，既有肢體暴力之嚴重度與頻率、控制型暴力行為（如跟蹤），以及既有司法或通報接觸史，均能在多變項分析中顯著預測後續殺人或未遂殺人結果；研究並指出，由上述暴力史與高危機樣態所構成之累積風險指標，能有效區辨高風險致命案件。基於此一研究結果，後續研究與實務應用多將危險評估視為推估暴力再發生與升級風險的重要實證參考。

（二）TIPVDA 之建構與暴力再發生/升級之預測效果

在國內研究中，王珮玲（2012）建構並驗證台灣親密關係暴力危險評估表（Taiwan Intimate Partner Violence Danger Assessment, TIPVDA），採多階段實證設計，先分析 80 件親密關係殺人與未遂殺人案件以萃取關鍵暴力史、控制行為與危機樣態，再以來自 22 縣市、51 個警政與醫療單位轉介之親密關係暴力被害人樣本（N＝773）進行信效度與判別分析，建構 15 題量表並設定總分≥8 分為高危險門檻。研究結果顯示，暴力再犯與升級的預測關鍵，在於由暴力史、嚴重程度及控制行為所組成的累積風險結構，此指標能精準區辨出具致命性的高風險個案，具備高度實證意義。隨著 2023 年 TIPVDA2.0 之改版，通報版調整為 8 題，達 5 分即屬高危機案件；個案管理版則擴充為 18 題並採加權計分，總分達 20 分者列為高危機案

件，需納入高危機個案會議進行列管與討論。

林明傑與吳啟安（2018）以 260 名男性親密關係暴力加害人資料進行分析，研究發現危險評估第 6 題「曾說過要死一起死」、第 9 題「一週飲酒四天以上且達酒醉程度」以及第 14 題「被害人相信自己可能遭殺害」三項指標，具有高度的預測價值，可作為實務上快速篩檢致命風險的重要警訊。研究進一步指出，針對達 8 分高危機案件，只要同時出現「6＋14」、「9＋14」，或三項指標皆符合之組合，即代表案件已具顯著致命風險，除非被害人已確實脫離危險情境，或加害人行為已出現明確且穩定之改善，否則過於輕易地結案，極可能導致後續發生致命事件。

兩項研究共同指出，TIPVDA 並非單一風險因子之加總工具，而是一套以「暴力史、控制型威脅與行為失序」為核心之累積性致命風險結構，用以辨識具有暴力升級潛勢之高危機個案。

（三）危險評估與保護令核發後再通報／違反保護令風險之連結

在重複被害的預測效度方面，陳又敬（2018）分析高雄地區官方通報資料發現，TIPVDA 具備顯著的風險區辨力。研究特別標定出四項影響重複被害的核心因子：「對小孩施加肢體暴力」、「懷孕期間受暴」、「曾對他人施暴」以及「施暴情形越打越嚴重」。此外，該研究亦提出具體的量化指標，顯示當 TIPVDA 總分達 5 分（含）以上時，被害人面臨重複受暴的機率將顯著提升。綜上所述，危險評估工具不僅具備預警功能，亦為保護令核發後續之風險控管提供了重要的實證基準。

在此脈絡下，警政與衛政等網絡於責任通報過程中所進行之 TIPVDA 危險評估施測，可視為反映親密關係暴力風險的制度化與結構性辨識結果；另依據林明傑（2000）對 Campbell 危險評估表(Dangerousness Assessment,DA)之整理與說明，危險評估係以「過去一年內」之暴力行為與高危機事件作為核心測量基礎，其設計目的在於掌握近期暴力行為的累積強度與風險動態，並可作為再犯風險之預測工具。基於此，本研究納入警政網絡、衛政等網絡責任通報人員之施測結果，並以一年內發生之危險評估題項作為自變項，藉以同時檢驗結構性暴力史與近期高危機狀態對保護令核發後親密關係暴力再通報風險之影響，具備充分之理論基礎與既有實

證支持。

四、司法介入情形

（一）既有犯罪史對保護令成效之影響

Carlson 等人（1999）以 210 件女性被害人聲請親密關係暴力保護令之案件為樣本，分析保護令核發前後 2 年內之警方紀錄，結果顯示，在相對人曾有警方逮捕紀錄之案件中，再發生肢體暴力之比例由 87%下降至 25%；在多變項 Logistic 迴歸分析中，整體樣本中，永久性保護令對降低再度肢體暴力的影響並未達統計顯著，但在低社經地位子群中，永久性保護令的效果顯著，且與相對人先前被逮捕一同作用，顯著降低再暴力風險。Kethineni 與 Beichner（2009）亦發現，不論屬民事或刑事保護令，只要相對人於本次保護令核發前曾涉入刑事犯罪（不限於家暴案件），其後續違反保護令之比例均顯著高於無任何刑事犯罪紀錄者。

國內研究亦呈現相似趨勢，王珮玲（2010）指出，施暴者具有犯罪前科者，其違反保護令及再度發生肢體暴力之可能性顯著較高，顯示司法命令成效高度受相對人既有犯罪風險所制約。

（二）保護令類型、效期與限制程度之差異效果

在保護令制度設計上，研究結果顯示效期長短與限制程度可能影響暴力下降幅度，但整體效果並不一致。Carlson 等人（1999）比較暫時保護令與永久保護令之效果指出，永久保護令(效期約 12 個月)在描述性分析中呈現較大的肢體暴力下降幅度（68%），高於暫時保護令之 52%，其保護令後再受肢體暴力比例亦較低(21% vs.31%)。然而，多變項 Logistic 迴歸分析顯示，永久保護令於整體樣本中未達顯著保護效果；進一步分析發現，僅於最低社經地位之被害人族群中，永久保護令方能顯著降低再受暴風險。Holt 等人（2002）指出，永久性民事保護令（效期約 12 個月）與後續肢體暴力警方通報風險顯著降低相關，而暫時保護令(效期約 2 週)則未呈現顯著效果；且在心理暴力方面，暫時保護令於核發後前 6 個月及 12 個月內，反而與較高之警方通報風險相關。

王珮玲（2010）實證顯示，在禁制令、遷出令與遠離令核發後，施暴者整體違反保護令之比率約為 40%，而再度發生肢體暴力之比率為 19%。研究結果亦指出，保護令內容是否符合被害人實際安全需求，以及警察是否落實執行保護令，均與施暴者是否遵守保護令呈現顯著相關。Sullivan 等人（2019）進一步比較不同刑事保護令款項後，發現心理虐待嚴重程度與被害人提審前的恐懼感，是預測保護令限制等級高低的關鍵指標，即恐懼感愈強且受創愈深者，愈傾向獲頒「全面禁止接觸」等強效限制令；此外，儘管被害人的申請訴求對最終裁定具預測力，但研究亦發現實務中存在顯著的「申請與裁定不一致」現象，反映出法院在考量被害人意願之餘，仍會基於司法立場進行獨立的風險權衡與調整。Gondolf 等人（1994）係少數直接以法院卷證資料分析保護令內容之研究，系統性呈現最終核發保護令中所包含之各類款項及其配置情形。然而，該研究之分析重點在於法院對不同救濟措施之回應模式，並未進一步檢驗特定保護令款項對後續暴力再發或違反保護令風險之影響。

（三）處遇計畫介入之差異效果

邱獻輝（2017）指出，完成 12 次社區強制諮商團體後，同住組與分住組之肢體暴力皆顯著下降，其中分住組在多項暴力型態上呈現較全面之改善；方秋梅與謝臥龍（2017）回顧彰化縣「簡易型處遇」實務經驗亦發現，2011 年行政追蹤案件中約六成二雖仍存在爭吵情形，但未再發生明確肢體暴力，顯示處遇介入在部分案件中具有潛在之預防與緩和效果。

然而，相關研究亦指出處遇成效在評估上存在明顯限制。陳怡青等人（2012）發現，加害人自陳之暴力與控制行為雖呈現下降，但處遇工作者對控制行為之評估仍維持一定水準（M＝6.14），且不同資料來源間未呈現顯著一致性，顯示處遇成效判斷易受評估角度影響。

進一步而言，處遇介入之效果往往高度仰賴制度與司法條件。嚴祥鸞（2009）以地方法院推動之相對人預防性認知教育課程進行行動研究，發現部分相對人於參與課程後能提升對家庭暴力防治法與暴力責任之認知，顯示處遇介入在促進初步認知改變上具有功能；然而，對於否認或合理化暴力之高風險相對人，單一認知教育

介入之效果有限。王珮玲（2010）指出，是否核發加害人處遇令本身未必產生顯著保護效果，關鍵在於保護令內容是否符合被害人實際安全需求，以及警察是否確實執行。

林明傑（2000）強調，針對婚姻暴力加害人應進行分類與危險評估，並依此設計個別化的處遇方案，研究建議結合以危險評估為基礎的「第三路徑模式（The Third Path）」，並融合「Duluth Model」中強調兩性平權的教育理念，以及「Compassion Model」的依附理論治療技術進行情緒創傷修復與認知重建，透過不同模式旨在提供深度與淺度兼具的多元治療策略，以提升家暴犯的治療效果。Yakeley（2022）針對親密關係暴力加害人之處遇介入成效進行系統性文獻回顧與整合性評論，檢視近四十年來美國、加拿大及歐洲地區以 Duluth 模式（女性主義取向、權力與控制觀點）、認知行為治療（CBT）及其他新興整合式取向所建構之加害人處遇方案，對降低暴力再犯與違反命令之實證證據。研究總結指出，現行主流加害人處遇模式在整體上僅呈現有限且不一致之成效，多數研究顯示其效果幅度偏小，且高度受樣本異質性、研究設計限制與司法制度脈絡影響，尚缺乏足以支持任何單一處遇模式具穩定保護效果之實證基礎，且強調未來加害人處遇不宜採取「一體適用」模式，而應針對個別加害人的風險程度、需求與動機進行個別化介入，並與司法監督及跨體系支持相互配合，方可能提升實際之預防成效。

綜合前述研究可見，司法介入對親密關係暴力再犯與違反保護令之影響，並非單一措施所能解釋，而是受到相對人既有犯罪風險、司法介入啟動時機、保護令制度設計與後續處遇執行等多重因素共同制約。研究一致指出，具刑事接觸史或犯罪前科之相對人，其再犯與違令風險顯著較高，顯示司法介入成效高度受案件本質風險影響；而保護令效期、限制程度與款項內容，雖在部分研究中與暴力下降相關，但整體效果不一。相較之下，是否實際執行處遇計畫及是否搭配隔離措施，為影響高風險案件成效的重要關鍵。基此，本研究納入刑事移送、緊急或暫時保護令、通常保護令款項與期限，以及加害人處遇執行情形等司法介入變項，以檢驗不同介入

組合與強度對再通報風險之影響。

第五節　綜合分析

綜合國內外實證研究可知，保護令核發後之親密關係暴力再發生與違反保護令風險，並非單一制度工具即可充分解釋，而是高度反映相對人既有暴力行為的嚴重性、型態、控制特徵與歷史累積性，以及司法介入與關係互動是否能實質中斷暴力脈絡之綜合結果。就整體成效而言，多數研究顯示保護令核發後肢體暴力呈現下降趨勢，惟再發生暴力與違反保護令之比例仍不容忽視，且研究結果差異甚大，顯示保護令之保護效果具有高度異質性，並受案件本質風險與制度執行條件所制約。

在個人特性層面，性別、年齡、教育程度與就業狀況多未呈現穩定的直接預測效果，而是透過制度可近性、經濟自主與司法互動歷程等間接機制影響風險樣態；相較之下，相對人之精神疾病、物質使用障礙、自殺風險與衝動失序行為，則與再犯、違反保護令及極端暴力風險呈現高度一致之正向關聯。此外，既有研究亦一致指出，保護令核發後關係是否實質中斷，較婚姻身分、關係年資或是否育有共同子女等結構性特徵，更能有效區辨違反保護令與暴力再發風險；當雙方仍因共同居住、共同子女或持續互動而維持接觸時，保護令之實際防護效果將顯著削弱。

在暴力特徵層面，先前暴力型態與嚴重程度被視為最核心之風險來源，其中涉及權力與控制的暴力樣態（如跟蹤、脅迫控制與控制型精神暴力），不僅較易在保護令後持續殘存或再現，亦為違反保護令與暴力升級之重要警訊；此外，研究一致證實既往暴力史、多重警訊與與再犯風險間存在顯著的累積性關係。

危險評估研究進一步指出，以 TIPVDA 為代表之高危機評估工具，能有效反映反覆施暴、持續控制與威脅升級等累積性風險結構，並具備辨識保護令核發後再通報或重複被害風險之實證效度。

在司法介入層面，既有犯罪史與刑事接觸經驗為最穩定之負向預測因子；保護令類型、效期與限制強度，雖可能影響暴力下降幅度，惟其效果高度依賴制度設計與執行品質；加害人處遇介入僅對部分案件具緩和效果，對控制型暴力與高風險相

對人之保護效益有限，顯示需結合風險分級、司法監督與隔離策略，方可能中斷暴力循環。

基此，本研究將文獻中被反覆證實具高度辨識力之風險因子，區分為人口特性（人口背景、關係特徵及身心風險特徵）、暴力特徵、危險評估結果與司法介入情形等分析構面，並自各構面中選取具體變項，作為後續實證分析之主要自變項，以檢驗通常保護令核發後親密關係暴力再通報之風險機制。綜上所述，本研究彙整前述國內外文獻，整理如表 2-2 所示。

表 2-2

家庭暴力成因、保護令成效與暴力再犯風險相關研究彙整

項目	理論模型	引用文獻	核心觀點摘要
家庭暴力成因	精神病理模式	Strong & De Vault(1992)(引自葉肅科，2001)；林明傑(2020)	此模式強調家庭暴力之病理起源，核心觀點認為加害人的身心失調及心理功能障礙是施暴主因。
	社會學習理論	Akers(1973)(引自林世當，2007)；周月清(1995)	該理論主張行為源於對原生家庭或媒體的「模仿」與「觀察學習」。當施暴行為因缺乏懲罰而獲得「無代價」的成功經驗時，會產生正向增強效果，導致暴力在親密關係中持續循環。
	交換/社會控制理論	鄭瑞隆、王文中(2001)；吳啟安(2014)	該理論主張暴力行為是追求「利益極大化、成本極小化」的交換結果，將暴力視為獲取資源與控制的工具性手段。當施暴的預期效益高於法律與社會代價時，暴力便會持續。
	生態系統理論	Carlson(1984)；Dutton(1988)（引自周月清，1995）；林明傑(2020)	該理論主張暴力是個人、家庭、社會結構及文化等多重系統失衡的產物，強調系統間的交互作用。當家庭系統趨於封閉且缺乏外部連結時，暴力模式將更形穩固。
	衝突理論	鄭瑞隆、王文中(2001)；蔡文輝(2014)	家庭成員為爭奪有限資源（金錢、權力、地位）產生競爭，導致關係失衡。該理論將家庭視為權力鬥爭的場域，主張成員間為了爭奪金錢、地位或情感等有限資源而產生潛在競爭與衝突。
	資源理論	Warner, Lee, & Lee,(1986)；林世當(2007)；林明傑(2020)；Galles（1993）(引自林世當，2007)。	該理論主張「資源」為權力的核心，擁有愈多社經資源者（如金錢、地位）決策權愈大，進而可能導致權力濫用而施暴。相對地，資源匱乏者亦可能將暴力作為「補償性資源」，藉此威嚇配偶以奪回家庭控制權。
	女性主義	Ritzer & Goodman(2014)；林明傑(2020)	該理論主張父權結構下的性別權力不平等是家庭暴力的根本原因，男性透過暴力將女性視為隸屬財產並遂行宰制。

表 2-2

家庭暴力成因、保護令成效與暴力再犯風險相關研究彙整

項目	類型	實證研究文獻	研究結果摘要
保護令成效	違反保護令研究	1.McFarlane et al.（2004）；Kippert（2023）; Benitez et al.（2010）；Spitzberg（ 2002 ） 2.王珮玲（2010）；沈慶鴻（2003）；丁銘妮（2020）；王珮玲（2012）	1.違反保護令比例佔 44%；約 1/2-2/3；文獻回顧違反保護令比例 7.14%-81.3%；3%-79%(平均違反率 40%)。 2.違反保護令比例約 40%；23%(質性研究)；10-20%(家防官自陳)；80 名親密伴侶殺人案保護令有效約 9 人(11.3%)。
	再受暴比例研究	1.Carlson et al.（1999）; Logan & Walker（2009a） 2.王珮玲（2010）；阮祺文等人（2004）	1.保護令核發後，肢體暴力再發生率約 23%；暴力再發生率(含肢體暴力)約 58%。 2.肢體暴力再發生率約 19%；18%。
	相對風險研究	Holt et al.（2002）; Holt et al.（2003）; Dowling et al.（2018）	持有保護令相較沒有保護令者，肢體暴力相對風險降低 80%；肢體及心理暴力相對風險降低 70%及 60%；系統性回顧整體再受暴及肢體暴力相對風險降低約 40%。
個人特性	性別	Jordan et al.（2010）; Durfee（2011）; Kingsnorth et al.（2013）	整體男性相對人再犯風險較高，但與性別化的暴力樣態與司法辨識歷程相關，而非單由性別身分所決定。社會與法律體系常將「受害者」與女性特質連結，而將男性視為具備「主體性」與「控制力」的一方。
	年齡	Jordan et al.（2010）; Durfee & Goodmark（2019）	年齡較低與較高再犯風險具有穩定關聯，且年齡往往透過影響關係依附結構與司法互動歷程，形塑保護令介入後之風險樣態。
	國籍或族裔	Jordan et al.（2010）; Jose & Novaco(2016)	既有文獻普遍將族裔或國籍納入模型作為結構性背景控制變項，其影響雖非直接預測再犯風險，但可反映制度可近性與司法介入差異。

表 2-2

家庭暴力成因、保護令成效與暴力再犯風險相關研究彙整

項目	類型	實證研究文獻	研究結果摘要
個人特性	教育程度與就業狀況	Sullivan et al.（2017）; Benjumeda Wynhoven & Alonso(2024）; Jose & Novaco(2016)	教育程度與就業狀況對再犯風險多不具穩定的直接預測力，然其所反映之經濟自主、社會支持與行動能力，可能間接影響被害人脫離暴力關係的能力，進而形塑保護令介入後之再受暴風險。
	被害人身心狀況	Cattaneo et al.（2007）；陳筱萍與卓紋君（2009）; Durfee & Goodmark（2019）	精神健康狀態與物質使用情形主要影響被害人對再受暴風險的感知、評估與敘述方式，並在親密關係暴力歷程中呈現累積效應，惟多數研究仍停留於描述或質性層次，仍缺乏系統性驗證。
	相對人身心狀況	Yu et al.（2023）; Logan & Walker（2009a）；王珮玲（2010）	嚴重精神疾病（如思覺失調症、雙相情緒障礙）與物質使用障礙，皆與家庭暴力再犯風險呈現顯著關聯，顯示臨床精神健康因素在再犯風險評估中具有實質解釋力；且當其與既有家庭暴力史或暴力相關刑事累積等結構性風險因子交織出現時，將顯著提高再犯或違反司法命令之風險。
	自殺風險、藥酒癮與極端再犯行為	Logan et al.（2012）；謝景然等人(2021)；王珮玲(2012)；王珮玲(2010)；丁銘妮(2020)；Shannon et al.(2008)	自殺風險與酒精、藥物濫用為親密關係暴力中的高度危險警訊，前者與違反保護令及極端暴力風險密切相關，後者則透過衝動控制困難與情緒失序加劇暴力嚴重度，進而削弱保護令之實際防護效果。
	關係結構與互動狀態	Logan & Walker（2009a）; Logan & Walker（2010）; Carlson et al.（1999）;Dowling et al.（2018）; Herrera & Amor（2017）；沈慶鴻(2002)	違反保護令風險主要取決於保護令核發後關係是否實質中斷；當雙方仍因共同生活或共同子女而必須維持接觸時，將顯著削弱保護令之實際防護效果。

表 2-2

家庭暴力成因、保護令成效與暴力再犯風險相關研究彙整

項目	類型	實證研究文獻	研究結果摘要
暴力特徵	關鍵暴力樣態	Logan&Walker（2009a); Harrell & Smith(1996)(引自 Carlson et al.,1999); Charlot et al.（2023）; Yu et al.（2023）；王珮玲(2010)；陳怡青等(2012)	先前嚴重肢體暴力、性犯罪與跟蹤等侵犯行為，是預測保護令後再犯的核心因子。其中，控制型精神暴力與脅迫控制對多型態受害具顯著預測力，且在處遇後較肢體暴力更難消除（具高殘存性）。先前暴力史中之暴力嚴重度、頻率與模式化特徵，較暴力歷時本身更能有效預測後續暴力再發生風險。
	暴力風險的累積性與多重警訊特徵	Charlot et al.（2023）; Yu et al.（2023）	先前虐待史與暴力之數量與頻率，能在控制既有暴力後持續預測後續各型態暴力與再度發生家庭暴力之風險。
危險評估	危險評估與保護令核發後再通報/違反保護令風險之連結	王珮玲（2012）；林明傑與吳啟安（2018）；陳又敬（2018）；林明傑(2000)	TIPVDA 高危機題項反映反覆施暴、持續控制與威脅升級等累積性風險結構，與高度司法介入案件特徵一致，且其總分與精神暴力及既有受暴次數高度相關，對預測保護令後再通報或重複被害具有高度辨識力。
司法介入	既有犯罪史	Carlson et al.（1999）; Kethineni & Beichner（2009）；王珮玲（2010）	相對人既有刑事犯罪或逮捕紀錄，為保護令核發後肢體暴力再發與違反保護令之重要風險因子。
	保護令類型、效期與限制程度	Carlson et al.（1999）; Holt et al.（2002）；王珮玲（2010）: Sullivan et al.（2017); Gondolf et al.（1994）	保護令效期與限制強度可能影響暴力下降幅度，但整體效果不一致，且保護令款項成效具高度異質性，受制度設計與實務執行條件所制約。
	處遇計畫介入	邱獻輝（2017）；方秋梅與謝臥龍（2017）；陳怡青等人（2012）；嚴祥鸞（2009）；王珮玲（2010）；林明傑(2000)；Yakeley（2022）	加害人處遇介入對部分案件之肢體暴力具緩和效果，但整體成效不一致，對控制型暴力與高風險相對人效果有限，應依風險程度進行個別化介入及司法配套。

第三章　研究設計與方法

第一節　研究概念架構及假設

一、概念架構

為掌握研究樣本之整體輪廓及各項研究變項之分布情形，本研究首先進行描述性統計分析，以建立研究對象之基本特性與風險概況。研究變項之選取，係依據研究問題與相關實證文獻，並結合衛生福利部建置之「台灣親密關係暴力危險評估表」(TIPVDA, Taiwan Intimate Partner Violence Danger Assessment）風險評估工具加以整理與歸納，藉以系統性檢視影響通常保護令核發後親密關係暴力再通報之相關因素。

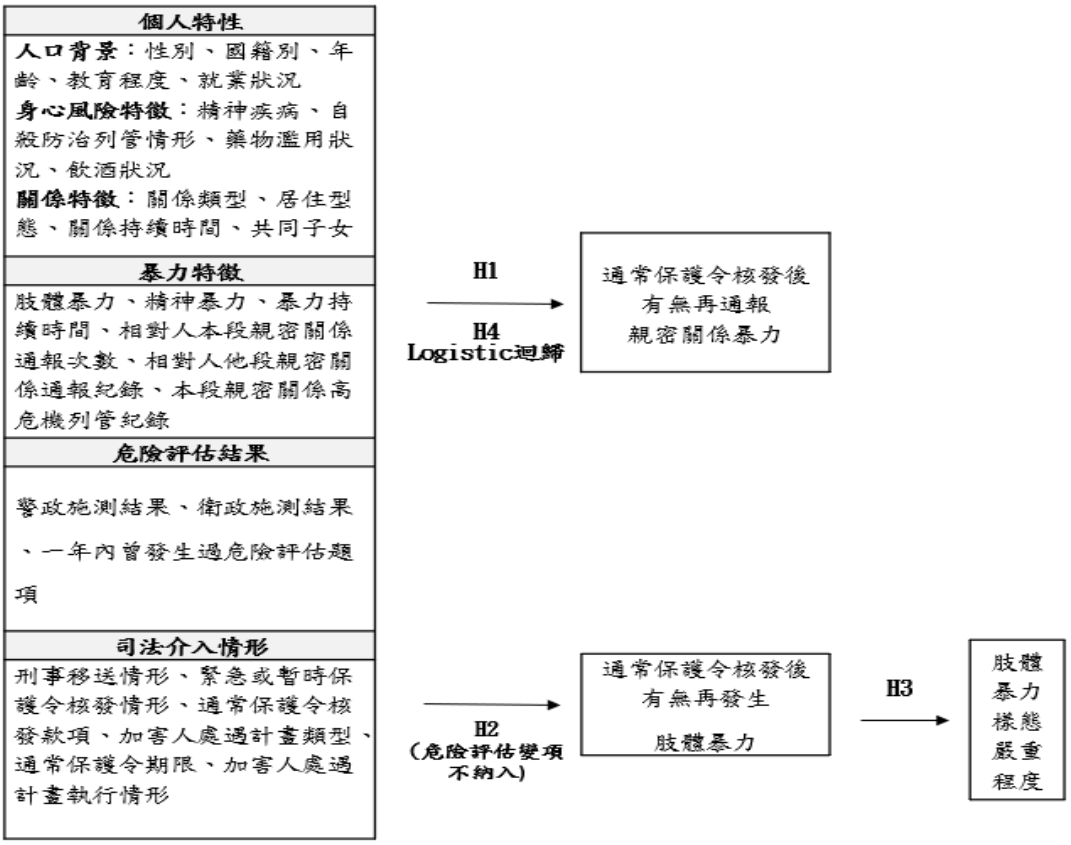
在概念上，本研究將分析變項區分為四大面向，分別為「個人特性」、「暴力特徵」、「危險評估結果」及「司法介入情形」，以多層次視角呈現通常保護令核發後親密關係暴力再通報之多元影響因素。其中，「個人特性」涵蓋研究對象之人口學背景、身心風險特徵及關係結構條件；「暴力特徵」著重於既有肢體或精神暴力行為之樣態、暴力累積歷程及相關暴力史；「危險評估結果」則依據警政與衛政體系所使用之標準化危險評估指標，及綜合一年內曾出現之高風險題項，以衡量親密關係暴力再發生之潛在危險程度；「司法介入情形」則關注刑事程序啟動、保護令內容及加害人處遇措施等正式司法回應作為。

本研究進一步依據前述之四大面向—「個人特性」、「暴力特徵」、「危險評估結果」及「司法介入情形」作為主要自變項構面，並依不同研究目的設定對應之依變項，據以建構研究概念架構。研究中分別以「通常保護令核發後有無再通報親密關係暴力」及「通常保護令核發後有無再發生肢體暴力」作為依變項，檢驗不同變項組合在再通報比例差異、肢體暴力前後變化情形，以及在控制其他條件後對再通報風險之多變項預測效果。此外，針對通常保護令核發後仍再發生肢體暴力之案件，另以「肢體暴力樣態之嚴重程度」作為分析對象，檢視其於核發前後之變化情形。

整體研究概念架構如圖 3-1 所示：

圖 3-1

研究架構圖



二、研究假設

本研究旨在探討親密關係暴力案件中通常保護令核發後之再通報情形與肢體暴力變化，並進一步分析在控制其他條件下，影響通常保護令核發後親密關係暴力再通報之風險因子。依據研究目的、研究問題及相關文獻，本研究提出以下研究假設：

（一）H1：不同個人特性、暴力特徵、危險評估結果與司法介入情形之群體，在通常保護令核發後的親密關係暴力再通報比例具有顯著差異。

（二）H2：不同個人特性、暴力特徵與司法介入情形之群體，在通常保護令核發前後的肢體暴力比例具有顯著差異。(本假設未納入 TIPVDA 危險評估結果，係因其題項即為肢體、精神暴力及控制行為之操作性測量工具，為避免測量構

念重疊，故未納入分析。）

（三）H3：通常保護令核發後再發生肢體暴力者，其肢體暴力樣態的嚴重程度將不同於核發前。

（四）H4：在控制其他變項後，個人特性、暴力特徵、危險評估結果與司法介入情形對通常保護令核發後的親密關係暴力再通報具有顯著的預測效果。

第二節　資料來源與研究對象

一、資料來源

本研究採次級資料分析法，研究資料來源為高雄市政府社會局家庭暴力及性侵害防治中心錄案建檔之「通常保護令案件核發清冊」，以及衛生福利部「保護資訊系統」中高雄市通報表、受案評估資料及個案服務紀錄。

「保護資訊系統」為全國性之保護案件資訊管理平台，由衛生福利部建置，負責受理家庭暴力、性侵害及兒少保護事件之通報，並作為保護性社工進行調查評估與服務處遇之主要作業系統。該系統除彙整案件通報與服務歷程外，亦介接精神照護資訊管理系統、自殺防治資訊管理系統、弱勢ｅ關懷計畫全國社會福利資源整合系統、毒品危害防制中心案件管理系統，以及法院核發之保護令相關資料。依實務作業流程，保護性社工於接受派案後，須對案件進行完整之調查與評估，並將評估報告及後續個案服務情形詳實建置於系統中，故該系統能完整呈現家庭暴力案件之風險特徵、處遇歷程及司法介入情形，具備高度完整性與研究可行性。

本研究經高雄市政府社會局家庭暴力及性侵害防治中心同意(如附件)，依法於研究目的範圍內使用前述去識別化資料，並全程遵循個人資料保護相關規範，以確保研究倫理與資料使用之合法性。

二、研究對象與樣本篩選

本研究樣本係以 2022 年度高雄市錄案建檔之通常保護令核發名冊為基礎，並運用保護資訊系統篩選屬親密關係暴力類型之案件作為研究母群體。考量通常保護令

最長效期為二年，且本研究資料可追蹤至 2024 年底，為兼顧追蹤期間之完整性與研究結果之時效性，使研究結果得以貼近現行實務情境，爰選擇 2022 年核發之通常保護令案件作為研究對象。另因研究目的在於分析通常保護令核發後之親密關係暴力再通報風險，為確保各樣本具備一致且明確之追蹤起點，並避免延長保護令案件本身所隱含之高風險特性造成分析偏誤，本研究排除所有屬延長保護令之案件。

在實際樣本篩選過程中，本研究初步納入 2022 年核發之通常保護令案件中屬親密關係暴力類型者共計 679 件。經進一步檢視資料完整性與研究分析需求後，依序排除被害人實際居住於外縣市（非高雄市受理）案件 48 件、聯繫未果而無法確認受暴情形案件 8 件、雖核發保護令惟無通報受理紀錄案件 4 件、因嚴重精神疾病致無法確認受暴狀況案件 1 件、核發後撤銷案件 4 件、保護令效期內相對人入獄服刑案件 3 件、相對人因病長期臥床案件 1 件，以及相對人死亡案件 5 件。

經上述篩選後，最終納入 605 件有效樣本。各樣本皆具備完整之通報紀錄、受案評估資料與個案服務紀錄，有利於回溯追蹤保護令有效期間內之再通報情形，並以此為基礎進行描述性、差異性及推論統計分析，建構本研究之分析架構。

第三節　變項測量

本研究係依據保護資訊系統所建置之個案資料進行分析，並以「個人特性」、「暴力特徵」、「危險評估結果（TIPVDA 危險評估表）」及「司法介入情形」作為主要自變項，分別檢視其與「通常保護令核發後親密關係暴力再通報」及「核發前後肢體暴力發生情形」之關聯。此外，針對通常保護令核發後仍再通報肢體暴力之案件，進一步分析其肢體暴力樣態嚴重程度於核發前後之變化情形。

一、個人特性

本研究「個人特性」變項係涵蓋人口背景、身心風險特徵及關係結構三個面向，藉以呈現研究對象之基本輪廓，以下針對部分重要變項操作定義加以說明，其餘變項之測量方式詳見表 3-1。

（一）身心風險特徵

1. 精神疾病：本變項係依保護資訊系統介接精神照護資訊管理系統中之列管或曾列管紀錄為依據；或依個案服務紀錄中所載當事人、其家屬或相關網絡人員所陳述之既往就醫診斷資訊，據以界定是否具有精神疾病。
2. 自殺防治列管情形：本變項係依保護資訊系統介接精神照護資訊管理系統之列管或曾列管紀錄為依據。
3. 藥物濫用狀況：本變項係依保護資訊系統介接毒品防治案件管理系統之列管及曾列管紀錄；或依個案服務紀錄中所載之藥物濫用相關資訊，據以界定是否具有藥物濫用行為。
4. 飲酒狀況：本變項係依個案服務紀錄中所載之酗酒行為或長期飲酒習性，已經對個案的身心健康、社會生活功能或家庭互動造成負面影響，予以認定。

（二）共同子女：本變項係依兩造有無共同生育子女進行認定，不納入前段關係或另段關係中之子女。

（三）就業狀況：本研究測量被害人及相對人之就業情形，係依行政院主計總處職業分類標準進行初步分類，並考量樣本數分布情形加以整併，最終劃分為九大類別。

1. 第一類「主管、公職及專業人員」：包含各級行政與事業主管、公職人員，以及從事理化科學、生命科學、工程、資訊、法律、醫學、教育、社會服務、藝術與其他專業性工作之人員。
2. 第二類「技術及行政支援人員」：包含協助科學、工程、醫療、資訊及通訊等專業領域運作之技術人員，從事製程控制、監督採礦、製造與營造作業之相關人員，以及提供商業、行政、法律、社會及文化等領域專業支援之助理專業人員，並涵蓋一般行政事務、文書處理與櫃台及顧客服務相關工作人員。
3. 第三類「服務及銷售工作人員」：包含從事旅運、餐飲、家事等各類個人服

務工作者，以及於攤位、市場、批發與零售商店進行商品展示與銷售之人員，並涵蓋提供個人照顧與保全相關服務之工作者。

4. 第四類「技藝有關工作人員」：包含運用專業技藝與手工技能，從事營建、金屬及其他製品之製造、加工與處理，以及機械設備或工具之製造、安裝、保養與修理，並涵蓋印刷、食品、紡織、木質及工藝品等相關製作工作之人員。
5. 第五類「機械設備操作及組裝工作人員」：包含於工作現場操作廠房設備及各類生產機械、駕駛機動車輛或操作搬運設備，以及依標準化生產流程進行產品組裝之人員。
6. 第六類「農牧業及基層勞力工作者」：包含從事作物栽培、動物飼育、林木培育與伐採、水產養殖及漁撈等農牧相關工作之人員，以及從事以體力為主之簡單或例行性勞力工作者，如清潔、搬運、廢棄物處理、手工作業或其他基層勞務工作。
7. 第七類「自營公司、零售業及服務業」：包含以自行經營事業為主之工作者，涵蓋公司行號、零售業與各類服務業之自營經營者，如工程行、餐飲業、教學或其他小型商業經營。
8. 第八類「非典型職業及無業」：包含從事非典型或非正式就業型態之工作者（如娛樂服務相關產業），以及未就業者。
9. 第九類「其他」：包含學生、家庭照顧者、退休人員、待業者、自由業工作者及服兵役者等，因其工作型態不符前述各類別，故歸入本類。
10. 第十類「不詳」：係指保護資訊系統中未記載職業類別之案件。

表 3-1

個人特性測量內容

變項名稱	**測量內容**
性別	(1)生理男性(2)生理女性
國籍別	(1)本國籍非原住民及原住民(2)已設籍及未設籍新住民
年齡	(1)18-24 歲(2)25-34 歲(3)35-44 歲(4)45-54 歲(5)55-64 歲 (6)65 歲以上
教育程度	(1)國中以下(2)高中職(3)大學專科(4)研究所以上(5)不詳
就業狀況	(1)主管、公職及專業人員(2)技術及行政支援人員 (3)服務及銷售工作人員(4)技藝有關工作人員 (5)機械設備操作及組裝人員(6)農牧業及基層勞力工作者 (7)自營公司、零售業及服務業(8)非典型職業及無業 (9)其他(10)不詳
身心風險特徵	
精神疾病	(1)有精神疾病(2)無精神疾病
自殺防治列管情形	(1)有自殺防治列管紀錄(2)無自殺防治列管紀錄
藥物濫用狀況	(1)有藥物濫用行為(2)無藥物濫用行為
飲酒狀況	(1)有問題性飲酒行為或飲酒習性 (2)無問題性飲酒行為或飲酒習性
關係特徵	
兩造關係	(1)婚姻關係(2)離婚關係(3)同居或未同居伴侶 (4)曾同居或曾未同居伴侶
居住型態	(1)共同居住(2)未共同居住
關係持續時間	(1)2 年以內(2)2 年以上-未滿 5 年(3)5 年以上-未滿 10 年 (4)10 年以上(5)不詳
共同子女	(1)有共同子女(2)無共同子女

二、暴力特徵

如表 3-2 所示，本研究之「暴力特徵」變項係依據保護資訊系統中之通報資料、受案評估與個案服務紀錄進行測量，藉以呈現親密關係暴力行為之型態、持續歷程及暴力累積情形。肢體暴力與精神暴力係依案件記載是否曾發生相關暴力行為進行二分分類；暴力持續時間則依案件中所載當事人對暴力關係持續年限之陳述，並輔以通報紀錄加以分組，以反映暴力關係之長短差異。此外，為評估相對人暴力行為之歷史特徵，本研究納入相對人於本段親密關係中之通報次數，以及其於他段親密關係中是否曾有暴力通報紀錄；並同時檢視本段親密關係是否曾被列為高危機案件，即依台灣親密關係暴力危險評估量表（TIPVDA）評估結果達高危機標準者（量表分數達 8 分以上，或分數未達 8 分但經專業評估認定為高危機個案），作為衡量案件整體暴力風險程度之重要指標。

表 3-2

暴力特徵測量內容

變項名稱	**測量內容**
肢體暴力	(1)有肢體暴力(2)無肢體暴力
精神暴力	(1)有精神暴力(2)無精神暴力
暴力持續時間	(1)6 個月內(2)6 個月-2 年內(3)2 年-5 年內 (4)5 年以上(5)不詳
相對人本段親密關係通報次數	(1)0-1 次(2)2-3 次(3)4 次(含)以上
相對人他段親密關係通報紀錄	(1)有通報紀錄(2)無通報紀錄
本段親密關係高危機列管紀錄	(1)有列管紀錄(3)無列管紀錄

三、危險評估結果

如表 3-3 所示，本研究之「危險評估結果」係採用衛生福利部建置之「台灣親密關係暴力危險評估量表」(Taiwan Intimate Partner Violence Danger Assessment, TIPVDA）作為測量工具。該量表由第一線責任通報人員於受理親密關係暴力案件時施測，內容涵蓋致命性暴力風險、重複施暴、武器使用、控制與跟蹤行為、物質使用狀況、威脅行為、暴力升高趨勢，以及被害人主觀感受之致命風險等重要指標。

研究分析係依據保護資訊系統中所載之 TIPVDA 題項評估結果進行，並將各題項以二分變項方式處理（有/沒有）。考量實務施測來源多元及樣本完整性，分析時採用警政體系施測結果、衛政體系施測結果，以及依個案服務紀錄與通報資料所重建之一年內曾發生之危險評估題項，三者分別進行分析。

本研究採用「一年內曾發生」之題項作為分析依據，分析時間窗設定為「一年內曾發生」，係基於親密關係暴力行為具有高度反覆與變動性之特質；若僅回溯六個月，事件數可能不足以充分呈現風險樣態，而回溯至兩年以上，則可能使評估結果過度受長期暴力史影響。爰此，以一年作為分析時間範圍，得以兼顧風險評估之穩定性與動態敏感度，綜合呈現親密關係暴力風險之靜態評估結果與近程風險歷程，使危險評估結果更能反映通常保護令核發前案件之實際風險狀況，並作為分析核發後親密關係暴力再通報風險之重要基礎。

表 3-3

TIPVDA 危險評估測量內容

變項名稱	測量內容
1. 他曾對你有無法呼吸之暴力行為。	(1)有(2)沒有
2. 他對小孩有身體暴力行為（非指一般管教行為）。	(1)有(2)沒有
3. 你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	(1)有(2)沒有
4. 他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油等）威脅恐嚇你。	(1)有(2)沒有
5. 他曾揚言或威脅要殺掉你。	(1)有(2)沒有
6. 他有無說過像：「要分手、要離婚、或要聲請保護令…就一起死」，或是「要死就一起死」等話。	(1)有(2)沒有
7. 他曾對你有跟蹤、監視或惡性打擾等行為（包括唆使他人）。	(1)有(2)沒有
8. 他曾故意傷害你的性器官（如踢、打、搥或用異物傷害下體、胸部或肛門）或對你性虐待。	(1)有(2)沒有
9. 他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉（「幾乎每天」指一週四天及以上）。	(1)有(2)沒有
10. 他曾經對他認識的人（指家人以外的人，如朋友、鄰居、同事…等）施以身體暴力。	(1)有(2)沒有
11. 他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	(1)有(2)沒有
12. 他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等）而有激烈的反應（例如言語恐嚇或暴力行為）。	(1)有(2)沒有
13. 他最近懷疑或認為你們之間有第三者介入感情方面的問題。	(1)有(2)沒有
14. 你相信他有可能殺掉你。	(1)有(2)沒有
15. 過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	(1)有(2)沒有

四、司法介入情形

如表 3-4 所示，本研究之「司法介入情形」係依據保護資訊系統中所載之通報資訊、裁定紀錄、個案服務紀錄及保護令清冊進行測量，旨在呈現親密關係暴力案件於通常保護令核發前後，所涉及之刑事程序、保護令措施內容，以及加害人處遇等正式司法回應情形。相關變項反映司法對高風險案件之介入強度、介入類型及其可執行性，亦為評估通常保護令防治成效之重要結構性因素。

在刑事移送情形方面，本研究以被害人提出保護令聲請至通常保護令核發期間，是否曾對相對人提出相關刑事告訴，且相對人是否曾被依現行犯逮捕或移送偵辦，作為刑事移送情形之判斷基準；另同時納入案件是否曾核發緊急或暫時保護令，以呈現通常保護令核發前之即時司法防護狀態。

