

國立成功大學

教育研究所

博士論文

生活緊張因素對都會區國中生初次偏差行為發生之間斷式動態
分析

**Effects of Life Strain Factors on the Onset of Delinquency for
Junior High School Students: A Discrete-time Dynamic
Analysis**

本論文獲得法務部司法官學院108年傑出碩博士犯罪防治研究論文獎

研究生：李承傑

指導教授：董旭英 博士

中華民國一〇七年七月三日

國立成功大學

博士論文

生活緊張因素對都會區國中生初次偏差行為發生之
間斷式動態分析

Effects of Life Strain Factors on the Onset
of Delinquency for Junior High School
Students: A Discrete-time Dynamic Analysis

研究生：李承傑

本論文業經審查及口試合格特此證明

論文考試委員：楊士隆

張楓明

張迺士

董如英

朱祥芳

指導教授：董如英

系(所)主管：許世勳

中華民國 107 年 7 月 3 日

中文摘要

本研究嘗試以一般化緊張理論的觀點，運用動態分析技術，探討國中生日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於初次偏差行為發生的影響機制。歷時一年半的時間，經歷三個學期之固定樣本縱貫研究，採用學生自陳量表調查臺南市七所國民中學學生，共計完成縱貫調查 371 位研究對象，並且採用事件史分析法進行統計分析。本研究結果如下：

1. 國中生初次偷竊行為、暴力和虞犯行為的高峰期都在 105 學年度下學期，而且國中生初次暴力和虞犯行為的發生會受到國中時期不同時間的發展階段有所影響。
2. 在國中生初次偷竊行為方面，發現國中生隨著年級的增長，發生初次偷竊行為的可能性愈低。在控制其他變項之後，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，顯著地降低國中生初次偷竊行為發生的可能性，而且國中生日常生活困擾愈多，發生初次偷竊行為的可能性愈高。
3. 就國中生初次暴力行為而言，發現國中生隨著年級的增長，發生初次暴力行為的可能性愈低。國中生與老師和同儕負面關係愈嚴重，發生初次暴力行為的可能性愈高。
4. 在國中生初次虞犯行為方面，發現國中生負面生活事件愈多，其發生初次虞犯行為的可能性愈高；國中生與老師負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高；國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。在控制時間和其他變項之後，106 學年度下學期國中生與老師負面關係比 105 學年度下學期時，顯著地降低國中生初次虞犯行為發生的可能性。

質言之，國中生經歷日常生活困擾、負面生活事件，以及與老師和同儕負面關係等緊張因素，對於初次偏差行為的發生可說是關鍵因素。以教育的觀點，家庭和學校是防治國中生偏差行為發生的重要影響力量；因此，親師互動和師生溝通顯得

格外重要，引導學生情緒抒發和導正負面能量，避免學生透過非法手段或途徑，走入偏差行為。

關鍵字：日常生活困擾、初次偏差行為、負面人際關係、負面生活事件、動態分析

Effects of Life Strain Factors on the Onset of Delinquency for Junior High School Students: A Discrete-time Dynamic Analysis

Cheng-Chieh Li

Yuk-Ying Tung

Institute of Education, College of Social Science

SUMMARY

The purpose of this study was to explore the effects of life hassles, negative life events, and negative relations on the onset of delinquency for junior high school students by dynamic analysis approach, based on the perspective of general strain theory. This study took three semesters to survey 371 participants from seven junior high schools in Tainan. This study indicated that the peaks of the onset of property, violence, and status offences were in the second semester of 2017. In terms of the onset of property, the more life hassles students experienced, the higher probability the onset of property occurred. In respect to the onset of violence, the more serious negative relations with teachers and peers students experienced, the higher probability the onset of violence occurred. With regard to the onset of status offences, the more negative life event students met, the higher probability the onset of status offences occurred. Moreover, The more serious negative relations with teachers and peers students experienced, the higher probability the onset of status offences occurred.

To sum up, that students meet life hassles, negative life events, and negative relations with teachers and peers has a crucial effects on the onset of delinquency for junior high school students, so family and school are significant influential powers to prevent students from delinquency. Therefore, it is important for teachers to communicate well with parents and to interact peacefully with students in order to lead them to release negative emotions and protect them from illegitimate means.

Keywords: life hassles, onset of delinquency, negative relations, negative life events, dynamic analysis approach

INTRODUCTION

Recently, with the rapid social change, juvenile delinquency is getting more complicated and more serious. Some studies indicated that main teenagers' behavioral problems included violence, steal, and status offences. In addition, the developmental trend of criminology pays more emphasis on the criminal career development, including the onset, duration, and continuation of delinquencies. Therefore, some studies suggested to establish developmental theories by longitudinal data and dynamic analysis approach. Moreover,

because the causes of juvenile delinquency are complex, there are many criminological theoretical perspectives exploring different deviant behaviors, for example, Hirschi's social bond theory, Gottfredson and Hirschi's general theory of crime, and Akers' social learning theory and so on. However, some studies found that it is reasonable that general strain theory could explain the causes of deviant behaviors for teenagers. Robert Agnew indicated that individuals may form negative emotional state when they met with strain events. If they couldn't use positive or correct ways to release the negative emotions, they would take illegitimate actions to cope with or escape from negative stimuli. Because there is not much research about onset of delinquency for junior high school students, the purpose of this study was to explore the effects of life hassles, negative life events, and negative relations on onset of delinquency for junior high school students by dynamic analysis approach, based on the perspective of general strain theory.

MATERIALS AND METHODS

This study took three semesters to survey 371 participants from seven junior high schools in Tainan. Therefore, it is a longitudinal approach and a panel study. With regard to the sampling, I selected seven junior high schools in Tainan city by purposive sampling first, and then I selected one class for the first and the second graders in each school by random sampling. Therefore, there were fourteen classes. In respect to the survey timing, I conducted the first survey in the second semester in 2017, the second survey in the first semester in 2017, and the final survey in the second semester in 2018. This study used self-reported questionnaire, including individual background, the onset of deviant behaviors, three kinds of strain factors, and low self-control and deviant peers. The method of this study is the event history analysis from the dynamic approach. First, I used explorative factor analysis to make sure the reliability and validity, and adopted hierarchical logistic regression analysis to estimate the whole model.

RESULTS AND DISCUSSION

This study indicated that the peaks of onset of property, violence, and status offences were in the second semester of 2017. The occurrences of property and status offences were influenced by different semesters during the period in the junior high school. In terms of the onset of property, life hassles in the first semester of 2018 had less influence on the the onset of property than those in the second semester of 2017 after controlling other variables. Furthermore, the more life hassles students experienced, the higher probability the onset of property occurred. In respect to the onset of violence, the probability of the onset of violence

in the first semester of 2018 was lower than that in the second semester of 2017. Besides, with the growth of grade, the probability of the onset of violence was becoming lower and lower. Moreover, the more serious negative relations with peers students experienced, the higher probability the onset of violence occurred. With regard to the onset of status offences, the more negative life event students met, the higher probability the onset of status offences occurred; the more serious negative relations with teachers and peers students experienced, the higher probability the onset of status offences occurred. Furthermore, negative relations with teachers in the second semester of 2018 had less influence on the the onset of status offences than those in the second semester of 2017 after controlling other variables.

CONCLUSION

To sum up, that students meet life hassles, negative life events, and negative relations with teachers and peers has a crucial effects on the onset of delinquency for junior high school students, so family and school are significant influential powers to prevent students from delinquency. Therefore, it is important for teachers to communicate well with parents and to interact peacefully with students in order to lead them to release negative emotions and protect them from illegitimate means.

誌 謝

在成大五年攻讀博士生涯劃下美麗的句點，感謝所有陪著我走過這段路的師長和朋友們，由於您們的教導、提攜與鼓勵，才能成就今日的我。

由衷感謝指導教授董旭英老師，在學術研究上耐心指導我，引領我發展學術專業，督促我勇敢向學術邁進，是我在學術研究上最強大的支撐力量，而且在日常生活中時常關懷與照顧，讓我生活無慮，能夠專注於學業與研究工作。此外，感謝口試委員楊士隆博士、朱群芳博士、張進上博士、饒夢霞博士和張楓明博士給予我在博士論文指導與意見，使得論文更臻充實完備。

其次，感謝在成大教導過我的老師，陸偉明特聘教授、程炳林教授、許清芳特聘教授、于富雲特聘教授、湯堯教授、鄭中平教授、彭淑玲教授、楊琬琳教授和洪素蘋教授。老師們不僅在學術上開拓我的國際視野，而且啟迪我在學術研究的發想，致上深摯的敬意與謝忱。此外，感謝郭玲玲、陳芝吟、洪瑄、鄭伊玲、梁瓊芳、黎士鳴、黃筠婷等 409 研究室同窗好友們的砥礪與扶持；劉正杰、趙子揚、吳佳騏等碩士班學弟妹的協助與幫忙，以及教育所辦最重要的靈魂人物，漂亮的李慧珍小姐，幫我處理許多疑難雜症。此外，謝謝台東幫魏琦芳博士、楊雅鈞博士、劉乃綸博士和趙曼奴的加油打氣。這些情意都讓我銘感於心，永誌不忘。

再者，謝謝我的家人，爸爸、媽媽、姊姊和姊夫的鼓勵與支持，讓我無後顧之憂地完成學業。還有謝謝陳金龍一直陪伴我身旁，作為我強而有力的後盾，時時督促與提點我趕緊完成博士論文，使我得以圓滿完成學業。

最後，謹將此論文獻給我的恩師 黃毅志教授，謝謝您給予我無私地教導、栽培與提攜，愚生一直謹記您的教誨，趕緊完成學業，將來好好作研究。我不會辜負您的期望，請您在西方極樂安心與寬心。