於民事保護令措施方面，除區分僅核發禁止施暴、禁止騷擾等基本款項，或另行核發附加款項外，亦分別就各項具體裁定內容（如禁止接觸、禁止跟蹤、命遷出、命交付必需品、親子相關命令及資訊遮斷措施等）進行二分變項處理（有／無），以分析不同限制性與保護性命令組合之差異。

此外，為評估加害人行為矯治之司法介入程度，本研究進一步納入是否裁定加害人處遇計畫及其類型（包含認知教育輔導、親職教育輔導、心理輔導、精神治療及戒癮治療等），並依其實際執行情形區分為無處遇計畫、有處遇計畫且完成、有處遇計畫未完成，以及完成情形不明等類型。通常保護令效期則依裁定期限區分為一年（含一年以內）與二年（含一至二年），作為衡量司法防護期間長短之指標。

透過上述司法介入變項之操作，本研究得以系統性檢視不同司法介入型態與強度，在控制其他風險條件下，對通常保護令核發後親密關係暴力再通報及肢體暴力再發風險之影響情形。

表 3-4

司法介入情形測量內容

變項名稱	**測量內容**
刑事移送情形	(1)曾被依現行犯逮捕或移送偵辦 (2)無任何刑事移送紀錄
緊急或暫時保護令核發情形	(1)核發緊急保護令(2)核發暫時保護令(3)無核發緊保或暫保
通常保護令核發款項	(1)僅核發禁止施暴、騷擾基本款項 (2)除基本款尚核發其餘款項
核發款項內容	
禁止施暴	(1)有(2)無
禁止騷擾	(1)有(2)無
禁止接觸	(1)有(2)無
禁止跟蹤	(1)有(2)無
禁止通話	(1)有(2)無
禁止通信	(1)有(2)無
命遷出被害人住居所	(1)有(2)無
命遠離特定場所	(1)有(2)無
命交付必需品	(1)有(2)無
定暫時對未成年子女義務之行使或負擔	(1)有(2)無
定相對人對未成年子女會面交往方式	(1)有(2)無
命相對人給付租金或扶養費	(1)有(2)無
禁止查閱戶籍、學籍、所得來源	(1)有(2)無
命完成加害人處遇計畫	(1)有(2)無
加害人處遇計畫類型	
認知教育輔導	(1)有(2)無
親職教育輔導	(1)有(2)無
心理輔導	(1)有(2)無
精神治療	(1)有(2)無
戒癮治療	(1)有(2)無
通常保護令期限	(1)1 年(含 1 年以內) (2)2 年(含 1-2 年)
加害人處遇計畫執行情形	(1)無處遇計畫 (2)有處遇計畫有完成處遇 (3)有處遇計畫未完成處遇 (4)有處遇計畫完成情形不詳

五、依變項測量說明

本研究之依變項包含「通常保護令核發後親密關係暴力再通報情形」、「通常保護令核發後肢體暴力再發生情形」以及再通報案件中發生肢體暴力之「肢體暴力樣態嚴重程度」，均係依據通常保護令核發後之通報紀錄、受案評估及個案服務紀錄進行判定，以衡量保護令核發後暴力是否再發，以及其暴力表現之型態與嚴重程度。

「通常保護令核發後親密關係暴力再通報情形」」係指在通常保護令之有效期間內，高雄市家防中心再度接到家庭暴力事件之通報，且被害人是遭到同一相對人施暴，並排除經社工調查後無明顯受暴事實或聯繫未果之案件，並以二分變項方式處理（有／無）。「通常保護令核發後肢體暴力再發生情形」則進一步檢視再通報案件中有無涉及肢體暴力行為，同樣以二分方式區分是否發生。

針對核發保護令後仍再發生肢體暴力之案件，本研究進一步依其行為表現之嚴重程度，將肢體暴力樣態區分為五個等級，由無明顯肢體暴力、輕微、中度、嚴重至致命性肢體暴力，以反映肢體暴力行為在強度與危及生命程度上的差異，藉以分析在通常保護令核發後仍再發生肢體暴力之案件中，其肢體暴力樣態之嚴重程度是否較核發前下降。依變項測量詳如表 3-5。

表 3-5

依變項測量內容

變項名稱	**測量內容**
再通報親密關係暴力情形	(1)有(2)無
再發生肢體暴力情形	(1)有(2)無
肢體暴力樣態	(1)樣態 0：無明顯肢體暴力 (2)樣態 1：輕微肢體暴力，如推擠、拉扯或朝被害人丟擲物品等 (3)樣態 2：中度肢體暴力，如毆打、摑掌、腳踹等 (4)樣態 3：嚴重肢體暴力，涉及勒掐、使人窒息、持刀械或器械恐嚇、使用器械、動力車輛或傷害性液體攻擊等 (5)樣態 4：致命性肢體暴力，如持刀械砍殺、刺傷，或涉及多重致命性的暴力攻擊方式

第四節　研究樣本分布

本研究共抽取 605 筆有效樣本，並就樣本之主要特徵加以分析，內容涵蓋個人特性（性別、國籍別、年齡、教育程度、就業狀況、身心風險特徵有關精神疾病、自殺防治列管情形、藥物濫用與飲酒狀況、關係類型特徵有關關係類型、居住型態、有無共同子女、關係持續時間）、暴力特徵（有無肢體暴力、有無精神暴力、相對人本段親密關係通報次數及相對人他段親密關係通報紀錄、本段親密關係高危機列管紀錄）、危險評估工具 TIPVDA 之施測狀況、司法介入情形（刑事移送情形、緊急或暫時保護令核發情形、通常保護令核發款項、通常保護令期限及加害人處遇計畫執行情形），以下將依各項特徵之樣本分布逐一說明，詳如表 3-6 至 3-9 所示。

一、個人特性

（一）性別：被害人男性占 63 人(10.4%)，女性占 542 人(89.6%)，相對人男性占 532 人(87.9%)，女性占 73 人(12.1%)。整體而言，被害人以女性為多，相對人則以男性為多，另有少部分獲發通常保護令案件為同性伴侶間的施暴(女同性伴侶 11 件、男同性伴侶 1 件)。

（二）國籍別：被害人以本國籍非原住民及原住民為多，共 537 人(88.8%)，其次為已設籍及未設籍新住民 68 人(11.2%)。相對人以本國籍非原住民及原住民為多，共 581 人(96.0%)，其次為已設籍及未設籍新住民 24 人(4.0%)。

（三）年齡：以每 10 歲為一個區間劃分，被害人以 35-44 歲占 209 人(34.5%)為最多，其次為 25-34 歲占 138 人(22.8%)，再次為 45-54 歲占 125 人(20.7%)。相對人以 35-44 歲占 201 人(33.2%)為最多，其次為 45-54 歲占 149 人(24.6%)，再次為 25-34 歲占 131 人(21.7%)。由前三名的比例和分布來看，被害人及相對人年齡分布超過 75%樣本皆落在 25-54 歲之間，顯示親密關係暴力中核發保護令之案件多集中在中壯年族群。

（四）教育程度：整體樣本不詳案件數占比高，被害人占 145 人(24.0%)、相對人占 244 人(40.3%)。在教育程度資訊已知的樣本中，被害人與相對人兩者皆

以高中職畢業為最大宗（被害人205人，佔33.9%；相對人167人，佔27.6%)；其次為大學或專科畢業（被害人136人，佔22.5%；相對人107人，佔17.7%)；國中畢業或以下則位居第三（被害人103人，佔17.0%；相對人78人，佔12.9%)。整體而言，在已知教育程度中，被害人與相對人多集中於高中職及以上教育程度，顯示親密關係暴力核發保護令案件中，被害人與相對人主要分布於中等教育程度群體。

（五）就業狀況：被害人以服務及銷售工作人員居多，共141人(23.3%)，其次為自營公司、零售業及服務業占99人(16.4%)，再次為其他(學生、家管、退休、待業、自由業、服兵役)占95人(15.7%)。相對人則以非典型職業及無業最多，共94人(15.5%)，其次為自營公司、零售業及服務業占78人(12.9%)，再次為農牧業及基層勞力工作者占76人(12.6%)，且職業情況不詳案件數亦多達一成。整體而言，被害人多集中於服務及銷售工作，以及自營中低技能或中小規模業務工作為多，相對人則呈現職業類別分布較分散，其中非典型及無業者比例較高。此外，被害人及相對人在農牧業及基層勞力工作者、非典型職業及無業、其他(不含退休及學生)，整體占比分別為32.6%及31.6%，顯示被害人及相對人有相當的比例處於較脆弱的社經位置。

（六）身心風險特徵

1. 精神疾病：整體樣本中，多數個案並無精神疾病，亦即無衛生局精神照護列管紀錄或就醫診斷患有精神疾病，其中被害人占528人（87.3%)、相對人占524人（86.6%)。其次，有精神疾病者，亦即為衛生局精神照護列管中或曾列管個案，或就醫診斷患有精神疾病，被害人占77人（12.7%)、相對人占81人（13.4%)。

2. 自殺防治列管情形：整體樣本中，多數個案並無自殺防治列管紀錄，其中，被害人占516人（85.3%)、相對人占505人（83.5%)。其次，在通報時為衛生局自殺防治列管中或曾列管之個案，被害人占89人（14.7%)，相對人占100人（16.5%)。

3. 藥物濫用狀況：整體樣本中，多數個案並無藥物濫用行為，亦即不曾有毒品防制局毒品防制列管紀錄，亦無藥物濫用行為，其中被害人占 587 人（97.0%）、相對人占 515 人（85.1%）。其次，有毒品防制局毒品防制列管(含曾列管)紀錄，或當事人、家屬或網絡人員表示個案有吸食安非他命、K他命、毒咖啡包、非法使用管制藥品等藥物濫用行為者，被害人占 18 人（3.0%）、相對人占 90 人（14.9%）。

4. 飲酒狀況：當事人、家屬或網絡人員表示個案有酗酒行為或飲酒習性，已經對個案的身心健康、社會生活功能或家庭互動造成負面影響，整體樣本中，多數個案並無問題性飲酒行為，亦無飲酒習性，其中被害人占 593 人（98.0%）、相對人占 473 人（78.2%）。個案有問題性飲酒行為或飲酒習性者，被害人占 12 人(2.0%)，相對人占 132 人(21.8%)。

（七） 關係特徵

1. 關係類型：以婚姻關係占 266 人(44.0)最多，其次為曾同居或曾未同居伴侶占 145 人(24.0%)，再次為同居或未同居伴侶 108 人(17.9%)、離婚關係 86 人(14.2%)。

2. 居住型態：兩造當事人以共同居住 315 人(52.1%)、未共同居住 290 人(47.9%)。

3. 關係持續時間：整體樣本以關係持續 10 年以上者占 218 人(36.0%)為最多，其次為 2 年以內者占 150 人(24.8%)，再者為 5 年以上-未滿 10 年者占 107 人(17.7%)及 2 年以上-未滿 5 年者占 102 人(16.9%)。

4. 共同子女：兩造有共同子女占 333 人(55.0%)為多，無共同子女占 272 人(45.0%)。

表 3-6

全體樣本個人特性分析表(N=605)

項目	被害人 (樣本數/百分比) (n=605)	相對人 (樣本數/百分比) (n=605)
性別		
男性	63(10.4%)	532(87.9%)
女性	542(89.6%)	73(12.1%)
國籍別		
本國籍非原住民及原住民	537(88.8%)	581(96.0%)
已設籍及未設籍新住民	68(11.2%)	24(4.0%)
年齡		
18-24 歲	55(9.1%)	33(5.5%)
25-34 歲	138(22.8%)	131(21.7%)
35-44 歲	209(34.5%)	201(33.2%)
45-54 歲	125(20.7%)	149(24.6%)
55-64 歲	46(7.6%)	56(9.3%)
65 歲以上	32(5.3%)	35(5.8%)
教育程度		
國中以下	103(17.0%)	78(12.9%)
高中職	205(33.9%)	167(27.6%)
大學或專科	136(22.5%)	107(17.7%)
研究所以上	16(2.6%)	9(1.5%)
不詳	145(24.0%)	244(40.3%)
就業狀況		
主管、公職及專業人員	49(8.1%)	52(8.6%)
技術及行政支援人員	42(6.9%)	14(2.3%)
服務及銷售工作人員	141(23.3%)	56(9.3%)
技藝有關工作人員	8(1.3%)	53(8.8%)
機械設備操作及組裝人員	19(3.1%)	45(7.4%)
農牧業及基層勞力工作者	69(11.4%)	76(12.6%)
自營公司、零售業及服務業	99(16.4%)	78(12.9%)
非正規職業及無業	67(11.1%)	94(15.5%)
其他	95(15.7%)	64(10.6%)
不詳	16(2.6%)	73(12.1%)

表 3-6

全體樣本個人特性分析表(N=605)

項目	被害人 (樣本數/百分比) (n=605)	相對人 (樣本數/百分比) (n=605)
身心風險特徵		
精神疾病		
有精神疾病	77(12.7%)	81(13.4%)
無精神疾病	528(87.3%)	524(86.6%)
自殺防治列管情形		
有列管紀錄	89(14.7%)	100(16.5%)
無列管紀錄	516(85.3%)	505(83.5%)
藥物濫用狀況		
有藥物濫用行為	18(3.0%)	90(14.9%)
無藥物濫用行為	587(97.0%)	515(85.1%)
飲酒狀況		
有問題性飲酒行為或飲酒習性	12(2.0%)	132(21.8%)
無問題性飲酒行為或飲酒習性	593(98.0%)	473(78.2%)
關係特徵		
關係類型		
婚姻關係	266(44.0)	
離婚關係	86(14.2%)	
同居或未同居伴侶	108(17.9%)	
曾同居或曾未同居伴侶	145(24.0%)	
居住型態		
共同居住	315(52.1%)	
未共同居住	290(47.9%)	
關係持續時間		
2 年以內	150(24.8%)	
2 年以上-未滿 5 年	102(16.9%)	
5 年以上-未滿 10 年	107(17.7%)	
10 年以上	218(36.0%)	
不詳	28(4.6%)	
共同子女		
有共同子女	333(55.0%)	
無共同子女	272(45.0%)	

二、暴力特徵

（一）肢體暴力：此次保護令聲請時相對人有施以肢體暴力者為多占 350 人(57.9%)，無肢體暴力者占 255 人(42.1%)。

（二）精神暴力：此次保護令聲請時相對人有施以精神暴力者為多占 564 人(93.2%)，無精神暴力者占 41 人(6.8%)。

（三）暴力持續時間：暴力持續時間的分佈以「6 個月-2 年內」的比例最高占 210 人（34.7%)，再次為「6 個月內」占 149 人(24.6%)，以及「5 年以上」的長期持續暴力占 142 人(23.5%)。相對而言，「2-5 年內」的比例最低，僅占 93 人（15.4%)，不詳則有 11 人(1.8%)。

（四）相對人本段親密關係通報史：核發通常保護令前相對人在該段親密關係曾施暴通報次數，以 0-1 次為多占 231 人(38.2%)，0 次為核發通常保護令時由家防中心逕行通報之案件；其次為 2-3 次占 212 人(35.0%)，再次為 4 次(含)以上占 162 人(26.8%)。

（五）相對人他段親密關係通報史：相對人以無他段親密關係施暴通報紀錄為多占 498 人(82.3%)，有他段親密關係施暴通報紀錄占 107 人(17.7%)。

（六）本段親密關係高危機列管情形：以無高危機列管紀錄為多占 457 人(75.5%)，有高危機列管紀錄占 148 人(24.5%)。

表 3-7

全體樣本暴力特徵分析表(N=605)

項目	樣本數	百分比
肢體暴力		
有肢體暴力	355	57.9%
無肢體暴力	255	42.1%
精神暴力		
有精神暴力	564	93.2%
無精神暴力	41	6.8%
暴力持續時間		
6 個月內	149	24.6%
6 個月-2 年內	210	34.7%
2-5 年內	93	15.4%
5 年以上	142	23.5%
不詳	11	1.8%
相對人本段親密關係通報次數		
0-1 次	231	38.2%
2-3 次	212	35.0%
4 次(含)以上	162	26.8%
相對人他段親密關係通報紀錄		
有通報紀錄	107	17.7%
無通報紀錄	498	82.3%
本段親密關係高危機列管紀錄		
有列管紀錄	148	24.5%
無列管紀錄	457	75.5%

三、危險評估結果(TIPVDA,Taiwan Intimate Partner Violence Danger Assessment)

（一）警政：警政單位共對 546 名樣本施測「台灣親密關係危險評估量表（TIPVDA)」。在各題目中，以第 13 題「最近他是否懷疑或認為你們之間有第三者介入感情問題」答有比例最高，共 208 人（38.1%)。其次為第 14 題「你是否相信他有可能殺害你」，共有 189 人（34.6%)；再次為第 15 題「過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重」，共有 173 人（31.7%)。

（二）衛政：衛政單位共對 223 名樣本施測「台灣親密關係危險評估量表（TIPVDA)」。其中，以第 14 題「你是否相信他有可能殺害你」答有之比例最高，共 125 人（56.1%)。其次為第 15 題「過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重」，共有 124 人（55.6%)；再次為第 5 題「他曾揚言或威脅要殺害你」，共有 110 人（49.3%)。

（三）其他網絡單位：其他網絡單位共對 21 名樣本施測「台灣親密關係危險評估量表（TIPVDA)」。其中，以第 7 題「他曾對你有跟蹤、監視或惡性騷擾等行為（包括唆使他人)」及第 11 題「他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等)」答有比例最高，各有 6 人（28.6%)。其次為第 4 題「他會拿刀、槍或其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油等）威脅恐嚇你」及第 15 題「過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重」，其答有比例均為 5 人（23.8%)。

（四）最近一年內曾發生過題項：在全部 605 件樣本中，僅有 4 件缺乏相關資料。其餘樣本一年內「答有發生過之題項」比例，以第 7 題「他曾對你有跟蹤、監視或惡性騷擾等行為（包括唆使他人)」為最高，共 252 人（41.7%)。其次為第 13 題「他最近懷疑或認為你們之間有第三者介入感情方面的問題」，共 224 人（37.0%)；再次為第 14 題「你相信他有可能殺掉你」，共 177 人（29.3%)。

表 3-8

全體樣本 TIPVDA 危險評估分析表

TIPVDA 危險評估（可重複施測及複選）	警政施測（樣本數/百分比）n=546		衛政施測（樣本數/百分比）n=223		其他網絡單位（樣本數/百分比）n=21		一年內曾發生過（樣本數/百分比）n=605		
	有	沒有	有	沒有	有	沒有	有	沒有	無資料
1. 他曾對你有無法呼吸之暴力行為。	151 (27.7%)	395 (72.3%)	98 (44.0%)	125 (56.1%)	4 (19.0%)	17 (81.0%)	108 (17.9%)	493 (81.5%)	4 (0.7%)
2. 他對小孩有身體暴力行為（非指一般管教行為）。	63 (11.5%)	483 (88.5%)	31 (13.9%)	192 (86.1%)	2 (9.5%)	19 (90.5%)	43 (7.1%)	558 (92.2%)	4 (0.7%)
3. 你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	52 (9.5%)	494 (90.5%)	32 (14.3%)	191 (85.7%)	0 (0%)	21 (100%)	17 (2.8%)	584 (96.5%)	4 (0.7%)
4. 他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	122 (22.3%)	424 (77.7%)	90 (40.4%)	133 (59.6%)	**5 (23.8%)**	16 (76.2%)	127 (21.0%)	474 (78.3%)	4 (0.7%)
5. 他曾揚言或威脅要殺掉你。	160 (29.3%)	386 (70.7%)	**110 (49.3%)**	113 (50.7%)	3 (14.3%)	18 (85.7%)	165 (27.3%)	436 (72.1%)	4 (0.7%)
6. 他有無說過像：「要分手、要離婚、或要聲請保護令…就一起死」，或是「要死就一起死」等話。	147 (26.9%)	399 (73.1%)	100 (44.8%)	123 (55.2%)	3 (14.3%)	18 (85.7%)	118 (19.5%)	483 (79.8%)	4 (0.7%)
7. 他曾對你有跟蹤、監視或惡性打擾等行為（包括唆使他人）。	161 (29.5%)	385 (70.5%)	70 (31.4%)	153 (68.6%)	**6 (28.6%)**	15 (71.4%)	**252 (41.7%)**	349 (57.7%)	4 (0.7%)
8. 他曾故意傷害你的性器官（如踢、打、搥或用異物傷害下體、胸部或肛門）或對你性虐待。	25 (4.6%)	521 (95.4%)	27 (12.1%)	196 (87.9%)	0 (0%)	21 (100%)	10 (1.7%)	591 (97.7%)	4 (0.7%)

表 3-8

全體樣本 TIPVDA 危險評估分析表

TIPVDA 危險評估（可重複施測及複選）	警政施測（樣本數/百分比）n=546		衛政施測（樣本數/百分比）n=223		其他網絡單位（樣本數/百分比）n=21		一年內曾發生過（樣本數/百分比）n=605		
	有	沒有	有	沒有	有	沒有	有	沒有	無資料
9. 他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉（「幾乎每天」指一週四天及以上）。	74 (13.6%)	472 (86.4%)	51 (22.9%)	172 (77.1%)	2 (9.5%)	19 (90.5%)	80 (13.2%)	521 (86.1%)	4 (0.7%)
10. 他曾經對他認識的人（指家人以外的人，如朋友、鄰居、同事…等）施以身體暴力。	63 (11.5%)	483 (88.5%)	46 (20.6%)	177 (79.4%)	1 (4.8%)	20 (95.2%)	18 (3.0%)	583 (96.4%)	4 (0.7%)
11. 他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	164 (30.0%)	282 (51.7%)	88 (39.5%)	135 (60.5%)	**6 (28.6%)**	15 (71.4%)	171 (28.3%)	430 (71.1%)	4 (0.7%)
12. 他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等）而有激烈的反應（例如言語恐嚇或暴力行為）。	172 (31.5%)	374 (68.5%)	96 (43.0%)	127 (57.0%)	4 (19.0%)	17 (81.0%)	79 (13.1%)	522 (86.3%)	4 (0.7%)
13. 他最近懷疑或認為你們之間有第三者介入感情方面的問題。	**208 (38.1%)**	338 (61.9%)	91 (40.8%)	132 (59.2%)	3 (14.3%)	18 (85.7%)	**224 (37.0%)**	377 (62.3%)	4 (0.7%)
14. 你相信他有可能殺掉你。	**189 (34.6%)**	357 (65.4%)	**125 (56.1%)**	98 (43.9%)	2 (9.5%)	19 (90.5%)	**177 (29.3%)**	424 (70.1%)	4 (0.7%)
15. 過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	**173 (31.7%)**	373 (68.3%)	**124 (55.6%)**	99 (44.4%)	**5 (23.8%)**	16 (76.2%)	141 (23.3%)	460 (76.0%)	4 (0.7%)

四、司法介入情形

（一）刑事移送情形：被害人提出保護令聲請至通常保護令核發期間，被害人曾對相對人提出相關刑事告訴，包括傷害、恐嚇、妨害自由、妨害性自主、妨害秘密、妨害名譽、公然侮辱等告訴，相對人曾被依現行犯逮捕或移送偵辦者占 138 人(22.8%)，無任何刑事移送者占 467 人(77.2%)。

（二）緊急保護令或暫時保護令核發情形：核發通常保護令前，無核發緊急保護令或暫時保護令者占 454 人(75.0%)，核發暫時保護令者占 124 人(20.5%)，核發緊急保護令者占 27 人(4.5%)。

（三）通常保護令核發款項：在本研究樣本中，法院核發之通常保護令款項整體呈現兩種主要態樣，一為僅核發基本款「禁止施暴」與「禁止騷擾」者，共 228 人（37.7%）；另一為除基本款外，另加核發其他擴充款項者，共 377 人（62.3%）。就各款項核發比例觀之，以基本款「禁止施暴」為全數核發（605 人，100%），其次為「禁止騷擾」（548 人，90.6%），其餘擴充款項則依序為「禁止跟蹤」（215 人，35.6%）、「命遠離特定場所」（206 人，34.0%）、「禁止通話」（134 人，22.1%）、「禁止通信」（132 人，21.8%）及「禁止接觸」（131 人，21.7%）等。另就「命相對人完成加害人處遇計畫」部分，共有 101 人（16.7%）被核發，其中以「認知教育輔導」為主要類型（79 人，13.1%），其次為「精神治療」（21 人，3.5%）。

（四）通常保護令期限：以效期 1 年(含少部分效期在 1 年內)為多占 333 人(55.0%)，效期 2 年(含少部分效期在 1-2 年內)占 272 人(45.0%)。

（五）加害人處遇計畫執行情形：整體樣本，通常保護令無核發處遇計畫者共 504 人，占 83.3%，有核發處遇計畫共 101 人，占 16.7%。有核發處遇計畫者，已完成處遇者 63 人（10.4%）、未完成處遇者 24 人（4.0%），另有 14 人（2.3%）因由外縣市執行，故未再通知高雄家防中心是否完成。

表 3-9

全體樣本司法介入情形分析表(N=605)

項目	樣本數	百分比
刑事移送情形		
曾被依現行犯逮捕或移送偵辦	138	22.8%
無任何刑事移送紀錄	467	77.2%
緊急或暫時保護令核發情形		
核發緊急保護令	27	4.5%
核發暫時保護令	124	20.5%
無核發緊保或暫保	454	75.0%
通常保護令核發款項		
僅核發禁止施暴、騷擾基本款項	228	37.7%
除基本款尚核發其餘款項	377	62.3%
禁止施暴	605	100.0%
禁止騷擾	548	90.6%
禁止接觸	131	21.7%
禁止跟蹤	215	35.6%
禁止通話	134	22.1%
禁止通信	132	21.8%
命遷出被害人住居所	12	2.0%
命遠離特定場所	206	34.0%
命交付必需品	10	1.7%
定暫時對未成年子女義務之行使或負擔	2	0.3%
定相對人對未成年子女會面交往方式	4	0.7%
命相對人給付租金或扶養費	1	0.2%
禁止查閱戶籍、學籍、所得來源	5	0.8%
命完成加害人處遇計畫	101	16.7%
認知教育輔導	79	13.1%
親職教育輔導	5	0.8%
心理輔導	14	2.3%
精神治療	21	3.5%
戒癮治療	12	2.0%
通常保護令期限		
1 年(含 1 年以內)	333	55.0%
2 年(含 1-2 年)	272	45.0%

表 3-9

全體樣本司法介入情形分析表(N=605)

項目	樣本數	百分比
加害人處遇計畫執行情形		
無處遇計畫	504	83.3%
有處遇計畫	101	16.7%
有完成處遇	63	10.4%
未完成處遇	24	4.0%
完成情形不詳	14	2.3%

第五節　分析方法與資料處理

一、分析方法及編碼

本研究選擇以 2022 年核發之通常保護令案件作為研究樣本。雖未採隨機抽樣方式，惟研究目的在於辨識已核發通常保護令之案件族群中之再通報風險因子，而非進行跨地區或跨案件類型之推廣性推論。因此，推論統計方法（如卡方檢定及二元 Logistic 迴歸分析）之使用，係用以評估各研究變項在控制其他因素後，是否仍與再通報風險具有顯著關聯，具方法學之合理性與適切性。

本研究之資料分析採內容分析法，並屬於定量分析取向，研究者於初步閱覽各項資料後，依據前述分析架構設計編碼簿，將資料歸納為四大類別，分別為：個人特性、暴力特徵、危險評估結果（TIPVDA 危險評估表）及司法介入情形。各大類別下再細分次類別，作為分析變項之依據。研究過程中，研究者另設計「案件登錄資料表」，以案件為單位記錄各項資料，並依編碼簿進行歸類與編碼。若在分析過程中出現疑義，則將有疑義之案件重新閱讀，交叉往復檢視，或諮詢同仁意見，以確保資料分析之正確性與一致性。待全部資料完成編碼及登錄後，再將案件登錄表之數據輸入電腦，建置為 IBM SPSS Statistics 29.0 版格式資料檔，並透過該軟體進行後續描述性統計與推論統計分析。

二、資料處理流程

本研究之資料處理與分析流程，係依研究問題、文獻回顧與理論架構，循序建構並執行，具體流程說明如下：

（一）樣本建構與資料蒐集

本研究首先以高雄市政府社會局家庭暴力及性侵害防治中心之通常保護令建檔清冊作為研究起點，透過保護資訊系統篩選屬親密關係暴力類型之案件，以此建立研究母群體。研究過程中，依據研究目的與分析需求，排除不符研究範圍或資料無法完整追蹤之案件，逐步建構具備一致追蹤起點與完整資料之研究樣本，以確保後續分析結果之可比較性與研究效度。

（二）資料整理與變項建構

完成樣本建構後，研究者進一步針對各案件之通報紀錄、受案評估資料及個案服務紀錄進行系統性閱讀與整理，確認各項資料內容與紀錄型態。並依據研究問題、文獻回顧與研究概念架構，建構研究變項清單，明確界定各自變項與依變項之操作型定義，作為後續資料編碼與統計分析之基礎，同時檢視資料完整性，以降低資料解讀歧異所可能產生之分析偏誤。

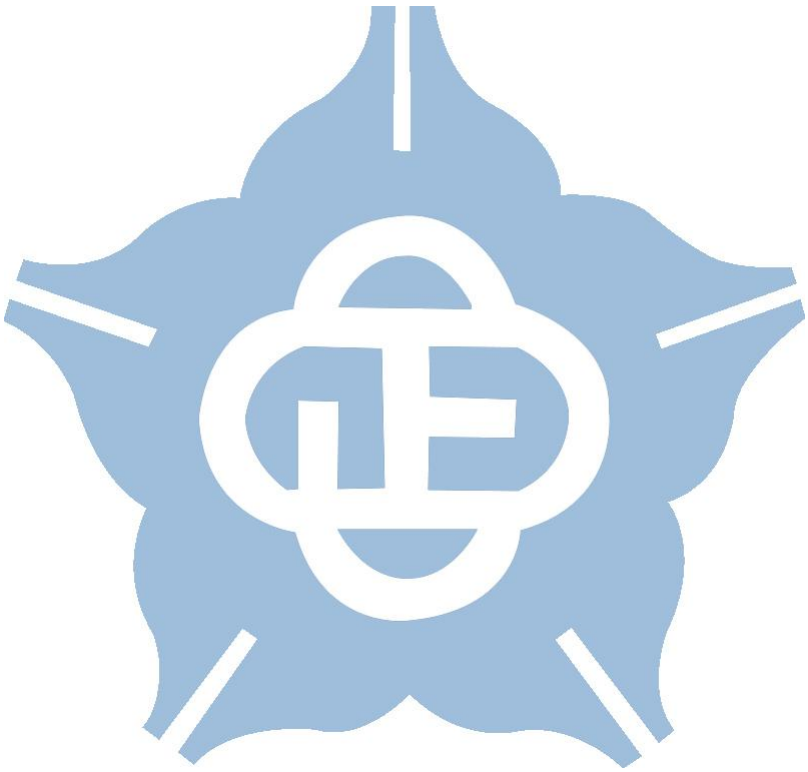
（三）資料編碼與統計分析處理

在完成變項定義後，研究者依據事前設計之編碼簿，逐筆進行案件資料之整理與編碼，包含類別變項之重新分類與虛擬變項設定，並同步進行資料檢核，以確保編碼結果能忠實反映案件實際情形。所有資料完成編碼後，建置為 SPSS 統計分析資料檔，依研究目的進行描述性統計分析及推論性統計分析，包括卡方檢定、配對檢定（如 McNemar 檢定與 Wilcoxon 符號等級檢定）及二元 Logistic 迴歸分析，以檢驗各研究變項與再通報風險之關聯性與預測效果。

（四）研究結果統整與解釋

最後，本研究依據統計分析結果，結合研究假設、理論架構與相關文獻進行整體解釋，統整不同變項在親密關係暴力再通報與肢體暴力再發生風險上所呈現之影

響方向與重要性，並連結實務脈絡加以討論。相關分析結果將作為後續研究結果與討論篇章之基礎，進一步提出對實務工作與政策規劃之具體意涵與建議。



第四章 研究結果與討論

本章依據研究目的，針對通常保護令核發後之親密關係暴力再通報情形及其影響因素進行系統性的統計分析與討論。首先，於第一節〈通常保護令核發後親密關係暴力再通報之描述性分析〉，呈現再通報與未再通報案件的整體概況與樣本基本特性。其次，在第二節〈通常保護令核發後親密關係暴力再通報在各測量變項之差異分析〉中，檢驗不同個人特性、暴力特徵、危險評估（TIPVDA）結果與司法介入情形等變項在再通報情形上的差異。第三節〈通常保護令核發前後肢體暴力之差異分析〉則比較同一案件於保護令核發前後肢體暴力是否呈現統計上的變化。接續於第四節〈親密關係暴力再通報之影響因素分析〉，採用二元 Logistic 迴歸建構再通報預測模型，以探討各風險因子的獨立影響力。最後，第五節綜整本章各節之重要發現，進行整體性的分析與討論，以作為下一章結論與建議之基礎。

第一節　通常保護令核發後親密關係暴力再通報之描述性分析

本研究針對 605 件樣本，以每案「通常保護令之法定效期」為基準進行全期追蹤分析。在平均長度為 17.1 個月的追蹤歷程中，整體親密關係暴力事件的再通報率大幅降低了 73.9%，展現法律介入之防治成效。然而，在保護令有效期間內，仍有 159 人出現再通報紀錄；經排除 1 人因聯繫未果而無法確認受暴狀況後，最終確認共有 158 人（占總樣本 26.1%）發生暴力再通報事件。此 26.1%的再通報比例，凸顯了司法保護措施介入後仍持續存在的受暴風險與高風險群體。因此，為精確掌握暴力再犯在不同情境下的分布特性，本章節的描述性分析將從四大關鍵面向著手：包括個人特性、暴力特徵、危險評估工具之施測結果，以及司法介入情形，藉以呈現親密關係再通報樣態與上述各特徵之間的關聯，並初步掌握不同特徵下暴力再犯比例的差異。

一、不同個人特性在通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之分布

（一）性別與再通報情形

1. 在被害人性別方面，本研究樣本中男性被害人共 63 人，女性被害人共 542 人。於通常保護令有效期間內，再次通報為親密關係暴力被害人 158 人中，男性占 8 人（11.4%），女性占 140 人（88.6%）。群體內再通報率分別為 28.6%、25.8%，男性被害人再通報率略高於全體樣本再通報率 26.1%，顯示男性被害人雖在整體樣本中比例偏低，然其保護令核發後暴力再通報比率相對較高，此一現象值得後續進一步探討。
2. 在相對人性別方面，男性相對人共 532 人，女性相對人共 73 人。於通常保護令有效期間內，再次通報為親密關係暴力相對人 158 人中，男性占 139 人(88.0%)，女性占 19 人(12.0%)。群體內再通報率分別為 26.1%、26.0%，與整體再通報率 26.1%比例一致，顯示相對人性別並未呈現差異。

綜合而言，本樣本中無論被害人或相對人，其性別分布特徵皆呈現女性被害人與男性相對人居多的趨勢，此與一般家庭暴力案件的性別樣態相符。然而，在暴力再通報比率的分布上，男性被害人的群體內再通報率（28.6%）略高於整體再通報率（26.1%）及女性被害人再通報率（25.8%）；相對地，相對人的性別在暴力再通報率上則未呈現差異。

（二）國籍別與再通報情形

1. 在被害人國籍別方面，本國籍（含非原住民及原住民）被害人共 537 人，新住民(含已設籍及未設籍)被害人共 68 人，再次通報為親密關係暴力被害人的 158 人中，本國籍占 141 人(89.2%)，新住民占 17 人(10.8%)。群體內再通報率分別為 26.3%、25.0%，與全體樣本再通報率（26.1%）相近，顯示被害人國籍別差異不大。
2. 在相對人國籍別方面，本國籍（含非原住民及原住民）相對人共 581 人，新住民(含已設籍及未設籍)相對人共 24 人，於通常保護令有效期間內，再

次通報為親密關係暴力相對人的 158 人中，本國籍占 150 人(94.9%)，新住民占 8 人(5.1%)。群體內再通報率分別為 25.8%、33.3%，新住民相對人再通報率高於整體再通報率（26.1%），然而，由於新住民樣本數相對較少，其結果之解釋力較為有限。

綜合國籍別的分析，本研究發現國籍別在被害人的再通報比率上與全體樣本差異不大。然而，在相對人端，新住民相對人的群體內再通報率（33.3%）相對較高，需留意的是，由於新住民相對人的樣本數較小，此再通報率的穩定性有待進一步驗證。

（三）年齡與再通報情形

1. 被害人年齡方面，本研究樣本依序分布於 18－24 歲(55 人)、25－34 歲(138 人)、35－44 歲(209 人)、45－54 歲(125 人)、55－64 歲(46 人)，以及 65 歲以上(32 人)。通常保護令有效期間內，再次通報為親密關係暴力被害人分別有 8 人（5.1%）、37 人（23.4%）、56 人（35.4%）、29 人（18.4%）、15 人（9.5%）及 13 人（8.2%）於。群體內再通報率顯示，65 歲以上與 55－64 歲被害人等中高齡群體之再通報率分別達 40.6%與 32.6%，高於整體樣本再通報率（26.1%）。
2. 相對人年齡方面，18－24 歲 33 人、25－34 歲 131 人、35－44 歲 201 人、45－54 歲 149 人、55－64 歲 56 人，以及 65 歲以上 35 人。通常保護令有效期間內，再次通報為親密關係暴力相對人分別有 5 人（3.2%）、36 人（22.8%）、52 人（32.9%）、43 人（27.2%）、9 人（5.7%）及 13 人（8.2%）。群體內再通報率顯示，再通報比率最高的群體為 65 歲以上者(37.1%)，高於整體平均(26.1%)。此外，45－54 歲(28.9%)及 25-34 歲(27.5%)的相對人，其再犯率亦略高於整體樣本。顯示中高齡及年輕族群亦存在不可忽視的再犯風險。

綜合年齡層的分析，本研究最主要的發現是 65 歲以上的被害人與相對人，其群體內再通報率（分別為 40.6% 與 37.1%）均高於整體樣本再通報率 26.1%。此結果

顯示高齡群體在保護令核發後，再受害與再施暴的風險可能較高。

（四）教育程度與再通報情形

1. 被害人教育程度方面，樣本分佈以高中職(205 人)最多，其次為大學或專科(136 人)及國中以下(103 人)，研究所以上者最少(16 人)，另有 145 人資料不詳。在再通報為親密關係暴力被害人的 158 人中，高中職 63 人(39.9%)、大學或專科 37 人(23.4%)、國中以下 30 人(19.0%)、研究所以上 5 人(3.2%)、不詳 23 人(14.6%)。整體而言，各教育層級的群體內再通報率皆高於全體樣本再通報率 26.1%（研究所以上 31.3%、高中職 30.7%、國中以下 29.1%、大學或專科 27.2%）。
2. 相對人教育程度方面：以資料不詳者 244 人最多。在教育程度已知者中，仍以高中職(167 人)為最多，其次為大學或專科(107 人)、國中以下(78 人)，研究所以上者僅 9 人。在再通報為親密關係暴力相對人的 158 人中，高中職 48 人(30.4%)、國中以下 37 人(23.4%)、大學或專科 36 人(22.8%)，不詳者 36 人(22.8%)。再犯比率最高的群體為國中以下教育程度者，群體內再通報率高達 47.4%。此外，大學或專科(33.6%)與高中職(28.7%)的群體內再通報率亦皆高於整體樣本再通報率。

整體而言，被害人再通報率在不同教育程度間差異不大，但相對人低教育程度群體再通報率偏高，尤其是國中以下者，群體內再通報率高達 47.4%，顯示教育程度可能與施暴行為的持續性存在一定關聯。但由於被害人有 24.0%、相對人有 40.3%的教育程度資料不詳，可能影響不同教育程度分布的代表性，也可能使保護令成效差異被低估或高估。

（五）就業狀況與再通報情形

1. 在被害人就業方面，樣本分佈以從事服務及銷售工作人員(141 人)最多，其次為自營公司、零售業及服務業(99 人)，其他類別（含學生、退休、家管）共 33 人。再通報人數則以服務及銷售人員(38 人，24.1%）及其他類別(33 人，20.9%）為主。再通報比率最高的群體為為其他類別(34.7%)、非典

型職業及無業(32.8%)及農牧業及基層勞力工作者(27.5%)，三者皆高於全體樣本再通報率(26.1%)。相對地，具專業或技術職業者（24.5%、21.4%）及自營業者（22.2%）的群體內再通報率較低。需注意的是，技藝相關人員（n=8）及機械設備操作與組裝人員（n=19）樣本數偏少，再通報率雖低（12.5%、10.5%），但代表性有限。

2. 在相對人就業方面，以非典型職業及無業(94 人)最多，其次為自營公司、零售業及服務業(78 人)、農牧業及基層勞力工作者(76 人)，就業狀況不詳者亦占了 73 人。再通報人數主要集中在農牧業及基層勞力工作者(24 人，15.2%)、非典型職業及無業者(23 人，14.6%)、自營公司、零售業及服務業及其他則分別占了 21 人(13.3%)。群體內再通報率顯示，除了「機械設備操作及組裝人員」(17.8%）及「非典型職業及無業」(24.5%）的群體內再通報率低於整體樣本（26.1%）外，其餘各職業類別群體內再通報率均高於平均，尤以技術及行政支援人員(42.9%)、農牧業及基層勞力工作者（31.6%)、技藝有關工作人員（30.2%）及其他類別（32.8%）群體內再通報率較高。其中技術及行政支援人員樣本數(n=14)偏低，解釋力有限。此外，「不詳」組比例高達 12.1%（n=73），其再通報率僅 11.0%，可能影響不同就業群體分布。

綜合就業狀況的分析，被害人中以非典型職業、無業及其他類別（含學生、退休、家管）的群體內再通報率較高；相對人則以技術及行政支援人員、農牧業及基層勞力工作者、技藝有關工作人員及其他類別的再通報率較高，顯示就業狀況可能與持續暴力風險相關。然而，部分類別樣本數偏少，且資料不詳的個案比例較高，可能對結果的解釋力及各群體之間的代表性造成影響。

（六）身心風險特徵與再通報情形

1. 精神疾病與再通報情形

（1）在被害人精神疾病方面(即有衛生局精神照護列管紀錄，或就醫診斷患有精神疾病者)，整體樣本中，無精神疾病的被害人共有 528 人，其群體內

再通報率為 24.8%(再通報 131 人，占總數 82.9%)。相較之下，有精神疾病的被害人共 77 人，其群體內再通報率則高達 35.1%(再通報人數 27 人，占總數 17.1%)，此數據不僅高於無精神疾病群體的 24.8%，亦高於全體樣本再通報率 26.1%。

(2) 在相對人精神疾病方面，整體樣本中，無精神疾病者共有 524 人(再通報 129 人，占總數 81.6%)，群體內再通報率為 24.6%。相較之下，有精神疾病者共 81 人，群體內再通報率達 35.8%(再通報 29 人，占總數 18.4%)，高於無精神疾病群體的 24.6%，亦高於全體樣本的再通報率 26.1%。

總結精神疾病的分析，無論是被害人或相對人，具有精神疾病的群體，其通常保護令有效期間的親密關係暴力再通報率均高於無精神疾病群體，且均高於全體樣本再通報率。此一現象顯示精神健康狀況與暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

2. 自殺防治列管與再通報情形

(1) 在被害人自殺防治列管情形方面，整體樣本中，無列管紀錄者共 516 人，其群體內再通報率為 24.4%（再通報 126 人，占總數 79.9%)。相較之下，有自殺防治列管紀錄者共 89 人，其群體內再通報率達 36.0%(再通報 32 人，占總數 20.3%)，高於無列管群體的 24.4%，亦高於全體樣本的再通報率 26.1%。

(2) 在相對人自殺防治列管情形方面，整體樣本中，無列管紀錄者共 505 人，其群體內再通報率為 23.8%(再通報 120 人，占總數 75.9%)。相較之下，有自殺防治列管紀錄者共 100 人，其群體內再通報率達 38.0%(再通報 38 人，占總數 24.1%)，高於無列管群體的 23.8%，亦高於全體樣本再通報率 26.1%。

整體而言，無論是被害人或相對人，曾有自殺列管紀錄者，其通常保護令有效期間的親密關係暴力再通報率高於無列管群體，且均高於全體樣本再通報率。結果

顯示，當事人曾有自殺防治列管紀錄與暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

3. 藥物濫用狀況與再通報情形

（1）在被害人藥物濫用狀況方面（即有毒品防制列管紀錄或被確認有藥物濫用行為者），整體樣本中，無藥物濫用行為者共 587 人，其群體內再通報率為 25.4%(再通報 149 人，占總數 94.3%)。相較之下，有藥物濫用行為者僅 18 人，其群體內再通報率高達 50.0%(再通報 9 人，占總數 5.7%)，高於無藥物濫用群體的 25.4%，亦高於全體樣本再通報率 26.1%，但整體被害人有藥物濫用狀況樣本數少，此結果的穩定性與解釋力恐較為有限。

（2）在相對人藥物濫用狀況方面，整體樣本中，無藥物濫用行為者共 515 人，其群體內再通報率為 24.9%(再通報 128 人，占總數 81.0%)。相較之下，有藥物濫用行為者共 90 人，其群體內再通報率為 33.3%(再通報 30 人，占總數 19.0%)，高於無藥物濫用群體的 24.9%，亦高於全體樣本再通報率 26.1%。

整體而言，無論是被害人或相對人存在藥物濫用行為，其通常保護令有效期間的親密關係暴力再通報率均高於無藥物濫用群體，且高於全體樣本再通報率。其中，被害人有藥物濫用者樣本數較少（n=18），該結果的解釋力有限，但因群體內再通報率高達 50.0%。此一現象顯示藥物濫用行為與暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係，但被害人端結果的解釋需考慮樣本數量不足的限制。

4. 飲酒狀況與再通報情形

（1）在被害人飲酒狀況方面(有酗酒或飲酒習性對生活造成負面影響者)，整體樣本中，無問題性飲酒行為或飲酒習性的被害人共 593 人，其中群體內再通報率為 26.1%(再通報 155 人，占總數 98.1%)。有問題性飲酒行為或飲酒習性的被害人僅 12 人，其群體內再通報率為 25.0%(再通報 3 人，占總數 1.9%)，略低於無問題性飲酒群體及全體樣本再通報率(兩者

均 26.1%)，但因被害人有飲酒狀況樣本數少，此結果的穩定性與解釋力恐較為有限。

(2) 在相對人飲酒狀況方面，整體樣本中，無問題性飲酒行為或飲酒習性的相對人共 473 人，其群體內再通報率 24.1%(再通報 114 人，占總數 72.2%)。有問題性飲酒行為或飲酒習性的相對人共 132 人，其群體內再通報率為 33.3%(再通報 44 人，占總數 27.8%)，高於無問題性飲酒或飲酒習性群體的 24.1%，亦高於全體樣本再通報率 26.1%。

整體而言，被害人是否存在問題性飲酒行為或飲酒習性對再通報率影響不明顯，因樣本數極少（n=12），解釋力亦有限。相較之下，相對人存在問題性飲酒行為或飲酒習性時，其通常保護令有效期間親密關係暴力再通報率達到 33.3%，高於無飲酒問題群體（24.1%）及全體平均（26.1%），此一現象顯示相對人的問題性飲酒行為與暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

（七）關係特徵與再通報情形

1. 關係類型與再通報情形：本研究樣本依婚姻關係(266 人)、離婚關係（86 人)、同居或未同居伴侶群體（108 人）及曾同居或曾未同居伴侶(145 人)進行分類。群體內再通報率以婚姻關係 33.1%最高（再通報 88 人，占總數 55.7%)；其次為同居或未同居伴侶群體 31.5%(再通報 34 人，占總數 21.5%)、曾同居或曾未同居伴侶 13.8%(再通報 20 人，占總數 12.7%)、離婚關係 18.6%(再通報 16 人，占總數 10.1%)。綜合上述結果可見，關係持續存在的群體（如婚姻關係與同居或未同居伴侶）再通報率高於已結束關係的群體（如離婚或曾同居／未同居伴侶)，亦高於全體樣本再通報率 26.1%，此結果呈現出關係類型與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

2. 居住型態與再通報情形：在居住型態方面，共同居住者 315 人，其群體內再通報率 34.9%最高(再通報 110 人，占總數 69.6%)。相較之下，未共同居住 290 人，其群體內再通報率 16.6%(再通報 48 人，占總數 30.4%)較低。

此結果呈現出居住型態與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

3. 關係持續時間與再通報情形：本研究關係持續時間樣本分佈為 2 年以內(150 人)、2 年以上－未滿 5 年(102 人)、5 年以上－未滿 10 年(107 人)、10 年以上(218 人)，及不詳(28 人)。再通報率最高的群體以 2 年以上－未滿 5 年，達 31.4%(再通報 32 人，占總數 20.3%)；其他群體的再通報率依序為 5 年以上-未滿 10 年 26.2%、10 年以上 24.8%、2 年以內 25.3%以及不詳 21.4%。整體而言，中期關係（2－5 年）的群體內再通報率最高（31.4%)，相較其他群體及全體樣本再通報率(26.1%)均較高，此結果呈現出關係持續時間與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。
4. 共同子女與再通報情形：整體樣本中，無共同子女為 272 人，其群體內再通報率為 21.3%(再通報 58 人，占總數 36.7%)。相較之下，有共同子女為 333 人，其群體內再通報率為 30.0%(通報 100 人，占總數 63.3%)，高於無共同子女群體。此結果呈現出共同子女的有無與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

綜合個案之個人特徵、身心風險特徵與關係特徵的分析結果可見(如表 4-1 所示)，暴力再通報比率在不同特徵群體間呈現差異。整體而言，高齡、低教育程度、不穩定就業、存在精神疾病、自殺列管或藥物濫用等身心風險，以及關係持續存在、共同育有子女或關係維持於中期階段（約 2 至 5 年）者，其群體內再通報率均高於整體樣本平均（26.1%)。此結果顯示，特定個人與關係特徵與暴力再通報風險之間，存在觀測上的關聯傾向，反映出具備上述弱勢或高風險條件之個案，在保護令核發後仍面臨較高的再受害或再施暴風險。

表 4-1

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之個人特性百分比分布(N=605)

項目	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
	有(n=158)	無(n=447)	
全體樣本(605)	**158**	**447**	**26.1%**
被害人個人特性			
性別			
男性(n=63)	18(11.4)	45(10.1)	**28.6%**
女性(n=542)	140(88.6)	402(89.9)	25.8%
國籍別			
本國籍非原住民及原住民(n=537)	141(89.2)	396(88.6)	26.3%
已設籍及未設籍新住民(n=68)	17(10.8)	51(11.4)	25.0%
年齡			
18-24 歲(n=55)	8(5.1)	47(10.5)	14.5%
25-34 歲(n=138)	37(23.4)	101(22.6)	26.8%
35-44 歲(n=209)	56(35.4)	153(34.2)	26.8%
45-54 歲(n=125)	29(18.4)	96(21.5)	23.2%
55-64 歲(n=46)	15(9.5)	31(6.9)	**32.6%**
65 歲以上(n=32)	13(8.2)	19(4.3)	**40.6%**
教育程度			
國中以下(n=103)	30(19.0)	73(16.3)	29.1%
高中職(n=205)	63(39.9)	142(31.8)	**30.7%**
大學或專科(n=136)	37(23.4)	99(22.1)	27.2%
研究所以上(n=16)	5(3.2)	11(2.5)	31.3%
不詳(n=145)	23(14.6)	122(27.3)	15.9%
就業狀況			
主管、公職及專業人員(n=49)	12(7.6)	37(8.3)	24.5%
技術及行政支援人員(n=42)	9(5.7)	33(7.4)	21.4%
服務及銷售工作人員(n=141)	38(24.1)	103(23.0)	27.0%
技藝有關工作人員(n=8)	1(0.6)	7(1.6)	12.5%
機械設備操作及組裝人員(n=19)	2(1.3)	17(3.8)	10.5%
農牧業及基層勞力工作者(n=69)	19(12.0)	50(11.2)	**27.5%**
自營公司、零售業及服務業(n=99)	22(13.9)	77(17.2)	22.2%
非典型職業及無業(n=67)	22(13.9)	45(10.1)	**32.8%**
其他(n=95)	33(20.9)	62(13.9)	**34.7%**
不詳(n=16)	0(0)	16(3.6)	0.0%

表 4-1

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之個人特性百分比分布(N=605)

項目	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
	有(n=158)	無(n=447)	
身心風險特徵			
精神疾病			
有精神疾病(n=77)	27(17.1)	50(11.2)	**35.1%**
無精神疾病(n=528)	131(82.9)	397(88.8)	24.8%
自殺防治列管情形			
有列管紀錄(n=89)	32(20.3)	57(12.8)	**36.0%**
無列管紀錄(n=516)	126(79.9)	390(87.2)	24.4%
藥物濫用狀況			
有藥物濫用行為(n=18)	9(5.7)	9(2.0)	**50.0%**
無藥物濫用行為(n=587)	149(94.3)	438(98.0)	25.4%
飲酒狀況			
有問題性飲酒行為或飲酒習性(n=12)	3(1.9)	9(2.0)	25.0%
無問題性飲酒行為或飲酒習性(n=593)	155(98.1)	438(98.0)	26.1%
相對人個人特性			
性別			
男性(n=532)	139(88.0)	393(87.9)	26.1%
女性(n=73)	19(12.0)	54(12.1)	26.0%
國籍別			
本國籍非原住民及原住民(n=581)	150(94.9)	431(96.4)	25.8%
已設籍及未設籍新住民(n=24)	8(5.1)	16(3.6)	**33.3%**
年齡			
18-24 歲(n=33)	5(3.2)	28(6.3)	15.2%
25-34 歲(n=131)	36(22.8)	95(21.3)	27.5%
35-44 歲(n=201)	52(32.9)	149(33.3)	25.9%
45-54 歲(n=149)	43(27.2)	106(23.7)	28.9%
55-64 歲(n=56)	9(5.7)	47(10.5)	16.1%
65 歲以上(n=35)	13(8.2)	22(4.9)	**37.1%**
教育程度			
國中以下(n=78)	37(23.4)	41(9.2)	**47.4%**
高中職(n=167)	48(30.4)	119(26.6)	28.7%
大學專科(n=107)	36(22.8)	71(15.9)	33.6%
研究所以上(n=9)	1(0.6)	8(1.8)	11.1%
不詳(n=244)	36(22.8)	208(46.5)	14.8%

表 4-1

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之個人特性百分比分布(N=605)

項目	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
	有(n=158)	無(n=447)	
就業狀況			
主管、公職及專業人員(n=52)	15(9.5)	37(8.3)	28.8%
技術及行政支援人員(n=14)	6(3.8)	8(1.8)	**42.9%**
服務及銷售工作人員(n=56)	16(10.1)	40(8.9)	28.6%
技藝有關工作人員(n=53)	16(10.1)	37(8.3)	**30.2%**
機械設備操作及組裝人員(n=45)	8(5.1)	37(8.3)	17.8%
農牧業及基層勞力工作者(n=76)	24(15.2)	52(11.6)	**31.6%**
自營公司、零售業及服務業(n=78)	21(13.3)	57(12.8)	26.9%
非典型職業及無業(n=94)	23(14.6)	71(15.9)	24.5%
其他(n=64)	21(13.3)	43(9.6)	**32.8%**
不詳(n=73)	8(5.1)	65(14.5)	11.0%
身心風險特徵			
精神疾病			
有精神疾病(n=81)	29(18.4)	52(11.6)	**35.8%**
無精神疾病(n=524)	129(81.6)	395(88.4)	24.6%
自殺防治列管情形			
有列管紀錄(n=100)	38(24.1)	62(13.9)	**38.0%**
無列管紀錄(n=505)	120(75.9)	385(86.1)	23.8%
藥物濫用狀況			
有藥物濫用行為(n=90)	30(19.0)	60(13.4)	**33.3%**
無藥物濫用行為(n=515)	128(81.0)	387(86.6)	24.9%
飲酒狀況			
有問題性飲酒行為或飲酒習性(n=132)	44(27.8)	88(19.7)	**33.3%**
無問題性飲酒行為或飲酒習性(n=473)	114(72.2)	359(80.3)	24.1%
關係特徵			
關係類型			
婚姻關係(n=266)	88(55.7)	178(39.8)	**33.1%**
離婚關係(n=86)	16(10.1)	70(15.7)	18.6%
同居或未同居伴侶(n=108)	34(21.5)	74(16.6)	**31.5%**
曾同居或曾未同居伴侶(n=145)	20(12.7)	125(28.0)	13.8%
居住型態			
共同居住(n=315)	110(69.6)	205(45.9)	**34.9%**
未共同居住(n=290)	48(30.4)	242(54.1)	16.6%

表 4-1

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之個人特性百分比分布(N=605)

項目	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
	有(n=158)	無(n=447)	
關係持續時間			
2 年以內(n=150)	38(24.1)	112(25.1)	25.3%
2 年以上-未滿 5 年(n=102)	32(20.3)	70(15.7)	**31.4%**
5 年以上-未滿 10 年(n=107)	28(17.7)	79(17.7)	26.2%
10 年以上(n=218)	54(34.2)	164(37.7)	24.8%
不詳(n=28)	6(3.8)	22(4.9)	21.4%
共同子女			
有共同子女(n=333)	100(63.3)	233(52.1)	**30.0%**
無共同子女(n=272)	58(36.7)	214(47.9)	21.3%

二、 不同暴力特徵在通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之分布

（一）肢體暴力特徵與再通報情形：在肢體暴力方面，整體樣本中，此次保護令聲請時，相對人有施以肢體暴力者共有 350 人，無施以肢體暴力者共有 255 人；其中再通報人數分別為 105 人(66.5%)、53 人(33.5%)，群體內再通報率則分別為 30.0%、20.8%。整體而言，相對人曾施以肢體暴力的群體，其通常保護令有效期間的再通報率較高，此結果呈現出肢體暴力特徵與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

（二）精神暴力特徵與再通報情形：在精神暴力方面，整體樣本中，此次保護令聲請時，相對人有施以精神暴力者共有 564 人，無施以精神暴力者共有 41 人；其中再通報人數分別為 150 人(94.9%)、8 人(5.1%)，群體內再通報率為 26.6%與 19.5%。整體而言，曾施以精神暴力的群體在保護令有效期間的再通報率較高，此結果呈現出精神暴力特徵與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

（三）暴力持續時間與再通報情形：在暴力持續時間方面，樣本分佈為「6 個月內」(149 人)、「6 個月－2 年內」(210 人)、「2－5 年內」(93 人)、「5 年以上」(142 人)以及不詳(11 人)。再通報率最高的群體以「6 個月-2 年內」，達 28.6%(再通報 60 人，占總數 38.0%)；其他群體的再通報率依序為「2－5 年內」28.0%、「5 年以上」27.5%、「6 個月內」21.5%及不詳 9.1%。整整體而言，暴力持續時間超過 6 個月的各群體，其再通報率均維持在約 28%左右，高於短期暴力關係（6 個月內，21.5%)。此結果呈現出暴力持續時間與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

（四）相對人本段親密關係通報次數與再通報情形：在相對人本段親密關係通報次數方面，樣本分為三組，通報次數 0－1 次(231 人)、通報次數 2－3 次(212 人)以及通報次數 4 次（含）以上(162 人)。群體內再通報率以通報次數 4 次（含）以上 43.7%(再通報 69 人，占總數 43.7%)最高；其次為通報次數 2－3

次 24.1%(再通報 51 人，占總數 32.3%)、通報次數 0－1 次 16.5%(再通報 38 人，占總數 24.1%)。整體而言，相對人既往之通報紀錄與保護令期間之再通報率，在數值上呈現一致的遞增趨勢，即既往通報次數愈多，其再通報之比例亦隨之提升。此結果顯示，既往通報次數與暴力再通報風險之間具有潛在的正向關聯傾向，反映出過去的通報頻率可能是評估未來再犯風險的重要參考指標。

（五）相對人他段親密關係通報紀錄與再通報情形：在相對人他段親密關係通報紀錄方面，整體樣本中，有他段親密關係暴力通報紀錄的相對人共有 107 人，無他段通報紀錄的相對人共有 498 人；其中再通報人數分別為 39 人(24.7%)、119 人(75.3%)，群體內再通報率分別為 36.4%與 23.9%。整體而言，有他段親密關係暴力通報紀錄的相對人再通報率高於無他段通報紀錄的相對人，亦高於全體樣本再通報率 26.1%。此結果呈現出他段親密關係通報紀錄與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

（六）相對人本段親密關係高危機列管紀錄與再通報情形：在本段親密關係高危機列管情形方面，整體樣本中，有高危機列管紀錄的相對人共有 148 人，無高危機列管紀錄的相對人共有 457 人；其中再通報人數分別為 56 人(35.4%)、102 人(64.6%)，群體內再通報率分別為 37.8%與 22.3%。整體而言，具有高危機列管紀錄之相對人，其再通報率高於未列管群體，亦高於整體樣本再通報率（26.1%)。此結果呈現出他段親密關係通報紀錄與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

綜合上述分析結果，相對人之暴力行為特徵在再通報風險上呈現具體且一致的分佈落差（如表 4-2 所示)。無論是曾施以肢體或精神暴力者、暴力關係持續時間較長者、相對人於本段關係具多次通報或高危機列管紀錄，抑或於他段關係中具有通報紀錄者，其群體內再通報率均高於對照群體。此結果顯示，暴力樣態、暴力持續時間及通報史等變項，與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間，具有潛在的關

聯傾向，可作為後續風險評估之重要參考依據。

表 4-2

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之暴力特徵百分比分布(N=605)

項目	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
	有(n=158)	無(n=447)	
肢體暴力			
有肢體暴力(n=350)	105(66.5)	245(54.8)	**30.0%**
無肢體暴力(n=255)	53(33.5)	202(45.2)	20.8%
精神暴力			
有精神暴力(n=564)	150(94.9)	414(92.6)	**26.6%**
無精神暴力(n=41)	8(5.1)	33(7.4)	19.5%
暴力持續時間			
6 個月內(n=149)	32(20.3)	117(26.2)	21.5%
6 個月-2 年內(n=210)	60(38.0)	150(33.6)	**28.6%**
2-5 年內(n=93)	26(16.5)	67(15.0)	28.0%
5 年以上(n=142)	39(24.7)	103(23.0)	27.5%
不詳(n=11)	1(0.6)	10(2.2)	9.1%
相對人本段親密關係通報次數			
0-1(n=231)	38(24.1)	193(43.2)	16.5%
2-3 次(n=212)	51(32.3)	161(36.0)	24.1%
4 次(含)以上(n=162)	69(43.7)	93(20.8)	**42.6%**
相對人他段親密關係通報紀錄			
有通報紀錄(n=107)	39(24.7)	68(15.2)	**36.4%**
無通報紀錄(n=498)	119(75.3)	379(84.8)	23.9%
本段親密關係高危機列管紀錄			
有列管紀錄(n=148)	56(35.4)	92(20.6)	**37.8%**
無列管紀錄(n=457)	102(64.6)	355(79.4)	22.3%

三、 不同危險評估結果(TIPVDA)在通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之分布

為瞭解不同危險評估結果與再通報親密關係暴力之分布概況，本研究以「台灣親密關係危險評估量表（TIPVDA,Taiwan Intimate Partner Violence Danger Assessment)」為基礎，分析樣本於聲請通常保護令時的危險評估施測來源及結果，

與通常保護令有效期間再通報情形。考量其他網絡施測樣本數僅 21 件，樣本數太少，解釋力有限，因此分析面向聚焦於警政施測、衛政施測，以及一年內再通報題項等三個面向，呈現各項目之施測情形及再通報比例的描述性分布，藉此掌握不同施測途徑在整體樣本中的特徵，作為後續關聯性檢定的基礎。

（一） 警政 TIPVDA 施測情形：從警政施測(N=546)TIPVDA 危險評估 15 項題項的整體分布來看(詳見表 4-3)，當危險因子呈現「有」時，多數題項的群體內再通報率均高於「沒有」者，僅題項 7「跟蹤、監視或惡性打擾」及題項 13「懷疑有第三者介入」例外，其再通報率略低於無此情形者。在所有題項中，群體內再通報率最高的前三項分別為題項 9「他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉」(37.8%)、題項 12「他是否曾因你向外求援而有激烈反應」(36.0%)、以及題項 15「過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重」(35.3%)。整體而言，呈現出特定 TIPVDA 題項與通常保護令核發後的再通報風險之間存在潛在的共變傾向，其中以相對人之「酗酒行為」、「對求助之激烈反應」及「暴力程度加劇」三項危險因子（題項 9、12、15），可能具備較高的風險辨識價值。

表 4-3

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力與警政 TIPVDA 施測情形百分比分布

(N=546)

TIPVDA 危險評估題項 (可複選)	組別	再通報(樣本數/百分比)		群體內
		有(n=144)	無(n=402)	再通報率
1. 他曾對你有無法呼吸之暴力行為。	有(n=151)	51(35.4)	100(24.9)	33.8%
	沒有(n=395)	93(64.6)	302(75.1)	23.5%
2. 他對小孩有身體暴力行為（非指一般管教行為）。	有(n=63)	22(15.3)	41(10.2)	34.9%
	沒有(n=483)	122(84.7)	361(89.8)	25.3%
3. 你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	有(n=52)	18(12.5)	34(8.5)	34.6%
	沒有(n=494)	126(87.5)	368(91.5)	25.5%
4. 他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	有(n=122)	37(25.7)	85(21.1)	30.3%
	沒有(n=424)	107(74.3)	317(78.9)	25.2%
5. 他曾揚言或威脅要殺掉你。	有(n=160)	49(34.0)	111(27.6)	30.6%
	沒有(n=386)	95(66.0)	291(72.4)	24.6%
6. 他有無說過像：「要分手、要離婚、或要聲請保護令…就一起死」，或是「要死就一起死」等話。	有(n=147)	40(27.8)	107(26.6)	27.2%
	沒有(n=399)	104(72.2)	295(73.4)	26.1%
7. 他曾對你有跟蹤、監視或惡性打擾等行為（包括唆使他人）。	有(n=161)	37(25.7)	124(30.8)	23.0%
	沒有(n=385)	107(74.3)	278(69.2)	27.8%
8. 他曾故意傷害你的性器官（如踢、打、搥或用異物傷害下體、胸部或肛門）或對你性虐待。	有(n=25)	8(5.6)	17(4.2)	32.0%
	沒有(n=521)	136(94.4)	385(95.8)	26.1%
9. 他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉（「幾乎每天」指一週四天及以上）。	有(n=74)	28(19.4)	46(11.4)	**37.8%**
	沒有(n=472)	116(80.6)	356(88.6)	24.6%
10. 他曾經對他認識的人（指家人以外的人，如朋友、鄰居、同事…等）施以身體暴力。	有(n=63)	17(11.8)	46(11.4)	27.0%
	沒有(n=483)	127(88.2)	356(88.6)	26.3%
11. 他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	有(n=164)	57(39.6)	107(26.6)	34.8%
	沒有(n=382)	87(60.4)	295(73.4)	22.8%

表 4-3

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力與警政 TIPVDA 施測情形百分比分布

(N=546)

TIPVDA 危險評估題項 (可複選)	組別	再通報(樣本數/百分比)		群體內
		有(n=144)	無(n=402)	再通報率
12. 他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等）而有激烈的反應（例如言語恐嚇或暴力行為）。	有(n=172)	62(43.1)	110(27.4)	**36.0%**
	沒有(n=373)	82(56.9)	291(72.6)	22.0%
13. 他最近懷疑或認為你們之間有第三者介入感情方面的問題。	有(n=208)	51(35.4)	157(39.1)	24.5%
	沒有(n=338)	93(64.6)	245(60.9)	27.5%
14. 你相信他有可能殺掉你。	有(n=189)	50(34.7)	139(34.6)	26.5%
	沒有(n=357)	94(65.3)	263(65.4)	26.3%
15. 過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	有(n=173)	61(42.4)	112(27.9)	**35.3%**
	沒有(n=373)	83(57.6)	290(72.1)	22.3%

（二）衛政 TIPVDA 施測情形：從衛政施測(N=223)TIPVDA 危險評估 15 項題項的整體分布來看(詳見表 4-4)，多數危險因子呈現「有」時，其群體內再通報率均高於「沒有」者，僅題項 6『他有無說過像：「要分手、要離婚、或要聲請保護令…就一起死」，或是「要死就一起死」等話』及題項 9「他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉」例外，其再通報率低於無此情形者。整體而言，群體內再通報率最高的前三項分別為題項 3「懷孕時曾遭動手毆打」(53.1%)、題項 2「對小孩施暴」(45.2%) 以及題項 8「他曾故意傷害你的性器官（如踢、打、搥或用異物傷害下體、胸部或肛門）或對你性虐待」(40.7%)。整體而言，相對人在被害人懷孕期間動手毆打、對小孩施暴，以及對被害人有性暴力的情形等危險因子（題項 3、2、8），其群體內再通報率均大幅高於其他題項。

表 4-4

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力與衛政 TIPVDA 施測情形百分比分布

(N=223)

TIPVDA 危險評估題項（可複選）	組別	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
		有(n=69)	無(n=154)	
1. 他曾對你有無法呼吸之暴力行為。	有(n=98)	35(50.7)	63(40.9)	35.7%
	沒有(n=125)	34(49.3)	91(59.1)	27.2%
2. 他對小孩有身體暴力行為（非指一般管教行為）。	有(n=31)	14(20.3)	17(11.0)	**45.2%**
	沒有(n=192)	55(79.7)	137(89.0)	28.6%
3. 你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	有(n=32)	17(24.6)	15(9.7)	**53.1%**
	沒有(n=191)	52(75.4)	139(90.3)	27.2%
4. 他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	有(n=90)	33(47.8)	57(37.0)	36.7%
	沒有(n=133)	36(52.2)	97(63.0)	27.1%
5. 他曾揚言或威脅要殺掉你。	有(n=110)	36(52.2)	74(48.1)	32.7%
	沒有(n=113)	33(47.8)	80(51.9)	29.2%
6. 他有無說過像：「要分手、要離婚、或要聲請保護令…就一起死」，或是「要死就一起死」等話。	有(n=100)	30(43.5)	70(45.5)	30.0%
	沒有(n=123)	39(56.5)	84(54.5)	31.7%
7. 他曾對你有跟蹤、監視或惡性打擾等行為（包括唆使他人）。	有(n=70)	25(36.2)	45(29.2)	35.7%
	沒有(n=153)	44(63.8)	109(70.8)	28.8%
8. 他曾故意傷害你的性器官（如踢、打、搥或用異物傷害下體、胸部或肛門）或對你性虐待。	有(n=27)	11(15.9)	16(10.4)	**40.7%**
	沒有(n=196)	58(84.1)	138(89.6)	29.6%
9. 他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉（「幾乎每天」指一週四天及以上）。	有(n=51)	13(18.8)	38(24.7)	25.5%
	沒有(n=172)	56(81.2)	116(75.3)	32.6%
10. 他曾經對他認識的人（指家人以外的人，如朋友、鄰居、同事…等）施以身體暴力。	沒有(n=177)	51(73.9)	126(81.8)	28.8%
	有(n=46)	18(26.1)	28(18.2)	39.1%
11. 他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	有(n=88)	34(49.3)	54(35.1)	38.6%
	沒有(n=135)	35(50.7)	100(64.9)	25.9%

表 4-4

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力與衛政 TIPVDA 施測情形百分比分布

(N=223)

TIPVDA 危險評估題項 (可複選)	組別	再通報(樣本數/百分比)		群體內
		有(n=69)	無(n=154)	再通報率
12. 他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等）而有激烈的反應（例如言語恐嚇或暴力行為）。	有(n=96)	37(53.6)	59(38.3)	38.5%
	沒有(n=127)	32(46.4)	95(61.7)	25.2%
13. 他最近懷疑或認為你們之間有第三者介入感情方面的問題。	有(n=91)	29(42.0)	62(40.3)	31.9%
	沒有(n=132)	40(58.0)	92(59.7)	30.3%
14. 你相信他有可能殺掉你。	有(n=125)	43(62.3)	82(53.2)	34.4%
	沒有(n=98)	26(37.7)	72(46.8)	26.5%
15. 過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	有(n=124)	43(62.3)	81(52.6)	34.7%
	沒有(n=99)	26(37.7)	73(47.4)	26.3%

（三）最近一年內曾發生過題項：從最近一年內曾發生過題項(N=601)TIPVDA 危險評估 15 項題項的整體分布來看(詳見表 4-5)，多數危險因子呈現「有」時，其群體內再通報率均高於「沒有」者，僅題項 7「有跟蹤、監視或惡性打擾」及題項 13「懷疑有第三者介入」呈現例外分布，其再通報率低於無此情形者。在所有指標中，再通報率最高的前三項分別為：題項 3「懷孕時曾遭動手毆打」(58.8%)、題項 10「他曾經對他認識的人（指家人以外的人，如朋友、鄰居、同事…等）施以身體暴力」(38.9%) 及題項 15「過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重」(35.5%)。綜言之，上述三項因子在群體內再通報率之數值表現最為凸顯，顯示其與再通報風險之間具有潛在的正向關聯傾向。

表 4-5

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力與一年內曾發生過 TIPVDA 題項百分比分布(N=601)

TIPVDA 危險評估題項(可複選)	組別	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
		有(n=157)	無(n=444)	
1. 他曾對你有無法呼吸之暴力行為。	有(n=108)	35(22.3)	73(16.4)	32.4%
	沒有(n=493)	122(77.7)	371(83.6)	24.7%
2. 他對小孩有身體暴力行為（非指一般管教行為）。	有(n=43)	15(9.6)	28(6.3)	34.9%
	沒有(n=558)	142(90.4)	416(93.7)	25.4%
3. 你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	有(n=17)	10(6.4)	7(1.6)	**58.8%**
	沒有(n=584)	147(93.6)	437(98.4)	25.2%
4. 他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	有(n=127)	44(28.0)	83(18.7)	34.6%
	沒有(n=474)	113(72.0)	361(81.3)	23.8%
5. 他曾揚言或威脅要殺掉你。	有(n=165)	48(30.6)	117(26.4)	29.1%
	沒有(n=436)	109(69.4)	327(73.6)	25.0%
6. 他有無說過像：「要分手、要離婚、或要聲請保護令…就一起死」，或是「要死就一起死」等話。	有(n=118)	32(20.4)	86(19.4)	27.1%
	沒有(n=483)	125(79.6)	358(80.6)	25.9%
7. 他曾對你有跟蹤、監視或惡性打擾等行為（包括唆使他人）。	有(n=252)	55(35.0)	197(44.4)	21.8%
	沒有(n=349)	102(65.0)	247(55.6)	29.2%
8. 他曾故意傷害你的性器官（如踢、打、搥或用異物傷害下體、胸部或肛門）或對你性虐待。	有(n=10)	3(1.9)	7(1.6)	30.0%
	沒有(n=591)	154(98.1)	437(98.4)	26.1%
9. 他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉（「幾乎每天」指一週四天及以上）。	有(n=80)	27(17.2)	53(11.9)	33.8%
	沒有(n=521)	130(82.8)	391(88.1)	25.0%
10. 他曾經對他認識的人（指家人以外的人，如朋友、鄰居、同事…等）施以身體暴力。	有(n=18)	7(4.5)	11(2.5)	**38.9%**
	沒有(n=583)	150(95.5)	433(97.5)	25.7%
11. 他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	有(n=171)	57(36.3)	114(25.7)	33.3%
	沒有(n=430)	100(63.7)	330(74.3)	23.3%

表 4-5

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力與一年內曾發生過 TIPVDA 題項百分比分布(N=601)

TIPVDA 危險評估題項(可複選)	組別	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
		有(n=157)	無(n=444)	
12. 他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等）而有激烈的反應（例如言語恐嚇或暴力行為）。	有(n=79)	25(15.9)	54(12.2)	31.6%
	沒有(n=522)	132(84.1)	390(87.8)	25.3%
13. 他最近懷疑或認為你們之間有第三者介入感情方面的問題。	有(n=224)	55(35.0)	169(65.0)	24.6%
	沒有(n=377)	102(65.0)	275(61.9)	27.1%
14. 你相信他有可能殺掉你。	有(n=177)	52(33.1)	125(28.2)	29.4%
	沒有(n=424)	105(66.9)	319(71.8)	24.8%
15. 過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	有(n=141)	50(31.8)	91(20.5)	**35.5%**
	沒有(n=460)	107(68.2)	353(79.5)	23.3%

綜合 TIPVDA 危險評估量表於不同施測來源的分析結果，多數危險因子呈現「有」時，其群體內再通報率均高於「沒有」者，顯示危險因子的存在與暴力再通報風險的增加具有一致性的共變關係。在所有高風險因子中，懷孕時曾遭動手毆打（衛政 53.1%、一年內 58.8%）和暴力程度加劇（警政 35.3%、一年內 35.5%）在跨施測情境下均與極高的再通報率有關。此外，警政施測結果突顯了相對人的酗酒行為（37.8%）及對求助的激烈反應（36.0%）的關聯；而衛政施測結果則強調了對小孩施暴（45.2%）與性暴力（40.7%）等婦幼及性暴力相關題項的高風險；而最近一年內曾發生過題項的分析，則突顯了相對人對家人以外的暴力行為（38.9%）的重要性。綜上所述，TIPVDA 危險評估中的特定因子與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間，呈現出具體且多樣化的關聯特徵，初步反映出不同面向的潛在風險分佈。

四、 不同司法介入情形在通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之分布

（一）刑事移送與再通報情形：整體樣本中，曾被依現行犯逮捕或移送偵辦者共有138人，無任何刑事移送紀錄的相對人共有467人；其中再通報人數分別為39人(24.7%)、119人(75.3%)，群體內再通報率為28.3%與25.5%。相較之下，有刑事移送紀錄之群體內再通報率略高於無移送群體，亦高於整體樣本再通報率（26.1%），此結果呈現出刑事移送紀錄與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

（二）緊急或暫時保護令核發與再通報情形：整體樣本分佈為未核發緊急或暫時保護令者(454人)、曾核發緊急保護令者(27人)、曾核發暫時保護令者(124人)。其群體內再通報率以曾核發暫時保護令者36.3%最高(再通報45人，占總數28.5%)；其次為曾核發緊急保護令者29.6%(再通報27人，占總數5.1%)，再其次為未核發緊急或暫時保護令者23.1%(再通報105人，占總數66.5%)。整體而言，曾核發緊急或暫時保護令的群體，其再通報率(29.6%、36.3%)皆高於未核發者(23.1%)，亦高於全體樣本的再通報率（26.1%），此結果呈現出緊急或暫時保護令的核發與通常保護令有效期間的暴力再通報風險之間可能存在某種程度的共變關係。

若將曾核發緊急保護令與暫時保護令之兩群體進行比較，數據顯示曾核發緊急保護令者之群體內再通報率（29.6%），低於曾核發暫時保護令者（36.3%）。此數據落差反映出兩類即時性保護令個案，在後續再通報風險之分布上呈現出不同程度的傾向。

（三）通常保護令核發款項與再通報情形：僅核發基本款項（「禁止施暴」、「禁止騷擾」等，共228人）與核發擴充款項（除基本款外並核發其他款項，共377人）。其中，再通報人數分別為60人（38.0%）與98人（62.0%），群體內再通報率分別為26.3%與26.0%。兩群體之比例極為接近，且均趨近於整

體樣本平均值（26.1%）。此結果反映出，通常保護令之款項組合樣態與其有效期間之暴力再通報風險之間，未呈現具體的關聯傾向。

進一步檢視各擴充款項的群體內再通報率，數據顯示「命交付必需品」之再通報率最高(（n=10，達 70.0%)；其次為「命遷出被害人居住所」(n=12，達 66.7%)；再其次為「命完成加害人處遇計畫」(n=101，達 38.6%)。上述三項款項之再通報率均高於整體平均（26.1%）。此結果反映出核發特定擴充款項與再通報風險之間，具有潛在的關聯傾向；惟前兩項款項因樣本數較少，其結果之代表性仍需謹慎解讀。

在加害人處遇計畫核發類型中，以裁處「認知教育輔導」(n=79）為多，其群體內再通報率（31.6%）在各處遇類別中表現相對較低。其餘類型如「心理輔導」(n=14，達 57.1%)、「戒癮治療」(n=12，達 41.7%)、「親職教育輔導」(n=5，達 40.0%）及「精神治療」(n=21，達 33.3%)，其群體內再通報率均呈現高於整體（26.1%）之趨勢。

（四）通常保護令期限與再通報情形：在通常保護令期限方面，核發期限為 1 年（含 1 年以內）者共有 333 人，核發期限為 2 年（含 1 至 2 年內）者共有 272 人；其中再通報皆為 79 人（分占 50.0%)，群體內再通報率分別為 23.7%、29.0%。相較之下，核發期限為 2 年的群體內再通報率高於 1 年期的群體，此結果呈現出通常保護令期限與通常保護令有效期間的暴力再通報風險之間可能存在潛在的共變關係。

（五）加害人處遇計畫執行情形與再通報情形：在加害人處遇計畫部分，整體樣本中無處遇計畫者共有 504 人，有處遇計畫者則為 101 人；其中再通報人數分別為 119 人（75.3%）與 39 人（24.7%)，群體內再通報率分別為 23.6%與 38.6%。整體而言，有處遇計畫者的再通報率不僅高於無處遇計畫群體，亦高於全體樣本再通報率（26.1%)。

進一步檢視處遇計畫的執行情形，已完成處遇者共 63 人，未完成者 24 人，完成情形不詳者 14 人；再通報人數分別為 20 人、13 人及 6 人，群體內再通

報率分別為 31.7%、54.2%及 42.9%。整體而言，群體內再通報率以「未完成處遇計畫者」最高，已完成處遇者相對最低。此結果呈現出處遇計畫的執行狀態與通常保護令核發後的暴力再通報風險之間存在潛在的共變關係。

綜合司法介入、保護令類型與處遇措施等面向之分析結果(詳見表 4-6)，可見法院對案件風險程度之判斷，與後續再通報風險之分布呈現一致的關聯傾向。整體而言，曾有刑事移送紀錄、核發緊急或暫時保護令、保護令期限達兩年、受裁定命完成加害人處遇計畫，以及未完成處遇計畫者，其再通報率之分布表現均相對凸顯。此結果反映出司法介入程度與保護令相關配套措施，在一定程度上與案件之高風險特徵具備連動性，顯示上述司法特徵可作為評估再通報風險之重要參考指標。

表 4-6

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之司法介入情形百分比分布(N=605)

項目	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
	有(n=158)	無(n=447)	
刑事移送情形			
曾被依現行犯逮捕或移送偵辦(n=138)	39(24.7)	99(22.1)	**28.3%**
無任何刑事移送(n=467)	119(75.3)	348(77.9)	25.5%
緊急或暫時保護令核發情形			
核發緊急保護令(n=27)	8(5.1)	19(4.3)	**29.6%**
核發暫時保護令(n=124)	45(28.5)	79(17.7)	**36.3%**
無核發緊保或暫保(n=454)	105(66.5)	349(78.1)	23.1%
通常保護令核發款項			
僅核發禁止施暴、騷擾基本款項(n=228)	60(38.0)	168(37.6)	26.3%
除基本款尚核發其餘款項(n=377)	98(62.0)	279(62.4)	26.0%
禁止施暴(n=605)	158(100.0)	447(100.0)	26.1%
禁止騷擾(n=548)	143(90.5)	405(90.6)	26.1%
禁止接觸(n=131)	27(17.1)	104(23.3)	20.6%
禁止跟蹤(n=215)	53(33.5)	162(36.2)	24.7%
禁止通話(n=134)	28(17.7)	106(23.7)	20.9%
禁止通信(n=132)	28(17.7)	104(23.3)	21.2%
命遷出被害人住居所(n=12)	8(5.1)	4(0.9)	**66.7%**
命遠離特定場所(n=206)	47(29.7)	159(35.6)	22.8%
命交付必需品(n=10)	7(4.4)	3(0.7)	**70.0%**

表 4-6

通常保護令有效期間再通報親密關係暴力之司法介入情形百分比分布(N=605)