李承傑 謹誌

2018 年 7 月

目次

第一章 緒論	1
第一節 研究動機與目的.....	1
壹、研究動機.....	1
貳、研究目的.....	4
第二節 名詞釋義.....	4
壹、一般化緊張理論.....	5
貳、初次偏差行為.....	5
參、日常生活困擾.....	5
肆、負面生活事件.....	6
伍、負面人際關係.....	6
陸、動態分析.....	6
第二章 文獻探討	9
第一節 青少年偏差行為與初次偏差行為的內涵.....	9
壹、青少年偏差行為的內涵.....	9
貳、偏差行為之動態分析.....	10
參、青少年初次偏發行爲的內涵.....	14
第二節 一般化緊張理論對於偏差行為的影響.....	15
壹、一般化緊張理論的內涵.....	15
貳、一般化緊張理論的實徵研究.....	17
第三節 青少年初次偏差行為之動態分析.....	23
第三章 研究方法	25
第一節 研究設計.....	25
第二節 研究問題與假設.....	26
第三節 研究對象.....	31
第四節 變項測量.....	32
壹、依變項.....	32
貳、自變項.....	33
參、控制變項.....	36
第五節 資料分析.....	38
壹、描述性統計.....	38
貳、事件史分析法.....	38
參、階層 Logistic 迴歸分析.....	41
第四章 研究結果	43

第一節 初次偏差行為與生活緊張因素之資料分析.....	43
壹、國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為之描述性分析.....	43
貳、國中生生活緊張因素與個人屬性及家庭背景描述性分析.....	46
第二節 生活緊張因素與初次偷竊行為之關聯性分析.....	60
壹、國中階段與初次偷竊行為之關聯性.....	60
貳、日常生活困擾與初次偷竊行為之關聯性.....	61
參、負面生活事件與初次偷竊行為之關聯性.....	65
肆、與老師負面關係和初次偷竊行為之關聯性.....	68
伍、與同儕負面關係和初次偷竊行為之關聯性.....	71
陸、生活緊張因素與初次偷竊行為之關聯性.....	74
柒、小結.....	79
第三節 生活緊張因素與初次暴力行為之關聯性分析.....	81
壹、國中階段與初次暴力行為之關聯性.....	81
貳、日常生活困擾與初次暴力行為之關聯性.....	82
參、負面生活事件與初次暴力行為之關聯性.....	86
肆、與老師負面關係和初次暴力行為之關聯性.....	90
伍、與同儕負面關係和初次暴力行為之關聯性.....	94
陸、生活緊張因素與初次暴力行為之關聯性.....	98
柒、小結.....	103
第四節 生活緊張因素與初次虞犯行為之關聯性分析.....	104
壹、國中階段與初次虞犯行為之關聯性.....	104
貳、日常生活困擾與初次虞犯行為之關聯性.....	105
參、負面生活事件與初次虞犯行為之關聯性.....	109
肆、與老師負面關係和初次虞犯行為之關聯性.....	113
伍、與同儕負面關係和初次虞犯行為之關聯性.....	117
陸、生活緊張因素與初次虞犯行為之關聯性.....	121
柒、小結.....	126
第五節 綜合討論.....	128
壹、生活緊張因素對於國中生初次偷竊行為之討論.....	128
貳、生活緊張因素對於國中生初次暴力行為之討論.....	129
參、生活緊張因素對於國中生初次虞犯行為之討論.....	132
第五章 結論與建議.....	135
第一節 研究結論.....	135
壹、生活緊張因素對於國中生初次偷竊行為之關係.....	135
貳、生活緊張因素對於國中生初次暴力行為之關係.....	136
參、生活緊張因素對於國中生初次虞犯行為之關係.....	137
第二節 研究建議.....	138

壹、給學生家長的建議	138
貳、給學校的建議	140
第三節 研究限制與未來研究方向	142
第四節 研究貢獻	143
參考文獻	145
壹、中文部份	145
貳、英文部份	149
附錄：國中生日常生活行為與態度調查問卷	157

表 次

表 3-1	研究對象來源與數量.....	31
表 3-2	日常生活困擾之探索性因素分析因素負荷量與內部一致性信度.....	34
表 3-3	負面人際關係之探索性因素分析因素負荷量與內部一致性信度.....	35
表 3-4	低自我控制之探索性因素分析因素負荷量與內部一致性信度.....	37
表 4-1	不同年級群在三個時間點初次偷竊行為違犯率.....	44
表 4-2	不同年級群在三個時間點初次暴力行為違犯率.....	45
表 4-3	不同年級群在三個時間點初次虞犯行為違犯率.....	46
表 4-4	初次偷竊行為之國中生緊張因素、個人屬性和家庭背景的描述性分析摘要表	51
表 4-5	不同時間初次暴力行為之國中生緊張因素、個人屬性和家庭背景之描述性分析摘要表.....	55
表 4-6	初次虞犯行為之國中生緊張因素、個人屬性和家庭背景的描述性分析摘要表	59
表 4-7	日常生活困擾對於初次偷竊行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表.....	64
表 4-8	負面生活事件對於初次偷竊行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表.....	67
表 4-9	與老師負面關係對於初次偷竊行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表.....	70
表 4-10	與同儕負面關係對於初次偷竊行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表	73
表 4-11	初次偷竊行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表....	77
表 4-12	日常生活困擾對於初次暴力行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表	85
表 4-13	負面生活事件對於初次暴力行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表	89
表 4-14	與老師負面關係對於初次暴力行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表	93
表 4-15	與同儕負面關係對於初次暴力行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表	97
表 4-16	初次暴力行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表..	101
表 4-17	日常生活困擾對於初次虞犯行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表	108
表 4-18	負面生活事件對於初次虞犯行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表	112

表 4-19	與老師負面關係對於初次虞犯行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表	116
表 4-20	與同儕負面關係對於初次虞犯行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表	120
表 4-21	初次虞犯行為之階層 LOGISTIC 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表..	124

圖 次

圖 1-1	民國 100 年至 106 年 11 月少年觀護所青少年年齡分布與趨勢圖.....	2
圖 3-1	研究過程與實施程序之甘特圖.....	26
圖 4-1	不同年級群在三個時間點初次偷竊行為違犯率.....	44
圖 4-2	不同年級群在三個時間點初次暴力行為違犯率.....	45
圖 4-3	不同年級群在三個時間點初次虞犯行為違犯率.....	46

第一章 緒論

青春期是一個人生歷程中非常重要的轉捩點，在此一階段的青少年必須歷經身心發展與轉變趨於成熟的時刻，但是他們可能要面對生活中來自四面八方的緊張或壓力，例如人際交往、師長期望、升學考試壓力，或是日常生活中突發狀況等，皆有可能造成他們身心的不適或困擾，再加上此一階段的青少年，心理變化起伏較大，充滿著不穩定性，若無提供適時的牽引或協助，容易陷入失落、不安與惶恐，而發展出偏差思想、態度或行為。目前，臺灣青少年偏差行為研究已經累積相當可觀的研究成果；然而，關於青少年初次偏差行為研究卻付之闕如，本研究以教育的立場，本著「少年宜教不宜罰」的理念，而且預防重於治療與懲罰的觀點；是以，針對國中生初次偏差行為進行深入探究。首先於第一節說明本研究動機和目的；其次，釋義本研究的重要名詞。

第一節 研究動機與目的

本節呈現本研究動機與目的，首先針對研究動機加以陳述和說明，再依據研究動機而來的具體目的陳述羅列，以期能清楚呈現本研究動機和目的。

壹、研究動機

近年來，臺灣青少年問題因為社會快速變遷而日趨複雜與嚴重，從法務部司法學院（2017）資料顯示，近十年虞犯少年的行為問題主要是吸食、施打煙毒以外的麻醉或迷幻物品，以及經常逃學、逃家兩者為最多，合計占九成以上，而且有愈來愈集中於此兩種行為。此外，有觸犯刑罰且由少年法院審理的青少年，雖然在近三年的人數有小幅減少，但是有隨著青少年的年齡增長而攀升的趨勢（法務部，2017）。從圖 1-1 顯示，從民國 100 年至 106 年 11 月少年觀護所新入收容羈押、滯留觀察與感化教育的青少年年齡分布與趨勢有所減緩，顯示法務部近年來以少年宜教不宜罰的理念有所成效，但是透過法務的努力不懈矯正，仍然難收治本之效。是以，除了持續以少年宜教不宜罰的理念來改善青少年偏差和犯罪行為之外，也需要透過教育積極地以預防重於治療的觀念出發，以保護青少年能夠正向發展，避免誤入歧途；因此，探究青少年初次偏差行為有其關鍵且重要的必要性，如同法務部（2017）資料指出，青少年再

犯率居高不下，由於初次偏差行為的發生，導致未來偏差行為的延續、再犯、樣態嚴重等問題。換言之，以教育的視角，防範於未然，探究青少年初次偏差行為發生不僅是教育學領域和犯罪學領域不容忽視關鍵。