項目	再通報(樣本數/百分比)		群體內再通報率
	有(n=158)	無(n=447)	
定暫時對未成年子女義務之行使或負擔(n=2)	0(0.0)	2(0.4)	0.0%
定相對人對未成年子女會面交往方式(n=4)	0(0.0)	4(0.9)	0.0%
命相對人給付租金或扶養費(n=1)	0(0.0)	1(0.2)	0.0%
禁止查閱戶籍、學籍、所得來源(n=5)	1(0.6)	4(0.9)	20.0%
命完成加害人處遇計畫(n=101)	39(24.7)	62(13.9)	**38.6%**
認知教育輔導(n=79)	25(15.8)	54(12.1)	31.6%
親職教育輔導(n=5)	2(1.3)	3(0.7)	40.0%
心理輔導(n=14)	8(5.1)	6(1.3)	57.1%
精神治療(n=21)	7(4.4)	14(3.1)	33.3%
戒癮治療(n=12)	5(3.2)	7(1.6)	41.7%
通常保護令期限			
1 年(含 1 年以內)(n=333)	79(50.0)	254(56.8)	23.7%
2 年(含 1-2 年)(n=272)	79(50.0)	193(43.2)	**29.0%**
加害人處遇計畫執行情形			
無處遇計畫(n=504)	119(75.3)	385(86.1)	23.6%
有處遇計畫(n=101)	39(24.7)	62(13.9)	**38.6%**
有完成處遇(n=63)	20(12.7)	43(9.6)	31.7%
未完成處遇(n=24)	13(8.2)	11(2.5)	**54.2%**
完成情形不詳(n=14)	6(3.8)	8(1.8)	42.9%

第二節　通常保護令核發後親密關係暴力再通報在各測量變項之差異分析

為驗證研究假設一：「不同個人特性、暴力特徵、危險評估結果與司法介入情形之群體，在通常保護令核發後的親密關係暴力再通報比例具有顯著差異。」本節採用卡方檢定（Chi-square Test）進行分析，以檢視通常保護令核發後再通報親密關係暴力之情形，是否因個人特性、暴力特徵、危險評估（TIPVDA）結果及司法介入等變項而呈現顯著差異。

一、不同個人特性在通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯性分析

本研究採用卡方檢定（Chi-square Test），以檢驗個人特性與在通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之間的關聯性，探討性別、國籍別、年齡、教育程度、就業狀況、身心風險特徵及關係特徵等類別變項，在通常保護令核發後之再通報情形中是否存在顯著差異。由於部分樣本於教育程度、就業狀況及關係持續時間資料標示為「不詳」，為確保統計檢定結果之解釋效度與分析意義，本研究排除該部分資料後進行分析。此外，教育程度中「研究所以上」之再通報樣本數過少，為提升分析穩定性，將其合併至「大學或專科」群組，並重新命名為「大專以上」。就業狀況部分，「技藝有關工作人員」及「機械設備操作及組裝人員」之再通報樣本數亦偏少，故合併至「技術及行政支援人員」，並重新命名為「技術及產業操作類人員」。

（一）在性別與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示，不同性別被害人在有無再通報親密關係暴力方面未達顯著水準（χ^2=0.101；df=1；p>.05）；同樣地，不同性別相對人在有無再通報方面亦未達顯著水準（χ^2<0.001；df=1；p>.05）。整體而言，性別與有無再通報親密關係暴力之之間並無顯著關聯。

（二）在國籍別與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示，被害人之國籍別與是否再通報之間差異未達顯著水準（χ^2=0.006；df=1；p>.05）。相對人部分，亦未呈現顯著差異（χ^2= 0.341；df=1；p>.05）。整體而言，無論被害人或相對人，其國籍別與有無再通報親密關係暴力之間皆未呈現顯著關聯。

（三）在年齡與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示，被害人之年齡與有無再通報之間差異未達顯著水準（χ^2=8.947；df=5；p>.05）。相對人部分亦同樣未達顯著水準（χ^2= 7.904；df=5；p>.05）。整體而言，無論

被害人或相對人，其年齡層與有無再通報親密關係暴力之間皆未呈現顯著差異。

（四）在教育程度與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，刪除被害人教育程度不詳者 145 人後，結果顯示，被害人之教育程度與有無再通報之間的差異未達顯著水準（χ^2=0.408；df=2；p<.05）。相對人部分，刪除教育程度不詳者 244 人後則達顯著水準（χ^2= 8.579；df = 2；p<.05），顯示不同教育程度之相對人在有無再通報方面存在顯著差異；依前節再通報分布情形所示，教育程度較低之相對人其群體內再通報比例（國中以下 47.4%、高中職 28.7%）高於大學或專科（33.6%）及研究所以上（11.1%），顯示教育程度可能與再通報風險呈負向關聯。

（五）在就業狀況與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，刪除被害人就業狀況不詳者 16 人後，結果顯示，被害人之就業狀況與有無再通報之間差異未達顯著水準（χ^2=3.662；df=6；p>.05）。相對人部分刪除就業狀況不詳者 73 人後，亦同樣未達顯著水準（χ^2=1.936；df=6；p>.05），顯示不同就業狀況之被害人與相對人，其親密關係暴力有無再通報皆未達顯著差異。

（六）在精神疾病與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示，被害人是否罹患精神疾病與是否再通報之間差異未達顯著水準（χ^2=3.150；df=1；p>.05）。相對人部分則達顯著水準（χ^2=3.987；df=1；p<.05）；再觀察前節再通報分布情形，具有精神疾病之相對人（35.8%）其再通報親密關係暴力的比例，顯著高於無精神疾病者（24.6%）。整體而言，被害人之精神疾病狀況與有無再通報親密關係暴力並無顯著關聯，惟相對人若具有精神疾病，則可能與較高的再通報風險相關。

（七）在自殺防治列管情形與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示，被害人是否曾有自殺防治列管紀錄與有無再通報之間差異達顯著水準（χ^2=4.655，df=1，p<.05），如前節再通報分布情形所述，顯示曾被列入自殺防治個案之被害人(36.0%)，其再通報比例顯著高於無列管紀錄者

(24.4%)。相對人部分亦呈現顯著差異（χ^2= 8.047；df=1，p<.01），如前節再通報分布情形所示，具有自殺防治列管紀錄之相對人再通報比例更高(38.0%>23.8%)。整體而言，無論被害人或相對人，若曾被列入自殺防治列管，皆與較高的親密關係暴力再通報風險相關。

（八）在藥物濫用狀況與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示，被害人是否有藥物濫用行為與有無再通報之間差異達顯著水準（χ^2=4.283；df=1；p<.05），如前節再通報分布情形所述，顯示有藥物濫用行為之被害人(50.0%)，其再通報比例顯著高於無藥物濫用者(25.4%)。相對人部分則未達顯著水準（χ^2=2.432；df=1；p>.05），顯示相對人藥物濫用行為與有無再通報親密關係暴力之間並無顯著關聯。整體而言，被害人藥物濫用行為與有無再通報風險具顯著關聯，而相對人之藥物濫用則未呈現顯著影響。

（九）在飲酒狀況與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示，被害人是否具有問題性飲酒行為或飲酒習性與有無再通報之間差異未達顯著水準（χ^2<0.001；df=1，p>.05）。相對人部分則達顯著水準（χ^2=4.092；df=1；p<.05），如前節再通報分布情形所述，顯示具有問題性飲酒行為或飲酒習性之相對人(33.3%)，其再通報比例顯著高於無飲酒習性者(24.1%)。整體而言，相對人之飲酒行為與有無再通報親密關係暴力具有顯著關聯，顯示飲酒可能為再通報風險的重要影響因子之一。

（十）在關係類型與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示達顯著水準（χ^2=22.228；df=1；p<.001），顯示不同關係型態與有無再通報之間存在顯著差異。整體觀察再通報分布，婚姻關係及同居/未同居伴侶之群體再通報比例較高(33.1%、31.5%)，而曾有關係者（如離婚、曾同居或曾未同居伴侶）再通報比例較低(18.6%、13.8%)。

（十一）在居住型態與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示達顯著水準（χ^2=25.460；df=1；p<.001）。觀察再通報分布，顯示共同居住者之再通報比例(34.9%)顯著高於未共同居住者（16.6%）。

（十二）在關係持續時間與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，刪除不詳者 28 人後，分析結果未達顯著水準（χ^2=1.688；df=1，p>.05），顯示關係維持長短與有無再通報親密關係暴力之間並無顯著關聯。

（十三）在共同子女與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果則呈現顯著差異（χ^2=5.439；df=1；p<.05）。觀察再通報分布，顯示具有共同子女者再通報比例(30.0%)顯著高於無共同子女者(21.3%)。

依表 4-7 所示，整體而言，在被害人個人特性中，以自殺防治列管紀錄及藥物濫用行為與「有無再通報」親密關係暴力呈現顯著關聯；其中有自殺防治列管紀錄及藥物濫用行為之被害人，其再通報比例顯著較高。相對人特徵部分，則以教育程度、精神疾病、自殺防治列管情形及飲酒狀況與「有無再通報」親密關係暴力達顯著水準；其中，教育程度較低、具有精神疾病或自殺防治列管紀錄，以及具問題性飲酒行為或飲酒習性之相對人，其再通報比例皆顯著較高，顯示心理健康與物質使用相關因素可能為再通報風險的重要指標。此外，在關係特徵方面，關係類型型態、居住型態及是否有共同子女與「有無再通報」親密關係暴力亦達顯著水準，顯示關係持續性與生活連結越緊密者，其再通報風險相對較高。

表 4-7

個人特性與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析

項目	再通報(樣本數/百分比)		卡方值/自由度
	有	無	
被害人個人特性			
性別			
男性(n=63)	18(11.4)	45(10.1)	χ^2=0.101[1] df=1
女性(n=542)	140(88.6)	402(89.9)	
國籍別			
本國籍非原住民及原住民(n=537)	141(89.2)	396(88.6)	χ^2=0.006[2] df=1
已設籍及未設籍新住民(n=68)	17(10.8)	51(11.4)	
年齡			
18-24 歲(n=55)	8(5.1)	47(10.5)	
25-34 歲(n=138)	37(23.4)	101(22.6)	
35-44 歲(n=209)	56(35.4)	153(34.2)	χ^2=8.947 df=5
45-54 歲(n=125)	29(18.4)	96(21.5)	
55-64 歲(n=46)	15(9.5)	31(6.9)	
65 歲以上(n=32)	13(8.2)	19(4.3)	
教育程度			
國中以下(n=103)	30(22.2)	73(22.5)	χ^2=0.408
高中職(n=205)	63(46.7)	142(43.7)	df=2
大學專科以上(n=152)	42(31.1)	110(33.8)	
就業狀況			
主管、公職及專業人員(n=49)	12(7.6)	37(8.6)	
技術及產業操作類人員(n=69)	12(7.6)	57(13.2)	
服務及銷售工作人員(n=141)	38(24.1)	103(23.9)	χ^2=3.662
農牧業及基層勞力工作者(n=69)	19(12.0)	50(11.6)	df=6
自營公司、零售業及服務業(n=99)	22(13.9)	77(17.9)	
非典型職業及無業(n=67)	22(13.9)	45(10.4)	
其他(n=95)	33(20.9)	62(14.4)	
身心風險特徵			
有精神疾病(n=77)	27(17.1)	50(11.2)	χ^2=3.150[3] df=1
有自殺防治列管紀錄(n=89)	32(20.3)	57(12.8)	**χ^2=4.655*[4]** df=1
有藥物濫用行為(n=18)	9(5.7)	9(2.0)	**χ^2=4.283*[5]** df=1
有問題性飲酒行為或飲酒習性(n=12)	3(1.9)	9(2.0)	χ^2<0.001[6] df=1

表 4-7

個人特性與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析

項目	再通報(樣本數/百分比) 有	再通報(樣本數/百分比) 無	卡方值/自由度
相對人個人特性			
性別			
男性(n=532)	139(88.0)	393(87.9)	χ^2<0.001[7] df=1
女性(n=73)	19(12.0)	54(12.1)	
國籍別			
本國籍非原住民及原住民(n=581)	150(94.9)	431(96.4)	χ^2=0.341[8] df=1
已設籍及未設籍新住民(n=24)	8(5.1)	16(3.6)	
年齡			
18-24 歲(n=33)	5(3.2)	28(6.3)	
25-34 歲(n=131)	36(22.8)	95(21.3)	
35-44 歲(n=201)	52(32.9)	149(33.3)	χ^2=7.904 df=5
45-54 歲(n=149)	43(27.2)	106(23.7)	
55-64 歲(n=56)	9(5.7)	47(10.5)	
65 歲以上(n=35)	13(8.2)	22(4.9)	
教育程度			
國中以下(n=78)	37(30.3)	41(17.2)	**χ^2=8.579***
高中職(n=167)	48(39.3)	119(49.8)	df=2
大專以上(n=116)	37(30.3)	79(33.1)	
就業狀況			
主管、公職及專業人員(n=52)	15(10.0)	37(9.7)	
技術及產業類操作人員(n=112)	30(20.0)	82(21.5)	
服務及銷售工作人員(n=56)	16(10.7)	40(10.5)	
農牧業及基層勞力工作者(n=76)	24(16.0)	52(13.6)	χ^2=1.936 df=6
自營公司、零售業及服務業(n=78)	21(14.0)	57(14.9)	
非典型職業及無業(n=94)	23(15.3)	71(18.6)	
其他(n=64)	21(14.0)	43(11.3)	
身心風險特徵			
有精神疾病(n=81)	29(18.4%)	52(11.6%)	**χ^2=3.987*[9]** df=1
有自殺防治列管紀錄(n=100)	38(24.1%)	62(13.9%)	**χ^2=8.047**[10]** df=1
有藥物濫用行為(n=90)	30(19.0)	60(13.4)	χ^2=2.432[11] df=1
有問題性飲酒行為或飲酒習性(n=132)	44(27.8)	88(19.7)	**χ^2=4.092*[12]** df=1

表 4-7

個人特性與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析

項目	再通報(樣本數/百分比)		卡方值/自由度
	有	無	
關係特徵			
關係類型			
婚姻關係(n=266)	88(55.7)	178(39.8)	χ^2=22.228***
離婚關係(n=86)	16(10.1)	70(15.7)	df=1
同居或未同居伴侶(n=108)	34(21.5)	74(16.6)	
曾同居或曾未同居伴侶(n=145)	20(12.7)	125(28.0)	
居住型態			χ^2=25.460***[13]
共同居住(n=315)	110(69.6)	205(45.9)	df=1
關係持續時間			
2 年以內(n=150)	38(25.0)	112(26.4)	χ^2=1.688
2 年以上-未滿 5 年(n=102)	32(21.1)	70(16.5)	df=1
5 年以上-未滿 10 年(n=107)	28(18.4)	79(18.6)	
10 年以上(n=218)	54(35.5)	164(38.6)	
共同子女			χ^2=5.439*[14]
有共同子女(n=333)	100(63.3)	233(52.1)	df=1

*p<.05；**p<.01；***P<.001。

[1] Pearson 卡方值 0.220，但被害人性別為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 0.101。

[2] Pearson 卡方值 0.049，但被害人國籍別為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 0.006。

[3] Pearson 卡方值 3.662，但被害人精神疾病為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 3.150。

[4] Pearson 卡方值 5.236，但被害人自殺防治列管紀錄為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 4.655。

[5] Pearson 卡方值 5.485，但被害人藥物濫用行為為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 4.283。

[6] Pearson 卡方值 0.008，但被害人飲酒行為為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 <0.001，部分格子期望值<5，故 Fisher-Freeman-Halton 精確檢定驗證結果。

[7] Pearson 卡方值<0.001，但相對人性別為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值<0.001。

[8] Pearson 卡方值 0.675，但相對人國籍別為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 0.341。

[9] Pearson 卡方值 4.548，但相對人精神疾病為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 3.987。

[10] Pearson 卡方值 8.769，但相對人自殺防治列管紀錄為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 8.047。

[11] Pearson 卡方值 2.854，但相對人藥物濫用行為為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 2.432。

[12] Pearson 卡方值 4.558，但相對人飲酒行為為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 4.092。

[13] Pearson 卡方值 26.404，但居住型態為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 25.460。

[14] Pearson 卡方值 5.882，但有無共同子女為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 5.439。

二、不同暴力特徵在通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯性分析

本研究採用卡方檢定（Chi-square Test），以檢驗暴力特徵與在通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之間的關聯性，探討肢體暴力、精神暴力、暴力持續時間、相對人本段親密關係通報次數、相對人他段親密關係通報紀錄，以及本段親密關係高危機列管紀錄等類別變項，在通常保護令核發後再通報情形中是否存在顯著差異。由於暴力持續時間部分樣本資料標示為「不詳」，為確保統計檢定結果之解釋效度與分析意義，本研究排除該部分資料後進行分析。

（一）在肢體暴力與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示達顯著水準（χ^2=6.024；df=1；p<.05）。觀察前節再通報分布，曾施以肢體暴力之相對人其再通報比例（30.0%）顯著高於未施以肢體暴力者（20.8%），顯示肢體暴力行為可能為再犯的重要預警指標。

（二）在精神暴力與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示精神暴力部分則未達顯著水準（χ^2=0.661；df=1；p>.05），顯示精神暴力與有無再通報親密關係暴力之間並無顯著關聯。

（三）在暴力持續時間與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，刪除不詳者11人，分析結果亦未達顯著水準（χ^2= 2.565；df=3；p>.05），顯示暴力持續時間長短與有無再通報親密關係暴力並無明顯關聯。

（四）在相對人本段親密關係通報次數與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果呈現高度顯著差異（χ^2=34.444；df=2；p<.001）。觀察前節再通報分布，顯示曾有多次通報紀錄之相對人，其再通報比例（2-3次佔24.1%、4次(含)以上佔42.6%）顯著高於通報次數較少者（0-1次佔16.5%），顯示通報頻率與再通報風險呈正向關聯。

（五）在相對人他段親密關係通報紀錄與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果亦達顯著水準（χ^2=6.557；df=1；p<.01）。觀察前節再通報分布，

顯示曾於其他親密關係中被通報者其再通報比例（36.4%）顯著高於無他段通報紀錄者（23.9%），顯示曾涉及多段親密關係暴力通報之相對人，其再通報風險相對較高。

（六）在本段親密關係高危機列管紀錄與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果亦呈現顯著差異（χ^2=13.160；df=1；p<.001）。觀察前節再通報分布，顯示被列為高危機個案之群體其再通報比例顯著較高（37.8%>22.3%），顯示高危機列管紀錄可反映潛在再通報風險。

依表 4-8 所示，整體而言，相對人曾施以肢體暴力、本段親密關係通報次數較多、他段親密關係具有通報紀錄，以及本段親密關係曾列為高危機個案者，其再通報親密關係暴力之比例皆顯著較高，顯示過往暴力行為與風險指標可作為再通報預測的重要依據。

表 4-8

暴力特徵與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析

項目	再通報(樣本數/百分比)		卡方值/自由度
	有	無	
肢體暴力			χ^2=6.024*[1]
有肢體暴力(n=350)	105(66.5)	245(54.8)	df=1
精神暴力			χ^2=0.661[2]
有精神暴力(n=564)	150(94.9)	414(92.6)	df=1
暴力持續時間			
6 個月內(n=149)	32(20.4)	117(26.8)	χ^2=2.565
6 個月-2 年內(n=210)	60(38.2)	150(34.3)	df=3
2-5 年內(n=93)	26(16.6)	67(15.3)	
5 年以上(n=142)	39(24.8)	103(23.6)	
相對人本段親密關係通報次數			
0-1(n=231)	38(24.1)	193(43.2)	χ^2=34.444***
2-3 次(n=212)	51(32.3)	161(36.0)	df=2
4 次(含)以上(n=162)	69(43.7)	93(20.8)	
相對人他段親密關係通報紀錄			χ^2=6.557**[3]
有通報紀錄(n=107)	39(24.7)	68(15.2)	df=1
本段親密關係高危機列管紀錄			χ^2=13.160***[4]
有列管紀錄(n=148)	56(35.4)	92(20.6)	df=1

*p<.05；**p<.01；***P<.001。

[1] Pearson 卡方值 6.493，但有無肢體暴力為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 6.024。

[2] Pearson 卡方值 0.994，但有無精神暴力為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 0.661。

[3] Pearson 卡方值 7.193，但相對人他段親密關係通報紀錄為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 6.557。

[4] Pearson 卡方值 13.953，但本段親密關係高危機列管紀錄為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 13.160。

三、不同危險評估結果在通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯性分析

為瞭解不同危險評估結果與在通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之間的關聯性，本研究採用卡方檢定（Chi-square Test）分析危險評估結果與再通報情形之關聯。考量其他網絡單位施測樣本數僅 21 件，且再通報僅 6 件，樣本數偏少，故本研究之分析範圍僅納入警政施測、衛政施測及一年內曾發生題項等三個面向進行檢定。由於各交叉表均屬 2×2 類別變項（df=1），為避免小樣本情況下高估顯著性，採用 Yate’s 連續性校正（Yate’s Continuity Correction）之卡方檢定結果作為分析依據，若表格中任一儲格期望值小於 5，則改採 Fisher－Freeman－Halton 精確檢定。

（一）在警政施測危險評估結果與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示部分危險指標與再通報情形呈現顯著關聯(詳見表 4-9)。具體而言，題項 1「他曾對你有無法呼吸之暴力行為」(χ^2=5.373；p<.05)、題項 9「他目前每天或幾乎每天飲酒至醉（χ^2=5.131；p<.05)、題項 11「他目前有經濟壓力的困境(如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等)」(χ^2=7.877；p<.01)、題項 12「他是否曾經因你向外求援(如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等)而有激烈的反應(例如言語威脅恐嚇或暴力行為)(χ^2=11.262；p<.001)，以及題項 15「過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重」(χ^2=9.640；p<.01）等題項，均與有無再通報親密關係暴力間達顯著水準。觀察前節再通報分布，整體而言，相對人若同時存在高致命性暴力行為、物質使用與飲酒習慣、經濟壓力困境、對外部介入的敵對反應及暴力升級樣態，皆可能顯著提高暴力再發風險，應作為實務上辨識高風險個案與預防再犯的重要警訊。

表 4-9

警政 TIPVDA 施測情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析(N=546)

TIPVDA 危險評估題項（可複選）	組別	再通報(樣本數/百分比) 有(n=144)	無(n=402)	Yate's 校正卡方值
1. 他曾對你有無法呼吸之暴力行為。	有(n=151)	51(35.4)	100(24.9)	χ^2=5.373*
	沒有(n=395)	93(64.6)	302(75.1)	
2. 他對小孩有身體暴力行為（非指一般管教行為）。	有(n=63)	22(15.3)	41(10.2)	χ^2=2.205
	沒有(n=483)	122(84.7)	361(89.8)	
3. 你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	有(n=52)	18(12.5)	34(8.5)	χ^2=1.569
	沒有(n=494)	126(87.5)	368(91.5)	
4. 他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	有(n=122)	37(25.7)	85(21.1)	χ^2=1.016
	沒有(n=424)	107(74.3)	317(78.9)	
5. 他曾揚言或威脅要殺掉你。	有(n=160)	49(34.0)	111(27.6)	χ^2=1.808
	沒有(n=386)	95(66.0)	291(72.4)	
6. 他有無說過像：「要分手、要離婚、或要聲請保護令…就一起死」，或是「要死就一起死」等話。	有(n=147)	40(27.8)	107(26.6)	χ^2=0.026
	沒有(n=399)	104(72.2)	295(73.4)	
7. 他曾對你有跟蹤、監視或惡性打擾等行為（包括唆使他人）。	有(n=161)	37(25.7)	124(30.8)	χ^2=1.117
	沒有(n=385)	107(74.3)	278(69.2)	
8. 他曾故意傷害你的性器官（如踢、打、搥或用異物傷害下體、胸部或肛門）或對你性虐待。	有(n=25)	8(5.6)	17(4.2)	χ^2=0.177
	沒有(n=521)	136(94.4)	385(95.8)	
9. 他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉（「幾乎每天」指一週四天及以上）。	有(n=74)	28(19.4)	46(11.4)	χ^2=5.131*
	沒有(n=472)	116(80.6)	356(88.6)	
10. 他曾經對他認識的人（指家人以外的人，如朋友、鄰居、同事…等）施以身體暴力。	有(n=63)	17(11.8)	46(11.4)	χ^2<0.001
	沒有(n=483)	127(88.2)	356(88.6)	
11. 他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	有(n=164)	57(39.6)	107(26.6)	χ^2=7.877**
	沒有(n=382)	87(60.4)	295(73.4)	
12. 他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等）而有激烈的反應（例如言語恐嚇或暴力行為）。	有(n=172)	62(43.1)	110(27.4)	χ^2= 11.262***
	沒有(n=373)	82(56.9)	291(72.6)	

表 4-9

警政 TIPVDA 施測情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析(N=546)

TIPVDA 危險評估題項(可複選)	組別	再通報(樣本數/百分比) 有(n=144)	無(n=402)	Yate's 校正卡方值
13. 他最近懷疑或認為你們之間有第三者介入感情方面的問題。	有(n=208)	51(35.4)	157(39.1)	χ^2=0.451
	沒有(n=338)	93(64.6)	245(60.9)	
14. 你相信他有可能殺掉你。	有(n=189)	50(34.7)	139(34.6)	χ^2<0.001
	沒有(n=357)	94(65.3)	263(65.4)	
15. 過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	有(n=173)	61(42.4)	112(27.9)	**χ^2=9.640****
	沒有(n=373)	83(57.6)	290(72.1)	

*p<.05；**p<.01；***p<.001。

（二）在衛政施測危險評估結果與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示部分危險指標與再通報情形呈現顯著關聯(詳見表 4-10)。具體而言，題項 3「你懷孕的時候他曾經動手毆打過你」(χ^2=7.435；p<.01）及題項 12「他是否曾因你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令等）而有激烈反應（例如言語威脅恐嚇或暴力行為）」(χ^2=3.953；p<.05）達顯著水準。觀察前節再通報分布，整體而言，若相對人曾在被害人懷孕期間施暴，或在被害人尋求外部協助時出現激烈反應，皆顯示與暴力持續與再發風險之增加具有顯著關聯趨勢。

表 4-10

衛政 TIPVDA 施測情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析(N=223)

TIPVDA 危險評估題項(可複選)	組別	再通報(樣本數/百分比) 有(n=69)	無(n=154)	Yate's 校正卡方值
1. 他曾對你有無法呼吸之暴力行為。	有(n=98)	35(50.7)	63(40.9)	χ^2=1.486
	沒有(n=125)	34(49.3)	91(59.1)	
2. 他對小孩有身體暴力行為（非指一般管教行為）。	有(n=31)	14(20.3)	17(11.0)	χ^2=2.678
	沒有(n=192)	55(79.7)	137(89.0)	
3. 你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	有(n=32)	17(24.6)	15(9.7)	**χ^2=7.435****
	沒有(n=191)	52(75.4)	139(90.3)	
4. 他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	有(n=90)	33(47.8)	57(37.0)	χ^2=1.887
	沒有(n=133)	36(52.2)	97(63.0)	
5. 他曾揚言或威脅要殺掉你。	有(n=110)	36(52.2)	74(48.1)	χ^2=0.18
	沒有(n=113)	33(47.8)	80(51.9)	
6. 他有無說過像：「要分手、要離婚、或要聲請保護令…就一起死」，或是「要死就一起死」等話。	有(n=100)	30(43.5)	70(45.5)	χ^2=0.017
	沒有(n=123)	39(56.5)	84(54.5)	
7. 他曾對你有跟蹤、監視或惡性打擾等行為（包括唆使他人）。	有(n=70)	25(36.2)	45(29.2)	χ^2=0.786
	沒有(n=153)	44(63.8)	109(70.8)	
8. 他曾故意傷害你的性器官（如踢、打、搥或用異物傷害下體、胸部或肛門）或對你性虐待。	有(n=27)	11(15.9)	16(10.4)	χ^2=0.908
	沒有(n=196)	58(84.1)	138(89.6)	
9. 他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉（「幾乎每天」指一週四天及以上）。	有(n=51)	13(18.8)	38(24.7)	χ^2=0.619
	沒有(n=172)	56(81.2)	116(75.3)	
10. 他曾經對他認識的人（指家人以外的人，如朋友、鄰居、同事…等）施以身體暴力。	沒有(n=177)	51(73.9)	126(81.8)	χ^2=1.368
	有(n=46)	18(26.1)	28(18.2)	
11. 他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	有(n=88)	34(49.3)	54(35.1)	χ^2=3.455
	沒有(n=135)	35(50.7)	100(64.9)	
12. 他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等）而有激烈的反應（例如言語恐嚇或暴力行為）。	有(n=96)	37(53.6)	59(38.3)	**χ^2=3.953***
	沒有(n=127)	32(46.4)	95(61.7)	

表 4-10

衛政 TIPVDA 施測情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析(N=223)

TIPVDA 危險評估題項(可複選)	組別	再通報(樣本數/百分比)		Yate's 校正卡方值
		有(n=69)	無(n=154)	
13. 他最近懷疑或認為你們之間有第三者介入感情方面的問題。	有(n=91)	29(42.0)	62(40.3)	χ^2=0.01
	沒有(n=132)	40(58.0)	92(59.7)	
14. 你相信他有可能殺掉你。	有(n=125)	43(62.3)	82(53.2)	χ^2=1.245
	沒有(n=98)	26(37.7)	72(46.8)	
15. 過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	有(n=124)	43(62.3)	81(52.6)	χ^2=1.452
	沒有(n=99)	26(37.7)	73(47.4)	

*p<.05；**p<.01；***p<.001。

（三）在一年內曾發生過 TIPVDA 施測情形與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示部分危險指標與再通報情形呈現顯著關聯(詳見表 4-11)。具體而言，題項 3「你懷孕的時候他曾經動手毆打過你」(χ^2=8.028；p<.01)、題項 4「他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油等）威脅恐嚇你」(χ^2=5.513；p<.05)、題項 11「他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）」(χ^2=5.927；p<.05)，以及題項 15「過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重」(χ^2=7.703；p<.01）達顯著水準。觀察前節再通報分布，整體而言，加害人若在懷孕期間即曾施暴、使用武器威脅、面臨經濟壓力，或其暴力行為呈現逐漸升高趨勢，皆顯示其暴力行為具有持續性與升溫特徵，進而增加再通報親密關係暴力的風險。

表 4-11

一年內曾發生過 TIPVDA 施測情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析(N=601)

TIPVDA 危險評估題項(可複選)	組別	再通報(樣本數/百分比)		Yate's 校正卡方值
		有(n=157)	無(n=444)	
1. 他曾對你有無法呼吸之暴力行為。	有(n=108)	35(22.3)	73(16.4)	χ^2=2.312
	沒有(n=493)	122(77.7)	371(83.6)	
2. 他對小孩有身體暴力行為（非指一般管教行為）。	有(n=43)	15(9.6)	28(6.3)	χ^2=1.385
	沒有(n=558)	142(90.4)	416(93.7)	
3. 你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	有(n=17)	10(6.4)	7(1.6)	**χ^2=8.028****
	沒有(n=584)	147(93.6)	437(98.4)	
4. 他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	有(n=127)	44(28.0)	83(18.7)	**χ^2=5.513***
	沒有(n=474)	113(72.0)	361(81.3)	
5. 他曾揚言或威脅要殺掉你。	有(n=165)	48(30.6)	117(26.4)	χ^2=0.837
	沒有(n=436)	109(69.4)	327(73.6)	
6. 他有無說過像：「要分手、要離婚、或要聲請保護令…就一起死」，或是「要死就一起死」等話。	有(n=118)	32(20.4)	86(19.4)	χ^2=0.025
	沒有(n=483)	125(79.6)	358(80.6)	
7. 他曾對你有跟蹤、監視或惡性打擾等行為（包括唆使他人）。	有(n=252)	55(35.0)	197(44.4)	χ^2=3.779
	沒有(n=349)	102(65.0)	247(55.6)	
8. 他曾故意傷害你的性器官（如踢、打、搥或用異物傷害下體、胸部或肛門）或對你性虐待。	有(n=10)	3(1.9)	7(1.6)	χ^2<0.001[1]
	沒有(n=591)	154(98.1)	437(98.4)	
9. 他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉（「幾乎每天」指一週四天及以上）。	有(n=80)	27(17.2)	53(11.9)	χ^2=2.344
	沒有(n=521)	130(82.8)	391(88.1)	
10. 他曾經對他認識的人（指家人以外的人，如朋友、鄰居、同事…等）施以身體暴力。	有(n=18)	7(4.5)	11(2.5)	χ^2=0.959
	沒有(n=583)	150(95.5)	433(97.5)	
11. 他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	有(n=171)	57(36.3)	114(25.7)	**χ^2=5.927***
	沒有(n=430)	100(63.7)	330(74.3)	
12. 他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷	有(n=79)	25(15.9)	54(12.2)	χ^2=1.127
	沒有(n=522)	132(84.1)	390(87.8)	

或聲請保護令…等）而有激烈的反應
（例如言語恐嚇或暴力行為）。

13. 他最近懷疑或認為你們之間有第三者介入感情方面的問題。	有(n=224) 沒有(n=377)	55(35.0) 102(65.0)	169(65.0) 275(61.9)	χ^2=0.335
14. 你相信他有可能殺掉你。	有(n=177) 沒有(n=424)	52(33.1) 105(66.9)	125(28.2) 319(71.8)	χ^2=1.149
15. 過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	有(n=141) 沒有(n=460)	50(31.8) 107(68.2)	91(20.5) 353(79.5)	**χ^2=7.703****

p<.05；**p<.01；p<.001。**

[1]由於表格內期望值<5，故採用 Fisher’s Exact Test 驗證結果。

整體而言，警政、衛政及一年內 TIPVDA 施測結果顯示，多項危險評估題項與「有無再通報」親密關係暴力具有顯著關聯。綜合分析可見，加害人若曾對被害人施以高危險性暴力，例如題項 1「曾對被害人有無法呼吸之暴力行為」、題項 3「在被害人懷孕期間曾動手毆打」、題項 4「以刀槍或其他危險物品威脅恐嚇被害人」、或題項 15「過去一年中施暴情形愈打愈嚴重」，其暴力行為通常具有高度致命性與升溫特徵。此外，題項 9「目前每天或幾乎每天飲酒至醉」與題項 11「目前有經濟壓力困境（如破產、欠債或失業等）」顯示物質使用與生活壓力亦為再通報的重要風險因素。而題項 12「曾因被害人向外求援（如報案、求助或聲請保護令等）而出現激烈反應」則反映出加害人對外部介入的敵對與控制傾向。整體而言，TIPVDA 中涉及暴力嚴重度、物質使用、經濟壓力與外部干預反應的題項，均能有效辨識再通報高風險個案，對於預防暴力再發與早期介入具有重要參考價值。

四、不同司法介入情形在通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯性分析

為探討不同司法介入情形與在通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之間的關聯性，本研究採用卡方檢定（Chi-square Test）進行分析，檢驗刑事司法移送情形、緊急或暫時保護令核發情形、通常保護令核發款項、通常保護令期限及加害人處遇計畫與再通報情形之關聯。由於有處遇計畫部分樣本完成情形資料標示為「不詳」，為確保統計檢定結果之解釋效度與分析意義，本研究排除該部分資料

後進行分析。

（一）在刑事移送與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示，刑事移送情形與有無再通報之間未達顯著差異（$\chi^2=0.295$；df＝1；p>.05），顯示通保核發前是否曾被以現行犯逮捕或移送偵辦與有無再通報親密關係暴力之間無顯著關聯。

（二）在緊急或暫時保護令核發情形與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示兩者之間達顯著差異（$\chi^2=8.926$；df＝2；p<.05），表示不同保護令核發情形與再通報情形間具有統計上顯著關聯。觀察前節再通報分布，曾核發緊急或暫時保護令之群體其再通報比例（29.6%、36.3%）皆高於未核發者（23.1%），顯示緊急或暫時保護令多於案件初期即因高風險特徵而啟動，該群體之再通報比例顯著較高，反映其案件本身具有較高之再通報風險結構。

（三）在通常保護令核發款項與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，首先，就整體核發內容類型而言，僅核發「禁止施暴、禁止騷擾」等基本款項與除基本款外尚核發其他款項之案件間，未達顯著差異（$\chi^2<0.001$；df＝1，p>.05），顯示是否僅核發基本款或同時核發其他附加條款，與再通報情形並無統計上顯著關聯。進一步就各項保護令款項檢視，由於「禁止施暴」為所有案件皆核發之基本款項，無變異性可供比較，故未納入卡方分析。其餘結果顯示部分條款與有無再通報親密關係暴力之間具有顯著關聯，其中「命遷出被害人住居所」（$\chi^2=8.400$；df＝1；p<.01）與「命交付必需品」（$\chi^2=7.968$；df＝1；p<.01）因部分儲格期望值小於 5，改採 Fisher－Freeman－Halton 精確檢定，結果均達顯著水準；另「命完成加害人處遇計畫」（$\chi^2=9.053$；df＝1；p<.01）亦達顯著差異，而處遇計畫類型中以「心理輔導」達顯著水準（$\chi^2=5.599$；df＝1；p<.05）。觀察前節再通報分布，整體而言，核發上述條款之案件，其再通報率顯著較高，反映該群體多屬風險或衝突程度較高之案件。至於其他條款（如禁止接觸、禁止跟蹤、禁止通

話、禁止通信、命遠離特定場所等），檢定結果均未達顯著水準（$p>.05$），顯示其核發與否與有無再通報親密關係暴力之間並無統計上顯著差異。

（四）在通常保護令期限與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，結果顯示，保護令核發期限與有無再通報之間未達顯著差異（$\chi^2=1.929$；$df=1$；$p>.05$）。顯示核發一年（含一年以內）與兩年（含一至兩年）之通常保護令，其再通報分布並無統計上顯著差異，意即通常保護令期限之長短與親密關係暴力有無再通報並無明顯關聯。

（五）在加害人處遇計畫執行情形與「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析中，刪除處遇計畫完成情形不詳者 14 人，結果顯示兩者之間達顯著差異（$\chi^2=12.537$；$df=2$；$p<.01$）。觀察前節再通報分布，無處遇計畫者之再通報比例（23.6%）相較有處遇計畫者為低（38.6%）。然而，在有處遇計畫者中，未完成處遇計畫之群體再通報比例（54.2%）明顯高於完成處遇者（31.7%）。此結果顯示，未能持續參與或完成處遇計畫之相對人，其暴力再發風險相對較高，反映處遇中斷或執行不完整可能削弱介入成效。

綜合上述分析結果可知，各項司法介入措施與有無再通報親密關係暴力之間的關聯程度不一(詳見表 4-12)。其中，緊急或暫時保護令核發情形、通常保護令部分特定款項（如命遷出被害人住居所、命交付必需品、命完成加害人處遇計畫）及加害人處遇計畫執行情形皆與再通報顯著相關，顯示司法介入措施多在風險較高或衝突程度較大的案件中啟動。整體而言，司法介入措施雖有助於即時防護與風險控管，但若缺乏持續與完整的執行機制，仍可能難以有效降低暴力再犯風險，顯示後續應強化介入後之追蹤、執行與支持體系，以提升防治成效。

表 4-12

司法介入情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析

項目	再通報(樣本數/百分比)		卡方值/自由度
	有	無	
刑事移送情形			χ^2=0.295[1]
曾被依現行犯逮捕或移送偵辦(n=138)	39(24.7)	99(22.1)	df=1
緊急或暫時保護令核發情形			
核發緊急保護令(n=27)	8(5.1)	19(4.3)	**χ^2=8.926***
核發暫時保護令(n=124)	45(28.5)	79(17.7)	df=2
無核發緊保或暫保(n=454)	105(66.5)	349(78.1)	
通常保護令核發款項			
僅核發禁止施暴、騷擾基本款項(n=228)	60(38.0)	168(37.6)	χ^2<0.001[2]
除基本款尚核發其餘款項(n=377)	98(62.0)	279(62.4)	df=1
禁止騷擾(n=548)	143(90.5)	405(90.6)	χ^2<0.001[3]
禁止接觸(n=131)	27(17.1)	104(23.3)	χ^2=2.275[4]
禁止跟蹤(n=215)	53(33.5)	162(36.2)	χ^2=0.262[5]
禁止通話(n=134)	28(17.7)	106(23.7)	χ^2=2.096[6]
禁止通信(n=132)	28(17.7)	104(23.3)	χ^2=1.791[7]
命遷出被害人住居所(n=12)	8(5.1)	4(0.9)	**χ^2=8.400**[8]**
命遠離特定場所(n=206)	47(29.7)	159(35.6)	χ^2=1.513[9]
命交付必需品(n=10)	7(4.4)	3(0.7)	**χ^2=7.968**[10]**
定暫時對未成年子女義務之行使或負擔(n=2)	0(0.0)	2(0.4)	χ^2=0.001[11]
定相對人對未成年子女會面交往方式(n=4)	0(0.0)	4(0.9)	χ^2=0.387[12]
命相對人給付租金或扶養費(n=1)	0(0.0)	1(0.2)	χ^2<0.001[13]
禁止查閱戶籍、學籍、所得來源(n=5)	1(0.6)	4(0.9)	χ^2<0.001[14]
命完成加害人處遇計畫(n=101)	39(24.7)	62(13.9)	**χ^2=9.053**[15]**
認知教育輔導(n=79)	25(15.8)	54(12.1)	χ^2=1.129[16]
親職教育輔導(n=5)	2(1.3)	3(0.7)	χ^2=0.039[17]
心理輔導(n=14)	8(5.1)	6(1.3)	**χ^2=5.599*[18]**
精神治療(n=21)	7(4.4)	14(3.1)	χ^2=0.264[19]
戒癮治療(n=12)	5(3.2)	7(1.6)	χ^2=0.822[20]
通常保護令期限			
1 年(含 1 年以內)(n=333)	79(50.0%)	254(56.8%)	χ^2=1.929[21]
2 年(含 1-2 年)(n=272)	79(50.0%)	193(43.2%)	df=1