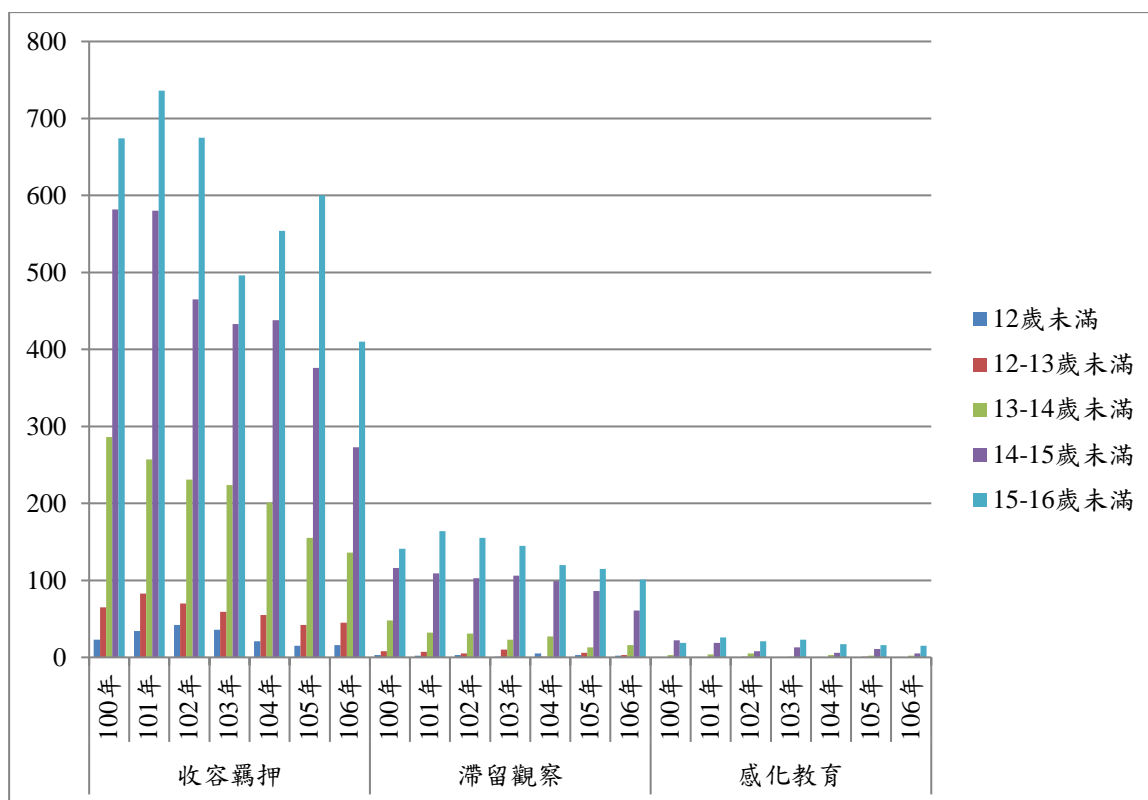


圖 1-1 民國 100 年至 106 年 11 月少年觀護所青少年年齡分布與趨勢圖
資料來源：法務部法務統計

其次，青少年偏差行為的成因相當複雜，包含個體心理、生理、家庭、學校和社會等因素，並非一個因素能夠完全解釋（周愷嫻、曹立群，2007；蔡德輝、楊士隆，2017a）。當然，在眾多犯罪學理論，以不同視角解釋不同犯罪行為或是偏差行為的原因和現象，例如 Travis Hirschi(1969)的社會鍵理論(social bond theory)、Gottfredson 與 Hirschi(1990)的一般性犯罪理論(a general theory of crime)，以及 Ronald L. Akers(1977)的社會學習理論(social learning theory)等，在臺灣已累積相當豐碩的研究成果，以解釋青少年偏差行為或是犯罪行為問題。然而，近年來臺灣社會學與犯罪學學家發現 Robert Agnew(1985)所提出的一般化緊張理論(general strain theory)也很適合解釋青少年偏差行為，特別是有關於家庭和學校的緊張關係，也累積了一些研究成果（吳啟安、譚子文，2013；張楓明，2011；許春金、鄭凱寶、蔡田木，2010；

董旭英 2003, 2009; 蔡東敏、譚子文、董旭英; 2015; 譚子文、范書菁, 2010; 譚子文、張楓明; 2012; 譚子文、董旭英、葉雅馨, 2010; Lin, 2012; Lin & Mieczkowski, 2011)。例如董旭英(2003)驗證一般化緊張理論對於臺灣青少年偏差行為成因的適用性,發現國中生面對愈多的負面生活事件和生活困擾經驗,他們愈容易發生偏差行為,特別是國中生與老師的緊張關係程度愈高,偏差行為出現的頻率愈高。許春金等人(2010)研究發現相較於無犯罪紀錄者,有犯罪紀錄者遭受家庭生活事件和負面人際關係的生活壓力比較大。此外,Agnew(2015)回顧臺灣、中國大陸和南韓等亞洲國家有關一般化緊張理論的研究,認為雖然東西文化價值有所不同,歐美與亞洲的緊張因素有所差異。不過,從上述國內研究結果可知,一般化緊張理論仍然適合解釋亞洲犯罪行為和偏差行為,特別是時下的亞洲青少年的個人價值愈來愈趨向西方文化的個人主義。誠然,目前相關犯罪學理論僅有張楓明(2006, 2007)以社會控制理論的觀點來探討國中生初次偏差行為;是以,本研究以一般化緊張理論的視角切入,以期能對國內青少年初次偏差行為有更深入的瞭解。

再者,犯罪學理論的發展趨勢在近年來逐漸重視犯罪生涯發展和形成歷程的相關研究,特別是在社會科學研究領域,不論是探討人類行為發展相關議題,或是深入了解個體從事偏差行為的肇始(onset)、形成歷程(duration)或是持續(continuation),被稱為時間發展的理論(developmental theories)(蔡德輝、楊士隆, 2017b; Farrington, 2003; Hareven, 1994),提供更精確和完整的模型來瞭解偏差行為或是犯罪行為的發展(董旭英, 2000; Bushway, Thornberry, & Krohn, 2003)。由於國外政府當局相當關注此一研究取向,花費相當大的人力與經費投入長期追蹤調查來蒐集資料,得以採用動態分析技術對於犯罪行為和偏差行為有深入的探析,所以累積許多研究成果(Agnew, 1989, 2011; Ayers, Williams, Hawkins, Peterson, Catalano, & Abbott, 1999; Burt, Simons, & Simons, 2006; Farrington, Harada, Shinkai, & Moriya, 2015; Matsueda, & Anderson, 1998; White, Pandina, & LaGrange, 1987)。反觀國內受限於經費不足且政府當局的不重視,採用動態分析技術的研究相當有限,目前從文獻回顧中得知,僅有幾篇有具體的研究成果(吳齊殷、李文傑, 2003; 張楓明, 2006, 2007; 楊志堅、吳齊殷, 2001; 董旭英, 2000; 鄒穎峰, 2012)。基於此,本研究以動態分析技術針對國中生初次偏差行為加以探討。

最後,從法務部司法學院(2017)資料顯示,近十年青少年犯罪的年齡分布集中

在 14 至 16 歲未滿的年齡層，也就是說此時的青少年正值於國中階段，也是發生初次偏差行為的關鍵時刻，故本研究聚焦於國中階段的青少年，以一般化緊張理論的觀點來探討他們的初次偏差行為。此外，由於從文獻回顧和研究顯示，影響個體行為發展的因素會隨著時間、年齡和階段的增長而有所差異和改變（張楓明，2007；董旭英，2000；Farrington et al., 2015；Haynie, Doogan, & Soller, 2014；Smith & Brame, 1994；White et al., 1987）。是以，一般化緊張理論中的日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為的影響，在國中階段不同時間可能會有不同的影響。因此，需要將時間效應納入研究，以動態分析技術來探討此一問題，不同過去以往靜態分析。綜上所述，本研究以動態分析技術，來探究一般化緊張理論中的日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係在國中階段不同時間對於學生初次偏差行為發生的影響機制，其研究動機有三：

- 一、對於青少年初次偏差行為的關注
- 二、對於日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為之影響的關切
- 三、採用動態分析技術與視角，以追蹤研究配合國中生發展歷程，來探討國中生初次偏差行為

貳、研究目的

本研究以國中生為研究對象，探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生的影響機制；是以，本研究具體目的如下：

- 一、探討國中階段不同時間學生初次偏差行為發生的情況
- 二、探討日常生活困擾、負面生活事件、負面人際關係與國中生初次偏差行為發生的關連性
- 三、探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偏差行為的影響機制

第二節 名詞釋義

本研究擷取一般化緊張理論的觀點，採用動態分析技術與視角，來探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生的影響機制。日常

生活困擾、負面生活事件、負面人際關係和初次偏差行為是本研究的主體；據此，本研究專有名詞釋義如下：

壹、一般化緊張理論

一般化緊張理論（general strain theory）係由 Robert Agnew（1985, 1992）將傳統古典緊張理論（classic strain theory）加以修訂，保留社會結構對於個體偏差行為發展所造成的影響，並加入個人特質、互動關係與周遭環境因素的影響效應，形成一套建立在社會心理學的犯罪學理論（周愷嫻、曹立群，2007；董旭英，2003；蔡德輝、楊士隆，2017a）。Agnew（1992）指出，個體緊張可能來自於未能達到正向評價目標，或是生活中失去正向價值刺激，抑或生活中產生負面刺激。當個體遭遇到上述緊張時，很可能會出現負面情緒，若得不到正當合法的途徑加以紓解，便很可能採取直接或間接的方式反擊，此時偏差行為或是犯罪行為就容易成為被用來達成個體心理平衡的手段。

貳、初次偏差行為

青少年初次偏差行為（onset of deviant behavior）係指青少年第一次從事某項違反社會文化規範之行為，例如第一次逃家、第一次偷竊，或是第一次從事暴力行為等相關偏差樣態（張楓明，2007；董旭英，2000；Farrington, 2003; Smith & Brame, 1994）。依據法務部司法學院(2017)資料顯示，目前臺灣各類型青少年犯罪或是偏差行為中，以竊盜、傷害和虞犯為主要社會投入心力與關注的樣態，故本研究將研究焦點凝聚在竊盜相關的偷竊、與傷害相關的暴力，以及虞犯行為等三種偏差行為樣態，再以「第一次」從事此三類偏差行為樣態中任何一項。質言之，本研究所探討的初次偏差行為包含了初次偷竊行為、初次暴力行為，以及初次虞犯行為等三種樣態的偏差行為。

參、日常生活困擾

日常生活困擾（everyday life confusions）係指日常生活中若有某種緊張來源，使得個體感受到某種程度的威脅，則此一壓力往往使人感到身心不適。如此一來，個體必須付出額外的精力以保持其身心平衡狀態；若是個體無法接觸或是使用合法的方式，來避免或降低挫折感及焦慮等情緒時，便會產生偏差或犯罪行為（Agnew, 1992, 2013）。

特別是正值青春期的國中生，在生活中若是遭遇到困擾事件，在某種程度上勢必影響他們原本連續和穩定的生活，迫使他們做出改變以因應心理上的壓力。本研究所謂的日常生活困擾是依據 Agnew 一般化緊張理論中的負面評價刺激的出現，例如我覺得自己的外表沒有吸引力、我覺得生活中許多問題，沒有能力解決等，來表示國中生的日常生活困擾。

肆、 負面生活事件

負面生活事件 (negative life events) 係指個體遭逢與日常生活的不順遂，例如親人亡故、父母離異、失戀、父母親失業或是家中經濟發生困難等事情時，個體會將其受到的負面影響，造成個體緊張、焦慮和不安的情緒，進而產生挫折與壓力，導致偏差行為的發生。就國中時期的青少年，長時間在學校生活很可能遇到學校負面事件，例如受到班上同學的嘲弄或欺負，Agnew (1992) 認為當個體無法使用合法方式，來避免或降低挫折感及焦慮等情緒時，便會產生偏差或犯罪行為。本研究所謂的負面生活事件是依據 Agnew 一般化緊張理論中的正面評價事件的失去，例如失戀、父母親去世、父母分居或離婚等，來表示國中生的負面生活事件。