表 4-12

司法介入情形與通常保護令有效期間「有無再通報」親密關係暴力之關聯分析

項目	再通報(樣本數/百分比)		卡方值/
	有	無	自由度
加害人處遇計畫執行情形			
無處遇計畫(n=504)	119(78.3)%	385(87.7)	χ^2=12.537**
有處遇計畫已完成處遇(n=63)	20(13.2%)	43(9.8%)	df=2
有處遇計畫未完成處遇(n=24)	13(8.6%)	11(2.5%)	

*p<.05；**p<.01；***P<.001。

[1] Pearson 卡方值 0.426，但刑事移送情形為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 0.295。

[2] Pearson 卡方值 0.008，但保護令核發款項為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 <0.001。

[3-16] 由於保護令各款項屬於 2x2 列聯表，且自由度為 1，為避免過度估計顯著性，分析時採用 Yate's 連續性校正（Yate' s continuity correction）之卡方值，Pearson 卡方值不另列。

[8、10-14、17] 因部分格子期望值<5，故採 Fisher-Freeman-Halton 精確檢定。

[21] Pearson 卡方值 2.196，但通常保護令期限為 2X2 表格，使用 Yate's 校正卡方值 1.929。

第三節　通常保護令核發前後肢體暴力之差異分析

為探討通常保護令核發前後各測量變項在肢體暴力上的變化，本研究從個人特性、暴力特徵及司法介入情形等面向進行分析。其中，關於危險評估（TIPVDA）部分，其題項主要用以衡量暴力行為的存在與嚴重程度，與本節分析之「保護令前後肢體暴力變化」觀察指標高度重疊，為避免重複呈現，故不再列示其於通常保護令核發前後的下降幅度。本節以相同樣本為基礎，比較通常保護令聲請前後肢體暴力發生情形之變化，並採用 McNemar 檢定檢驗比例差異的統計顯著性。另針對肢體暴力將進一步進行暴力嚴重程度的分析，以呈現不同暴力型態與程度在通常保護令核發前後的分布與變化，從而更全面地評估保護令之干預效果。

一、通常保護令核發後肢體暴力分布情形

本研究共納入 605 筆有效樣本，結果顯示(如表 4-13)，通常保護令核發前共有 350 人（57.9%）曾遭受肢體暴力，核發後則僅有 76 人（12.6%）持續遭受肢體暴力，整體下降幅度達 78.2%。經 McNemar 檢定檢視前後差異，結果達統計上顯著（$p<.001$），顯示通常保護令對於降低被害人遭受肢體暴力的比例具有顯著效果。

進一步針對通常保護令核發前曾出現肢體暴力之 350 件個案進行配對分析，結果顯示有 290 人（82.9%）於保護令核發後未再發生暴力，僅 60 人（17.1%）持續出現肢體暴力，下降幅度 82.9%，顯示保護令對既有暴力案件具有明顯抑制效果。同時針對通常保護令核發前未出現肢體暴力之 255 件進行分析，其中 239 人（93.7%）維持無肢體暴力狀態，但有 16 人（6.3%）於核發後出現肢體暴力，增加幅度 6.3%。以 McNemar 無母數檢定檢視前後變化，兩組結果皆達統計顯著（$p<.001$），顯示保護令對原本具有肢體暴力者具有明顯的抑制效果；而原先無肢體暴力者，多數在保護令後仍維持無暴力狀態，但仍有少數案件出現暴力升高，雖比例不高但具有警示意義，顯示部分個案在保護令介入後仍可能發生暴力轉變。

表 4-13

全體樣本保護令前後肢體暴力差異分析(群內配對檢定)

類別	樣本數	保護令核發前 有肢體暴力 （樣本數/百分比）	保護令核發後 有肢體暴力 （樣本數/百分比）	比例變動	McNemar 檢定
全體樣本	605	350(57.9%)	76(12.6%)	下降 78.2%	<.001
保護令核發前 肢體暴力狀態	**樣本數**	**保護令核發後 無肢體暴力 （樣本數/百分比）**	**保護令核發後 有肢體暴力 （樣本數/百分比）**	**比例變動**	**McNemar 檢定**
有肢體暴力樣本	350	290（82.9%）	60（17.1%）	下降 82.9%	<.001
無肢體暴力樣本	255	239（93.7%）	16（6.3%）	增加 6.3%	<.001

二、各測量變項在通常保護令核發前後之肢體暴力差異

（一）不同個人特性在通常保護令核發前後肢體暴力變化

1. 在性別層面，無論從被害人或相對人性別來看，通常保護令核發後肢體暴力發生率均大幅下降，且差異皆達統計上顯著水準(p<.001)。在被害人部分，男性被害人下降幅度(82.4%)略高於女性(77.9%)，顯示通常保護令對不同性別被害人皆具一致的保護效果，惟女性樣本數較多，結果更具穩定性與解釋力。至於相對人部分，男性相對人下降幅度為 77.8%，女性則為 81.3%，同樣呈現保護令對不同性別加害者均具有一致的肢體暴力抑制效果。
2. 在國籍別層面，被害人部分，通常保護令核發前的肢體暴力比例分別為本國籍 56.2%、新住民 70.6%，顯示新住民受暴比例較高。保護令核發後，兩組比例皆顯著下降（下降幅度分別為 77.8%與 81.3%；p＜.001），顯示保護令對新住民被害人具有略高的肢體暴力保護效果。在相對人部分，本國籍群體下降幅度為 75.9%（p<.001），新住民群體則為 46.1%（p＝.109），未

達顯著水準。整體而言，保護令對多數國籍群體均具明顯肢體暴力抑制效果，但新住民相對人之成效相對有限。

3. 在年齡層面，被害人各年齡層於通常保護令核發後的肢體暴力比例均顯著下降（p<.001），整體降低幅度介於 73.7%至 82.7%，其中以 18－24 歲及 45－54 歲組下降幅度最高（82.7%、80.3%），顯示保護令對各年齡層被害人均具顯著抑制效果。在相對人部分，各年齡層肢體暴力比例亦明顯下降（p<.001；65 歲以上組 p=.002），下降幅度介於 70.6%至 81.8%，其中以 35－44 歲、55－64 歲及 18－24 歲組較高（81.8%、80.6%、80.0%）。整體而言，保護令對不同年齡層之相對人與被害人均具一致且穩定的肢體暴力抑制及保護效果。
4. 在教育程度層面，排除教育程度不詳的樣本（被害人 145 人、相對人 244 人）後，不論被害人或相對人，通常保護令核發後肢體暴力比例均顯著下降（p<.001）。被害人各教育程度群體的下降幅度相近（76.2%－78.7%），相對人則介於 69.3%－76.2%之間，顯示保護令在不同教育程度間具一致的肢體暴力抑制及保護效果。惟由於教育程度不詳樣本比例偏高，仍需留意其對群體代表性及成效估計之影響。
5. 在就業狀況層面，被害人部分，通常保護令核發後各職業類別之肢體暴力比例皆顯著下降（p<.001），下降幅度介於 66.7%至 87.3%之間。其中，技術及產業操作類人員下降幅度最高（87.3%），非典型職業及無業、其他群體（如學生、退休、家管）則相對較低（66.7%、67.3%）。相對人部分，各職業類別下降幅度介於 67.9%至 84.0%（p<.001），其中技術及產業操作類人員下降幅度最高（84.0%），農牧業及基層勞力工作者較低（67.9%）。需注意的是，被害人就業狀況不詳者 16 人（2.6%）、相對人不詳者 73 人（12.1%）已排除於分析之外，可能影響部分職業類別之代表性。整體而言，不同就業狀況之被害人與相對人，其肢體暴力比例在保護令核發後皆呈現顯著下降趨勢。

6. 在精神疾病層面，依被害人與相對人是否有精神疾病分組分析，通常保護令核發後被害人遭受肢體暴力及相對人施予肢體暴力在有無精神疾病群體中均顯著下降（p<.001）。被害人部分，無精神疾病群體下降幅度最高（79.6%），有精神疾病群體略低（70.2%）；相對人部分，無精神疾病群體下降幅度為 79.1%，有精神疾病群體為 74.1%。整體而言，保護令對不同精神健康狀態之兩造均具顯著肢體暴力抑制及保護效果，惟有精神疾病群體之下降幅度相對較低。
7. 在自殺防治列管情形層面，通常保護令核發後被害人遭受肢體暴力及相對人施予肢體暴力在有自殺防治列管與未列管群體中均顯著下降（p<.001）。被害人未曾列管群體下降幅度最高（80.5%），有列管紀錄者較低（67.7%）。相對人未曾列管群體下降幅度為 80.1%，有列管紀錄者為 60.0%。整體顯示，保護令對不同自殺防治列管情形之兩造均具肢體暴力抑制及保護效果，但有列管紀錄的高風險群體下降幅度相對較低。
8. 在藥物濫用狀況層面，通常保護令核發後，無藥物濫用行為的被害人遭受肢體暴力及相對人施予肢體暴力的比例均呈現統計上的顯著下降（被害人下降 79.7%、相對人下降 78.8%；p<.001）。相較之下，有藥物濫用行為的被害人遭受肢體暴力的下降幅度偏低（42.9%），且因樣本數偏少而未達統計顯著水準（p=.109）。而有藥物濫用行為的相對人施予肢體暴力的下降幅度（76.2%；p<.001）則與無藥物濫用群體相近。保護令對不同藥物濫用的兩造當事人中，除被害人有藥物濫用行為之群體外，其餘三群體均具備統計上顯著的肢體暴力抑制及保護效果。
9. 在飲酒狀況層面，無問題性飲酒或飲酒習性群體之被害人遭受肢體暴力及相對人施予肢體暴力的比例均呈現統計上的顯著下降（被害人下降幅度 78.3%、相對人下降 79.8%；p<.001）。相對人方面，具有問題性飲酒行為或飲酒習性者達 73.4%的降幅，且差異達統計顯著水準（p<.001）。然而，有問題性飲酒行為或飲酒習性之被害人下降幅度雖高達 83.4%，但因樣本數

極少（n=12），故未達統計顯著水準（p=.063）。本結果顯示保護令對不同飲酒狀態的兩造當事人中，除被害人有問題性飲酒或飲酒習性之群體外，其餘三群體均具備統計上顯著的肢體暴力抑制及保護效果。

10. 在關係類型層面，通常保護令核發後肢體暴力比例均呈現統計上的顯著下降（p<.001）。其中，離婚關係下降幅度最高，達 89.1%，其次為曾同居或曾未同居伴侶下降幅度 84.4、同居或未同居伴侶 82.9%以及婚姻關係群體 72.2%。整體結果顯示，無論為現有或過去的親密伴侶，保護令均能有效降低肢體暴力，且下降幅度在離婚及曾同居或曾未同居等關係終結群體中更為顯著。
11. 在居住型態層面，保護令核發後肢體暴力比例均呈現統計上的顯著下降（p<.001）。其中，未共同居住群體的肢體暴力下降幅度較高（87.9%），明顯高於共同居住群體(72.9%)，顯示保護令在未共同居住情形下對肢體暴力具較佳的抑制效果。
12. 在關係持續時間層面，通常保護令核發後，各組肢體暴力比例均呈現統計上顯著下降（p<.001）。整體來看，關係較長（10 年以上）之群體下降幅度最高（82.2%），其次為 5 年以上未滿 10 年（80.4%）、2 年以內（78.8%）及 2-5 年（65.6%），顯示保護令在長期關係中對肢體暴力的抑制效果更為明顯。
13. 在是否育有共同子女層面，保護令核發後肢體暴力比例均呈現統計上的顯著下降(p<.001)。其中，無共同子女的群體下降幅度最高(85.0%)，而有共同子女的群體下降幅度相對較低(73.9%)，顯示保護令在兩造未有共同子女情形下對肢體暴力抑制效果更為明顯。

綜合上述分析結果可見，通常保護令對肢體暴力具有高度且普遍的抑制效果。無論是人口特徵（性別、國籍、年齡、教育程度、就業狀況）或身心風險特徵（精神疾病、自殺防治列管、藥物濫用、飲酒狀況），以及關係特徵（關係類型、居住型態、關係持續時間與是否有共同子女），幾乎所有群體在通常保護令核發後肢體暴力

比例皆呈顯著下降趨勢（p<.001）(詳見表 4-14)。整體而言，保護令的抑制效果在不同群體間存在明顯差異，其中在離婚(89.1%)、未共同居住（87.9%)、無共同子女（85.0%)，以及長期關係（10 年以上 82.2%）的群體中，表現出最顯著的肢體暴力抑制成效。相對而言，具精神疾病、自殺防治列管、藥物濫用或問題性飲酒行為等高風險群體下降幅度較低。特別是針對有自殺防治列管紀錄(相對人下降 60.0%、被害人下降 67.7%)，保護令的抑制成效相對較弱。此外，新住民相對人及有問題性飲酒或藥物濫用行為的被害人，則因樣本數或統計結果的限制，其保護令成效的穩定性與解釋力需審慎評估。綜言之，此結果有力地證實了通常保護令在不同人口學、身心風險和關係狀態下均能發揮核心的保護作用，但其成效的強度與穩定性會因高風險因素和關係的持續程度而有所區別。

表 4-14

不同個人特性之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析(N=605)

項目	通保前肢體暴力 (n=350) (樣本數/百分比)	通保後肢體暴力 (n=76) (樣本數/百分比)	降低幅度	McNemar 檢定
被害人個人特性				
性別				
男性(n=63)	34(54.0)	6(9.5)	82.4%	<.001
女性(n=542)	316(58.3)	70(12.9)	77.9%	<.001
國籍別				
本國籍非原住民及原住民(n=537)	302(56.2)	67(12.5)	77.8%	<.001
已設籍或未設籍新住民(n=68)	48(70.6)	9(13.2)	81.3%	<.001
年齡				
18-24 歲(n=55)	29(52.7)	5(9.1)	82.7%	<.001
25-34 歲(n=138)	87(63.0)	18(13.0)	79.4%	<.001
35-44 歲(n=209)	112(53.6)	26(12.4)	76.9%	<.001
45-54 歲(n=125)	76(60.8)	15(12.0)	80.3%	<.001
55-64 歲(n=46)	27(58.7)	7(15.2)	74.1%	<.001
65 歲以上(n=32)	19(59.4)	5(15.6)	73.7%	<.001
教育程度[1]				
國中以下(n=103)	67(65.0)	16(15.5)	76.2%	<.001
高中職(n=205)	125(61.0)	28(13.7)	77.5%	<.001
大專以上(n=152)	84(55.3)	18(11.8)	78.7%	<.001
就業狀況[2]				
主管、公職及專業人員(n=49)	25(51.0)	4(8.2)	83.9%	<.001
技術及產業操作類人員(n=69)	39(56.5)	5(7.2)	87.3%	<.001
服務及銷售工作人員(n=141)	77(54.6)	14(9.9)	81.9%	<.001
農牧業及基層勞力工作者(n=69)	42(60.9)	10(14.5)	76.2%	<.001
自營公司、零售業及服務業(n=99)	59(59.6)	9(9.1)	84.7%	<.001
非典型職業及無業(n=67)	45(67.2)	15(22.4)	66.7%	<.001
其他(n=95)	58(61.1)	19(20.0)	67.3%	<.001
身心風險特徵				
精神疾病				
有精神疾病(n=77)	47(61.0%)	14(18.2%)	70.2%	<.001

表 4-14

不同個人特性之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析(N=605)

項目	通保前肢體暴力 (n=350) (樣本數/百分比)	通保後肢體暴力 (n=76) (樣本數/百分比)	降低幅度	McNemar 檢定
無精神疾病(n=528)	303(57.4%)	62(11.7%)	79.6%	<.001
自殺防治列管情形				
有列管紀錄(n=89)	62(69.7%)	20(22.5%)	67.7%	<.001
無列管紀錄(n=516)	288(55.8%)	56(10.9%)	80.5%	<.001
藥物濫用狀況				
有藥物濫用行為(n=18)	14(77.8%)	8(44.4%)	42.9%	.109
無藥物濫用行為(n=587)	336(57.2%)	68(11.6%)	79.7%	<.001
飲酒狀況				
有問題性飲酒行為或飲酒習性 (n=12)	6(50.0%)	1(8.3%)	83.4%	.063
無問題性飲酒行為或飲酒習性 (n=593)	344(58.0%)	75(12.6%)	78.3%	<.001
相對人個人特性				
性別				
男性(n=532)	307(57.7%)	68(12.8%)	77.8%	<.001
女性(n=73)	43(58.9%)	8(11.0%)	81.3%	<.001
國籍別				
本國籍非原住民及原住民 (n=581)	337(58.0%)	69(11.9%)	79.5%	<.001
已設籍或未設籍新住民(n=24)	13(54.2%)	7(29.2%)	46.1%	.109
年齡				
18-24 歲(n=33)	20(60.6%)	4(12.1%)	80.0%	<.001
25-34 歲(n=131)	78(59.5%)	21(16.0%)	73.1%	<.001
35-44 歲(n=201)	115(57.2%)	21(10.4%)	81.8%	<.001
45-54 歲(n=149)	86(57.7%)	21(14.1%)	75.6%	<.001
55-64 歲(n=56)	34(60.7%)	4(11.8%)	80.6%	<.001
65 歲以上(n=35)	17(48.6%)	5(14.3%)	70.6%	.002
教育程度[1]				
國中以下(n=78)	52(66.7)	16(20.5)	69.3%	<.001
高中職(n=167)	97(58.1)	23(13.8)	76.2%	<.001
大專以上(n=116)	64(55.2)	17(14.7)	73.4%	<.001

表 4-14

不同個人特性之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析(N=605)

項目	通保前肢體暴力 (n=350) (樣本數/百分比)	通保後肢體暴力 (n=76) (樣本數/百分比)	降低幅度	McNemar 檢定
就業狀況[2]				
主管、公職及專業人員(n=52)	29(55.8)	5(9.6)	82.8%	<.001
技術及產業類操作人員(n=112)	75(67.0)	12(10.7)	84.0%	<.001
服務及銷售工作人員(n=56)	30(53.6)	9(16.1)	70.0%	<.001
農牧業及基層勞力工作者 (n=76)	50(65.8)	16(21.1)	67.9%	<.001
自營公司、零售業及服務業 (n=78)	50(64.1)	11(14.1)	78.0%	<.001
非典型職業及無業(n=94)	58(61.7)	13(13.8)	77.6%	<.001
其他(n=64)	34(53.1)	10(15.6)	70.6%	<.001
身心風險特徵				
精神疾病				
有精神疾病(n=81)	54(66.7%)	14(17.3%)	74.1%	<.001
無精神疾病(n=524)	296(56.5%)	62(11.8%)	79.1%	<.001
自殺防治列管情形				
有列管紀錄(n=100)	58(58.0%)	18(18.0%)	60.0%	<.001
無列管紀錄(n=505)	292(57.8%)	58(11.5%)	80.1%	<.001
藥物濫用狀況				
有藥物濫用行為(n=90)	59(65.6%)	14(15.6%)	76.2%	<.001
無藥物濫用行為(n=515)	291(56.5%)	62(12.0%)	78.8%	<.001
飲酒狀況				
有問題性飲酒行為或飲酒習性 (n=132)	83(62.9%)	22(16.7%)	73.4%	<.001
無問題性飲酒行為或飲酒習性 (n=473)	267(56.4%)	54(11.4%)	79.8%	<.001
關係特徵				
關係類型				
婚姻關係(n=266)	180(67.7%)	50(18.8%)	72.2%	<.001
離婚關係(n=86)	37(43.0%)	4(4.7%)	89.1%	<.001
同居或未同居伴侶(n=108)	82(75.9%)	14(13.0%)	82.9%	<.001
曾同居或曾未同居伴侶(n=145)	51(35.2%)	8(5.5%)	84.4%	<.001

表 4-14

不同個人特性之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析(N=605)

項目	通保前肢體暴力（n=350）（樣本數/百分比）	通保後肢體暴力（n=76）（樣本數/百分比）	降低幅度	McNemar 檢定
居住型態				
共同居住(n=315)	226(71.7%)	61(19.4%)	72.9%	<.001
未共同居住(n=290)	124(42.8%)	15(5.2%)	87.9%	<.001
關係持續時間[3]				
2 年以內(n=150)	80(53.3)	17(11.3)	78.8%	<.001
2 年以上-未滿 5 年(n=102)	61(59.8)	21(20.6)	65.6%	<.001
5 年以上-未滿 10 年(n=107)	66(61.7)	13(12.1)	80.4%	<.001
10 年以上(n=218)	130(59.6)	23(10.6)	82.2%	<.001
共同子女				
有共同子女(n=333)	201(60.4%)	53(15.9%)	73.9%	<.001
無共同子女(n=272)	149(54.8%)	23(8.5%)	85.0%	<.001

[1]教育程度變項將「研究所以上」與「大學專科」合併為「大專以上」。被害人部分，刪除教育程度不詳者共 145 人，最終納入樣本數 460 人，其中通常保護令核發前曾遭受肢體暴力者 276 人，核發後再遭受肢體暴力者 62 人。相對人部分，刪除教育程度不詳者共 244 人，最終納入樣本數 361 人，其中通常保護令核發前曾施以肢體暴力者 213 人，核發後再施以肢體暴力者 56 人。

[2]就業狀況變項中「技藝有關工作人員」及「機械設備操作及組裝人員」之再通報樣本數偏少，故合併為「技術及產業操作類人員」（原名稱為「技術及行政支援人員」）。被害人部分，刪除就業狀況不詳者共 16 人，最終納入樣本數 589 人，其中通常保護令核發前曾遭受肢體暴力者 345 人，核發後再遭受肢體暴力者 76 人。相對人部分，刪除就業狀況不詳者共 73 人，最終納入樣本數 532 人，其中通常保護令核發前曾施以肢體暴力者 326 人，核發後再施以肢體暴力者 76 人。

[3]關係持續時間變項刪除不詳者共 28 人，最終納入樣本數 577 人，其中通常保護令核發前曾有肢體暴力者 337 人，核發後再有肢體暴力者 74 人。

（二）不同暴力特徵在通常保護令核發前後肢體暴力變化

1. 在精神暴力層面，無論相對人是否曾施以精神暴力，通常保護令核發後肢體暴力比例均呈現統計上的顯著下降（p<.001）。其中，無精神暴力的群體下降幅度最高（85.0%），而有精神暴力的群體下降幅度相對較低（77.5%），呈現出保護令對曾施以精神暴力的相對人，其後續抑制肢體暴力的效果相對較弱。
2. 在暴力持續時間層面，不同暴力關係持續時間之群體，在通常保護令核發後的肢體暴力比例均呈現統計上的顯著下降（p<.001）。其中，暴力持續時間在 6 個月內的群體下降幅度最高（82.5%），其餘各組下降幅度介於 74.9%至 77.3%之間，亦皆達顯著水準。整體而言，保護令對於暴力史較長的群體，其肢體暴力抑制效果相對較弱。
3. 在相對人本段親密關係通報次數層面，不同通報次數群體於通常保護令核發後的肢體暴力比例皆呈現統計上的顯著下降（p<.001）。其中，通報次數在 0 至 1 次者下降幅度最高（91.9%），2 至 3 次者次之（78.5%），而通報 4 次（含）以上者下降幅度最低（62.1%）。整體保護令對於通報次數越多、暴力歷程越長的群體，其肢體暴力的抑制效果相對較弱。
4. 在相對人他段親密關係通報紀錄層面，無論是否曾有其他親密關係通報紀錄，各群體在通常保護令核發後肢體暴力比例皆顯著下降（p<.001）。其中，無他段親密關係暴力通報紀錄群體下降幅度最高（80.3%），有通報紀錄群體較低（69.3%），顯示保護令對有多重暴力關係史的相對人，其肢體暴力抑制效果相對較弱。
5. 在本段親密關係高危機列管紀錄層面，無論是否曾被列管，各群體在通常保護令核發後的肢體暴力比例皆顯著下降（p<.001）。其中，無列管紀錄群體下降幅度較高（80.4%），有列管紀錄群體則為 73.6%，顯示保護令對該段關係中曾有高危機列管紀錄之群體，其肢體暴力抑制效果相對較弱。

綜合上述分析結果可見，通常保護令在不同暴力特徵群體中皆能有效抑制肢體

暴力的再發，整體差異均達統計上顯著水準（p<.001）（詳見表 4-15）。然而，保護令的抑制肢體暴力成效強度會因暴力行為的複雜性、嚴重性、長期性與慣性而有所區別。具體而言，曾施以精神暴力、該段關係通報次數較多、暴力持續時間較長，或具有他段親密關係通報紀錄、曾被高危機列管之相對人，其肢體暴力的下降幅度均相對較低。

表 4-15

不同暴力特徵之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析(N=605)

項目	通保前肢體暴力 (n=350) （樣本數/百分比）	通保後肢體暴力 (n=76) （樣本數/百分比）	降低幅度	McNemar 檢定
精神暴力				
有精神暴力(n=564)	310(55.0)	70(12.4)	77.5%	<.001
無精神暴力(n=41)	40(97.6)	6(14.6)	85.0%	<.001
暴力持續時間[1]				
6 個月內(n=149)	74(49.7)	13(8.7)	82.5%	<.001
6 個月-2 年內(n=210)	127(60.5)	29(13.8)	77.2%	<.001
2-5 年內(n=93)	56(60.2)	14(15.1)	74.9%	<.001
5 年以上(n=142)	88(62.0)	20(14.1)	77.3%	<.001
相對人本段親密關係通報次數				
0-1(n=231)	122(52.8)	10(4.3)	91.9%	<.001
2-3 次(n=212)	125(59.0)	27(12.7)	78.5%	<.001
4 次(含)以上(n=162)	103(63.6)	39(24.1)	62.1%	<.001
相對人他段親密關係通報紀錄				
有通報紀錄(n=107)	62(57.9)	19(17.8)	69.3%	<.001
無通報紀錄(n=498)	288(57.8)	57(11.4)	80.3%	<.001
本段親密關係高危機列管紀錄				
有列管紀錄(n=148)	114(77.0)	30(20.3)	73.6%	<.001
無列管紀錄(n=457)	236(51.6)	46(10.1)	80.4%	<.001

[1]暴力持續時間刪除不詳者共 11 人，最終納入樣本數 594 人，其中通常保護令核發前曾遭受肢體暴力者 345 人，核發後再遭受肢體暴力者 76 人。

（三）司法介入情形在通常保護令核發前後肢體暴力變化

1. 刑事移送情形：被害人提出保護令聲請至通常保護令核發期間，不論相對人是否曾被依現行犯逮捕或移送偵辦者，通常保護令核發後的肢體暴力比例皆顯著下降（p<.001）。其中曾被依現行犯逮捕或移送偵辦者，其肢體暴力下降比例較高(82.5%)，高於未曾移送者（76.4%），此結果顯示，保護令對於曾有刑事司法介入之相對人，抑制效果相對較強。
2. 緊急或暫時保護令核發情形：無論是否曾核發緊急或暫時保護令，通常保護令核發後肢體暴力比例均顯著下降（p<.001）。其中，未曾核發緊急或暫時保護令者下降幅度最高（80.1%），暫時保護令群體次之（74.7%），而核發緊急保護令群體下降幅度最低（71.5%），顯示緊急或暫時保護令多配置於原始風險較高之案件，其再受暴風險基線較高，惟即便於此類高風險群體中，通常保護令介入仍能發揮抑制肢體暴力之效果。
3. 通常保護令核發款項：無論僅核發款項僅基本款項(禁止施暴或禁止騷擾)或有加發其他款項(禁止接觸、跟蹤、命遠離、遷出等)，通常保護令核發後肢體暴力比例均顯著下降（p<.001）。其中，僅核發基本款群體下降幅度為 76.3%，而核發基本款加其他款項的群體下降幅度 79.7%，此結果顯示，兩者在抑制肢體暴力的成效上差異甚微。

   進一步檢視通常保護令核發的細項款項，大多數款項在核發後，肢體暴力比例均呈現顯著下降（p<.001；命交付必需品 p=.016）。其中以禁止通信(89.7%)、禁止接觸(89.5%)、禁止通話(89.4%)、命交付必需品(87.5%)、命遠離特定場所(83.6%)及禁止跟蹤(81.7%)等限制相對人接近與聯繫的款項，其肢體暴力的下降幅度較高。然而，需留意部分款項因樣本數極少（如命遷出被害人居住所 n=12、定暫時對未成年子女義務之行使或負擔 n=2、命相對人給付租金或扶養費 n=1、命相對人給付租金或扶養費 n=1、禁止查閱戶籍、學籍、所得來源 n=5 等），導致 McNemar 檢定未達顯著水準或無法執行。因此，這些少數款項的保護效果仍需謹慎解讀。

4. 在通常保護令核發的處遇計畫細項中，認知輔導教育、精神治療及戒癮治療等強制處遇，在核發後肢體暴力比例均呈現統計上的顯著下降（p<.001；戒癮治療 p=.016）。整體而言，命完成加害人處遇計畫這一群體是所有款項中肢體暴力下降幅度最低者（下降 69.7%）。此外，親職教育輔導及心理輔導則因樣本數過少，故未達統計顯著水準。
5. 通常保護令期限：無論核發期限為 1 年（含 1 年以內）或 2 年（含 1-2 年內），核發後肢體暴力比例均顯著下降（p<.001）。其中，1 年期群體的下降幅度為 79.8%，2 年期群體則為 76.5%，兩者差異不大。
6. 加害人處遇計畫執行情形：無論是否裁定處遇計畫，保護令核發後肢體暴力比例均呈顯著下降（p<.001）。其中，未納入處遇計畫的相對人下降幅度最高（80.3%），完成處遇計畫者次之（74.3%），而有處遇計畫卻未完成者下降幅度最低（58.0%），此結果顯示，當核發處遇計畫後，若相對人未完成處遇，其肢體暴力抑制效果會相對受限。

綜體觀之(詳見表 4-16)，通常保護令的核發及其相關司法介入措施，對肢體暴力均具有普遍且顯著的抑制效果（所有差異皆達 p<.001），保護令的成效強度與穩定性則取決於案件的風險程度與處遇執行質量。體而言，在前置司法介入層面，曾有刑事司法介入的案件，肢體暴力抑制效果相對更強（下降 82.5%），反映了強勢司法威懾的有效性。相對地，曾核發緊急保護令的群體（反映最高風險案件），下降幅度雖達顯著性，但其抑制效果則相對較弱（下降 71.5%），此結果反映了案件高風險性對保護令成效的抵消作用。在保護令內容方面，禁止接近與聯繫的細項款項（如禁止通信 89.7%、禁止接觸 89.5%）表現出最強烈的抑制成效，而核發期限（1 年 vs 2 年）的差異則甚微。保護令的有效性最關鍵的限制在於處遇計畫的執行狀況，雖然未裁定處遇計畫群體下降幅度最高（80.3%），但有處遇計畫卻未完成者的肢體暴力抑制效果最低（下降 58.0%），突顯了處遇裁定後完成率是影響保護令長期有效性的核心關鍵。

表 4-16

不同司法介入情形之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析(N=605)

項目	通保前肢體暴力 (n=350) (樣本數/百分比)	通保後肢體暴力 (n=76) (樣本數/百分比)	降低幅度	McNemar 檢定
刑事移送情形				
曾被依現行犯逮捕或移送偵辦(n=138)	109(79.0)	19(13.8)	82.5%	<.001
無任何刑事移送(n=467)	241(51.6)	57(12.2)	76.4%	<.001
緊急或暫時保護令核發情形				
核發緊急保護令(n=27)	21(77.8)	6(22.2)	71.5%	<.001
核發暫時保護令(n=124)	83(66.9)	21(16.9)	74.7%	<.001
無核發緊保或暫保(n=454)	246(54.2)	49(10.8)	80.1%	<.001
通常保護令核發款項				
僅核發禁止施暴、騷擾基本款項(n=228)	148(64.9)	35(15.4)	76.3%	<.001
除基本款尚核發其餘款項(n=377)	202(53.6)	41(10.9)	79.7%	<.001
禁止施暴(n=605)	350(57.9)	76(12.6)	78.2%	<.001
禁止騷擾(n=548)	310(56.6)	67(12.2)	78.4%	<.001
禁止接觸(n=131)	66(50.4)	7(5.3)	89.5%	<.001
禁止跟蹤(n=215)	109(50.7)	20(9.3)	81.7%	<.001
禁止通話(n=134)	57(42.5)	6(4.5)	89.4%	<.001
禁止通信(n=132)	58(43.9)	6(4.5)	89.7%	<.001
命遷出被害人住居所(n=12)	7(58.3)	2(16.7)	71.4%	.125
命遠離特定場所(n=206)	104(50.5)	17(8.3)	83.6%	<.001
命交付必需品(n=10)	8(80.0)	1(10.0)	87.5%	.016
定暫時對未成年子女義務之行使或負擔(n=2)	1(50.0)	0(0.0)	100.0%	註[1]
定相對人對未成年子女會面交往方式(n=4)	2(50.0)	0(0.0)	100.0%	註[2]
命相對人給付租金或扶養費(n=1)	1(100.0)	0(0.0)	100.0%	註[3]
禁止查閱戶籍、學籍、所得來源(n=5)	3(60.0)	0(0.0)	100.0%	註[4]
命完成加害人處遇計畫(n=101)	66(65.3)	20(19.8)	69.7%	<.001

表 4-16

不同司法介入情形之通常保護令核發前後肢體暴力變化分析(N=605)

項目	通保前肢體暴力 (n=350) (樣本數/百分比)	通保後肢體暴力 (n=76) (樣本數/百分比)	降低幅度	McNemar 檢定
認知教育輔導(n=79)	53(67.1)	13(16.5)	75.4%	<.001
親職教育輔導(n=5)	3(60.0)	1(20.0)	66.7%	.500
心理輔導(n=14)	7(50.0)	4(28.6)	42.8%	.250
精神治療(n=21)	16(76.2)	4(19.0)	75.1%	<.001
戒癮治療(n=12)	10(83.3)	3(25.0)	70.0%	.016
通常保護令期限				
1 年(含 1 年以內) (n=333)	188(56.5)	38(11.4)	79.8%	<.001
2 年(含 1-2 年) (n=272)	162(59.6)	38(14.0)	76.5%	<.001
加害人處遇計畫執行情形[5]				
無處遇計畫(n=504)	284(56.3)	56(11.1)	80.3%	<.001
有處遇計畫已完成處遇(n=63)	39(61.9)	10(15.9)	74.3%	<.001
有處遇計畫未完成處遇(n=24)	20(83.3)	7(35.0)	58.0%	<.001

[1-4]因樣本數極少(n)且通常保護令核發後肢體暴力人數為零，導致 McNemar 檢定格位為空。

[5]加害人處遇計畫執行情形刪除有處遇計畫但完成情形不詳者共 14 人，最終納入樣本數 591 人，其中通常保護令核發前曾遭受肢體暴力者 343 人，核發後再遭受肢體暴力者 73 人。

三、通常保護令核發後仍發生肢體暴力案件之暴力嚴重程度變化

為檢視通常保護令核發後對肢體暴力的嚇阻效果與嚴重程度的變化，本研究將分析焦點集中於保護令核發後仍再發生肢體暴力的 76 件再犯案件，比較其在通常保護令核發前後的嚴重程度變化。肢體暴力樣態依行為特徵分為五級（樣態 0 至樣態 4），分級定義為：樣態 0(無明顯肢體暴力)；樣態 1（輕微肢體暴力），如推擠、拉扯或朝被害人丟擲物品等；樣態 2(中度肢體暴力)，如毆打、摑掌、腳踹等；樣態 3(嚴重肢體暴力)，涉及勒掐、使人窒息、持刀械或器械恐嚇、使用器械、動力車輛或傷害性液體攻擊等；以及樣態 4(致命性肢體暴力)，如持刀械砍殺、刺傷，或涉及多重致命性的暴力攻擊方式。

由於資料來自相同案件在保護令核發前後兩個時間點的配對測量，不符常態分配假設，因此採用 Wilcoxon 符號等級檢定（Wilcoxon signed-rank test）進行統計分析。此檢定為非參數統計方法，適用於兩組相關樣本的中位數差異比較，能有效檢視保護令核發前後肢體暴力嚴重程度是否有顯著變化。

（一）通常保護令核發後仍發生肢體暴力案件之前後肢體暴力樣態描述性分析

為檢視通常保護令核發後仍發生肢體暴力之案件，其核發前後肢體暴力樣態之分布情形，本研究首先針對核發前與核發後之資料計算其集中量數與離散量數，包括平均數、標準差及中位數等。

從表 4-17 的描述性統計結果可見，在 76 件通常保護令核發後仍再發生肢體暴力的再犯案件中，依據 0 至 4 分的嚴重程度分級（分數愈高代表樣態愈嚴重），其肢體暴力平均分數由核發前的 1.86 分（約趨近於第 2 級）略微上升至核發後的 2.05 分（突破第 2 級門檻）。這顯示保護令不僅未能降低暴力強度，其再犯後的暴力樣態在數值上反而呈現微幅增長，反映出保護令對此類案件的「暴力等級」缺乏有效的嚇阻作用。

在離散程度方面，肢體暴力樣態的標準差由核發前的 1.208 顯著降至核發後的 0.798，此數據變動反映出，案件之間的暴力嚴重程度差異相較核發前趨於一致。至

於集中趨勢，核發前後的中位數均維持在 2.00，顯示整體暴力的核心分佈並未改變，依然高度集中於「樣態 2」之等級（定義為中等程度肢體暴力，如毆打、摑掌、腳踹等）。綜合變異程度與中位數來看，保護令核發後的暴力行為雖未在整體中心點產生偏移，但其暴力強度變得更加穩定且一致地維持在「中等程度」以上，缺乏顯著的降級或緩解跡象。

表 4-17

通保核發後仍發生肢體暴力案件之前後肢體暴力樣態敘述統計

變項	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值	中位數（第 50 百分位數）
核發前肢體暴力樣態	76	1.86	1.208	0	4	2.00
核發後肢體暴力樣態	76	2.05	0.798	1	4	2.00

註：肢體暴力樣態依行為特徵分為 0-4 級(0-4 分)，分數越高代表暴力程度越嚴重。

（二）通常保護令核發後仍發生肢體暴力案件之前後肢體暴力樣態差異分析（Wilcoxon 符號等級檢定）

從表 4-18 可知，針對 76 件通常保護令核發後仍再發生肢體暴力之案件進行配對樣本的 Wilcoxon 符號等級檢定。結果顯示，核發後肢體暴力樣態分數低於核發前（負等級）的案件有 27 件，平均等級為 24.74；核發後分數高於核發前（正等級）的案件有 29 件，平均等級為 32.00；另外有 20 件案件前後分數相同（連結空間）。整體而言，正、負等級的分布相當接近，顯示核發前後的暴力樣態變化並沒有呈現單一方向的明顯差異，部分案件在核發後嚴重程度下降，但也有相近數量的案件嚴重程度反而上升。

表 4-18

通保核發後仍發生肢體暴力案件之前後肢體暴力樣態 Wilcoxon 符號等級檢定

核發前後 肢體暴力樣態	樣本數	平均等級	等級總和	說明
負等級	27	24.74	668.00	核發後分數 < 核發前分數
正等級	29	32.00	928.00	核發後分數 > 核發前分數
連結空間	20			核發後分數 = 核發前分數
總計	76			

（三）通常保護令核發後仍發生肢體暴力案件之前後肢體暴力樣態顯著性檢定分析

為檢驗通常保護令核發後仍再發生肢體暴案件，其核發前後肢體暴力樣態是否發生顯著變化，本研究同時採用了三種非參數配對樣本檢定：Wilcoxon 符號等級檢定、符號檢定以及邊際同質性檢定，結果彙整如表 14-19 所示。三項檢定結果的 P 值（分別為 0.272、0.894、0.225）均遠大於 0.05 的顯著水準。這一致的結果表明，在肢體暴力樣態嚴重程度的變化，通常保護令核發前後並無統計上顯著的差異。

表 4-19

通保核發後仍發生肢體暴力案件之前後肢體暴力樣態分布顯著性檢定(N=76)

檢定名稱	檢定統計量(Z 值)	漸近顯著性(P 值)	雙尾/單尾	結論
Wilcoxon	-.1097	.272	雙尾	無顯著差異
符號檢定	-.134	.894	雙尾	無顯著差異
邊際同質性	-1.213	.225	雙尾	無顯著差異

（四）通常保護令對核發後仍發生肢體暴力案件之肢體暴力樣態之影響分析

前述結果顯示，通常保護令對於核發後仍發生肢體暴力案件，其核發前後肢體暴力樣態之整體分布並未呈現顯著差異。然而，研究者仍想試圖釐清即使保護令未能完全遏止暴力，其是否仍能成功降低暴力的嚴重程度或改變其樣態走向，因此採用交叉列聯表（如表 4-20 所示），將核發前與核發後個案所經歷的肢體暴力樣態進行分級（樣態 0 至樣態 4）比較，並依據實務判斷將轉變類型歸納為「上升」、「下降」與「無變化」，以期為保護令在「傷害減輕」方面的效益提供具體且細緻的實證基礎。

從總體數據來看，在這 76 件後續仍有肢體暴力的個案中，樣態下降(減輕)共計 27 件，佔 35.5%；樣態上升(惡化)共計 29 件，佔 38.2%；無變化(維持風險)共計 20 件，佔 26.3%。這份數據與先前 Wilcoxon 檢定的結果（不具統計顯著差異）相符，表明保護令對於這組高風險再犯群體而言，在整體上未能產生顯著的「減輕暴力樣態」效果。

進一步觀察肢體暴力樣態呈現上升惡化之 29 件案件可發現，其中共有 16 件個案於通常保護令核發前尚未出現明顯肢體暴力（樣態 0），惟於核發後皆轉為出現肢體暴力行為，呈現百分之百之樣態上升情形。此一結果顯示，即便於聲請通常保護令時尚未出現明顯肢體暴力之案件，仍可能潛藏後續暴力升級之風險，值得研究者與實務工作者高度關注。於該 16 件肢體暴力樣態上升之案件中，其暴力嚴重程度之變化呈現高度異質性，其中有 6 件案件上升至毆打、摑掌、腳踹等中度肢體暴力樣態（樣態 2），另有 1 件發生持刀恐嚇之嚴重肢體暴力樣態（樣態 3），以及 2 件升高至具致命性攻擊之暴力樣態（樣態 4）。儘管如此，仍有 43.8%（7 件）的案件維持在推擠、拉扯或丟物等「輕微肢體暴力」（樣態 1），顯示雖然暴力風險確有增加，但其危險性並未呈現明顯惡化。

在核發前樣態屬於 2、3、4 之案件中，通常保護令在降低暴力嚴重程度方面展現顯著成效。就樣態 2（毆打、摑掌、腳踹等中度肢體暴力）之 28 件案件而言，其中有 7 件（25.0%）於核發後降至樣態 1（推擠、拉扯或丟擲物品等輕微肢體暴

力）。進一步觀察高度嚴重暴力之變化可見，樣態 3（勒掐、使人窒息、持刀械或器械恐嚇等嚴重肢體暴力）之 19 件案件中，有 15 件（78.9%）於核發後呈現暴力樣態降級；而樣態 4（具致命性攻擊之肢體暴力）之 5 件案件中，則有 4 件（80.0%）於核發後降至樣態 2 或樣態 1。綜合所有出現暴力樣態變化之案件觀察，高達 96.3%（共 26 件）之案件於核發後其暴力樣態成功降低至輕微或一般性肢體暴力，顯示通常保護令對於抑制既有嚴重暴力、阻止暴力進一步升級，具有顯著之嚇阻與保護效果。

表 4-20

通常保護令對核發後仍發生肢體暴力案件之肢體暴力樣態影響之分布(N=76)

核發前 肢體暴力樣態	核發後 樣態 1	核發後 樣態 2	核發後 樣態 3	核發後 樣態 4	總計	上升	下降	無變化
樣態 0：無明顯肢體暴力	7	6	1	2	16	16	0	0
樣態 1：輕微肢體暴力，如推擠、拉扯或朝被害人丟擲物品等	1	2	4	1	8	7	0	1
樣態 2：中度肢體暴力，如毆打、摑掌、腳踹等	7	16	5	0	28	5	7	16
樣態 3：嚴重肢體暴力，涉及勒掐、使人窒息、持刀械或器械恐嚇、使用器械、動力車輛或傷害性液體攻擊等	3	12	3	1	19	1	15	3
樣態 4：致命性肢體暴力，如持刀械砍殺、刺傷，或涉及多重致命性的暴力攻擊方式	0	4	1	0	5	0	5	0
總計	18	40	14	4	76	29 （38.2%）	27 （35.5%）	20 （26.3%）

第四節　親密關係暴力再通報之影響因素分析

為深入探討各變項與親密關係暴力再通報之間的關聯，本研究進一步採用邏輯斯迴歸模型（Logistic Regression Model）進行多變項分析。依變項設定為有無再通報親密關係暴力（二分變項），自變項則自前述單變項分析中達顯著水準之變項中進行篩選（見表 4-21）。

一、迴歸模型變項篩選原則與資料處理說明

在變項篩選與模型建構過程中，本研究考量資料結構限制與統計適切性，針對部分變項進行如下調整：

首先，排除高比例缺失值變項。相對人教育程度中「資料不詳」之樣本達 244 件，因缺失值佔比過大，若納入模型將導致參數估計不穩定且產生估計偏誤，故予以排除。

其次，處理類別分布不均之變項。在司法介入變項中，「命交付必需品」（n=10）與「命完成心理輔導」（n=14）雖與再通報呈現顯著關聯，但因樣本數稀少且類別分布極度不平衡，納入多變項迴歸易導致模型難以收斂或標準誤過大，故未納入分析。反之，「命遷出住居所」（n=12）雖亦屬低頻率款項，然其具備改變雙方物理接觸與日常互動結構之核心隔離功能，在理論價值上具備明確之風險調節意義，故本研究仍將其納入迴歸模型，以評估該項命令對降低再通報風險之實質影響力。

再者，解決多元共線性問題。「保護令款項有無命完成加害人處遇計畫」與「加害人處遇計畫執行情形」在資訊涵蓋上高度重疊，且後者存在 14 件資料缺失。基於模型簡約性原則並避免多元共線性干擾，本研究僅擇定「保護令款項中有無命完成加害人處遇計畫」作為代表性變項納入後續分析。

此外，針對 TIPVDA 危險評估指標之納入，考量各網絡（警政、衛政）之施測範圍與題項覆蓋率不一，為避免多重共線性與資料失衡問題，本研究採取一致性整合

策略，統一以「一年內曾發生」之題項作為計分依據，並從單變項分析達顯著水準之項目中，選取四項具代表性之核心題項納入迴歸模型，包括：題項 3（懷孕期間遭毆打）、題項 4（以刀械或危險物品威脅）、題項 11（具有經濟壓力困境）、及題項 15（施暴情形愈打愈嚴重）。此做法旨在兼顧模型對暴力風險的解釋力，並確保統計結果之穩定度。

表 4-21

與再通報親密關係暴力具顯著關聯之變項一覽表

項目	變項名稱	卡方值	顯著性
被害人個人特性	有無自殺防治列管紀錄	χ^2=4.655	<.05
	有無藥物濫用行為	χ^2=4.283	<.05
相對人個人特性	教育程度 （國中以下、高中職、大專以上）	χ^2=8.579	<.05
	有無精神疾病	χ^2=3.987	<.05
	有無自殺防治列管紀錄	χ^2=8.047	<.01
	有無問題性飲酒行為或飲酒習性	χ^2=4.092	<.05
關係特徵	關係類型 （婚姻關係、離婚關係、同居或未同居伴侶、曾同居或未同居伴侶）	χ^2=22.228	<.001
	有無共同居住	χ^2=25.460	<.001
	有無共同子女	χ^2=5.439*	<.05
暴力特徵	有無肢體暴力	χ^2=6.024	<.05
	相對人本段親密關係通報次數 （0-1 次、2-3 次、4(含)次以上）	χ^2=34.444	<.001
	相對人有無他段親密關係通報紀錄	χ^2=6.557	<.01
	本段親密關係有無高危機列管紀錄	χ^2=13.160	<.001
TIPVDA 危險評估（警政施測 /n=546）	題項 1.他曾對你有無法呼吸之暴力行為。	χ^2=5.373	<.05
	題項 9.他目前每天或幾乎每天喝酒喝到醉（「幾乎每天」指一週四天及以上）。	χ^2=5.131	<.05
	題項 11.他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	χ^2=7.877	<.01

表 4-21

與再通報親密關係暴力具顯著關聯之變項一覽表

項目	變項名稱	卡方值	顯著性
	題項 12.他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等）而有激烈的反應（例如言語恐嚇或暴力行為）。	χ^2=11.262	<.001
	題項 15. 過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	χ^2=9.64	<.01
TIPVDA 危險評估（衛政施測/n=223）	題項 3.你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	χ^2=7.435	<.01
	題項 12.他是否曾經因為你向外求援（如向警察報案、社工求助、到醫院驗傷或聲請保護令…等）而有激烈的反應（例如言語恐嚇或暴力行為）。	χ^2=3.953	<.05
TIPVDA 危險評估（1 年內曾發生過題項/n=605）	題項 3.你懷孕的時候他是否曾經動手毆打過你。	χ^2=8.028	<.01
	題項 4.他是否會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	χ^2=5.513	<.05
	題項 11.他目前是否有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	χ^2=5.927	<.05
	題項 15.過去一年中，他對你施暴的情形是否愈打愈嚴重。	χ^2=7.703	<.01
司法介入情形	有無核發緊急或暫時保護令	χ^2=8.926	<.05
	保護令款項有無命遷出被害人住居所	χ^2=8.400	<.01
	保護令款項有無命交付必需品	χ^2=7.968	<.01
	保護令款項有無命完成加害人處遇計畫	χ^2=9.053	<.01
	保護令款項有無命完成心理輔導	χ^2=5.599	<.05
	加害人處遇計畫執行情形（無處遇計畫、有處遇計畫已完成、有處遇計畫未完成）	χ^2=12.537	<.01

二、親密關係暴力再通報之二元 Logistic 迴歸模型適配度檢驗

本研究之二元 Logistic 迴歸模型適配度檢驗所納入的自變項共涵蓋四大層面，第一為個人特性及關係特徵，包含被害人是否曾有自殺防治列管紀錄及藥物濫用行為，相對人是否具有精神疾病、自殺防治列管紀錄與問題性飲酒行為或飲酒習性，以及關係特徵中親密關係類型、是否共同居住及有無共同子女。第二為暴力特徵，涵蓋相對人是否曾施以肢體暴力、本段親密關係之通報次數、相對人是否曾有其他親密關係通報紀錄，以及本段關係是否曾列為高危機個案。第三為危險評估層面，選取 TIPVDA《台灣親密關係危險評估表》中的第 3、4、11 及 15 題作為分析變項，以反映個案潛在之暴力風險與再發可能性。第四為司法介入情形，包含是否核發緊急或暫時保護令，以及通常保護令款項中是否命遷出被害人住居所與命完成加害人處遇計畫。

為更全面探討不同案件特徵下，再通報親密關係暴力之風險因素，本研究除以全體樣本（N＝605）進行二元 Logistic 迴歸分析外，亦依暴力樣態與司法介入情形進行分組分析。首先，以「全體樣本」模型呈現所有個案之整體影響因素，作為整體趨勢之基準評估。其次，考量肢體暴力通常與較高之危險程度、暴力升級及再犯風險相關，另將「核發前曾發生肢體暴力之案件」(n＝350）獨立建模，以檢視在較高暴力風險情境下，各影響因子對再通報之預測效果是否呈現不同樣態。最後，由於「核發前曾有刑事司法移送情形之案件」(n＝138）通常代表更高之案件嚴重性與犯罪性，且涉及較多正式司法控制，本研究亦針對此高風險群體建立第三組模型，以探討在刑事司法介入背景下，再通報風險之預測因子是否具有差異化的作用效果。透過上述三組模型之比較，本研究得以更細緻地掌握不同暴力風險層級與司法處遇脈絡下，再通報親密關係暴力之多層次風險結構。

在建構二元 Logistic 迴歸模型時，確保自變項之間的獨立性是獲得穩定且可靠估計結果的重要前提。若自變項間存在高度線性相關，即形成所謂的共線性問題，將可能導致迴歸係數的標準誤膨脹、估計值不穩定且難以解釋，進而削弱模型對單

一變項獨立影響力的判讀效度。因此，在正式執行迴歸分析前，本研究針對所有納入模型的自變項進行多重共線性診斷，主要透過檢視變異數膨脹因子（Variance Inflation Factor, VIF）進行評估。本研究參考邱皓政（2022）之判斷準則，當 VIF 值大於 5 即反映自變數間具高度共線性傾向；若 VIF 值突破 10，則代表共線性問題已達嚴重程度，可能導致參數估計失真或不穩定。本研究檢驗結果如表 4-22 所示，模型一各自變項之 VIF 值介於 1.049 至 3.218，模型二 VIF 值介於 1.086 至 3.625，模型三 VIF 值介於 1.211 至 4.570，均未超出常用判斷標準。綜整而言，三個模型均未出現顯著的多重共線性問題，顯示本研究迴歸模型具有良好的估計穩定性與可解釋性。

在排除多重共線性疑慮後，本研究進一步對三組二元 Logistic 迴歸模型進行整體適配度與預測效能之檢驗。首先，採用 Hosmer-Lemeshow 檢定評估模型預測值與實際觀察值之間的一致性；當其卡方統計量未達顯著水準時，即表示模型對資料具有良好的擬合程度。其次，透過 Omnibus 檢定檢視模型中所有 β 係數是否全部為 0，檢定結果若呈現顯著，則代表模型中至少部分自變項對再通報親密關係暴力具有有效的預測功能。此外，本研究亦比較常數模型（Block 0）與投入自變項後之完整模型（Block 1）的分類預測正確率，以評估納入各項自變項後是否能提升模型的預測準確度。結合上述適配度與預測力指標，可更全面確認本研究各 Logistic 迴歸模型之穩定性、有效性與解釋力，作為後續分析詮釋的基礎。

表 4-23 結果顯示三組模型之 Omnibus 檢定皆達統計上顯著水準（全體樣本 χ^2=95.397；p<.001；有肢體暴力樣本χ^2=64.143；p<.001；有刑事司法移送樣本 χ^2=41.826；p=.011），顯示各模型中至少部分自變項對再通報親密關係暴力具顯著預測效果，迴歸模型整體上具有預測力。在模型適配度方面，Hosmer－Lemeshow 檢定結果均未達顯著（全體樣本 p=.733；肢體暴力樣本 p=.109；刑事移送樣本 p=.260），顯示三組模型之預測值與實際觀察值間並無顯著差異，模型之配適度良好。在分類預測效能上，三組模型在投入自變項後皆呈現一定程度的準確率提升。

整體而言，三組 Logistic 迴歸模型皆同時展現良好的模型適配度與顯著預測

力，且在投入相關自變項後，分類準確率皆有所提升，顯示本研究所建構之迴歸模型在解釋與預測親密關係暴力再通報方面具備穩定性與有效性，可作為後續預測因子分析之基礎。

表 4-22

二元 Logistic 迴歸模型共線性檢定

變項名稱	**模型一[1] 全體樣本 (N=601)**	**模型二[2] 有肢體暴力樣本(N=346)**	**模型三[3] 有刑事司法移送情形樣本 (N=136)**
	VIF	VIF	VIF
被害人個人特性			
有自殺防治列管紀錄	1.156	1.217	1.383
有藥物濫用行為	1.111	1.192	1.320
相對人個人特性			
有精神疾病	1.181	1.302	1.400
有自殺防治列管紀錄	1.202	1.317	1.510
有問題性飲酒行為或飲酒習性	1.089	1.086	1.366
關係特徵			
關係類型(婚姻關係)	2.923	3.498	3.965
關係類型(同居或未同居伴侶)	2.917	3.625	4.570
關係類型(曾同居或未同居伴侶)	3.218	2.819	4.138
有共同居住	1.906	1.828	2.250
有共同子女	2.405	2.257	2.983
暴力特徵			
有肢體暴力	1.211		1.436
相對人本段親密關係通報次數(2-3 次)	1.333	1.466	1.501
相對人本段親密關係通報次數(4(含)次以上)	1.542	1.762	2.038
相對人有他段親密關係通報紀錄	1.166	1.241	1.455
本段親密關係有高危機列管紀錄	1.299	1.457	2.060
TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生過題項)			
題項 3.你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	1.049	1.086	1.257

表 4-22

二元 Logistic 迴歸模型共線性檢定

變項名稱	模型一[1] 全體樣本 (N=601)	模型二[2] 有肢體暴力樣本(N=346)	模型三[3] 有刑事司法移送情形樣本 (N=136)
	VIF	VIF	VIF
題項 4.他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	1.204	1.302	1.918
題項 11.他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	1.052	1.166	1.399
題項 15.過去一年中，他對你施暴的情形愈打愈嚴重。	1.161	1.317	1.764
司法介入情形			
有核發緊急保護令	1.151	1.203	1.522
有核發暫時保護令	1.122	1.256	1.458
保護令款項有命遷出被害人住居所	1.056	1.142	1.211
保護令款項有命完成加害人處遇計畫	1.211	1.193	1.333

[1]模型一：全體樣本 605 人，因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 4 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 601 人。

[2]模型二：通常保護令聲請至核發期間相對人有施以肢體暴力者 350 人，因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 4 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 346 人。

[3]模型三：通常保護令聲請至核發期間相對人有刑事司法移送情形者 138 人，因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 2 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 136 人。

表 4-23

「有無再通報親密關係暴力」之二元 Logistic 迴歸模型適配度綜合檢定表

回歸模型	Omnibus 檢定 卡方值；顯著性	Hosmer－Lemeshow 檢定 卡方值；顯著性	預測正確性 （自變項投入前/後）
全體樣本 (N=601)	χ^2=95.397；P<.001	χ^2=5.230；P=.733	73.7%；74.9%
有肢體暴力樣本 (N=350)	χ^2=64.143；P<.001	χ^2=13.085；P=.109	69.9%；72.0%
有刑事司法 移送情形樣本 (N=138)	χ^2=41.826；P=.010	χ^2=10.068；P=.260	72.1%；81.6%

[1]全體樣本 605 人，因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 4 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 601 人。

[2]通常保護令聲請至核發期間相對人有施以肢體暴力者 350 人，因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 4 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 346 人。

[3]通常保護令聲請至核發期間相對人有刑事司法移送情形者 138 人，因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 2 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 136 人。

三、不同樣本群組之親密關係再通報影響因子分析結果

前節已針對全體樣本、具肢體暴力樣本及具有刑事司法移送紀錄之三組 Logistic 迴歸模型，完成整體適配度與模型顯著性之檢驗。本節則著重於各自變項的影響方向與統計顯著性，於迴歸模型中，本研究採 Wald 檢定法檢定各自變項迴歸係數之顯著性，以評估其對親密關係暴力再通報風險的獨立預測效力。在個別自變項的解釋上，本研究採取雙重指標進行評估：首先，參考 Wald 檢定值，其數值越大代表該變項在模型中的顯著性貢獻越高。其次，以勝算比（Odds Ratio, Exp(B)）作為判讀影響方向與程度之依據：當 Exp(B)>1 時，表示該變項為再通報的風險因子，即相較於參考組，該變項每增加一單位，再通報發生的勝算（Odds）隨之提高；反之，當 Exp(B)<1 時，則視為保護因子，表示再通報發生的勝算隨之降低。詳細迴歸結果如表 4-24 所示，分述如下：

（一）全體樣本

本回歸模型包含全部樣本，惟因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 4 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 601 人。根據本研究的二元 Logistic 迴歸分析結果如下：

首先，在被害人與相對人的個人特性部分，本研究納入多項與暴力再發風險相關的指標，包括被害人的自殺防治列管紀錄與藥物濫用行為，以及相對人的精神疾病、自殺防治列管紀錄與問題性飲酒行為或飲酒習性等。迴歸結果顯示，上述變項的迴歸係數（B）皆呈現正值，勝算比（Exp(B)）亦大於 1，表示若依單一變項的方向判讀，這些個人特性可能與再通報風險增加有關。然而，在模型同時控制其他變項後後，相關變項的 Wald 檢定皆未達統計顯著水準，顯示個人特性在多變項控制下，並不足以獨立預測再通報親密關係暴力的可能性。

在關係特徵部分，本研究納入關係類型、共同居住與共同子女等變項。結果顯示，僅「婚姻關係」達統計顯著（B＝.795；Exp(B)=2.215；Wald＝4.875；p<.05），其餘未達顯著。表示在控制整體模型中其他所有自變項後，相對人若與被害人為婚姻關係，其再通報風險為離婚關係(參照組）的 2.2 倍。此結果顯示，相較於離婚關係者，婚姻關係中的相對人具有較高的再通報風險。

在暴力特徵部分，本研究納入是否曾施以肢體暴力、相對人在本段親密關係中的通報次數、是否有他段親密關係通報紀錄，以及本段是否曾被列為高危機個案等變項。分析結果顯示，以「本段親密關係通報 4 次（含）以上」與「相對人有他段親密關係通報紀錄」達統計顯著的變項，其餘未達顯著。其中，本段親密關係通報 4 次（含）以上之變項達高度顯著（B＝.916；Exp(B)=2.499；Wald＝11.212；p<.001），表示在控制整體模型中其他所有自變項後，本段關係累積 4 次或以上通報之相對人，相較於 0-1 次通報者有 2.5 倍再發生施暴行為之風險。其次，相對人若具有他段親密關係通報紀錄，其迴歸係數亦達顯著水準（B＝.725；Exp(B)=2.066；Wald＝6.902；p<.01），顯示在控制整體模型中其他所有自變項後，相對人具有他段親密關係暴力通報紀錄者，其再通報之風險約為無通報紀錄者的 2.1 倍。

在危險評估部分，本研究納入 TIPVDA 中過去一年內曾發生且與親密關係暴力風險高度相關之題項，包括懷孕期間的肢體暴力（題項 3）、以刀槍或其他武器及危險物品威脅（題項 4）、相對人面臨經濟壓力困境（題項 11），以及過去一年施暴力行為愈打愈趨嚴重（題項 15）等變項。分析結果顯示，僅「題項 15：過去一年中，他對你施暴的情形愈打愈嚴重」達統計顯著，其餘題項皆未達顯著水準。具體而言，題項 15 的迴歸係數為負值（B＝－.612），勝算比小於 1（Exp(B)=0.542；Wald＝4.828；p<.05），表示在控制整體模型中其他所有自變項後，若過去一年內施暴行為呈現愈趨嚴重之情形，其再通報風險約為參照組（無此情形者）的 0.5 倍，顯示再通報風險呈現下降趨勢。

在司法介入部分，本研究納入是否核發緊急保護令、暫時保護令，以及通常保護令中是否命相對人遷出被害人住居所、命完成加害人處遇計畫等變項。分析結果顯示，僅「命遷出被害人住居所」達統計顯著（B＝1.427；Exp(B)=4.168；Wald＝4.817；p<.05），其餘未達顯著。表示在控制整體模型中其他所有自變項後，若通常保護令中命相對人遷出被害人居住所，其再通報風險約為參照組（未命遷出者）的 4.2 倍。

整體而言，在全體樣本之二元 Logistic 迴歸模型，能顯著預測親密關係暴力再通報的變項包括：婚姻關係、本段親密關係通報 4 次（含）以上、相對人具有他段親密關係通報紀錄，以及通常保護令中命相對人遷出被害人住居所之款項，以上變項之迴歸係數與較高的再通報風險相關（Exp(B)>1）。此外，TIPVDA 題項 15（過去一年暴力情形愈趨嚴重）則呈現反向顯著效果（Exp(B)<1）。依 Wald 檢定值判斷相對重要性，以本段親密關係通報 4 次（含）以上與相對人具有他段親密關係通報紀錄之影響力最為突出。整體而言，本模型可解釋 14.7%至 21.5%的再通報變異量（Cox & Snell R^2＝.147；Nagelkerke R^2＝.215）。

（二）肢體暴力之樣本

本迴歸模型係針對所有曾施以肢體暴力之樣本進行分析，然由於 TIPVDA 危險評估（1 年內曾發生題項）中共有 4 份資料不詳，故予以排除後，實際納入本次二元

Logistic 迴歸分析之有效樣本數為 346 人。根據本研究的二元 Logistic 迴歸分析結果如下：

在被害人與相對人的個人特性部分，整體而言，被害人的自殺防治列管紀錄與藥物濫用行為，以及相對人的精神疾病、自殺防治列管紀錄與問題性飲酒行為或飲酒習性等變項的迴歸係數均呈現正值，勝算比（Exp(B)）亦大於 1，顯示若單看變項方向，可能與再通報風險增加相關。然而，在本迴歸模型同時控制其他所有變項後，所有個人特性變項的 Wald 檢定結果皆未達統計顯著水準（p>.05），顯示在曾施以肢體暴力之案件中，無論是被害人或相對人的個人特質皆不足以獨立預測再通報親密關係暴力之風險。

在關係特徵部分，首先，在關係類型中，「婚姻關係」達統計顯著（B＝1.221；Exp(B)=3.389；Wald＝5.196；p<.05），表示在控制整體模型中其他所有自變項後，相對人若與被害人為婚姻關係，其再通報風險約為離婚關係（參照組）的 3.4 倍。其次，「同居或未同居伴侶」亦達統計顯著（B＝1.386；Exp(B)=4.000；Wald＝4.597；p<.05），表示相較於離婚關係者，其再通報風險約為 4 倍。此外，「有共同子女」亦達顯著水準（B＝.844；Exp(B)=2.326；Wald＝4.088；p<.05），顯示具有共同子女者的再通報風險約為無共同子女者的 2.3 倍。

在暴力特徵部分，在本段親密關係通報次數中，「通報 4 次（含）以上」達高度顯著（B＝1.049；Exp(B)=2.855；Wald＝8.053；p<.01），表示在控制整體模型中其他所有自變項後，相對人若於本段關係中累積 4 次或以上通報，其再通報風險約為參照組（0-1 次通報者）的 2.9 倍。其次，「相對人具有他段親密關係通報紀錄」亦達統計顯著（B＝.975；Exp(B)=2.650；Wald＝6.871；p<.01），顯示相較於無他段親密關係暴力通報紀錄者，其再通報風險約為 2.7 倍。

在危險評估部分，過去一年內曾發生 TIPVDA 題項 3（懷孕期間的肢體暴力）、題項 4（以刀槍或其他危險物品威脅）、題項 11（相對人面臨經濟壓力困境）以及題項 15（過去一年施暴情形愈打愈嚴重）之迴歸係數方向雖有所差異，勝算比（Exp(B)）介於 0.941 至 2.258 之間，但均未達統計顯著水準（p>.05）。此結果顯

示，在控制整體模型中其他所有自變項後，TIPVDA 所反映的單一危險指標，無論涉及懷孕期間施暴、武器威脅、經濟壓力或暴力加劇等情形，皆不足以獨立預測曾施以肢體暴力案件之再通報親密關係暴力之風險。

在司法介入部分，緊急保護令、暫時保護令、命遷出住居所或命完成加害人處遇計畫等司法介入措施之勝算比（Exp(B)）介於 0.889 至 5.658 之間，但均未達統計顯著水準（p>.05）。其中，「命遷出被害人住居所」雖呈現較高的勝算比（Exp(B)=5.658），但其 Wald 檢定未達顯著標準。此結果表示，在控制整體模型中其他所有自變項後，司法介入相關措施，皆不足以獨立預測曾施以肢體暴力案件之再通報親密關係暴力之風險。

整體而言，在曾施以肢體暴力之二元 Logistic 迴歸模型，能顯著預測親密關係暴力再通報的變項包括：婚姻關係、同居或未同居伴侶、有共同子女、本段親密關係通報 4 次（含）以上，以及相對人具有他段親密關係通報紀錄。上述變項之迴歸係數均呈現正向，且其勝算比（Exp(B)>1）顯示該特徵與較高的再通報風險相關。依 Wald 檢定值判斷相對重要性，以本段親密關係通報 4 次（含）以上與相對人具有他段親密關係暴力通報紀錄之影響最為突出。整體而言，本模型可解釋約 16.9%至 24.0% 的再通報變異量（Cox & Snell R^2＝.169；Nagelkerke R^2＝.240）。

（三）刑事司法移送之樣本

本迴歸模型係針對所有具有刑事司法移送情形之樣本進行分析，惟因 TIPVDA 危險評估（1 年內曾發生之題項）中共有 4 份資料不詳，因此予以排除後，本次實際納入迴歸模型之總樣本數為 134 人。根據本研究之二元 Logistic 迴歸分析結果如下：

在被害人與相對人的個人特性部分，被害人的自殺防治列管紀錄、藥物濫用行為，以及相對人的精神疾病、自殺防治列管紀錄與問題性飲酒行為或飲酒習性等變項之迴歸係數方向雖有所差異（Exp(B)介於 0.708 至 8.197 之間），但均未達統計顯著水準（p>.05）。此結果顯示，在曾發生刑事司法移送之案件中，無論是被害人或相對人的個人特質皆不足以獨立預測親密關係暴力再通報的發生。

在關係特徵部分，關係類型變項中僅「婚姻關係」達統計顯著（B＝2.995；Exp(B)=19.979；Wald＝5.149；p<.05），表示在控制整體模型中其他所有自變項後，相對人若與被害人為婚姻關係，其再通報風險約為參照組（離婚關係）的 20 倍。相較之下，「同居或未同居伴侶」與「曾同居或曾未同居伴侶」雖呈現較高勝算比（Exp(B)=13.798；Exp(B)=6.460），但均未達到統計顯著。其他關係特徵（共同居住、共同子女）亦未達顯著水準（p>.05）。

在暴力特徵部分，以「本段親密關係通報 4 次（含）以上」達統計顯著（B＝1.728；Exp(B)=5.628；Wald＝5.641；p<.05），表示相較於參照組（0-1 次通報者），本段關係中累積 4 次或以上通報紀錄之相對人，其親密關係暴力再通報風險約提高至 5.6 倍。其他暴力特徵，包括肢體暴力、通報 2-3 次、是否有他段親密關係暴力通報，以及是否為高危機列管案件等變項亦呈現正向方向（Exp(B)>1），但均未達統計顯著水準（p>.05）。

在危險評估部分，過去一年內曾發生 TIPVDA 題項 3（懷孕期間的肢體暴力）、題項 4（以刀槍或其他危險物品威脅）、題項 11（相對人面臨經濟壓力困境）之勝算比介於 1.338 至 1.404，但皆未達顯著水準（p>.05）。僅「題項 15：過去一年施暴情形愈打愈嚴重」達統計顯著（B＝−1.314；Exp(B)=0.269；Wald＝4.118；p<.05）。此結果顯示，在控制整體模型中其他所有自變項後，若相對人在過去一年中呈現暴力加劇情形，其再通報風險反而下降，約為 0.27 倍。

在司法介入部分，緊急保護令、暫時保護令與命完成加害人處遇計畫等變項之勝算比介於 0.498 至 2.496，但均未達統計顯著水準（p>.05）。至於「命遷出被害人住居所」，因本子樣本中僅有 1 件案例且該案件於保護令有效期間皆未再通報親密關係暴力，致該變項與依變項呈現完全分離情形，模型無法取得有效估計，其 Exp(B)=0 與 Wald=0 亦不具統計意義。整體而言，在曾有刑事司法移送之案件中，司法介入措施皆不足以獨立預測後續是否再通報親密關係暴力。

綜上，在曾有刑事司法移送樣本之二元 Logistic 迴歸模型，能顯著預測親密關係暴力再通報的變項包括：「婚姻關係」、「本段通報 4 次（含）以上」以及

TIPVDA 題項 15（呈現反向關聯）。依 Wald 檢定值判斷相對重要性，以婚姻關係與通報 4 次（含）以上之影響力最為明顯。整體模型之 Cox & Snell R^2為.265，Nagelkerke R^2為.381，表示本模型約可解釋 26.5%至 38.1%的再通報變異量，為三組模型中解釋力相對較高的一組。

（四）各模型綜合分析

經二元 Logistic 迴歸分析後，全體樣本之顯著影響因子包括：婚姻關係、本段親密關係通報 4 次（含）以上、相對人具有他段親密關係通報紀錄，以及 TIPVDA 題項 15（反向）、通常保護令中命相對人遷出被害人住居所；肢體暴力之樣本之顯著影響因子包括：婚姻關係、同居或未同居伴侶、有共同子女、本段親密關係通報 4 次（含）以上，以及相對人具有他段親密關係通報紀錄；刑事司法移送之樣本之顯著影響因子包括：婚姻關係、本段親密關係通報 4 次（含）以上，以及 TIPVDA 題項 15（反向）。

綜合上述內容，在各模型之共通顯著影響因子為「婚姻關」與「本段親密關係通報 4 次（含）以上」，顯示無論是在何種樣本情境下（全體案件、曾施以肢體暴力、曾有刑事司法移送），一旦相對人與被害人具備法律上的婚姻聯繫，或該段關係之通報紀錄累積達 4 次以上時，其再通報之勝算（Odds）將顯著攀升。

表 4-24

「有無再通報親密關係暴力」之二元 Logistic 迴歸分析摘要表

變項名稱	全體樣本[1] (N=601)			有肢體暴力樣本[2] (N=346)			有刑事司法移送情形樣本[3](N=134)		
	B	Wald	Exp(B)	B	Wald	Exp(B)	B	Wald	Exp(B)
被害人個人特性									
有自殺防治列管紀錄	.331	1.300	1.392	.504	1.994	1.655	.021	.001	1.022
有藥物濫用行為	.628	1.254	1.873	.258	.148	1.294	2.104	2.665	8.197
相對人個人特性									
有精神疾病	.190	.402	1.210	.374	.982	1.453	-.345	.206	.708
有自殺防治列管紀錄	.429	2.407	1.536	.299	.365	1.257	-.294	.182	.745
有問題性飲酒行為或飲酒習性	.103	.180	1.109	.125	.160	1.133	.228	.148	1.257
關係特徵									
關係類型(婚姻關係)	.795	**4.875***	2.215	1.221	**5.196***	3.389	2.995	**5.149***	19.979
關係類型(同居或未同居伴侶)	.736	2.511	2.087	1.386	**4.597***	4.000	2.625	3.049	13.798
關係類型(曾同居或曾未同居伴侶)	.131	.077	1.141	1.080	2.235	2.946	1.866	1.613	6.460
有共同居住	-.485	3.026	.615	-.353	.838	.703	.744	1.156	2.105
有共同子女	.260	.682	1.297	.844	**4.088***	2.326	.137	.024	1.146
暴力特徵									
有肢體暴力	.006	.001	1.006				.634	.723	1.885
相對人本段親密關係通報次數(2-3 次)	.255	.965	1.291	.430	1.518	1.537	.665	1.044	1.945
相對人本段親密關係通報次數(4(含)次以上)	.916	**11.212*****	2.499	1.049	**8.053****	2.855	1.728	**5.641***	5.628
相對人有他段親密關係通報紀錄	.725	**6.902****	2.066	.975	**6.871****	2.650	.969	2.080	2.634
本段親密關係有高危機列管紀錄	.207	.695	1.230	.224	.499	1.251	.699	1.083	2.013
TIPVDA 危險評估									
(1 年內曾發生過題項)									
題項 3.你懷孕的時候他曾經動手毆打過你。	-.475	.440	.622	.815	1.842	2.258	.323	.055	1.382

表 4-24

「有無再通報親密關係暴力」之二元 Logistic 迴歸分析摘要表

變項名稱	全體樣本[1] (N=601)			有肢體暴力樣本[2] (N=346)			有刑事司法移送情形樣本[3](N=134)		
	B	Wald	Exp(B)	B	Wald	Exp(B)	B	Wald	Exp(B)
項 4.他會拿刀或槍、或是其他武器、危險物品（如酒瓶、鐵器、棍棒、硫酸、汽油…等）威脅恐嚇你。	.275	1.029	1.316	-.061	.038	.941	.339	.253	1.404
題項 11.他目前有經濟壓力的困境（如破產、公司倒閉、欠卡債、龐大債務、失業等）。	.237	1.080	1.268	.183	.387	1.201	.291	.270	1.338
題項 15.過去一年中，他對你施暴的情形愈打愈嚴重。	-.612	**4.828***	.542	.037	.016	1.038	-1.314	**4.118***	.269
司法介入情形									
有核發緊急保護令	-.209	.179	.811	-.078	.018	.925	-.696	.535	.498
有核發暫時保護令	.289	1.286	1.335	-.118	.121	.889	.231	.161	1.260
保護令款項有命遷出被害人住居所	1.427	**4.817***	4.168	1.733	3.431	5.658	-19.830	.000	.000
保護令款項有命完成加害人處遇計畫	.291	1.124	1.338	.504	2.328	1.656	.915	2.386	2.496
常數	-2.459	**22.367*****	.086	-3.616	**22.982*****	.027	-5.627	**8.340****	.004
模型摘要									
-2 log likehood	597.031			358.914			119.306		
Pseudo R^2									
Cox & Snell R^2	.147			.169			.265		
Nagelkerke R^2	.215			.240			.381		

*p<.05；**p<.01；***p<.001。

[1]全體樣本 605 人，因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 4 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 601 人。

[2]通常保護令聲請至核發期間相對人有施以肢體暴力者 350 人，因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 4 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 346 人。

[3]通常保護令聲請至核發期間相對人有刑事司法移送情形者 138 人，因 TIPVDA 危險評估(1 年內曾發生題項)有 2 人資料不詳，排除不詳資料後，總樣本數 136 人。

第五節　綜合分析

本節整合親密關係暴力之再通報差異分析與三組 Logistic 迴歸模型結果，並結合通常保護令前後肢體暴力之差異檢定，從風險因素與介入成效兩個面向同時檢視再通報的關鍵影響變項及保護令的抑制效果，並據此逐一檢驗本研究所提出之各項研究假設。

一、不同特徵之親密關係暴力再通報差異分析

為驗證研究假設一：「不同個人特性、暴力特徵、危險評估結果與司法介入情形之群體，在通常保護令核發後之親密關係暴力再通報比例具有顯著差異」，本研究首先採用卡方檢定比較各類群體的再通報情形。整體結果顯示，再通報比例的差異主要集中於個人特性中的身心風險與關係脈絡因素，以及暴力歷史、TIPVDA 高危險題項與部分司法介入措施，歸納整理如表 4-25。

（一）人口背景差異有限

在個人特性方面，被害人與相對人的性別、年齡、國籍別、教育程度與就業狀況多未呈現顯著差異，僅相對人教育程度達到顯著，但因不詳比例偏高，其解釋力有限。整體而言，靜態的人口背景變項與再通報之間的關聯度較低，顯示人口背景並非區辨再通報風險的重要因素。

（二）身心風險特徵呈現明確差異

在個人特性之身心風險面向中，差異分析結果顯示，被害人是否具備「自殺防治列管紀錄」與「藥物濫用行為」，以及相對人是否具備「精神疾病診斷」、「自殺防治列管紀錄」與「問題性飲酒行為」等變項，均與再通報情形呈現統計上之顯著相關。進一步觀察再通報比例之分布，顯示心理健康脆弱性及物質使用行為因素，與後續再通報風險存在明確的實證相關性。此結果反映出個案的身心健康狀況與物質成癮問題，是辨識親密關係暴力再通報風險時不容忽視的個體特質因子。

（三）關係脈絡具高度風險區辨力

在個人特性之關係脈絡維度中，卡方檢定結果顯示「關係類型」、「居住型態」與「有無共同子女」均達到高度顯著相關。觀察再通報比例之分布，婚姻或伴侶關係、共同生活、以及具備共同子女之個案，其再通報率明顯高於其他組別。此結果反映出具備高度連結性與高互動頻率的親密關係特質，常因接觸頻繁、照顧責任及難以切割的衝突脈絡，顯著提升了暴力復發的可能性。

（四）暴力歷史為再通報風險之關鍵關聯因子

在暴力特徵維度中，卡方檢定結果顯示「是否曾施以肢體暴力」、「本段關係通報次數」、「相對人他段關係暴力紀錄」以及「是否曾有高危機列管紀錄」等變項，均與再通報情形呈現顯著相關甚至高度相關。從再通報比例之分布觀察，曾有肢體暴力、通報次數頻繁（達 4 次以上）、具備跨關係施暴紀錄，以及曾被列管為高危機之個案，其再通報率在統計上均顯著高於對照組別。 此發現證實了暴力行為的嚴重性、慢性化程度及行為模式，與後續再通報風險之間存在緊密的實證關聯，是初步篩選高風險對象的核心判別指標。

（五）TIPVDA 高危險題項有效反映再通報風險

在危險評估方面，警政與衛政 TIPVDA 施測的多項高危險題項，以及一年內曾發生之高風險事件（如窒息性之暴力、孕期暴力、武器威脅、酒精濫用、經濟困難、對外求援反應激烈、施暴嚴重度升高等）均與再通報具有顯著差異，顯示 TIPVDA 能有效區辨高風險案件，其施測結果確實可預示後續再通報風險。

（六）司法介入變項之差異反映案件本質風險

在司法介入方面，緊急或暫時保護令核發情形、部分通常保護令款項（命遷出被害人居所、命交付必需品、命完成加害人處遇計畫），以及加害人處遇計畫中「心理輔導類型」與「處遇計畫整體的執行情形」等項目皆呈現顯著差異。此結果反映司法措施往往介入於風險較高之案件，其較高的再通報比例亦可能反映案件本身的風險屬性，而非介入本身增加再通報。

綜合上述結果，研究假設一獲得部分支持。再通報比例的顯著差異主要來自個人特性中的身心風險因素與關係脈絡、既有暴力歷史、TIPVDA 高危險指標與司法介入情形，而非靜態人口背景變項。體而言，再通報風險更可能源自個案本質的脆弱性、既有暴力行為的累積與高度連結的互動模式，而非人口背景本身。

二、親密關係暴力再通報之多變項預測模型：Logistic 迴歸分析

在前述差異分析已顯示多項變項與再通報呈現顯著關聯後，本研究進一步建構三組二元 Logistic 迴歸模型（全體樣本、有肢體暴力樣本與具有刑事司法移送樣本），以檢驗各變項在控制其他因素後，是否仍具獨立預測力，藉以驗證研究假設三：「在控制其他變項後，個人特性、暴力特徵、危險評估結果與司法介入情形對通常保護令核發後的親密關係暴力再通報具有顯著預測效果」。整體來看，三組模型之 Omnibus 檢定皆達統計上顯著水準，顯示模型整體具良好解釋力，並指出部分變項確實能獨立預測再通報情形；相關結果彙整如表 4-25 所示。

（一）暴力通報史為三組模型中最一致且最具影響力的預測因子

在三組 Logistic 迴歸模型中，「本段親密關係通報 4 次（含）以上」均達統計上顯著，顯示累積的通報紀錄是再通報風險最核心且最穩定的預測因素。此外，全體樣本與有肢體暴力樣本中，「相對人曾有他段親密關係暴力通報紀錄」亦具有顯著影響力，反映出跨關係施暴的行為習性將進一步推升再通報之勝算（Odds）。整體而言，暴力歷史的累積，包括本段與他段的施暴紀錄，形成再通報風險最清晰且一致的風險輪廓，是本研究中預測力最為明確的因素群組。

（二）個人身心風險特徵在控制其他變項後失去預測效果

儘管差異分析顯示，被害人之「自殺列管」與「藥物濫用」，以及相對人之「精神疾病」、「自殺列管」與「問題性飲酒」等個體風險因子與再通報具初步相關；然而，在納入控制變項後的 Logistic 迴歸模型中，上述因子均未達統計顯著。此結果意味著，這些身心風險特徵的影響較可能透過其他因素，如暴力歷史或關係結構等其他變項間接發生，而非獨立影響再通報的核心因素。

（三）關係脈絡的預測效力顯著優於人口特性與身心風險

實證結果顯示，人口特性變項（如性別、年齡、國籍等）在差異分析階段即未達顯著，證實靜態人口背景與再通報之關聯有限。個人身心風險特徵雖具備初步相關，但在迴歸模型中其影響力均被其他變項所吸收，不具獨立預測效果。相較之下，關係脈絡展現了強勁且一致的解釋力。在全體樣本模型中，婚姻關係顯著推升再通報風險；而在肢體暴力樣本中，婚姻、同居伴侶及共同子女等指標均達顯著，反映出雙方連結越緊密、日常互動頻率（如共同育兒）越高，暴力行為越易在衝突脈絡下循環。值得注意的是，在刑事司法移送樣本中，即便案件性質趨於同質，婚姻連結仍是關鍵的風險訊號。總體而言，關係脈絡較人口背景更能解釋再通報的差異，凸顯生活結構的連結性與角色義務的交織，是暴力循環持續的重要結構性因素。