伍、 負面人際關係

負面人際關係 (negative relationships) 係指個體與教師和同儕的人際關係產生疏離或是破裂的狀況，特別是國中階段的青少年對於學校與同儕團體的人際關係最為敏感 (吳啟安、譚子文, 2013; Agnew, 1991)，因為與他人的負面關係會導致負面情緒產生，若無法使用有效策略或方法來減輕此挫折感與不安，則容易發生偏差行為 (Agnew, 1991)。本研究所謂的負面人際關係是依據 Agnew 一般化緊張理論中的負面評價刺激的出現，例如老師不了解我、我沒有什麼可以傾吐心聲的好朋友等，來表示國中生的負面人際關係。

陸、 動態分析

相對於靜態分析，動態分析 (dynamic analysis) 係指將時間因素的效應納入研究資料的解讀和分析，其技術包含事件史分析 (event history analysis)、社會網絡分析 (social network analysis)、成長曲線分析 (growth curve analysis) 等方法。本研究進

行三個不同時間點調查，將時間效應納入考量，以歷經三個學期的追蹤所蒐集的資料，採用事件史分析法進行統計分析，以探析國中生初次偏差行為隨著時間變化的原因。由於本研究每一學期的研究樣本涵蓋一年級和二年級學生，所以在進行統計分析時，將年級變項一同納入模型，得以清楚地計算時間變項對於依變項的影響。

第二章 文獻探討

本研究目的是為了探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生的影響機制。因此，本章第一節針對青少年偏差行為與初次偏差行為的內涵進行探討；第二節以 Robert Agnew 一般化緊張理論（general strain theory）的觀點切入，探究一般化緊張理論對於偏差行為的影響；第三節探討日常生活困擾、負面生活事件、負面人際關係與初次偏差行為發生的因果關係，並嘗試建構一個一般化緊張理論解釋國中生初次偏差行為發生的動態結構模型。

第一節 青少年偏差行為與初次偏差行為的內涵

青少年偏差行為是一個複雜的概念，幾乎任何行為或表現都很可能在某種特定文化或是脈絡下被視為偏差，其內涵因不同的視角在解釋上會有所差異；相同地，青少年初次偏差行為的內涵也會隨之改變。本研究採用動態分析的觀點來探析青少年初次偏差行為發生的原因，所以先說明青少年偏差行為的內涵；其次，對於偏差行為的動態分析加以陳述；最後，釐清青少年初次偏差行為的內涵，以期能對於青少年初次偏差行為的意義與重要性能有所瞭解。

壹、青少年偏差行為的內涵

青少年偏差行為（juvenile deviant behavior）的內涵會因為法律規定、時代變遷、社會文化脈絡等差異而有不同的定義。一般而言，青少年偏差行為就狹義而言係指法律層面的定義，也就是說觸犯法律規定的行為，例如違反少年事件處理法第三條規定，有下列各款觸犯刑罰法令之虞者，仍列入保護處分事件處理之，包括經常與有犯罪習性之人交往；經常出入少年不當進入之場所者；經常逃學或逃家者；參加不良組織；無正當理由經常攜帶刀械者；吸食或施打煙毒或麻醉藥品之外之迷幻物品者；有預備犯罪或犯罪未遂而違法所不罰之行為者，又稱為虞犯少年。虞犯少年係指有犯罪傾向而尚未具有明顯犯罪事實者，也就是蔡德輝與楊士隆（2017b）所謂的身分非行（status offense）的定義，係指少年的違犯行為在成年人的世界裡並不屬於違法行為，例如逃學、翹家、吸菸、與他人打架等行為樣態，即廣義的定義：舉凡違反社會規範的行為都可視為偏差行為（吳怡芳、曾育真，2003）。因此，在不同的社會情境與時空，對

於青少年偏差行為的界定當然也會有所不同，所以青少年偏差行為並沒有所謂「絕對偏差」的觀點（the absolutist definition），因為偏差行為既是由社會規範所界定，而對於認可或排斥之規範本身會因時間與空間的移轉，以及不同社會情境和文化脈絡而轉變。

綜觀相關文獻與研究，偏差行為的定義會因為研究取向與所抱持的觀點有所差異而不盡相同，例如吳武典（1992）認為，偏差行為係指個體行為明顯偏離常態，而且妨礙生活適應，此一行為同時具備「有異」和「有害」兩個要件時，才能稱為偏差行為，因為個體行為只要沒有造成自己的不健康或不利，也沒有造成他人痛苦或是危害社會，皆不算是偏差行為。林青瑩（1998）指出，社會學家將偏差行為之定義界定為廣義與狹義兩類。廣義的定義泛指違反任何團體規範的行為；狹義的定義則僅指違反主流社會的價值規範，即觸犯法律規定之行為。蔡德輝與楊士隆（2017a）從法律上身分非行與社會/犯罪學的定義來解釋青少年偏差行為，他們認為犯罪行為屬於偏差行為的範疇，但是部分偏差行為的樣態，例如逃學、翹家、吸菸等行為卻不是犯罪行為，因此偏差行為與犯罪行為並不是隸屬關係，而且少數犯罪行為與法定犯罪也不屬於偏差行為的範疇，所以他們認為偏差行為與犯罪行為是有部分重疊的交叉關係。由此審之，我們必須將行為與社會整體相較，才能進一步判斷其是否為偏差行為。

由上述可知，青少年偏差行為具有複雜的內涵，需要同時考量法律層面、統計學角度、生活適應觀點、問題行為視角，以及社會文化脈絡等不同的向度，才能對於青少年偏差行為有比較清楚的詮釋（吳怡芳、曾育真，2003）。然而，由於青少年偏差行為的樣態繁多，不僅有觸犯刑法或是法律的行為，也包含虞犯行為、身分非行、不良行為等，張楓明（2006）將青少年偏差行為分為偷竊、暴力和虞犯行為等三類，原因是偷竊在青少年犯罪中比率最高，而且有低齡化的趨勢；暴力是一種意圖製造他人身心傷害的攻擊行為，影響社會治安最大；其餘歸類為虞犯行為。

貳、 偏差行為之動態分析

近年來，犯罪學理論的發展趨勢與動向逐漸重視犯罪生涯發展和形成歷程的相關研究，特別是在社會科學研究領域，不論是探討人類行為發展相關議題，或是深入了解個體從事偏差行為的肇始（onset）、形成歷程（duration）或是持續（continuation），被稱為時間發展的理論（developmental theories），又可區分為生活週期（life course）

和潛伏特質 (latent trait) 兩種觀點 (蔡德輝、楊士隆, 2017b)。其中生活週期觀點的發展理論的代表是 Thornberry (1987) 所提出的互動理論 (interaction theory of delinquency)，開啟犯罪與偏差行為研究領域從靜態分析方法，轉向強調動態分析的應用 (李文傑、吳齊殷, 2004; 董旭英, 2000; Simons, Stewart, Gordon, Conger, & Elder, 2002; Thornberry, 1997)。例如 Thornberry (1997) 認為偏差行為的肇始或最後結果在於互動的因果過程，並且伴隨著個體生涯而發展；因此，社會學與犯罪學者認為在探討影響個體行為發展因素時，隨著時間、年齡及階段的不同，其影響力必定有所差異，例如張楓明 (2006) 研究發現，父子關係對國中生初次虞犯行為發生的影響力，在不同年級階段有所差異，所以在驗證過程中會採以動態分析探討之。其中，Allison (2014) 與 Yamaguchi (2001) 指出事件史分析方法 (event history analysis) 是最成熟及全面的動態統計分析技術。以下簡述事件史分析的概念、特性與類型：

一、事件史分析法之概念

事件史分析法係指分析事件在某段時間所發生改變的因果關係，例如偏差行為在某段時間發生或沒有發生的原因，包含個體行為在某段時間，所發生改變或形成的因果關係 (董旭英, 2000)。對於社會學家而言，事件史是指個體行為或事件發生過程的縱貫記錄，因為需要長期搜集資料數據或在一定時期內進行多次的觀察或調查，所以事件史分析數據常來自固定樣本調查 (Allison, 2014)，相信個體行為的發展可分割為不同的階段，在每一個發展階段中都有其行為展現的特色，而每一階段行為的發展趨向又受前一階段所影響 (李文傑、吳齊殷, 2004; Elder, 1995; Hareven, 1994)，所以在探討個體或事件發生的因果關係時，除了需考量事件及行為特質外，還要注意時間之特性及意義。因此，事件史分析法的使用必須先劃定時間的範圍及特色，也就是說某點時間或某段時間；其次是事件的變化性質，發生或沒有發生、重覆次數，持續期等，例如本研究主軸是初次偏差行為。

事件史分析超越以往靜態分析的侷限性，在分析過程中包含三個重要概念：限控資料 (censored data) 的處理、時間變化的共變關係 (time-varying covariate)，以及違犯率 (hazard rate) 的計算 (Aalen, Borgan, & Gjessing, 2008; Mills, 2011; Tuma, Hannan, & Groeneveld, 1979)。首先，限控資料係指，由於觀察時間的限制導致收集到非完整性的資料型態，因為研究者在收集資料或觀察事件發生所設定之起始點前及終點後，

很可能都會遺漏一些資料數據，因此產生限控資料（Allison, 2004）。其中有可分為兩種類型，第一種類型稱為左方限控性資料（left censored data），也就是說事件發生於開始收集資料之前所造成的資料遺漏；相對地，第二類型稱為右方限控性資料（right censored data），即事件發生於停止收集資料之後。例如張楓明（2006）調查國中生虞犯行為，在三年的調查中，可能有些學生其虞犯行為剛好發生在調查期間，而某些學生在此之前便有虞犯行為，可是在調查期間並沒有此一行為發生，這種就是左方限控性資料。相對地，某些學生在調查期間後才開始發生虞犯行為，則是右方限控性資料。

其次，時間變化的共變關係係指自變項對於依變項的影響，隨著時間變化而有所改變，也就是說在不同的時期或發展階段，社會因素對於個體行為發展及事件發生有著不同程度的影響（Allison, 2014），例如張楓明（2006）研究發現，父子關係對於國二階段初次暴力行為發生的影響比國一和國三階段都來得大。最後，違犯率係指描述事件發生在某個時間點或某段時間上的分佈情形。具體而言，違犯率主要是指某一事件在特定某一時間之前未發生過的情況下，事件在此一特定時間所發生之比率，即事件史分析過程中依變項的測量。

二、事件史分析的特性與優劣

事件史分析是屬於較多元性而且步驟複雜的計量分析方法（董旭英，2000），Allison（2004）指出，事件史分析能點出事件發生或個體行為的發展在不同時期的前因後果，所以其動態分析特性就是強調同一因素在不同時期對於事件或個體行為發展有著不同的影響力，能記錄或詮釋事件和行為在不同時間點上的發展過程，使得事件史分析成為最成熟及全面的動態統計分析技術（Aalen et al., 2008; Mills, 2011; Yamaguchi, 2001）。其次，因為事件史分析為了詳盡的記錄事件的發展過程，所以需要以縱貫的資料數據支持其分析需求，才能了解事件發生的過程，以及各變項在過程中的因果關係。再者，事件史分析方法主要在於了解個體在不同時間階段的發展情形，所以在資料的收集方式上，以固定樣本資料（panel data）為主，以追蹤及記錄個體在不同時期的行為發展或變化，最能有效提供動態分析所需數據。此外，由於事件史分析獨特的數據處理方式，使其能夠測量到在不同的時間上，自變項對依變項影響程度的變化，顯示出一個事件及個體行為發展過程的圖像，以及其中相關因素的脈絡關聯。

最後，事件史分析過程中，以違犯率測量事件的發生情況，所以依變項包含事件發生性質及時間意義。事實上，違犯率是指個人行為在某段時間上，發生機率的分佈情形，所以事件史分析中的依變項已隱含著事件發生的時間意義性（Aalen et al., 2008; Allison, 2004, 2014; Mills, 2011）。

綜言之，事件史分析技術可以瞭解事件的初次發生原因，找出影響事件持續發展的因素，甚至是明白造成事件結束的原由，能提供動態計量分析的效果，但是應用事件史分析技術時也會面臨一些限制，例如事件史分析通常需要固定樣本資料作為分析，因為在提供動態分析時，需要在一段特定的時間內進行多次的觀察或調查，而這些資料蒐集過程是十分費時及高成本的，所以有關這一方面的研究並不多見。另外，研究者必需能確定所探討的研究議題，其自變項與依變項的關係會隨著時間的不同而有所變化。如果自變項與依變項間並不存在時間變化的共變關係，採用事件史分析技術便失去其價值意義。最後，在應用事件史分析技術時，研究者必需能夠清楚提出，據以劃分自變項與依變項間關聯性之時間意義的理論觀點或邏輯支持論據。

三、事件史分析之類別

在事件史分析過程中可依據事件的特質及時序的性質分類。事件的特質包含單一事件（single event）與多重事件（multiple events）、可重複事件（repeated events）與不可重複事件（non-repeated events）；時序性質則涵蓋間斷時間模型（discrete time model）和連續時間模型（continuous time model）（Aalen et al., 2008; Allison, 2004, 2014; Mills, 2011; Yamaguchi, 2001）。

首先，單一事件是指將發生的事件簡單歸納為一類，而多重事件則是考量到在某一特定時段有不同形式的事件發生，但其中必定存在互斥性，也就是說只能出現其中一種型式。其次，可重複事件是指在一定時間內事件可能不只出現一次，例如青少年的暴力行為及逃學行為，而不可重複事件是指不可能重複發生的行為或事件，例如初次偏差行為。再者，間斷時間模型是假定事件發生於分段的時間點上，例如每季、每年、每十年等，又可分為相稱間斷時間模型（proportional discrete time model）和非相稱間斷時間模型（non-proportional discrete time model）。相稱分段時間模型是指在間斷時間模型中任何解釋因素，在任何時間上對事件違犯率的影響是均等的；相對地，非相稱分段時間模型是指在間斷時間模型中任何解釋因素，在任何時間上的事件發違

犯率為不均等的，也就是說當自變項對依變項的影響之改變與時間發生相互效應（interaction effect）時，非相稱情形就會發生，即時間變化的共變關係（Allison, 2014; Mills, 2011）。

最後，連續時間模型是假定事件發生於連續性的時間上，也是分為相稱連續時間模型（proportional continuous time model）與非相稱連續時間模型（non-proportional continuous time model）。相稱連續時間模型是指在連續時間模型中任何解釋因素，在任何時間上對事件違犯率的影響是均等的，而非相稱連續時間模型是指在連續時間模型中任何解釋因素，在任何時間上的事件發違犯率為不均等的。是以，本研究在事件的特質上屬於多重事件但不可重複的初次偏差行為，在時間的性質上屬於在間斷時間上的事件發生違犯率為不均等的非對稱間斷時間模型（Allison, 2014; Mills, 2011）。

因此，本研究是探討國中生初次偏差行為的發生，所以是屬於不可重複事件，事件發生後不可能重複發生的行為或事件，例如初次偷竊行為、初次暴力行為，以及初次虞犯行為。其次，由於本研究將於三個學期進行調查，所以假定事件發生於分段的時間點上，而且認為在任一個學期時間上的事件發違犯率為不均等，表示自變項對依變項的影響之改變與時間會發生相互效應，所以本研究屬於非相稱間斷式時間模型。

參、青少年初次偏發行為的內涵

青少年初次偏差行為（onset of deviant behavior）係指青少年第一次從事某項違反社會文化規範之行為，例如第一次逃家、第一次偷竊，或是第一次從事暴力行為等相關偏差樣態（張楓明，2007；董旭英，2000；Farrington, 2003）。由於個體的偏差行為可能受到各種因素所影響，特別是在環境脈絡中。是以，個體為了適應其環境因素或是個人因素的變化而產生行為，如果此一行為並不合於規範以因應，很可能會採取非法手段或是偏差行為來因應（Agnew, 1985），勢必將影響個體發展適應社會技巧，以因應其環境因素或是個人因素變化的能力。因此，探究某種原因、因素或是事件導致個體第一次產生偏差行為來因應，特別是對於青少年的發展實在非常重要。然而，大多數犯罪或偏差行為研究都採取單一時間點的方式進行分析，或是認為影響因素的性應可能不會隨著時間或是階段變化而使得個體行為有所改變；因此，在探討個體偏差行為發展時，常常遭遇到難以解釋或是說明偏差行為是怎麼發生的、如何持續、為什麼偏差行為發生的頻率會逐漸增強（escalation）或是削弱，甚至終止（desistance）

(Ayers et al., 1999; Nagin & Farrington, 1992)。是以，晚近有愈來愈多社會學家和犯罪學學者以生活週期發展與生命過程 (developmental and life-course) 的觀點來研究偏差行為的發展 (張楓明, 2007; 董旭英, 2000; Farrington, 2003; Hoffmann & Cerbone, 1999)。

張楓明 (2007) 指出，偏差行為為何以延續、頻率為何逐漸增加或削弱、是否嚴重化或是停止等層面，都與初次偏差行為研究有著密切的關係。由此可見，就研究取向及角度而言，研究焦點凝聚於初次偏差行為與偏差行為的差異與區隔之處，並不在於其所從事的偏差行為種類有何不同，而在於是否採取動態的觀點。畢竟，預防重於治療，特別是針對青少年，顯示出初次偏差行為研究的重要性。綜上所述，初次偏差行為研究具有其獨特地位和重要性，因此本研究將研究主體設定在青少年初次偏差行為，並分為偷竊、暴力和虞犯行為等三種樣態進行分析和探討。

第二節 一般化緊張理論對於偏差行為的影響

一般化緊張理論是由 Robert Agnew 對於過去古典緊張理論的修正，來解釋犯罪和偏差行為的原因，成為犯罪學三大理論之一，也是近年來在教育學界熱門的研究議題。本研究將說明一般化理論的內涵，接下來回顧過去和近年來有關一般化緊張理論驗證的國內外研究。

壹、一般化緊張理論的內涵

Agnew (1985) 的一般化緊張理論 (general strain theory) 是針對古典緊張理論 (classic strain theory) 的不足加以修正，並且以全面性的理論觀點發展出一套來解釋偏差行為的形成原因。早期古典緊張理論主要是在解釋低社經地位或弱勢族群，因為無法以合法手段取得期望中的財富，導致緊張和挫折的產生，為了減緩這樣的緊張和挫折，並且達成目標，因此有些個體就會採用非法的途徑來取得財富，緩和緊張和挫折。然而，Agnew (1992) 認為古典緊張理論過於強調物質層面，而且焦點都放在低社經地位或弱勢族群，忽略了中產階級的犯罪行為，還有其他社會因素和個人特質的影響。Agnew (2001) 指出，個體產生緊張是因為期望與抱負之間有所落差，所以無法達成正向價值目標，或是個體在日常生活中失去正向刺激，或是出現負向刺激，因此個體處於負向影響狀態，導致產生憤怒、挫折與焦慮等負面情緒。這種負面影響狀

態可能是遭遇到日常生活困擾，或是面對負面關係，或是發生負面事件等（Agnew, 2013, 2015）。當個體遭遇到負面影響狀態時，若無法使用有效策略或方法來減輕此負面情緒，則很可能採取直接或間接對負向刺激來源回應，或是採取逃避策略逃離負向刺激。但是，並非所有人面對負面影響狀態都會採取偏差行為來反擊，很可能會受到個人特質與其他社會環境因素的影響而有所不同（Agnew, 2012）。

Agnew（1992, 2001, 2006）一般化緊張理論認為個體偏差行為的形成，是因為處於負面影響狀態（negative affective states），當個人經歷緊張或壓力經驗時，會產生憤怒、挫折與不公的負面情緒，導致一個人產生偏差的可能性。這種負面影響狀態可以是被虐待、疏忽、犯罪被害、體罰、家庭生活、學校生活挫折，以及有壓力的生活事件等（Agnew & White, 1992; Agnew, Brezina, Wright, & Cullen, 2002; Barrera, Gagua, & Pabayos, 2016; Broidy & Agnew, 1997; Hoffmann & Cerbone, 1999）。而此種緊張的來源，Agnew（1992）認為可被區分為三方面：