（四）TIPVDA 危險題項之獨立預測力與反向預測現象

研究發現，雖然一年內發生之 TIPVDA 題項中 4 項高危險題項在差異分析中表現顯著，但在控制其他變項後，其中 3 項指標（孕期暴力、武器威脅、經濟困境）皆失去獨立預測力。值得關注的是，僅「題項 15（暴力頻率或嚴重度增加）」於全體樣本（B＝－.612，Exp(B)=0.542，p<.05）與刑事司法移送樣本（B＝－1.314，Exp(B)=0.269，p<.05）中維持統計顯著，然其作用方向與預期相反。數據顯示，在控制其他變項後，回報「暴力升級」之個案，其後續再通報勝算（Odds）反而下降約 45.8%至 73.1%。此一統計結果顯示，暴力嚴重度之提升與再通報風險之間，呈現出與常規預期悖反的負向關聯。

（五）司法介入變項之獨立預測效果有限

司法介入相關變項（如刑事移送、緊急或暫時保護令、保護令核發款項及處遇計畫等）雖在差異分析中呈現顯著，但在迴歸模型中多數未達顯著水準。僅有「命遷出被害人居所」在全體樣本中保留影響力。然而，該類措施通常核發於高風險案件，故其顯著性較可能反映案件本質危險性，而非介入措施本身提高再通報風險。換言之，司法介入與再通報之間的差異，更可能源自「高風險案件本來就更容易再

通報」，而非司法介入本身提高了再通報的可能性。

綜整三組 Logistic 迴歸結果，各模型整體檢定均達統計顯著，初步驗證研究假設三。在影響力的穩定性方面，以「本段親密關係通報 4 次（含）以上」及「婚姻關係」」表現最為強韌，為跨模型一致之核心預測因子。其次，「相對人他段暴力紀錄」與「TIPVDA 題項 15」在兩組模型中具備預測力；而「共同子女」、「同居或未同居伴侶」及「命遷出令」則展現特定模型下的次級影響。相較之下，個體身心風險特徵與多數司法介入變項未展現獨立預測效果，整體顯示再通報風險與暴力累積與關係結構變項之關聯度較高。



表 4-25

親密關係暴力再通報差異分析與迴歸分析綜整表

變項名稱	親密關係再通報差異分析χ^2	再通報 Logistic 迴歸（Exp(B)）		
		全體樣本	有肢體暴力樣本	有刑事司法移送情形樣本
被害人個人特性				
性別	不顯著	–	–	–
國籍別	不顯著	–	–	–
年齡	不顯著	–	–	–
教育程度	不顯著	–	–	–
就業狀況	不顯著	–	–	–
身心風險特徵				
精神疾病	不顯著	–	–	–
自殺防治列管紀錄	*	不顯著	不顯著	不顯著
藥物濫用行為	*	不顯著	不顯著	不顯著
問題性飲酒行為或飲酒習性	不顯著	–	–	–
相對人個人特性				
性別	不顯著	–	–	–
國籍別	不顯著	–	–	–
年齡	不顯著	–	–	–
教育程度	*	–	–	–
就業狀況	不顯著	–	–	–
身心風險特徵				
精神疾病	*	不顯著	不顯著	不顯著
自殺防治列管紀錄	**	不顯著	不顯著	不顯著
藥物濫用行為	不顯著	–	–	–
問題性飲酒行為或飲酒習性	*	不顯著	不顯著	不顯著
關係特徵				
關係類型	***	**婚姻關係+***	**婚姻關係+* 同居或未同居伴侶+***	**婚姻關係+***
居住型態	***	不顯著	不顯著	不顯著
關係持續時間	不顯著	–	–	–
共同子女	*	不顯著	**有共同子女***	不顯著

表 4-25

親密關係暴力再通報差異分析與迴歸分析綜整表

變項名稱	親密關係再通報差異分析χ^2	再通報 Logistic 迴歸（Exp(B)）		
		全體樣本	有肢體暴力樣本	有刑事司法移送情形樣本
暴力特徵				
肢體暴力	*	不顯著	不顯著	不顯著
精神暴力	不顯著	–	–	–
暴力持續時間	不顯著	–	–	–
相對人本段親密關係通報次數	***	通報 4 次(含)以上+***	通報 4 次(含)以上+**	通報 4 次(含)以上+*
相對人他段親密關係通報紀錄	**	有他段親密通報+**	有他段親密通報+**	不顯著
本段親密關係高危機列管紀錄	***	–	–	–
TIPVDA 危險評估				
警政施測	題 1*、題 9*、題 11**、題 12***、題 15**	–	–	–
衛政施測	題 3**、題 12*	–	–	–
1 年內曾發生題項	題 3**、題 4*、題 11*、題 15**	題 15-*	不顯著	題 15-*
司法介入				
刑事移送情形	不顯著	–	–	–
緊急或暫時保護令核發情形	*	不顯著	不顯著	不顯著
通常保護令核發款項	命遷出被害人居住所**、命交付必需品**、命完成加害人處遇計畫**	命遷出被害人住居所+*	不顯著	不顯著
處遇計畫類型	心理輔導*	–	–	–
通常保護令期限	不顯著	–	–	–
加害人處遇計畫執行情形	**	–	–	–

表 4-25

親密關係暴力再通報差異分析與迴歸分析綜整表

變項名稱	親密關係再通報差異分析χ^2	再通報 Logistic 迴歸（Exp(B)）		
		全體樣本	有肢體暴力樣本	有刑事司法移送情形樣本
模型摘要				
Omnibus 檢定		χ^2=95.397***	χ^2=64.143***	χ^2=41.826**
Hosmer－Lemeshow 檢定		χ^2=5.230；P=.733	χ^2=13.085；P=.109	χ^2=10.068；P=.260
預測正確性(前/後)		73.7%；74.9%	69.9%；72.0%	72.1%；81.6%
-2 log likehood		597.031	358.914	119.306
Pseudo R^2				
Cox & Snell R^2		.147	.169	.265
Nagelkerke R^2		.215	.240	.381

*p<.05；**p<.01；***p<.001。

註：「－」表示該變項於再通報分析中未達顯著性，或雖具顯著關聯，但因不詳比例過高、樣本數過少或與其他變項高度重疊，納入模型後可能產生估計不穩定，故未納入迴歸分析。

三、不同特徵群體之通常保護令成效分析：肢體暴力前後差異

綜合前述結果，本研究已初步驗證不同群體在「再通報」風險上的分布特徵與預測模式。然因再通報指標僅反映核發保護令後的求助軌跡，尚難據此斷定暴力行為是否獲得抑制，故本小節進一步綜整研究假設二之檢驗結果，藉由對比不同群體在保護令核發前後之肢體暴力比例變化，評估其介入成效。實證發現（如表 4-26 所示），通常保護令對多數群體均展現顯著的暴力抑制效果，但在不同個人特性與風險背景下，其暴力降幅呈現出明顯的群體差異。此結果補足了再通報分析之侷限，完整建構出保護令從「求助反應」到「行為改變」的實證輪廓。

（一）全體樣本保護令前後肢體暴力呈現高度顯著下降

全體 605 件樣本中，保護令核發前有 57.9%的案件呈現肢體暴力，核發後則大幅下降至 12.6%，整體下降幅度達 78.2%（$p<.001$）。此高度顯著的差異顯示通常保護令在全體樣本中具有強烈且一致的抑制效果，能有效降低肢體暴力的再次發生，充分支持保護令作為即時介入措施在遏止暴力行為方面的實質效益。

（二）人口背景呈現普遍且一致的暴力下降

由表 4-26 可見，被害人在性別、國籍、年齡、教育程度與就業狀況各項人口特性中，其保護令前後肢體暴力比例皆呈現高度顯著下降，相對人亦出現相同趨勢，僅新住民相對人未達統計顯著。整體而言，保護令在多數人口背景下皆具一致的保護效果，顯示暴力下降並非侷限特定族群。然而，少數群體未達顯著可能受樣本量有限、文化差異或服務可近性影響，顯示普遍有效性之下仍存在需進一步關注的特殊族群。

（三）高風險身心特徵群體仍具抑制成效，惟下降幅度相對較弱

在被害人與相對人身心風險特徵（如精神疾病、自殺列管、藥物濫用與問題性飲酒）的對比分析中，多數群體在保護令核發後，肢體暴力比例均呈現顯著下降，證實法律介入即便面對心理健康脆弱或物質依賴風險之個案，仍具備一定的暴力中斷功能。然而，進一步比較降幅發現，具備上述風險特徵者之下降趨勢雖與一般個

案一致，但其下降幅度明顯較小，顯示精神症狀、情緒調節失衡或物質濫用問題，確實會部分削弱保護令的法律嚇阻力。值得注意的是，在被害人具「藥物濫用」或「問題性飲酒」之次群體中，暴力下降未達統計顯著，此現象可能源於樣本規模較小，或反映出高複雜風險情境下，單一法律介入之抑制效果較不穩定，需結合醫療或社政體系之多元干預。

（四）不同親密關係結構均具抑制效果，惟成效隨互動密度有所差異

在關係脈絡維度中，不論關係類型、居住型態、歷時長短或有無共同子女，各子群體於保護令核發後之肢體暴力比例均呈顯著下降，證實保護令在多元親密互動結構中具備穩定的防護效益。實證數據進一步顯示，在關係結束、未同居、無共同子女及關係歷時較長者，暴力下降幅度尤為顯著，顯示在互動接觸減少、法律關係終止後或關係已歷經較長時間沉澱時，保護令介入更能有效阻斷暴力循環與降低再發風險。相較之下，婚姻中、共同居住、育有共同子女或關係持續較短者，雖暴力比例仍顯著下降，但其降幅相對受限，反映此類關係因持續互動、親職責任或情感糾葛，暴力終止可能更具挑戰性。綜合而言，保護令在各類親密關係中均具抑制暴力成效，但在連結強度較弱或互動減少之情境中效果更為突出。

（五）不同暴力特徵群體皆呈暴力減幅，但早期介入者抑制成效最明顯

不同暴力特徵群體在通常保護令核發前後之肢體暴力比例皆呈高度顯著下降（$p<.001$），顯示保護令對已存在暴力歷史的伴侶關係具有普遍抑制效益；然而從各暴力指標可見成效仍具層次差異。在無精神暴力併發、暴力持續時間較短、通報次數較少（0-1 次）、無跨段施暴紀錄或無高危機列管之個案中，暴力降幅最為顯著。此結果反映出在暴力行為尚未「累積與定型」前，保護令介入更易中斷暴力循環。相對而言，對於共病精神暴力、多次通報、具跨段施暴紀錄或高危機列管等特徵者，雖然保護令仍能顯著降低肢體暴力之發生，但其下降幅度受限。這顯示行為人的施暴慣性已趨於慢性化與穩定化，單一法律干預之邊際效用隨之遞減。綜上所述，保護令之防護力於各類型暴力案件中均獲實證支持，惟介入時間點愈早、風險累積愈淺，其保護成效愈加顯著。

（六）司法介入整體有效，惟不同措施呈現差異化成效

實證結果顯示，不論是否曾有刑事移送、是否核發緊急或暫時保護令、通常保護令內容為基本款或合併其他命令、保護期限長短，以及加害人處遇執行情形，肢體暴力比例均呈高度顯著下降（P< .001），證實通常保護令本身即具備穩定的暴力抑制效益。進一步比較各項司法措施可見，曾有刑事移送、核發緊急/暫時保護令、裁定禁止行為（如禁止接觸、跟蹤、通話、通信或遠離特定場所）、命交付必需品之案件，其下降幅度更為顯著，顯示即時威嚇及強制限制能增強保護令的暴力抑制力。在加害人處遇方面，認知教育與精神治療成效最為突出，其次為戒癮治療，而親職教育與心理輔導則未達顯著，可能反映其介入強度較低或樣本量不足以呈現差異。整體而言，暴力抑制成效以限制型禁止令與刑事移送最為突出，而處遇計畫亦呈現改善趨勢，惟下降幅度不及無處遇者，顯示矯正介入雖具效益，但對高風險群體可能需更長期與多面向支持，方能強化成效。

研究結果整體支持假設二推論，不同個人特性、暴力特徵與司法介入情形之群體，在保護令核發前後皆呈現顯著的肢體暴力差異，顯示制度本身具明確防護功能。然而，成效仍存在程度差異，高風險族群、具暴力歷史或高度互動關係者之下降幅度相對低於其他群體，顯示暴力累積、風險負荷與關係連結強度仍可能影響保護令的抑制成效。進一步觀察司法介入強度可見，刑事移送處理與禁止接觸、禁止通信、禁止通話等限制型命令之下降幅度最為明顯，反映具強制性與威嚇性之介入措施可加乘保護令效果。

表 4-26

全體樣本保護令前後肢體暴力差異分析

變項名稱	**保護令前後肢體暴力差異分析 (群內配對檢定)**
被害人個人特性	
性別	***(男>女)
國籍別	***(新住民>非新住民)
年齡	***(18-24 歲>45-54 歲>25-34 歲>35-44 歲>55-64 歲>65 歲以上)
教育程度	***(大專以上>高中職>國中以下)
就業狀況	***(技術及產業操作類人員>自營公司、服務業及零售業>主管、公職及專業人員>服務及銷售工作人員>農牧業及基層勞力工作者>其他>非典型職業及無業)
身心風險特徵	
精神疾病	***(無>有)
藥物濫用行為	有藥物濫用行為：不顯著 無藥物濫用行為：***
問題性飲酒行為或飲酒習性	有問題性飲酒行為：不顯著 無問題性飲酒行為：***
相對人個人特性	
性別	***(女>男)
國籍別	本國籍：*** 新住民：不顯著
年齡	65 歲以上：** 其餘年齡層：*** (35-44 歲>55-64 歲>18-24 歲>45-54 歲>25-34 歲>65 歲以上)
教育程度	***(高中職>大專以上>國中以下)

表 4-26

全體樣本保護令前後肢體暴力差異分析

變項名稱	**保護令前後肢體暴力差異分析 (群內配對檢定)**
就業狀況	***(技術及產業操作類人員>主管、公職及專業人員>自營公司、服務業及零售業>非典型職業及無業>服務及銷售工作人員>其他>農牧業及基層勞力工作者)
身心風險特徵	
精神疾病	***(無>有)
自殺防治列管紀錄	***(無>有)
藥物濫用行為	***(無>有)
問題性飲酒行為或飲酒習性	***(無>有)
關係特徵	
關係類型	***(離婚關係>曾同居或曾未同居伴侶>同居或未同居伴侶>婚姻關係)
居住型態	***(未共同居住>共同居住)
關係持續時間	***(10 年以上>5 年以上未滿 10 年>2 年以內>2 年以上未滿 5 年)
共同子女	***(無共同子女>有共同子女)
暴力特徵	
肢體暴力	***(有>無)
精神暴力	***(無>有)
暴力持續時間	***(6 個月內>5 年以上>6 個月-2 年內>2-5 年內)
相對人本段親密關係通報次數	***(0-1 次>2-3 次>4 次(含)以上)
相對人他段親密關係通報紀錄	***(無>有)
本段親密關係高危機列管紀錄	***(無>有)

表 4-26

全體樣本保護令前後肢體暴力差異分析

變項名稱	**保護令前後肢體暴力差異分析 (群內配對檢定)**
司法介入	
刑事移送情形	***(有>無)
緊急或暫時保護令核發情形	***(無>暫保>緊保)
通常保護令核發款項	僅核發基本款、除核發基本款尚核發其餘款項、命禁止施暴、禁止騷擾、禁止接觸、禁止跟蹤、禁止通話、禁止通信、命遠離特定場所及命完成加害人處遇計畫：*** 命交付必需品：* 命遷出被害人住居所：不顯著 (禁止通信>禁止接觸>禁止通話>命交付必需品>命遠離特定場所>禁止騷擾>禁止施暴>命完成加害人處遇計畫)
處遇計畫類型	認知教育輔導、精神治療：*** 戒癮治療：* 親職教育輔導、心理輔導：不顯著 (認知教育輔導>精神治療>戒癮治療)
通常保護令期限	***(1 年>2 年)
加害人處遇計畫執行情形	***(無處遇>有處遇已完成>有處遇未完成)

*p<.05；**p<.01；***p<.001。

註：「保護令前後肢體暴力差異分析」本欄結果為各群體內「保護令前後」肢體暴力配對檢定結果，並非群間差異比較。

四、通常保護令前後肢體暴力樣態差異分析：變化分布與整體成效

為檢驗研究假設三：「通常保護令核發後再發生肢體暴力者，其肢體暴力樣態的嚴重程度將不同於核發前。」本研究針對 76 件在通常保護令核發後仍發生肢體暴力的案件，進行前後樣態之差異分析。分析內容包括描述性統計、暴力樣態變化分布、以及 Wilcoxon 符號等級檢定、符號檢定與邊際同質性檢定等三種配對樣本檢定，彙整結果列示於表 4-27。

（一）肢體暴力樣態平均值核發後略高於核發前

析結果顯示，核發後肢體暴力樣態的平均值（2.05）略高於核發前（1.86），說明在通常保護令核發後仍再發生肢體暴力的案件中，暴力程度並未呈現下降趨勢，反而略有升高。此一結果反映，在「再發生肢體暴力高風險群體」中，保護令的核發並未對暴力嚴重度產生整體性的抑制效果，暴力行為依然具有持續或惡化的可能性。

（二）暴力樣態呈現上升、下降與無變化三軌並存

從 76 件再犯案件的暴力樣態變化可觀察到，暴力行為呈現高度異質的多元變化方向，其中 29 件（38.2%）呈上升、27 件（35.5%）呈下降、20 件（26.3%）保持不變，三種類型的比例接近。此結果顯示，保護令效果並非一致，在保護令介入後，再通報肢體暴力者的暴力行為反應多樣，呈現「升降並存」的複雜現象，反映個案情境、親密關係動力與相關風險因子可能影響保護令的實際效益。

（三）統計檢定一致指出前後差異未達顯著水準

為檢驗暴力樣態前後是否存在統計上差異，本研究採用 Wilcoxon 符號等級檢定、符號檢定與邊際同質性檢定，三者的 p 值皆顯著高於.05，顯示肢體暴力樣態在保護令核發前後並未形成統計上明確的差異。此一結果意味著，儘管個案之間呈現暴力上升或下降的變動，但整體變化仍不足以構成統計學上可辨識的改善或惡化趨勢，保護令在再發生肢體暴力群體中的效果可能受限。

（四）暴力樣態的兩極化趨勢-低風險端之升級警訊與高風險端之抑制成效

綜合分析可見，通常保護令核發後的暴力樣態變化呈現明顯的「兩極化」趨勢。首先，在低風險端出現「預防失效」之警訊：原本核發前無肢體暴力之個案，在核發後產生暴力升級現象，顯示對於潛在暴力初發之防範效力仍有侷限。其次，在高風險端展現顯著之「減傷機制」：針對原屬中高嚴重度（樣態 3-4）之個案，保護令具備穩定之降級效果，使多數嚴重暴力轉向中度或輕微衝突。此結果證實保護令雖未必能全面遏止再犯，但對於抑制既有惡性暴力、預防極端傷害具有明確之實質保護力。

綜合而言，研究結果顯示研究假設三未獲整體支持。在通常保護令核發後仍再發生肢體暴力的案件中，暴力樣態前後並未呈現統計上顯著的整體差異，顯示保護令對肢體暴力再犯高風險群體，尚不足以普遍降低暴力嚴重程度。然而，進一步分析亦發現，保護令對原本具中度以上暴力的案件，仍展現一定程度的暴力降級效果，顯示其在抑制高嚴重度暴力方面具有較為明確的效果。

表 4-27

通常保護令核發前後肢體暴力樣態變化與顯著性檢定之綜合分析摘要（N=76）

分析項目	數值／件數	結論
核發前平均值	1.86	-
核發後平均值	2.05	-
暴力樣態上升	29 件（38.2%）	-
暴力樣態下降	27 件（35.5%）	-
暴力樣態無變化	20 件（26.3%）	-
Wilcoxon 符號等級檢定	Z=−0.1097，p=.272	不顯著
符號檢定	Z=−0.134，p=.894	不顯著
邊際同質性檢定	Z=−1.213，p=.225	不顯著
核發前樣態	**核發後分布(件數)**	**變化方向解讀**
樣態 0(16 件)	樣態 1：7 件、樣態 2：6 件、樣態 3：1 件、樣態 4：2 件	全數上升(16 件)
樣態 1(8 件)	樣態 1：1 件、樣態 2：2 件、樣態 3：4 件、樣態 4：1 件	上升 7 件、無變化 1 件

表 4-27

通常保護令核發前後肢體暴力樣態變化與顯著性檢定之綜合分析摘要（N=76）

樣態 2(28 件)	樣態 1：7 件、樣態 2：16 件、樣態 3：5 件、樣態 4：0 件	上升 5 件、下降 7 件、無變化 16 件
核發前樣態	**核發後分布(件數)**	**變化方向解讀**
樣態 3(19 件)	樣態 1：3 件、樣態 2：12 件、樣態 3：3 件、樣態 4：1 件	上升 1 件、下降 15 件、無變化 3 件
樣態 4(5 件)	樣態 1：0 件、樣態 2：4 件、樣態 3：1 件、樣態 4：0 件	下降 5 件
合計	76 件：樣態 1(18 件)、樣態 2(40 件)、樣態 3(14 件)、樣態 4(4 件)	上升 29 件、下降 27 件、無變化 20 件

五、研究假設驗證

綜合表 4-28 之研究假設驗證結果可知，本研究提出之四項研究假設中，研究假設二獲得支持，研究假設一與假設四獲得「部分支持」，研究假設三則未獲支持，顯示通常保護令在不同分析面向上，對親密關係暴力之影響具有差異化效果。

研究假設一（再通報比例差異）獲得部分支持。結果顯示通常保護令核發後之再通報比例在不同特徵群體間確實存在差異，再通報風險主要與個人特性中身心風險因素、關係脈絡及暴力歷史、TIPVDA 高危險指標與司法介入情形相關，而非靜態人口背景，顯示再通報風險多源自暴力累積與個案脆弱性。

研究假設二（介入前後肢體暴力比例差異）獲得支持。實證結果顯示，不論個案之個人特性、暴力特徵或司法介入情形為何，其在通常保護令核發後之肢體暴力比例均呈現高度顯著下降（$p<.001$），證實保護令具備普遍之暴力抑制成效。惟進一步分析發現，抑制成效之幅度受個案風險特質影響而存在層次差異，身心特徵具高風險、具暴力歷史或高度互動關係之案件，其暴力下降幅度相對有限，相較之下，具刑事移送或其他高度強制性限制型命令之案件，在整體分析中呈現較高的暴力下降幅度。

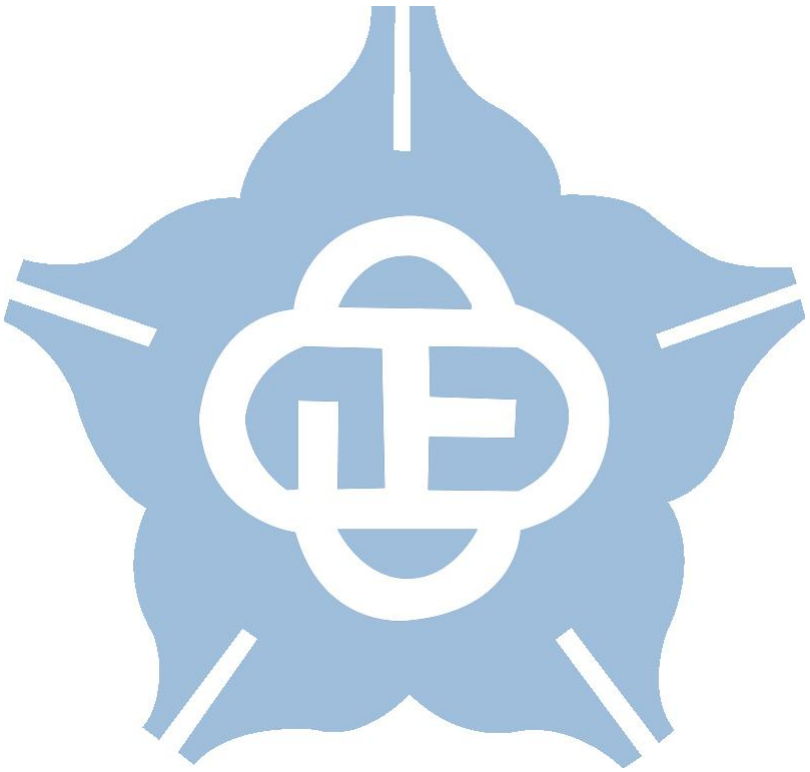
研究假設三（暴力樣態顯著差異）未獲支持。但實則揭示了保護令介入後的「兩極化」效應，即高風險端的「減傷機制」與低風險端的「升級警訊」並存。針對原屬中高嚴重度（樣態 3-4）之個案，保護令展現了穩定的降級效果，能有效抑制既有惡性暴力並預防極端傷害；相對地，原無肢體暴力（樣態 0）之個案在核發後全數出現暴力初發，顯示核發前無暴力不代表核發後具風險豁免權。綜上所述，統計上的不顯著係因「高端降級」與「低端升級」之趨勢相互抵銷，實質分析仍證實保護令對於防範嚴重度高之暴力具有不可替代的底線價值。

研究假設四（再通報預測效果）獲得部分支持。整體結果顯示，通常保護令核發後之親密關係暴力再通報風險，主要可由暴力累積程度與關係結構相關變項所預測。其中，尤以暴力特徵「本段親密關係通報 4 次（含）以上」及關係特徵「婚姻關係」在全體、肢體暴力及刑事移送模型中均達顯著，展現出跨模型最為穩定的獨立預測效力。相較之下，單一身心風險、危險評估或司法介入因素並未呈現一致且穩定的預測力，顯示親密關係暴力再通報具有高度歷史性與關係脈絡性。

表 4-28

研究假設驗證結果摘要表

研究假設	假設內容	驗證結果
假設一	不同個人特性、暴力特徵、危險評估結果與司法介入情形之群體，在通常保護令核發後的親密關係暴力再通報比例具有顯著差異。	部分支持
假設二	不同個人特性、暴力特徵與司法介入情形之群體，在通常保護令核發前後的肢體暴力比例具有顯著差異。	支持
假設三	通常保護令核發後再發生肢體暴力者，其肢體暴力樣態的嚴重程度將不同於核發前。	未獲支持
假設四	在控制其他變項後，個人特性、暴力特徵、危險評估結果與司法介入情形對通常保護令核發後的親密關係暴力再通報具有顯著的預測效果。	部分支持



第五章　結論與建議

第一節　結論與發現

本研究立基於國內外親密關係暴力防治之實證研究成果，系統性整理並建構親密關係暴力再通報之風險指標體系，範疇涵蓋個人特性（人口背景、身心風險與關係特徵）、暴力特徵、危險評估結果及司法介入情形等四大變項維度。透過大規模行政資料之縱貫性蒐集，並整合差異分析與多變項迴歸模型，本研究得以驗證並釐清影響再通報行為之核心關鍵因子。此外，為進一步掌握保護令核發後暴力樣態之質性轉變，本研究亦同步檢視前述變項對「肢體暴力再通報」之預測力差異，藉以辨識介入高風險個案、中斷暴力軌跡之關鍵環節。綜整資料處理與統計檢定結果，本研究於風險變項與防護效能之因果關係上獲致若干重要發現，並彙整歸納七項主要結論，茲分述如下：

一、通常保護令為抑制親密關係暴力之有效介入工具

本研究針對 605 件樣本，依其保護令法定效期進行全期追蹤（樣本平均效期時長為 17.1 個月），實證發現整體親密關係暴力之再通報率為 26.1%。研究證實通常保護令對於抑制親密關係暴力具有明確且一致的防護成效，法律的介入不僅對多數家暴案件產生實質約束力，能有效阻斷暴力循環，更在減緩暴力行為的存續上展現積極之防治成效。

此項發現與國內外實證研究趨勢相互呼應。Spitzberg(2002)回顧 32 項研究指出，保護令核發後之平均違反率約為 40%；國內學者王珮玲（2010）追蹤 203 名持令女性被害人之研究亦顯示，其保護令違反率約為 41%。值得注意的是，Rovira 等人（2025）針對西班牙加泰羅尼亞地區 6,046 名男性加害人進行長達四年的追蹤分析發現，保護令的防護效果具備動態演變特質，雖在核發首日因關係張力可能導致再犯風險增加 86%，但隨著執行時間延伸至 9 個月及一年後，其再犯風險分別較未有保護令者降低 17%與 36%。這進一步證實了保護令在長期風險控管上的實質效益。

相較之下，本研究觀察到之再通報率（26.1%）略低於過往研究數據，此差異可能源於本研究之方法論特性。本研究以特定年度實際核發之通常保護令案件為全體樣本，並整合制度化通報與行政紀錄進行縱貫分析；相較於過往多以單一警政、司法樣本或被害人自陳資料為主之研究設計，本研究更能精準反映保護令在常態司法與社政實務運作情境下的「整體防護效益」。

二、通常保護令具顯著肢體暴力抑制效果，惟呈現樣態演變之「兩極化軌跡」

本研究透過比較保護令核發前後之肢體暴力變化，證實通常保護令在抑制高危害性暴力上具有卓越成效。數據顯示，肢體暴力再發生率由核發前的57.9%大幅下降至 12.6%，呈現高度顯著遞減，且對高嚴重度暴力之中斷效果尤為明確。此發現與國內外實證研究趨勢高度一致，國外研究（Carlson et al., 1999）指出保護令核發後肢體暴力再犯率約為23%，系統性回顧（Dowling et al., 2018）亦證實其相對風險可降低達42%；國內研究則呈現更穩定的數據，再發生率約落在18%至19%之間（阮祺文等，2004；王珮玲，2010）。多項文獻強調，保護令能發揮即時且可觀察的暴力中斷效果，並透過限制接觸與互動，降低施暴的「可近性」，為被害人爭取安全調整與生活重整的「安全緩衝期」(Holt et al., 2002；Carlson et al., 1999；Logan & Walker, 2009a；王珮玲，2010；沈慶鴻，2002)。

然深入探討保護令核發後再發生肢體暴力樣態之演變，可觀察到顯著的「兩極化軌跡」：針對原屬中高嚴重度之案件，保護令展現穩定的「降級效果」，使暴力行為轉趨輕微；反之，對於原無肢體暴力之部分案件，核發後卻出現暴力型態轉變之警訊。

此結果不僅反映法律介入在預防「暴力轉化」上之效能限制，亦提示強制性司法干預可能在特定脈絡下觸發關係張力之反彈，進而誘發非預期之暴力行為。此種成效之「非均質性」，深受風險累積與互動脈絡制約。具體而言，對於具備身心高風險特徵、暴力歷史深厚，或存在婚姻、子女等高強度生活連結之個案，其暴力下降

之「邊際效用」相對受限，凸顯了單一法律干預在面對高連結、高複雜風險個案時的侷限性。

文獻亦指出保護令的嚇阻效應存在其邊際界限。當雙方維持高度生活連結時，法律約制力易受日常互動頻率與衝突機會之侵蝕，導致違反命令風險升高（黃楷婷等，2015）。此外，對於具長期暴力史、物質使用或心理健康困擾之相對人，其再犯風險在法律介入前即已高度「飽和」，使保護令之邊際效用遞減，此類違規現象多反映個案原本之高風險特質，需要更高密度的司法監管，而非司法介入本身失靈（Jordan et al., 2010；林明傑，2011）。

綜上所述，通常保護令雖能顯著抑制肢體暴力，但其效能呈現顯著的「非均質性」，並受限於個案的風險軌跡與互動密度。這種「兩極化」的表現提醒我們，針對「高風險、高連結」之案件類型，單純的法律禁令尚不足以提供完全保障，未來應朝向更強化的司法監督與跨網絡協作介入，方能突破結構性制約，進一步降低暴力復發之機率。

三、再通報差異源於個案風險狀態與關係脈絡，而非人口背景

綜合差異分析結果可知，通常保護令核發後之親密關係暴力再通報，並非主要由靜態人口背景所區辨，而是明顯集中於個案風險特徵與關係脈絡。被害人與相對人的性別、年齡、國籍、教育程度與就業狀況等人口背景變項，整體與再通報風險之關聯度有限；相對而言，身心風險因素、親密關係連結與互動密度、既有暴力歷史，以及危險評估所反映之高風險訊號，才是造成再通報差異的主要來源。此結果顯示，再通報風險更可能源自個案本身的脆弱性、暴力行為的累積歷程與親密關係中的持續互動結構，而非人口背景特性本身。司法介入相關變項雖呈現差異，惟其較高的再通報比例，不宜直接解釋為司法措施本身增加再通報風險，而較可能反映介入對象本即屬高風險案件之結構性現象。

上述發現亦與國內外既有研究結果一致。相關研究指出，被害人或相對人的年齡、教育程度、就業或經濟狀況等靜態人口背景，在多變項控制後往往難以有效預

測重複被害或違反保護令行為，顯示人口特徵本身之解釋力有限（王珮玲，2010b；陳又敬，2018）。相對而言，身心脆弱性（如精神疾病、酒精或藥物濫用）、暴力歷史與控制型或升級性暴力行為（如跟蹤、脅迫控制、施暴情形愈趨嚴重），以及危險評估所反映之高風險訊號，與再受虐或再通報風險呈現較為穩定的關聯（王珮玲，2010b；陳又敬，2018；Cattaneo et al.,2007；Kuijpers et al.,2011）。此外，國內外研究亦指出，與相對人維持高度連結與持續互動的關係情境（如育有共同子女、關係未能中斷），容易促成暴力循環延續，其影響可從個案風險差異與既有受暴經驗對後續風險的累積效果加以理解（Carlson et al.,1999；Logan & Walker,2009a；陳又敬，2018）。整體而言，既有文獻支持再通報差異主要來自風險累積與關係互動脈絡，與本研究結論相互印證。

四、暴力通報史為再通報風險最穩定的預測因子

本研究透過多變項Logistic迴歸分析證實，在控制相關變項後，「暴力通報史」係預測再通報風險最核心且具一致性的指標。具體而言，「本段親密關係通報達4次（含）以上」之變項，在全體樣本、有肢體暴力樣本及刑事司法移送樣本三組模型中均呈現高度顯著，展現出強大的跨模型穩定性。此外，相對人於「他段親密關係」之暴力紀錄在部分模型中亦具預測效力，反映出暴力行為的擴散特質（Generalization）。此結果彰顯了再通報風險顯著的「累積性」與「路徑依賴（Path Dependence）」特徵，即暴力軌跡愈深厚，後續再受暴風險愈高，且此累積效應不論案件嚴重程度或司法介入有無而有所改變。據此，通常保護令核發後之風險辨識，應優先掌握個案既有的暴力通報累積軌跡，而非僅依賴單一事件進行「斷點式」之現況評估。

此一發現與國際主流實證研究趨勢高度契合。相關研究一致指出，先前暴力或違反保護令紀錄愈多，後續再涉案、再施暴或重啟法律程序之風險亦隨之攀升，顯見暴力風險具有顯著的累積效應（Jordan et al., 2010）。在暴力再犯預測模型中，「先前家暴紀錄」 被證實為具有強大解釋力的核心變項，在所有行為與犯罪歷

史指標中預測效力極為顯著（Yu et al., 2023）。系統性回顧亦強調，由先前暴力嚴重程度與頻率交織而成之「伴侶暴力史」，乃是預測未來再受害最穩定且強大的因子（Kuijpers et al., 2011）。

此外，實證研究亦提醒，單純的「暴力持續時間」尚不足以精準釋義再受暴風險，關鍵仍取決於暴力的「頻率」與「嚴重性」(Harrell & Smith, 1996，引自 Carlson et al., 1999)。綜上所述，無論從事件累積的觀點，或結構性控制的靜態視角切入，國內外文獻均一致支持暴力通報史在風險辨識中的核心地位。此趨勢與本研究發現相互印證，益發顯露既往紀錄作為風險預警指標的重要性。

五、TIPVDA 中「暴力升級」訊號與再通報之反向預測悖論

本研究多變項分析顯示，TIPVDA 多項高危險題項在控制其他變項後，其預測力並非如預期般全面展現，僅題項 15「過去一年中，他對你施暴情形是否愈打愈嚴重」於全體與刑事司法移送樣本中仍具顯著預測力。然值得關注的是，該項指標在模型中呈現負向預測，即回報「暴力升級」之個案，其後續再通報勝算顯著降低。此發現與既有國內外研究主張「暴力升級能正向預測再犯風險」之實證結果（Benitez et al., 2010; Logan & Walker, 2009a; 陳又敬，2018；黃楷婷等，2015）存在歧異。本研究呈現反向關聯，反映出「再通報行為」與「實質再犯風險」之間可能存在落差。

此一反向關聯現象於刑事司法移送樣本中尤為顯著（Exp(B)=0.269），其形成機制可能涉及雙重路徑。首先，當案件呈現暴力明顯升級之情形時，防治體系往往同步啟動更高強度之保護與管束措施（如庇護安置、司法移送、保護令聲請等），此路徑包含了刑事司法的及時嚇阻效應，在客觀上可能降低後續通報發生的機會，致使統計上呈現再通報風險下降之結果。林明傑（2011）之研究亦指出，透過危險分級管理與多元介入措施之整合運用，確實能有效降低家庭暴力案件之再通報率，與本研究發現具有相互呼應之處。

其次，該現象亦可能反映被害人在高度暴力威脅情境下之「求助抑制效應」。當

暴力升級並伴隨控制行為強化時，被害人可能因恐懼報復，或於司法介入後感受到更高之監控壓力與權力失衡，而降低再次通報之意願。鄭詩穎（2015）指出，被害人對正式體系的拒絕，實質上可能是一種向加害者展演「輸誠」的策略性安全維護行為；此一現象亦呼應 Stark（2007，引自鄭詩穎，2015）之高壓控管理論論點，即在高度控制的關係中，外部求助可能激化暴力，使被害人內化「預期性自我審查」機制，進而對自身想法與行動進行預期性刪除與轉化，以避免引發更劇烈的暴力報復。此類「求助抑制」與「策略性輸誠」機制，說明了為何 TIPVDA 所標示之「暴力升級訊號」在司法高度介入之脈絡下，反而轉化為再通報下降之反向預測因子。

綜上所述，題項 15 所代表的「暴力升級」訊號雖具穩定預測力，但其統計上的負向意義具有雙重詮釋價值。一方面，它體現了防治介入後可能產生的即時嚇阻與保護成效；另一方面，則需留意高危險個案可能已進入「低通報、高致命性」的危險循環之警示。王珮玲（2012）亦指出，親密伴侶殺人案件多具漸進惡化特性，強調掌握暴力演變過程的重要性。當「暴力升級」訊號出現時，即便數據顯示通報頻率下降，仍應結合完整暴力歷史及關係結構（同居如狀態、子女互動）進行整合解讀，以辨識該個案是處於介入後的安全狀態，抑或是求助受阻的隱性高危風險，方能精準判別風險並及時介入。

六、身心風險與司法介入之風險伴隨性與篩選效應

實證結果顯示，儘管身心風險（如自殺防治、精神疾病、物質濫用）與司法介入措施在差異分析中與再通報具顯著關聯，但在納入多變項迴歸模型後，其獨立預測效果多數消失。此發現證實身心風險與司法介入更傾向於高風險案件的「伴隨特徵」；其影響力往往被暴力累積歷史與關係權力結構等核心變項所「吸收」。換言之，身心風險並非獨立的致因因子，而是暴力軌跡與關係脈絡延伸出的風險表徵。

本研究進一步釐清，司法措施與再通報間的表面正相關，實為高風險個案被「選擇性介入」的結構性現象。誠如陳又敬（2018）與 Vieira-Pinto 等人（2022）

所述，司法體系之介入具有鮮明的風險分級特徵，法官傾向將資源（如處遇計畫、強化禁制令）優先配置於具備藥酒癮、失業或嚴重暴力史等高危險特質之相對人。此種「篩選效應（Selection effect）」說明了，並非介入手段本身誘發再通報，而是介入對象本身即屬高風險群體之特徵。

此發現與國內外文獻高度吻合。既有研究指出，身心因子在控制暴力史後，其獨立解釋力通常顯著下降（王珮玲，2010b；Yu et al., 2023）。Rovira 等人（2025）亦發現，具備多重前科紀錄者更有可能被核發保護令，反映了實務端的「風險導向策略」。此外，當風險因子呈現「成簇出現」之特徵時，若單純法律禁令未能觸及深層的權力控制結構，其面對「高控制型」施暴者時，邊際效用將隨之遞減（Herrera & Amor, 2017；鄭詩穎，2015）。綜上所述，身心風險與司法介入應視為整體風險脈絡的一部分，而非具備獨立致因效果之決定因子。

七、保護令款項配置與處遇完整性為預防暴力再發風險的重要關鍵

延續前述「篩選效應」之觀點，本研究進一步分析發現，特定保護令款項的裁定與再通報風險間存在高度共變性。數據顯示，再通報比率最高之款項依序為「命交付必需品」（70.0%）、「命遷出住居所」（66.7%）及「命完成處遇計畫」（38.6%），且均達統計顯著水準。值得注意的是，「命遷出住居所」在多變項模型中展現顯著預測力，其後續風險為未受裁定者的 4.16 倍。此結果反映實務端將強效手段優先配置於高衝突、高生活連結之個案，此類款項之裁定實為高風險個案的「司法預警標記」。

然而，儘管該族群具備高再通報特質，限制接觸類款項仍展現出顯著的嚇阻重要性。本研究發現，禁止通信（89.7%）、禁止接觸（89.5%）、禁止通話（89.4%）及命遠離特定場所（83.6%）等限制相對人接近與聯繫的款項，在樣本數充足下，其肢體暴力之下降幅度最為顯著且穩定。這顯示法律介入雖未能完全消除通報風險，但透過物理空間與溝通管道的強制阻斷，能有效將高風險個案的「嚴重肢體衝突」降級或中斷。此一發現與國內文獻數據相互參照亦可得到驗證，參考王珮玲（2012）