一、未能達到正向價值目標（strain as the failure to achieve positively valued goals）

Agnew 指出，抱負與期望成就的落差、預期的成就與真正達成的成就有所差距，以及認為公平的結果與實際的結果有落差等三種情況都很可能會造成個體未能完成目標的緊張。這些情形都會造成青少年的挫折與憤怒的情緒，若個人無法用合法的手段紓解差異造成的緊張與不安感時，則可能以偏差行為作為改善差距的手段。

二、失去正向刺激（strain as the removal of positively valued stimuli from the individual）

Agnew 認為，當個體在日常生活中所喜歡之人、事、物消失，離去或被破壞時，皆會造成極大的負面影響，而導致緊張與負面情緒發生。此時若未能找到正當途徑適時加以紓解，便容易產生衝動的攻擊行為或是消極的逃避行為。Agnew 列舉青少年的負面生活事件，包含失戀、朋友重病或死亡、轉學父母親離異或分居等。

三、負面刺激出現（strain as the presentation of negative stimuli）

依據 Agnew 的觀點，生活中負面刺激的出現係指發生令人焦慮不安的事情，例如學校生活壓力、受虐經驗、暴力受害者、親子關係不良、受到同儕排斥等狀況。Agnew 強調，當個體遇到上述情形時，若無法使用有效策略或方法來減輕此挫折感與不安，

很可能直接逃離負面刺激（例如逃家、翹課）、採取直接或間接方式中止或減緩負向刺激、以激進行為來報復負面刺激，或是使用非法藥物來麻痺負面情緒。

綜言之，Agnew（2016）的一般化緊張理論植基於古典緊張理論的基礎，從社會結構角度出發，詮釋個體無法獲得合法的社會地位與財物上的成就，因而導致挫折與緊張時，個體可能就致力於偏差行為或以非法的途徑去獲取其所想要追求的東西。然而，Agnew（2006）進一步強調負面影響狀態的重要性，也就是當個體缺乏以合法手段或途徑達到期望中的目標時，便會產生挫折、緊張、憤怒或是焦慮不安等負面情緒，當這些負面情緒無法以適當途徑加以紓解或排除時，個體為了減少所受到的衝擊，便會以偏差行為或是犯罪行為作為反應。從Agnew（1992）的原始觀點可以發現，經歷過多緊張、壓力經驗的個體，會減損社會控制的程度，也使得個體漸次脫離社會的控制、約束，產生問題或偏差行為。

本研究立基於Agnew（1992）一般化緊張理論的觀點做推論，正值青春期的青少年除了要面對在學校生活中所累積的緊張與壓力經驗，也要遭遇身心的轉變，如果又發生日常生活的負面事件，若是無法尋求有效的途徑或是可行的方法舒緩與解決，導致產生的負面情緒，那麼採取不同樣態的偏差行為可說是他們化解緊張因素與心理負荷的方式之一。對於國中階段的青少年而言，由於學生身分的特性，在學校這個場域裡相對也較多的學校緊張經驗，使得他們常常處於一般化緊張理論的負面影響狀態。此外，此時國中生的重要他人大多以同儕居多，而且長時間處於學校環境，所以青少年若無法與學校及同儕維繫良好的人際關係，日常生活中經歷過多的困擾或負面事件，可能招來更多的拒絕或排斥，而使得環境更不利於其正常發展（Matthews, 2011）。那麼可以推導的是，這種負面影響狀態可能促發青少年負面情緒的產生，而影響偏差行為的發生。因此，本研究除了日常生活困擾和負面生活事件之外，學校方面的緊張關係也是影響青少年負面情緒發生的重要風險因子，所以如果能夠注意青少年在學校裡的行為表現，及避免青少年承受過多的緊張經驗，應當能適時地抑止偏差行為的發生或將青少年阻絕於偏差之外。

貳、一般化緊張理論的實徵研究

一般化緊張理論在國外已經累積相當豐碩的研究成果（Agnew, Brezina, Wright, & Cullen, 2002; Broidy & Agnew, 1997; Hoffmann & Cerbone, 1999; Lin & Mieczkowski,

2011; Matthews, 2011; Sigfusdottir, Kristjansson, & Agnew, 2012) , 近三年以一般化緊張理論探討犯罪行為和偏差行為的文獻更是汗牛充棟 (Agnew, 2015; Bucher, Manasse, & Milton, 2015; Button, 2016; Cudmore, Cuevas, & Sabina, 2017; Eitle & Eitle, 2016; Greco & Curci, 2017; Huck, Spraitz, Bowers, & Morris, 2017; Jang, & Song, 2015; Link, Cullen, Agnew, & Link, 2016; Moon & Morash, 2017a, 2017b; Orak & Solakoglu, 2017; Reid & Riquero, 2016; Shim, Jo, & Hoover, 2015; Thaxton & Agnew, 2018) ; 然而, 臺灣也累積一些一般化緊張理論對於偏差行為和犯罪的文獻 (吳啟安、譚子文, 2013; 張楓明, 2011; 許春金等人, 2010; 董旭英 1993, 2009; 蔡東敏等人; 2015; 譚子文、范書菁, 2010; 譚子文、張楓明; 2012; 譚子文等人, 2010) , 不過仍是有許多發展的可能。

近幾年有關一般化緊張理論的研究方面, Gao 與 Wong (2018) 以一般化緊張理論的觀點分析中國大陸外地移民青少年的偏差行為, 發現外地移民進入當地的青少年比本地青少年經歷更多的緊張和壓力, 但一般不會參與更高級別的犯罪。不論是本地青少年或是外地移民進入的青少年都是因為社會控制較弱, 以及接觸偏差同儕的影響。Thaxton 與 Agnew (2018) 研究美國犯罪青少年, 發現青少年犯罪行與犯罪因應傾向和幫派成員有密切關係, 而且也發現犯罪行為與受害經驗、學校緊張因素, 以及與警方的緊張關係具有調節效果。Orak 與 Solakoglu (2017) 利用 2008 年歐洲青年調查資料, 研究土耳其青少年的飲酒情況, 發現家庭緊張因素並不會影響青少年飲酒行為, 但是學校緊張因素、同儕負面關係、經濟缺乏都與青少年飲酒行為有關, 特別的是沒有任何中介效果來自學生的消極情緒狀態。Moon 與 Morash (2017a) 研究客觀和主觀緊張因素對於韓國青少年偏差行為的影響, 以及負面情緒反應對於緊張因素與犯罪行為的中介效果, 研究發現無論是客觀還是主觀的因素, 例如教師的懲罰, 性別歧視和犯罪受害, 都會影響偏差行為。情境式憤怒和憂鬱並不會直接影響偏差行為, 也沒有產生任何調節效果影響緊張因素對於偏差行為的關係。Moon 與 Morash (2017b) 針對 659 位韓國青少年, 檢驗一般化緊張理論在解釋犯罪因素中性別差異的效用, 其中包含七種緊張因素, 例如家庭衝突、家長處罰、老師處罰、考試緊張、經濟緊張、性別歧視和受傷害等, 研究結果發現男女生經歷不同的緊張因素和反應情緒, 導致對於偏差行為的類型也有所不同, 例如男生體驗比女生更多的緊張因素, 導致他們有較多的暴力和財產犯罪; 對於男孩來說, 家庭衝突會影響不同類型的犯罪行為, 而與考

試有關的緊張與暴力行為和身份受到侵犯有關。

在臺灣方面，董旭英（1993）驗證一般化緊張理論對於臺灣青少年偏差行為成因的適用性，發現控制自我控制後，國中生面對愈多的負面生活事件和生活困擾經驗，他們愈容易發生偏差行為，特別是國中生與老師的緊張關係程度愈高，偏差行為出現的頻率愈高。董旭英（2009）以差異社會支持與生活壓迫性因素犯罪理論的觀點，來探討臺灣國中生偏差行為的成因，發現生活壓迫性因素中的人際壓迫和非人際壓迫愈多，偏差行為的程度愈嚴重。控制自我控制後，人際壓迫和非人際壓迫依舊正向影響偏差行為。許金春等人（2010）以生命歷程的觀點，探究負面家庭事件、負面人際關係和生活壓力解釋犯罪的持續與變化，其中負面人際關係包含家庭、老師和同儕的負面人際關係。其研究發現相較於無犯罪紀錄者，有犯罪紀錄者遭受家庭生活事件和負面人際關係的生活壓力比較大，而且控制人口變項後，負面家庭事件、負面人際關係和生活壓力都會正向影響犯罪次數。譚子文與范書菁（2010）採用臺灣教育長期資料庫高中生資料，探討社會控制理論與社會緊張因素對於外向性和內向性偏差行為的影響，其中社會緊張因素係指與家人的負面關係、預期教育目標和負面生活事件三項指標。其研究發現控制背景變項和社會控制理論變項後，與家人的負面關係和負面生活事件愈嚴重，高中生外向性偏差行為愈多。譚子文等人（2010）使用董氏基金會「大學生主觀壓力源與憂鬱情與之相關性調查」資料，探究社會緊張因素與大學生內化適應問題的關聯性，其中社會緊張因素包含日常生活困擾、與家人的負面關係，以及經濟與目標期望落差。其研究發現控制背景變項後，經濟與目標期望落差和日常生活困擾正向影響大學生整體內化適應問題，而且日常生活困擾和與家人負面關係對與學習焦慮程度產生調節作用。張楓明（2011）以動態分析觀點來探討學業層面的參與、抱負、自我效能與緊張因素對於初次偏差行為發生的因果關聯性，發現控制背景變項後，學業緊張關係愈高，初次偏差行為的可能性愈高，而且學業緊張的時間便易產生調節效果，也就是說學業緊張關係對國中一年級不同時間的學生初次偏差行為發生具有差異性。譚子文與張楓明（2012）以整合理論的視角來探討緊張因素、接觸偏差同儕和低自我控制對於青少年偏差行為的影響，其中緊張因素係指與他人（父親、母親、老師、同儕）負面關係、負面生活事件和日常生活困擾等六項指標。其研究發現控制低自我控制後，與母親和老師的負面關係，以及負面生活事件會正向影響國中生偏差行為。吳啟安與譚子文（2013）依據一般化緊張理論、一般化犯罪理論和差異接觸理論

的觀點，探討負面人際關係、低自控制與接觸偏差同儕對於國中生偏差行為的影響，發現當國中生無法與老師維繫良好關係，本身自我控制能力又不佳時，就會有較高的偏差行為。蔡東敏等人（2015）整合緊張因素、接觸偏差同儕和認同非法手段，並採用結構方程模型來探究國中生偏差行為，發現緊張因素愈嚴重，愈認同非法手段，但是緊張因素並不會透過認同非法手段間接影響偏差行為。

從上述文獻可知，大多數研究將緊張因素區分為負面生活事件、日常生活困擾、與他人負面關係等構面，特別是正值狂飆期的青少年，面臨到負面生活事件，或是與師長或同儕產生負面關係時，很可能會產生偏差行為。然而，未能達到正向價值目標是一般化緊張理論中的緊張來源之一，但是從上述的研究中很少發現會以此一緊張來源為主要的緊張因素。Agnew 一般化緊張理論中的未能達到正向價值目標是源自於 Merton 古典緊張理論，而這些正向價值目標通常與金錢和身份地位有密切關係。在此一方面的量測可分為三種類型，一是期望與抱負的分離；二是期望與真實成就的分離；三是公正結果與真實結果的分離。然而，Agnew（2001）指出，青少年的正向價值目標很多元且廣泛，最重要的正向價值目標是身份地位、來自他人的尊重，以及自主，但是實證資料顯示，此一緊張因素對於青少年而言，造成偏差行為的影響很有限（Agnew, 1984, 2006: 67; Paternoster & Mazerolle, 1994; Reiss & Rhodes, 1963）。此外，Agnew（2006）認為，青少年負面學校經驗和與同儕的負面關係最有可能造成青少年的偏差行為。

是以，綜合上述研究，本研究所要探討的緊張因素聚焦在與青少年攸關的日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等三項緊張因素。

一、日常生活困擾

一般化緊張理論認為日常生活中若有某種緊張來源使得個體感受到某種程度的威脅，則此一壓力往往使個體感到身心不適。如此一來，個體必須付出額外的精力以保持其身心平衡狀態，若個體又無法使用合法管道或方式，來避免或降低挫折感及焦慮不安等情緒時，便會產生偏差行為或是犯罪行為。也就是說，青少年在生活中所遭遇到困擾事件，在某種程度上勢必影響青少年原本連續和穩定的生活，迫使他們做出改變以因應心理上的壓力。例如董旭英（1993）驗證一般化緊張理論對於臺灣青少年偏差行為成因的適用性，發現控制自我控制後，國中生面對愈多的生活

困擾經驗，他們愈容易發生偏差行為，特別是國中生與老師的緊張關係程度愈高，偏差行為出現的頻率愈高。譚子文等人（2010）使用董氏基金會「大學生主觀壓力源與憂鬱情與之相關性調查」資料，探究社會緊張因素與大學生內化適應問題的關聯性，其中社會緊張因素包含日常生活困擾、與家人的負面關係，以及經濟與目標期望落差。其研究發現控制背景變項後，經濟與目標期望落差和日常生活困擾正向影響大學生整體內化適應問題，而且日常生活困擾和與家人負面關係對與學習焦慮程度產生調節作用。

二、負面生活事件

一般化緊張理論認為當個體無法使用合法管道或方式，以避免或降低挫折感及焦慮不安等情緒時，很可能產生偏差行為或是犯罪行為。據此，一旦青少年遭逢與面對日常生活的不順遂、受到班上同學的嘲弄與欺負、父母離異、失戀、好友病重，以及父母親失業或家中經濟發生困難時，將使其受到負面影響，造成青少年緊張與焦慮的情緒，進而產生挫折與壓力，則此將易導致偏差行為。例如董旭英（1993）驗證一般化緊張理論對於臺灣青少年偏差行為成因的適用性，發現控制自我控制後，國中生面對愈多的負面生活事件，他們愈容易發生偏差行為，特別是國中生與老師的緊張關係程度愈高，偏差行為出現的頻率愈高。許春金等人（2010）以生命歷程的觀點，探究負面家庭事件、負面人際關係和生活壓力解釋犯罪的持續與變化，其中負面人際關係包含家庭、老師和同儕的負面人際關係。其研究發現相較於無犯罪紀錄者，有犯罪紀錄者遭受家庭生活事件和負面人際關係的生活壓力比較大，而且控制人口變項後，負面家庭事件、負面人際關係和生活壓力都會正向影響犯罪次數。張楓明（2011）以動態分析觀點來探討學業層面的參與、抱負、自我效能與緊張因素對於初次偏差行為發生的因果關聯性，發現控制背景變項後，學業緊張關係愈高，初次偏差行為的可能性愈高，而且學業緊張的時間便易產生調節效果，也就是說學業緊張關係對國中一年級不同時間的學生初次偏差行為發生具有差異性。蔡東敏等人（2015）整合緊張因素、接觸偏差同儕和認同非法手段，並採用結構方程模型來探究國中生偏差行為，發現緊張因素愈嚴重，愈認同非法手段，但是緊張因素並不會透過認同非法手段剪接影響偏差行為。

三、負面人際關係

Agnew (1991) 認為與他人的負面關係會導致負面情緒產生，受到個體特質及社會因素的影響下，個體可能因此訴諸偏差行為或是犯罪行為，藉以減低其不滿及不安的情緒。對於國中階段的青少年而言，常見的生活壓力或緊張來源，尤以家庭、學校與同儕團體的負面人際關係最為普遍，而其所帶來的挫折、壓力、焦慮不安等負面效應，國中生若無法使用有效策略或方法來減輕此挫折感與不安，則極易採取直接或間接對負向刺激來源做反擊，或是使用逃避的手段加以逃離。例如董旭英 (2009) 以差異社會支持與生活壓迫性因素犯罪理論的觀點，來探討臺灣國中生偏差行為的成因，發現生活壓迫性因素中的人際壓迫和非人際壓迫愈多，偏差行為的程度愈嚴重。控制自我控制後，人際壓迫和非人際壓迫依舊正向影響偏差行為。譚子文與范書菁 (2010) 採用臺灣教育長期資料庫高中生資料，探討社會控制理論與社會緊張因素對於外向性和內向性偏差行為的影響，其中社會緊張因素係指與家人的負面關係、預期教育目標和負面生活事件三項指標。其研究發現控制背景變項和社會控制理論變項後，與家人的負面關係和負面生活事件愈嚴重，高中生外向性偏差行為愈多。譚子文與張楓明 (2012) 以整合理論的視角來探討緊張因素、接觸偏差同儕和低自我控制對於青少年偏差行為的影響，其中緊張因素係指與他人（父親、母親、老師、同儕）負面關係、負面生活事件和日常生活困擾等六項指標。其研究發現控制低自我控制後，與母親和老師的負面關係，以及負面生活事件會正向影響國中生偏差行為。吳啟安與譚子文 (2013) 依據一般化緊張理論、一般化犯罪理論和差異接觸理論的觀點，探討負面人際關係、低自控制與接觸偏差同儕對於國中生偏差行為的影響，發現當國中生無法與老師維繫良好關係，本身自我控制能力又不佳時，就會有較高的偏差行為。

綜合以上的探討可知，聚焦於國中生的日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等緊張因素，應有助於我們瞭解影響青少年偏差行為的緊張因素為何。其次，青少年如果遭遇到緊張因素，因此而產生負面情緒，是極可能加劇其偏差行為發生的可能性。再者，如果我們考量日常生活困擾、負面生活事件、負面人際關係與偏差行為的錯綜複雜關係，則彼此之間的互相影響作用，乃是可以預期的常態現象，而且彼此之間緊密環扣。由此推之，經歷較多緊張經驗是導致偏差行為的催化劑，那麼可以預期的是當國中生在面對偏差行為的機會時，如果考慮或重視他們的想法或感受，並適

時舒緩、減輕其負面影響狀態的程度，將不致於發生犯罪行為或是偏差行為。也就是說，日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等緊張因素的發生是影響犯罪行為或是偏差行為的重要關鍵因子。

因此，根據一般化緊張理論並參酌相關文獻及實證研究後，本研究整合日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等緊張因素來解釋國中生初次偏差行為發生的結構模式。然而，從過去文獻中，未能獲知日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次發生偏差行為的影響是否會隨著時間的變化而有所改變，導致自變項與依變項之間具有時間變化的共變關係；不過，從Agnew（1989）研究得知，緊張因素對於偏差行為的影響具有即時性效果（instantaneous effect），故推測日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次發生偏差行為的影響應該會隨著時間的變化而有所改變。

第三節 青少年初次偏差行為之動態分析

雖然近年來犯罪學理論的發展趨勢與動向逐漸重視犯罪生涯發展和形成歷程的相關研究，但是縱貫研究資料必須花費相當大的人力與經費投入，所以有關初次偏差行為的國外研究並不多（Ayers et al., 1999; Elliott, 1994; Mazerolle, Brame, Paternoster, Piquero, & Dean, 2000; Nagin & Farrington, 1992; Piquero, Paternoster, Mazerolle, Brame, & Dean, 1999; Smith & Brame, 1994; Zhang, Wiczorek, & Welte, 1997），臺灣目前僅有張楓明（2006, 2007）的研究。

Nagin 與 Farrington（1992）研究英國倫敦勞工階級男性從當時 8 歲持續追蹤至 18 歲的固定樣本縱貫研究，發現初犯年齡與犯法持續性之間的關係，會隨著個體差異而有所不同，而並非當初所假設初次犯罪行為的年齡會影響其後續犯罪行為的持續。Elliott（1994）採用美國國家青少年調查資料（National Youth Survey, NYS），研究初次嚴重暴力行為（serious violent offenses）的原因，發現除了早期受害對於初次嚴重暴力行為具有直接影響之外，壓力家庭事件（stressful family events）會透過接觸偏差同儕，進而影響嚴重暴力行為。Smith 與 Brame（1994）也是採用 NYS 的資料來探討社會控制理論、標籤理論、差異接觸理論和都市化理論對於初次偏差行為和偏差行為的持續性之影響模型，發現青少年若感受到父母和同儕以負面評價他們時，開始出現偏差行為的機率會增加；此外，社會控制中的道德信念愈強，也不太可能開始有偏差