研究數據，保護令整體平均違反率約為 40%，惟經本研究進一步彙整其兩次追蹤數據之平均值發現，涉及空間處置之「遷出令」（33.2%）與「遠離令」（28.15%）之平均違反比例，均顯著低於整體水平，佐證了強制性空間隔離對於相對人具備更強的約束力。綜上所述，針對具備高再犯風險之族群，司法體系應果斷參酌風險評估結果，積極核發限制接觸、遷出及遠離等具備物理隔離效力之款項，藉由明確切斷空間與溝通連結，發揮中斷暴力軌跡之關鍵嚇阻功能。

本研究分析顯示，加害人處遇計畫之實質重要性並非僅在於司法裁定的形式存在，更取決於執行過程的「完整性」。雖然表面上受裁定處遇者之再通報率（38.6%）高於未受裁定者（23.6%），但此現象實源於實務端將資源優先配置於高風險個案之「篩選效應」。進一步分析執行狀態發現，「未完成處遇者」之再通報率（54.2%）顯著高於「完成處遇者」（31.7%），且在肢體暴力抑制幅度上，完成處遇者（74.3%）亦大幅優於未完成者（58.0%）。這證實持續且完整的處遇介入能有效轉化高風險個案的行為模式，而處遇中斷則應被視為暴力再發風險加劇的預警訊號。

此一發現與國際實證研究高度契合，如南非「SSCF」計畫（Stepping Stones and Creating Futures）與南印度針對酒精依賴者的「整合認知行為介入」（Integrated Cognitive Behavioral Intervention, ICBI），均一致證實長期且系統性的干預措施能顯著降低親密關係暴力（IPV）的施暴率（Gibbs et al., 2020; Satyanarayana et al., 2016）。國內關於簡易處遇計畫與團體方案之研究亦印證，透過覺察施暴歷程與情緒管理，能實質減少肢體暴力頻率（陳怡青等，2012；方秋梅、謝臥龍，2017）。綜上所述，處遇計畫在抑制高危害性暴力上具有不可替代的防護功能，惟其成效之發揮高度仰賴執行完整性；衛政網絡應強化處遇執行過程的監督與管考，提升加害人的處遇遵從度並強化其內在改變意願，避免因介入中斷削弱保護令制度的預防成效，進而落實從「形式裁定」轉向「實質改變」的防治目標。

第二節　研究建議

綜合本研究實證結果可知，通常保護令在多數案件中具備明確的暴力中斷與肢體暴力抑制效果。惟其防護效能深受個案風險累積程度與關係脈絡之制約；再通報風險主要受「暴力通報史」、「暴力升級訊號」及「高度生活連結」等動態風險特徵所驅動，而非靜態的人口背景。研究進一步證實，限制接觸與空間隔離款項對於降低嚴重肢體衝突具關鍵意義，而加害人處遇之成效則高度取決於「執行完整性」，處遇中斷本身即為暴力再發之重要預警訊號。

基於此，保護令制度之精進應由形式裁定轉型為「風險導向治理」。透過強化處遇裁定普及與精準度（精準介入）、提升個案專業管理（動態輔導）及建立預警性司法轉銜機制（強化監督），以提升整體防護效能並降低高風險案件之再發風險，研究建議如下：

一、定位保護令為「核心防護工具」，並建構風險分級之差異化介入模式

本研究證實通常保護令在整體層級上具備穩定且一致的暴力中斷功能，應持續作為我國親密關係暴力防治體系之「第一線核心防護工具」。然鑑於其抑制效果受風險累積與互動脈絡制約，實務上應避免將保護令視為單一救贖，而應依據個案風險層級導入差異化的防護策略。具體建議如下：

（一）落實風險精準分級，強化前端安全協商

實務端應根據「暴力通報史」與「升級訊號」將案件區分為「一般風險」與「高風險」類型。針對後者，警政、社政及司法等網絡應於聲請階段即與被害人進行深度風險教育；除告知風險外，更需共同討論款項聲請之實質策略（如遷出令之必要性），並針對保護令「核發初期」可能誘發之報復性暴力（關係張力反彈），預先擬定具體之安全逃生與報警計畫，以提升被害人之風險預警與應變能力。

（二）強化被害人「法律賦權」與心理預備

除應充分與被害人討論各類款項之裁定意涵與預期功能，並針對可能發生之違規情境預作心理建設外，亦應透過系統化司法衛教，提升其對司法訴訟機制之理解，使被害人於面對相對人違反保護令時，能具備充分之認知與心理準備，持續循法律途徑尋求救濟，避免因心理期待落空而中斷後續司法介入。

（三）建構多層次動態防護網

針對高風險案件，於保護令核發初期，社政單位應即強化密集追蹤訪視，並同步啟動警政監控、衛政處遇或毒防系統之跨網絡協作。藉由強化實質監督與資源介入，避免單一法律禁令因過度承載防護期待，導致被害人對司法公信力產生挫折感，進而侵蝕防治制度之威信與效能。

二、建構依「關係狀態」區辨之差異化雙軌防護機制

本研究結果顯示，「高生活連結」與「關係已終止」兩類案件之風險生成機制存在本質差異；若無視其關係特性而套用單一模板之保護令設計，恐導致制度效力與實務需求產生落差。準此，應依據關係狀態建構「差異化雙軌防護模式」，係指針對「仍有互動必要」與「已無接觸需求」之案件採取不同處分邏輯，前者重在行為轉化與關係重塑，後者則強調空間阻斷與物理隔離。

（一）針對「高生活連結案件」：以行為轉化與關係重塑為核心

當雙方仍處於婚姻、同居或育有共同子女之狀態時，其日常生活接觸具備高度結構性與必要性，致使物理阻斷型款項（如遠離令、遷出令）在核發與執行上面臨實務困境。此類案件之風險深植於長期互動慣性，防治重點應轉向「行為轉化」。實務端應將保護令定位為「行為修正與衝突緩衝之工具」，參酌相對人之身心風險特徵與行為表徵，優先導入處遇計畫（如認知輔導教育、心理輔導、精神治療或戒癮治療），透過強制介入相對人之行為模式、改善互動品質，從根本降低長期共處環境下之衝突誘因。

（二）針對「關係實質終止案件」：以空間阻斷與物理隔離為核心

對於已分手或離婚等關係實質終止之高風險個案，「接觸行為」本身即為暴力復發之主要誘因。司法機關應果斷核發具備強力物理隔離效力之款項，包括禁止接觸、禁止聯繫、遠離令及遷出令，並結合警政巡邏、社政追蹤及科技輔助（如視訊報案系統），建構以「空間阻斷」為核心之嚴密防護網，從源頭切斷暴力發生之機會結構，確保關係終止後之被害人人身安全。

三、強化加害人處遇之「精準介入」與「司法強制監督」效益

鑒於本研究實證結果，處遇計畫的執行完整度與暴力再發率具備顯著相關性，因此，如何有效降低執行過程中的「中斷率」並強化其防護連續性，成為制度改革的首要標的。現行處遇實務在裁定比例、個管職能與後續違規監督等環節仍存有斷點，為確保防治資源能轉化為實質的行為改變成效，建議如下：

（一）強化加害人處遇之個案管理轉型與多向回饋機制

本研究發現處遇完整性係抑制再犯之關鍵，故實務端宜將處遇個案管理員的角色，從傳統以行政程序為主的管理模式（如通知報到、課程安排及出勤紀錄），轉型為以促進行為改變為核心之專業輔導角色。首先，個管員應發揮「動態輔導」功能，針對相對人於處遇過程中出現的排斥心理、抗拒態度或執行困難，進行持續性溝通與輔導，透過建立穩定的輔導關係，強化其對處遇計畫的理解與內在遵從意願，並及早掌握可能升高暴力風險的警訊。

其次，應建立跨網絡的多向資訊回饋機制，明確定位個管員為防治網絡之溝通樞紐。一方面，將相對人之處遇進度、身心狀態及遵從情形即時回饋社政與警政單位，作為風險等級調整與後續處遇策略的重要依據；另一方面，亦將社政單位所掌握之家戶互動、生活狀況及社區適應情形，回饋予執行處遇之醫事團隊。透過此一跨網絡的雙向回饋機制，使處遇方案能依據相對人之實際生活表現進行動態調整，落實精準處遇，並提升整體防護體系之預防成效。

（二）提升處遇裁定普及率與風險適配型處遇

依據司法院與衛生福利部統計(詳如表 5-1)，2022 年至 2024 年間全國通常保護令核發件數每年約 1 萬 2 千件，然實際裁定處遇計畫之比例約介於 23.9%至 28.2%，顯示處遇介入尚未成為保護令之常態性配套措施。雖依現行《法院核發家庭暴力加害人處遇計畫保護令參考作業要點》，法院具備不經鑑定即可「逕行裁定」認知教育輔導、親職教育輔導、心理輔導及其他輔導之職權，然實務上逕裁比例僅約 9.4%至 11.8%，顯見此彈性裁定工具尚未被充分運用。在處遇內容分布上，近三載高度集中於「認知教育輔導」(約占六至七成)，而與高風險再犯高度相關之精神治療、戒癮治療及心理輔導等項目占比明顯偏低。此型態反映出目前處遇仍以標準化課程為主，尚未針對高風險特徵形成精準的配置機制。

綜上所述，為強化民事保護令之防護效能，提出下列優化建議：

1. **落實逕裁制度以提升處遇覆蓋率：**司法機關應主動擴大運用「逕行裁定」之制度工具，針對具備明確家暴前科或高頻率通報紀錄之個案，應提高逕裁處遇之比例，縮短評估期程並將處遇介入常態化，確保高風險相對人能及時進入防治網絡。
2. **深化「身心風險對應處遇」之精準介入：**應強化身心風險評估結果與處遇內容之深度對接，打破單一標準化認知課程之侷限。針對具備精神疾病、物質濫用、衝動控制困難或控制型暴力等核心風險因子之相對人，應提供具實證基礎之整合性治療與專業輔導，在此脈絡下，提升處遇師資之「專業辨識與臨床干預」能力至為關鍵，使其能針對不同特徵之加害人，採取具備實證效力之誘發與介入策略，落實從「普遍性裁定」轉向「精準化介入」之防治目標。

表 5-1

民事保護令裁定加害人處遇計畫統計表

年度	通常保護令核發件數	法院裁定加害人處遇人數(裁定率)	法院逕裁加害人處遇人數(逕裁率)	裁定加害人處遇計畫項目人次(複選)						
				合計	認知教育輔導(含戒酒教育)	心理輔導	親職教育	精神治療	戒癮治療	其他輔導治療
2022	11,726	3,309(28.2%)	1,382(11.8%)	4,509	3,014	270	285	460	253	227
2023	12,508	2,988(23.9%)	1,175(9.4%)	4,398	2,913	333	352	413	350	37
2024	12,457	3,358(27.0%)	1,353(10.9%)	4,738	3,085	399	381	519	331	23

註：資料來源整理自司法院統計及衛生福利部統計，2025 年。

（三）建立處遇違規之「預警性司法移送」與刑事附條件監控機制

本研究證實，處遇中斷係暴力再發之核心警訊，然現行實務依法多採「屆期不履行始移送」之處置方式，導致風險管理產生嚴重時效落差；且觀察近年司法實務，違反保護令罪之處刑高度集中於可易科罰金之拘役（2022 年至 2024 年均佔七成以上，詳參表 2-1），對於高風險相對人之刑事嚇阻力顯有不足。為落實「以刑促教、以刑促治」之防治成效，應從制度源頭進行下列改革：

1. **完善民事保護令法制授權：**應研議修正民事保護令有關處遇計畫之執行條款，透過法制端的「超前授權」，明確界定「預警性違規」之構成要件。例如：於裁定中載明相對人若有無故缺席達一定比例或惡意干擾等情事，即視為違反保護令之行為表徵，執行機關毋需等待效期屆滿，即可檢具具體事證移送偵辦。藉此強化處遇個管員之執行強制力，並使法律介入點由「結果論」提前至「過程監督」。
2. **強化刑事附條件緩刑之密集觀護與處遇轉化：**司法機關於偵審移送案件時，應積極運用「附條件緩刑」之設計。判決中除應命相對人於特定期限內完成原民事保護令之處遇內容外，亦得參酌其最新違規態樣與鑑定評

估，於刑事端裁定更具針對性之負擔（如個別心理輔導或戒癮治療）。透過刑事處分之實質制裁壓力（如撤銷緩刑），將民事段之行政處遇轉化為刑事段之強制義務。此舉不僅能確保相對人落實原有的行為轉化目標，更能依據風險動態即時補強干預手段，發揮「以刑促治」之加乘效應。此舉不僅能確保相對人在保護令效期內受到實質的法律制約，更能透過刑事後盾迫使其重回行為轉化軌道，藉由「以刑促治」之手段，補齊防治制度執行面的最後一哩路。

四、完善以「縱貫性暴力軌跡」為核心之風險管理體系

本研究證實，「暴力通報史（達 4 次以上）」與「跨關係暴力紀錄」是預測再通報風險最穩定且具解釋力的因子。然而，現行風險評估機制雖有暴力史的蒐集，但仍會傾向於針對單一事件之「斷點式」判斷，為突破此限制，建構具備縱貫視野的風險防護網，建議如下：

（一）建構具動態監測功能之「數位風險履歷」系統

現行保護資訊系統雖會顯示保護令聲請紀錄或高危機列管紀錄，但仍缺乏對相對人整體暴力行為軌跡的整合，本研究建議整合相對人於不同時段、不同關係對象間之暴力紀錄，建立「數位風險履歷」，以即時識別具備「路徑依賴」特質之慣犯。此履歷應內建「動態風險監測」功能，優先鎖定 TIPVDA 中具高度區辨力之「暴力升級」訊號；一旦偵測到新進通報強度與歷史軌跡呈現「轉劇」趨勢，即刻啟動自動化預警程序。透過履歷化管理，可有效彌補資訊傳遞疏漏導致的評估斷層，確保風險判定係基於完整的歷史脈絡而非單一突發事件，促使防治體系從「單一斷點評估」進化為「縱貫式風險導航」。

（二）發展針對「高頻率通報個案」之專案管理模式

本研究實證發現，「暴力升級」係預測再通報風險的核心指標。雖實證數據顯示 TIPVDA 題項 15（暴力轉劇）與再通報率呈現反向關聯，然此特徵正反映出個案可能處於「法律嚇阻」與「求助抑制」之關鍵交界。據此，針對通報達 4 次以上且

TIPVDA 題項 15 勾選為「有」之高危案件，應改採「專案預警管理模式」將防治重心由「單次事件處理」轉向「長期行為監控」，定期召開反覆通報個案討論會議，針對具備高度累積暴力史之個案擬定長期干預計畫，以彌補常規保護令在處理高頻升級案件上的侷限，確保防治策略能精準掌握關係脈絡中的危險變動。

第三節　研究限制與未來研究建議

一、研究限制

（一）樣本區域與取樣年度之普遍化限制

1. **單一區域之處置慣例差異：**本研究取樣範圍侷限於高雄市，雖具備完整之行政資料軌跡與縱貫追蹤紀錄，但各縣市之社政與司法處置慣例（如法院裁定處遇之傾向、警政執行保護令之密度、地方衛政資源配置）可能存在城鄉或區域性差異。因此，研究結果在推論至全台或其他行政區域時，仍需審慎解讀其環境脈絡之差異。
2. **單一年度樣本之代表性限制：**本研究以 2022 年核發之通常保護令作為研究樣本，雖能提供完整二年的縱貫追蹤（追蹤至 2024 年底），但結果可能受到該特定時空背景下之政策與環境干擾。首先，2022 年適逢《跟蹤騷擾防制法》施行元年，防治網絡對於親密關係暴力之介入與通報敏感度可能產生變動；其次，2023 年起危險評估工具已全面改版為 TIPVDA 2.0，本研究採用之 1.0 版本指標在銜接新制實務時，可能存在工具演進上的差異。此外，新冠肺炎（COVID-19）疫情後期的家戶互動模式亦可能干擾暴力軌跡。因此，特定年度之研究發現是否能完全類推至其他年度，仍有待未來進行跨年度之複製研究進一步驗證。

（二）樣本對象侷限於有保護令個案，缺乏對照組比較

本研究的樣本全部來自「已獲得保護令」的個案，因此研究結果主要呈現的是法律介入後的狀況。由於缺乏「未申請保護令」的對照組，我們難以確定暴力的減

少或風險的降低，究竟完全是因為保護令的法律效力，還是受到其他因素影響，未能進一步精確釐清暴力終止究竟在多大程度上歸功於保護令制度。這使得本研究在評估「保護令到底有多大用處」時，在對比基礎上受到一定的限制。

（三）再通報數據不等於實際再犯黑數

本研究以「保護資訊系統」之再通報紀錄作為風險指標。然而，親密關係暴力具備高度私密性與複雜之權力動力，被害人可能因恐懼報復、法律疏離感、經濟依賴或對關係修復之期待，即便暴力再次發生亦未選擇求助。此種「漏斗效應」意味著行政數據可能僅能捕捉到與防治系統產生互動之案件，導致研究結果低估實際的暴力復發頻率（即存在「犯罪黑數」）。因此，本研究之數據反映的是「系統可監測之風險」，而非暴力現象之全貌，在詮釋保護令之預防成效時應保持審慎。

（四）次級資料之資訊侷限性與質性深度欠缺

本研究主要仰賴行政資料建置、系統跨部會資料串接及第一線社工之評估與個案服務紀錄。儘管資料具備縱貫性優勢，但在詮釋上仍存在以下侷限：

1. **系統紀錄之資訊完整性限制：**次級資料之完整性與精確度高度仰賴第一線實務工作者之登錄即時性與紀錄一致性。部分具高度動態性與隱蔽性的風險因子（如相對人潛在之物質濫用、精神症狀，或被害人因多重顧慮未完全透露暴力嚴重程度），若未能於訪談過程中被即時識別並詳實建置於系統，將無法反映於後續統計模型中。此種資訊去脈絡化之限制，可能使部分關鍵風險變項之實際影響力在量化分析中被低估。
2. **難以捕捉微觀之行為轉化機制：**本研究雖能透過行政資料觀察行為軌跡（如「是否」再通報、暴力樣態「是否」降級），卻難以透視背後的心理動力。次級資料分析難以捕捉被害人對保護令的「主觀安全感」，或相對人對保護令的「真實遵從心理」。這些影響暴力轉化的微觀心理機制與關係互動細節，無法單純透過結構化的行政指標完全釋義，仍有待質性研究進一步深究。

二、未來研究建議

基於本研究之發現與限制，建議未來研究可朝以下方向深化，以完善國內親密關係暴力防治之實證基礎：

（一）擴大跨區域與跨年度之對照研究

本研究樣本受限於單一縣市（高雄市）及單一年度（2022 年），其研究結果仍可能受到網絡資源密度及年度政策推動強度等情境因素之影響。建議後續研究可採取跨區域比較或多年度縱貫追蹤之研究設計，納入北、中、南、東部及離島等不同行政區樣本，以檢驗城鄉差距、地方服務能量與實務慣例差異對親密關係暴力再通報風險之調節效果。同時，透過跨年度抽樣，亦可降低單一年份政策調整或重大社會事件等偶發性干擾所造成之偏誤，進一步建構具時間穩定性與外部效度之風險預測模型，使研究結果更具普適性與政策應用價值。

（二）納入無保護令個案之對照研究

建議後續研究者可納入未領有保護令但進入社政體系之個案作為對照組。透過追蹤兩組個案在再通報率、權力動態改變及求助行為上的差異，進一步釐清法律手段（正式社會控制）與非法律手段（非正式社會控制）對不同類型暴力家庭的具體效應。

（三）深化再犯時序分析與暴力軌跡研究

建議未來研究可進一步分析保護令核發後之「再犯時間點」，識別風險何時達到高峰及何時開始遞減，以協助實務工作者掌握黃金監測期。此外，應延伸追蹤期程至保護令效期屆滿（二年）後，探討是否存在「法律制約消失後之暴力反彈」現象，或針對反覆聲請者建立「長週期暴力曲線」，以更全面地掌握暴力循環的路徑。

（四）強化跨網絡司法執行動態與質性脈絡之整合

未來可嘗試介接警政執行紀錄（如違反保護令之處置）與法院刑事判決資料，探討「刑事干預強度」如何強化保護令之制約效果。最後，建議結合質性訪談方法，深入了解被害人是否具備實質安全感，並剖析加害人停止暴力的關鍵心理誘

因，以彌補數據資料無法呈現個案背景細節的不足，進而制定更符合實務現況的防治方案。

（五）深化處遇計畫之實證研究與個案對照分析

本研究發現，即便有法律介入與處遇計畫，個案仍存在再通報之可能。為因應複雜的暴力成因並提升防治成效，未來研究與實務單位應針對不同處遇方案與個案特質進行深度評估：

1. **建立「成功轉化」與「高頻再犯」之質性對照研究：**建議未來研究可透過質性對照設計，深入剖析「成功行為轉化者」與「高頻再犯者」之間的本質差異。透過對加害人及被害人的深度訪談，回溯其在處遇歷程中的心理轉變軌跡，進而識別影響行為轉化的關鍵因子—如專業諮商關係的建立、特定認知技術的內化，或是司法干預所產生的威懾效應。此舉能彌補量化資料無法呈現的資訊脈絡，協助防治體系精準掌握有效干預的核心元素。
2. **推動「因材施教」的多元治療方案療效對比：**實務單位應針對具備不同背景特質（如酒精成癮、強烈父權意識、心理疾患或人格議題）的施暴者，進行不同導向治療方案（如認知行為治療、依附關係修復或性別平權教育）的成效對比研究。透過識別「特定特質個案」與「特定處遇方案」間的最佳適配性，未來能落實個別化的處遇處方，優化資源配置以提升防治效益。

參考文獻

中文部分

丁銘妮（2020）。從警察實務看保護令約制相對人成效之探討。*亞洲家庭暴力與性侵害期刊*，16（1），19-45。https://www.airitilibrary.com/Article/Detail/19945779-N202510180005-00002

王珮玲（2010）。親密伴侶暴力案件保護令成效與相關因素之研究：以禁制、遷出及遠離令爲例。*社會政策與社會工作學刊*，14（2），1-47。https://doi.org/10.6150/SPSW.2010.14.01

方秋梅、謝臥龍（2017）。「家庭暴力加害人簡易型處遇計畫」發展的價值與意義。*諮商心理與復健諮商學報*，30，121-150。https://doi.org/10.6308/JCPRC.2017.30.05

阮祺文、梁鳳玲、伍福生、郭延輝、黃茂修(2004)。家庭暴力防治法保護令實施成效及對受暴婦女影響之探討。*秀傳醫學雜誌*，第 5 卷第 3-4 期，頁 77-85。https://www.airitilibrary.com/Article/Detail/15610497-200410-5-3%264-77-85-a

沈慶鴻（2003）。婚姻暴力受虐婦女保護令聲請經驗之探討—以台北市為例。*彰化師大輔導學報*，(24)，169-206。https://doi.org/10.7040/GJ.200306.0169

林明傑（2000）。美加婚姻暴力犯之治療方案與技術暨其危險評估之探討。社區發展季刊，90，197－215。

林明傑（2011）。家庭暴力危險分級方案之成效再研究：一個犯罪防治分類分級整合模式的提出。犯罪學期刊，14(2)，139-182。https://doi.org/10.29607/ZHWHGX.201112.0004

林明傑、吳啟安（2018）。高致命危險案件之快速篩檢指標與分類研究。犯罪學期

刊，20(2)，53-76。
https://www.airitilibrary.com/Article/Detail/a0000189-201803-201805170009-201805170009-53-76

林世當(2007)。警察處理家庭暴力案件之問題與策進作為。*中央警察大學警學叢刊*，37(6)，1-26。

林琬珊（2018）。初探家庭與親密關係暴力之法律規制：以臺日民事保護令及其罰則為中心。*臺大法學論叢*，47 卷特刊，1565-1638。
https://doi.org/10.6199/NTULJ.201811_47(SP).0003

吳啟安（2014）。*家庭暴力高危機個案網絡會議危險管理過程之研究*〔未出版之博士論文〕。國立中正大學犯罪防治研究所。

邱獻輝（2017）。社區強制諮商團體對預防再犯親密暴力的成效探究。《教育心理學報》，49(2)，163－192。https://doi.org/10.6251/BEP.201712-49(2).0001

陳怡青、李維庭、張紀薇、李美珍（2012）。婚姻暴力加害人處遇成效評估研究之初探。*亞洲家庭暴力與性侵害期刊*，8(2)，17-53。
https://doi.org/10.29804/AJDVSO.201212.0002

陳又敬（2018）。*親密關係暴力重複被害影響因素與因應策略——以高雄地區為例*（未出版之博士論文）。中央警察大學犯罪防治研究所。

陳筱萍、卓紋君（2009）。婚姻互動、飲酒行為與暴力行為之分析—以一對婚姻暴力夫妻為例。*諮商輔導學報：高師輔導所刊*，21，1-38。
https://doi.org/10.6308/JCG.21.01

陳世杰（2002）。中美家庭暴力事件有關保護令制度之比較研究。*中原財經法學*，（8），281-316。https://doi.org/10.6353/CYFELJ.200206.0281

許華孚、黃光甫（2024）。美國家庭暴力法庭的沿革與發展－以紐約州為例。*犯罪防治季刊*，39，97-159。https://doi.org/10.6460/CPCP.202412_(39).0004

黃楷婷、林聖峯、陳婕誼、趙善如（2015）。屏東縣親密關係暴力高危機個案跨機構

網絡會議在地運作之探究。*亞洲家庭暴力與性侵害期刊*，11(2)，1-38。https://www.airitilibrary.com/Article/Detail/19945779-201512-201603160006-201603160006-1-38

葉肅科(2001)。家庭暴力理論觀點與防治策略。*社區發展季刊*，94，289-305。

謝景然、葉家妤、劉姿妤(2021))。運用心理解剖探討親密關係暴力再犯之風險因子。*諮商與輔導*，426，2-4。https://www.airitilibrary.com/Article/Detail/16846478-202106-202107020022-202107020022-2-4

嚴祥鸞（2009）。家庭暴力防治之問題與挑戰：以相對人介入方案為例。*亞洲家庭暴力與性侵害期刊，5*(2)，109-123。https://doi.org/10.29804/AJDVSO.200912.0008

鄭瑞隆、王文中(2001)。家庭暴力加害人特質與處遇評估工具。*內政部委託研究*。

鄭詩穎（2015）。受暴女性為何無法脫逃？—從「家庭暴力」到「高壓控管」。*中華心理衛生學刊，28*(4)，481-497。http://dx.doi.org/10.30074/FJMH.201512_28(4).0001

中文書籍

林明傑（2020）。*家庭暴力的全貌與防治：含學習和平與人類未來*。元照。

邱皓政(2022)。*量化研究與統計分析(六版四刷)： SPSS 與 R 資料分析範例解析*。五南圖書。

周月清(1995)。*婚姻暴力:理論分析與社會工作處置*。巨流圖書。

Ritzer, G., & Goodman, D. J.（2014）。Sociological Theory 社會學理論：下冊（柯朝欽、鄭祖邦、陳巨擘譯）。巨流圖書。

英文部分

Benitez, C. T., McNiel, D. E., & Binder, R. L. (2010). Do protection orders protect? *Journal of the American Academy of Psychiatry and the Law*, 38(3), 376–385. https://doi.org/10.29158/JAAPL.003878-10

Bennett, L., Goodman, L., & Dutton, M. A. (2008). Systemic obstacles to the criminal prosecution of a batterer who uses alcohol and drugs. *Violence Against Women*, 14(10), 1169–1195.https://doi.org/10.1177/1077801208321984

Campbell, J. C., Webster, D. W., & Glass, N. (2009). The Danger Assessment: Validation of a lethality risk assessment instrument for intimate partner femicide. *Journal of Interpersonal Violence*, 24(4), 653–674.https://doi.org/10.1177/0886260508317180

Carlson, B. E. (1984). Causes and maintenance of domestic violence: An Ecological Analysis. *Social Service Review*, 58(4), 569–587. https://doi.org/10.1086/644239

Carlson, M. J., Harris, S. D., & Holden, G. W. (1999). Protective orders and domestic violence: Risk factors for re-abuse. *Journal of Family Violence*, 14(2), 205–226. https://doi.org/10.1023/A:1022040708427

Cattaneo, L. B., Bell, M. E., Goodman, L. A., & Dutton, M. A. (2007). Intimate partner violence victims' accuracy in assessing their risk of re-abuse. *Journal of Family Violence*, 22(6), 429–440.https://doi.org/10.1007/s10896-007-9097-8

Charlot, N., Joel, S., & Campbell, L. (2023). The predictive validity of intimate partner violence warning signs. *Social Psychological and Personality Science*, *16*(2), 192–201. https://doi.org/10.1177/19485506231209076

Dowling, C., Morgan, A., Hulme, S., Manning, M., & Wong, G. (2018). Protection orders for domestic violence: A systematic review. *Trends & Issues in Crime and Criminal Justice*, 551. Australian Institute of Criminology. https://www.aic.gov.au/publications/tandi/tandi551

Gondolf, E. W., McWilliams, J., Hart, B. J., & Stuehling, J. (1994). Court response to

petitions for civil protection orders. *Journal of Interpersonal Violence*, 9(4), 503–517. https://doi.org/10.1177/088626094009004003

Herrera, M. J., & Amor, P. J. (2017). Vulneración de las órdenes de protección por parte de hombres condenados previamente por violencia de pareja [Violation of protection orders by men previously convicted of intimate partner violence]. *Anuario de Psicología Jurídica*, 27, 1–8.https://doi.org/10.1016/j.apj.2016.05.003

Holt, V. L., Kernic, M. A., Lumley, T., Wolf, M. E., & Rivara, F. P. (2002). Civil protection orders and risk of subsequent police-reported violence. *JAMA*, 288(5), 589–594. https://doi.org/10.1001/jama.288.5.589

Holt, V. L., Kernic, M. A., Wolf, M. E., & Rivara, F. P. (2003). Do protection orders affect the likelihood of future partner violence and injury? *American Journal of Preventive Medicine*, 24(1), 16–21.https://doi.org/10.1016/S0749-3797(02)00576-7

Jordan, C. E., Pritchard, A. J., Duckett, D., Charnigo, R., Wiley, K., & Campbell, J. C. (2010). Criminal offending among respondents to protective orders: Crime types and patterns that predict victim risk. *Violence Against Women*, 16(10), 1195–1215. https://doi.org/10.1177/1077801210377368

Jose, A., & Novaco, R. W. (2016). Intimate partner violence victims seeking a temporary restraining order: Social support and psychological distress. *Journal of Interpersonal Violence*, 31(16), 2781–2804.https://doi.org/10.1177/0886260515580362

Kethineni, S., & Beichner, D. (2009). A comparison of civil and criminal orders of protection as remedies for domestic violence victims in a Midwestern county. *Journal of Family Violence*, 24(5), 311–321.https://doi.org/10.1007/s10896-009-9231-x

Kingsnorth, R. F., Wolcott, L. J., & Lonnquist, S. (2013). The influence of plaintiff gender

on the judicial decision to grant civil restraining orders. *Journal of Interpersonal Violence*, 28(16), 3387–3408.https://doi.org/10.1177/0886260513496906

Leiding, D., Kaiser, F., Steffens, M., Puiu, A. A., & Habel, U. (2021). What determines violent behavior in men? Predicting physical, psychological, and sexual violent offending based on classification and regression tree analysis. *Aggressive Behavior*, 47, 1–13. https://doi.org/10.1002/ab.21981

Logan, T. K., & Walker, R. (2009a). Civil protective order effectiveness: Justice or just a piece of paper? *Violence and Victims*, 24(3), 332–348.https://doi.org/10.1891/0886-6708.24.3.332

Logan, T. and R. Walker (2009). Civil Protective Order Outcomes -Violations and Perceptions of Effectiveness. *Journal of Interpersonal Violence*, 24(4), 675-692. https://doi.org/10.1177/0886260508317186

McFarlane, J., Malecha, A., Gist, J., Watson, K., Batten, E., Hall, I., & Smith, S. (2004). Protection orders and intimate partner violence: An 18-month study of 150 Black, Hispanic, and White women. *American Journal of Public Health*, 94(4), 613–618. https://doi.org/10.2105/AJPH.94.4.613

Rovira, M., Rodriguez Menes, J., & Palomo Lario, C. (2025). 'As time goes by': The effectiveness of protection orders in reducing intimate partner violence recidivism. *Journal of Developmental and Life-Course Criminology*. https://doi.org/10.1007/s40865-025-00275-8

Shannon, L., Logan, T. K., Cole, J., & Walker, R. (2008). An examination of women's alcohol use and partner victimization experiences among women with protective orders. *Violence Against Women*, 14(3), 292–310.https://doi.org/10.1177/1077801207311838

Sullivan, C. M., Goodman, L. A., Virden, T., Strom, J., & Ramirez, R. (2017). Criminal

protection orders for women victims of domestic violence: Explicating predictors of level of court-ordered protection. *Violence Against Women*, 23(8), 915–936. https://doi.org/10.1177/1077801216658397

Spitzberg, B. H. (2002). The tactical topography of stalking victimization and management. *Trauma, Violence, & Abuse*, 3(4), 261-288. https://doi.org/10.1177/152483802237330

Vieira-Pinto, A., Duarte, V., & Matos, M. (2022). Prosecutorial decision-making regarding offenders' social reintegration programs in intimate partner violence cases. *Journal of Family Violence*, 37(8), 1199–1212.https://doi.org/10.1007/s10896-021-00322-1

Wang, P.-L. (2012). The development and validation of Taiwan Intimate Partner Violence Danger Assessment (TIPVDA). *Journal of Social Policy and Social Work*, 16(1), 57–84.

Warner, R. L., Lee, G. R., & Lee, J. (1986). Social organization, spousal resources, and marital power: A cross-cultural study. Journal of Marriage and Family, 48(1), 121–128.https://doi.org/10.2307/352235

Yu, R., Molero, Y., Lichtenstein, P., Larsson, H., Prescott-Mayling, L., Howard, L. M., & Fazel, S. (2023). Development and validation of a prediction tool for intimate partner violence recidivism: A Swedish cohort study. *JAMA Network Open*, 6(7), e2325494. https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2023.2549

網路部分

中華民國統計資訊網，*職業標準分類*，線上檢索日期：2025 年 7 月 31 日。https://www.stat.gov.tw/standardoccupationalclassification.aspx?n=3145&sms=0&rid=6

立法院（1997）。*家庭暴力防治法草案總說明*（院總第 1761 號委員提案第 1889 號；立法院第 3 屆第 4 會期第 7 次會議議案關係文書）。https://lis.ly.gov.tw/lgcgi/lgmeetimage?cfcccfcbcfcbcfcfc5cacdcbd2cacbcc

司法院全球資訊網，公務統計，統計年報，地方法院，111 年，24.*地方法院民事保護令事件終結情形-按年及事件類別分*，線上檢索日期：2025 年 12 月 27 日。https://www.judicial.gov.tw/tw/lp-2266-1-xCat-10-2-20.html

司法院全球資訊網，公務統計，統計年報，地方法院，112 年，24.*地方法院民事保護令事件終結情形-按年及事件類別分*，線上檢索日期：2025 年 12 月 27 日。https://www.judicial.gov.tw/tw/lp-2377-1-xCat-10-2-20.html

司法院全球資訊網，公務統計，統計年報，地方法院，113 年，24.*地方法院民事保護令事件終結情形-按年及事件類別分*，線上檢索日期：2025 年 12 月 27 日。https://www.judicial.gov.tw/tw/lp-2393-1-xCat-10-2-20.html

司法院全球資訊網，公務統計，保護令事件統計，3.*地方法院民事保護令聲請事件收結情形-按事件別分*，線上檢索日期：2025 年 12 月 27 日。https://www.judicial.gov.tw/tw/lp-1772-1.html

行政院性別平等委員會，重要性別統計資料庫，*家庭暴力加害人及處遇統計*，線上檢索日期：2025 年 12 月 27 日。https://www.gender.ey.gov.tw/gecdb/Stat_Statistics_Query.aspx?sn=e6nm3GT2Ge%24LcjIQ9goqUw%40%40&statsn=%24hh%24bda!FREIDtjpBjF58A%40%4

0&d=&n=46183

法務部全球資訊網，法務統計，檢察統計，家庭暴力案件，*地方檢察署辦理家庭暴力案件偵查收結件數*，線上檢索日期：2025 年 12 月 28 日。https://www.rjsd.moj.gov.tw/RJSDWeb/common/WebList3_Report.aspx?menu=INF_COMMON_P&list_id=1116

法務部全球資訊網，法務統計，檢察統計，家庭暴力案件，*地方檢察署執行家庭暴力案件裁判確定情形(違反保護令罪)*，線上檢索日期：2026 年 1 月 20 日。https://www.rjsd.moj.gov.tw/RJSDWeb/common/WebList3_Report.aspx?menu=INF_COMMON_P&list_id=1126

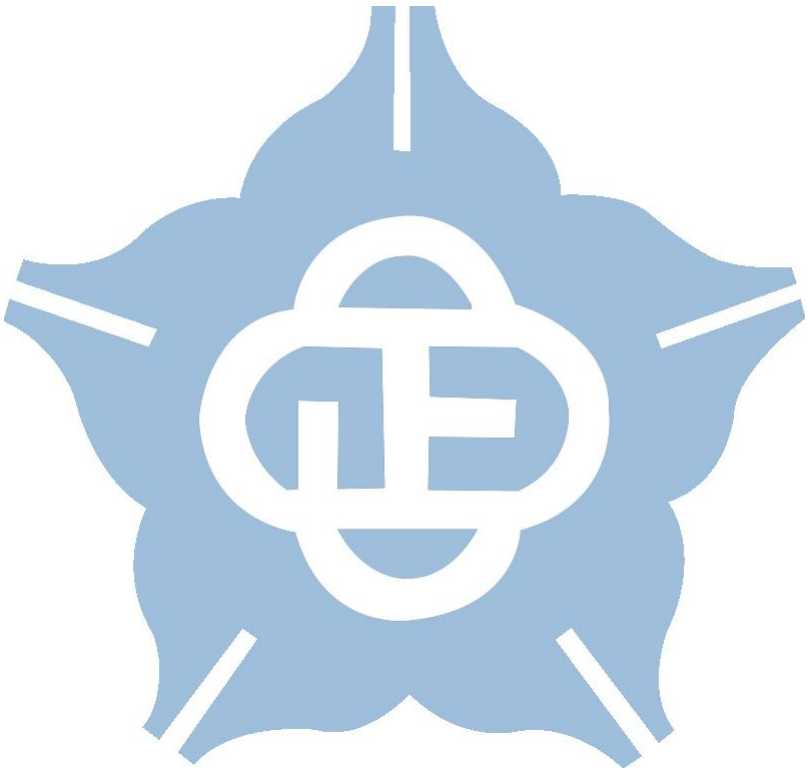
衛生福利部統計處，社會福利公務統計一覽表，3.1.1 *家庭暴力事件通報案件統計*，線上檢索日期：2025 年 12 月 27 日。https://dep.mohw.gov.tw/DOS/cp-5337-62357-113.html

衛生福利部統計處，社會福利公務統計一覽表，3.1.6 *家庭暴力加害人處遇*，線上檢索日期：2025 年 12 月 27 日。https://dep.mohw.gov.tw/DOS/cp-5337-62357-113.html

衛生福利部保護服務司，家庭暴力防治，宣導專區，常見問答，*什麼是「家庭暴力」?*線上檢索日期：2023 年 12 月 24 日。https://dep.mohw.gov.tw/DOPS/cp-1160-7999-105.html

林保光（2023 年 9 月 13 日）。*保護令護不了…高雄超商門前 女店員遭恐怖前男友刺殺 30 刀倒臥血泊*。聯合新聞網。瀏覽日期：2023 年 12 月 16 日。https://udn.com/news/story/7315/7435559

萬真玟、黃政淵、吳亭彥(2025 年 10 月 9 日)。*聲請保護令卻仍被殺害！制度存在哪些缺口？*公視新聞網。瀏覽日期：2025 年 12 月 31 日。https://news.pts.org.tw/article/774332



附件-申請使用保護資訊系統資料庫之公文影本

檔　　號：
保存年限：

國立中正大學　函

地址：嘉義縣民雄鄉大學路一段168號
承辦人：王淑惠
電話：05-2720411#26301
傳真：
電子信箱：admshw@ccu.edu.tw

受文者：教育學院犯罪防治學系

發文日期：中華民國113年3月7日
發文字號：中正犯防字第1132600146號
速別：普通件
密等及解密條件或保密期限：
附件：訪談大綱.pdf、訪談同意書.pdf

主旨：本校犯罪防治學系研究生許溁鵬因碩士論文研究需要，擬向貴中心申請查詢使用保護資訊系統資料庫，並邀請貴單位社工參與焦點團體，請查照。

說明：

一、研究論文主題為「家庭暴力防治法民事保護令成效及暴力再犯風險因素之研究-以高雄市親密關係暴力案件為例」，本研究目的為協助第一線家庭暴力防治社工人員辨識民事保護令核發後再次受暴之風險因素，並提出相關法令及制度建議。

二、本研究分為兩大部分：

(一)第一個研究方法採「次級資料分析方法」，預計針對2022年高雄市親密關係暴力案件中核發民事保護令之案件，透過衛福部保護資訊系統受案評估資料進行分析，就核發保護令後1年內再通報案件之風險因素進行探究。

(二)第二個研究方法採「焦點團體法」，預計針對第一線成人保護社工或督導進行1場次焦點團體訪談，人數約4-6人，探討實務工作者現行保護令執行上的困境與意見，訪談時間約2個小時。

三、本研究過程謹守專業倫理守則及保密原則，檢附訪談大綱及同意書各1份。

四、本研究指導教授：陳慈幸博士；研究生：許溁鵬，聯絡電話：[redacted]，電子信箱：[redacted]；若對本研究有任何疑問請聯

繫許生。

正本：高雄市政府社會局家庭暴力及性侵害防治中心
副本：教育學院犯罪防治學系