行為。Zhang 等人（1997）研究初次物質濫用年齡對於偏差行為的影響，發現初次物質濫用會透過酗酒、藥物使用、接觸偏差同儕和從事偏差活動，進而影響後來的偏差行為，其中接觸偏差同儕和從事偏差活動的交互作用效果對於後來偏差行為的影響相當大。Ayers 等人（1999）採用動態分類技術（dynamic classification approach），針對 12 歲至 15 歲青少年探究其偏差行為的肇始、增強、削弱與終止的關係，以驗證社會發展模型（social developmental model, SDM）的適用性，研究發現就男生而言，回家作業是決定會不會開始有偏差行為的決定因素；而對於女生而言，學校依附和學校承諾比較少，以及常接觸反社會人格的同儕都會觸發初次偏差行為的發生。最後，Piquero 等人（1999）與 Mazerolle 等人（2000）探討初次偏差行為年齡與犯罪行為多樣性的關係，驗證 Moffitt（1993）的犯罪行為分類與 Gottfredson 和 Hirshi（1990）一般性犯罪理論的關聯性。

綜言之，本研究立基於 Agnew（1992）一般化緊張理論的觀點，回顧文獻發現大多數研究探討一般化緊張理論時，勢必會探究日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等三種負面影響狀態，而且研究對象若是正值青春期的國中生時，其負面影響狀態會著重於學校情境；因此，本研究焦點會放在國中生日常生活困擾、負面生活事件、負面人際關係與初次偏差行為發生的關係。此外，由於從過去文獻中並未知日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次發生偏差行為的影響是否會隨著時間的變化而有所改變，故本研究以動態分析技術來探究日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次發生偏差行為的影響，是否具有時間變化的共變關係。

第三章 研究方法

本研究是以臺南地區國中生為研究對象，探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生的影響，並嘗試建立一個解釋模型，有系統地解釋日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生的影響機制。因此，以下分為五個部分加以介紹本研究所採用的研究方法與過程。首先，第一部分說明本研究設計；第二部分提出研究問題與假設；第三部分說明研究對象來源與特性；第四部份說明研究變項；第五部分說明資料處理方式與統計分析方法。

第一節 研究設計

本研究以臺南地區國民中學生為研究對象，採取歷時三個學期縱貫方法（longitudinal approach）研究設計之固定樣本研究（panel study）。這種研究設計是以固定研究對象作為長期追蹤探討，歷經一段長時間的資料蒐集，從中檢視研究對象在一個以上的時間點所展現的特性，進而對不同時間點之間的事件或人物提供一個動態的圖像（董旭英，2000；Allison, 2014; Mills, 2011; Yamaguchi, 2001），一方面可以探討研究對象發展的連續性與穩定性，也可以探討研究對象在發展過程中陡增或高原現象；更重要的是，可以探討研究對象發展中早期經驗對後期行為發展的影響。不過，縱貫研究仍有其限制，例如研究時間較長，需要較多的人力與物力支援，比較不經濟，所以採用縱貫方法的研究並不多；其次，在長期追蹤研究過程中，不易掌握研究對象，容易出現研究對象流失而影響研究效度；再者，在研究過程中，研究人員、研究工具以及實施程序必須保持一致，避免影響到研究結果的可靠性（Aalen, 2008; Allison, 2004）。然而，相對於縱貫研究的研究方法是橫斷方法（cross-sectional approach），所有量測的現象或特質都是同時間發生，所以無法測量研究對象在特質上的發展與變化。由於母群特性很可能會隨著時間而改變，所以在進行縱貫研究時會加入時間因素作為考量。是以，本研究對象為國中生，此一時期的青少年在身心特質正值快速發展和劇烈變動的階段，而且本研究主要目的在探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次發生偏差行為的影響，很可能會隨著時間的變化而有所改變，導致自變項與依變項之間具有時間變化的共變關係。因此，本研究採用縱貫方法的研究設計，一來能夠測得研究對象在不同時間階段所引起的變化，也能夠蒐集相關事件

或現象發生的先後順序，對於因果關係比較有明確的推斷；二來能夠彌補橫斷研究方法受限於一個觀察時間點的限制。

綜上所述，依據本研究的主題與對象，採用難度較高但極具效力的固定樣本縱貫性研究設計，力求透過此一方法嚴謹的連續追蹤調查，以獲得有價值的研究成果。本研究將依據研究主題，先將研究對象第一年隨機抽樣選取後，固定不再更換研究對象，再利用自陳式問卷調查，進行歷時三個學期的追蹤調查，取得完善的研究資料，進而運用事件史分析法進行分析與探討，以期能深入了解日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生的影響機制。據此，本研究的研究過程及實施程序以甘特圖（Gantt Chart）呈現。

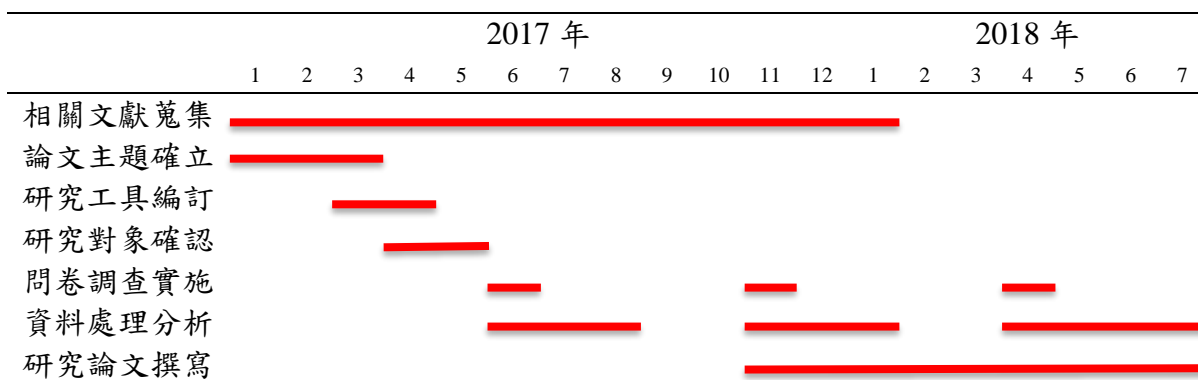


圖 3-1 研究過程與實施程序之甘特圖

第二節 研究問題與假設

本研究旨在探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生的影響，不過有許多研究認為，在探討偏差行為時，應控制可能影響個人屬性變項，才不會扭曲研究結果（董旭英，2003；Colvin, Cullen, & Vander Ven, 2002），故本研究將納入個人背景變項作為控制。在控制個人背景變項後，日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生之間的關係是否產生變化，並檢驗自變項與依變項之間是否存在假性相關。綜言之，本研究依變項將國中生初次偏差行為分為偷竊、暴力和虞犯行為等三類樣態；自變項為日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係；控制變項為個人背景變項、低自我控制與接觸偏差同儕。在控制個人背景變項、低自我控制與接觸偏差同儕後，探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偷竊、暴力與虞犯行為等三種偏差行為的影響。

綜上所述，本研究透過量化分析所有探討的問題與假設有：

問題一：國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有差異？

假設 1-1：國中階段不同時間學生初次偷竊行為的發生有差異。

假設 1-2：國中階段不同時間學生初次暴力行為的發生有差異。

假設 1-3：國中階段不同時間學生初次虞犯行為的發生有差異。

問題二：日常生活困擾對於國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有影響？

假設 2-1：國中生日常生活困擾愈多，其初次偷竊行為發生的可能性愈高。

假設 2-2：國中生日常生活困擾愈多，其初次暴力行為發生的可能性愈高。

假設 2-3：國中生日常生活困擾愈多，其初次虞犯行為發生的可能性愈高。

問題三：負面生活事件對於國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有影響？

假設 3-1：國中生負面生活事件愈多，其初次偷竊行為發生的可能性愈高。

假設 3-2：國中生負面生活事件愈多，其初次暴力行為發生的可能性愈高。

假設 3-3：國中生負面生活事件愈多，其初次虞犯行為發生的可能性愈高。

問題四：負面人際關係對於國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有影響？

假設 4-1：國中生負面人際關係愈嚴重，其初次偷竊行為發生的可能性愈高。

假設 4-2：國中生負面人際關係愈嚴重，其初次暴力行為發生的可能性愈高。

假設 4-3：國中生負面人際關係愈嚴重，其初次虞犯行為發生的可能性愈高。

問題五：日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異？

假設 5-1：日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響有差異。

假設 5-2：日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響有差異。

假設 5-3：日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響有差異。

問題六：負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異？

假設 6-1：負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響有差異。

假設 6-2：負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響有差異。

假設 6-3：負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響有差異。

問題七：負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異？

假設 7-1：負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響有差異。

假設 7-2：負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響有差異。

假設 7-3：負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響有差異。

問題八：當控制負面生活事件、負面人際關係與個人背景變項之後，日常生活困擾對於國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有影響？

假設 8-1：當控制負面生活事件、負面人際關係與個人背景變項之後，國中生日常生活困擾愈多，其初次偷竊行為發生的可能性愈高。

假設 8-2：當控制負面生活事件、負面人際關係與個人背景變項之後，國中生日常生活困擾愈多，其初次暴力行為發生的可能性愈高。

假設 8-3：當控制負面生活事件、負面人際關係與個人背景變項之後，國中生日常生活困擾愈多，其初次虞犯行為發生的可能性愈高。

問題九：當控制日常生活困擾、負面人際關係與個人背景變項之後，負面生活事件對於國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有影響？

假設 9-1：當控制日常生活困擾、負面人際關係與個人背景變項之後，國中生負面生活事件愈多，其初次偷竊行為發生的可能性愈高。

假設 9-2：當控制日常生活困擾、負面人際關係與個人背景變項之後，國中生負面生活事件愈多，其初次暴力行為發生的可能性愈高。

假設 9-3：當控制日常生活困擾、負面人際關係與個人背景變項之後，國中生負面生活事件愈多，其初次虞犯行為發生的可能性愈高。

問題十：當控制日常生活困擾、負面生活事件與個人背景變項之後，負面人際關係對

於國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有影響？

假設 10-1：當控制日常生活困擾、負面生活事件與個人背景變項之後，國中生負面人際關係愈嚴重，其初次偷竊行為發生的可能性愈高。

假設 10-2：當控制日常生活困擾、負面生活事件與個人背景變項之後，國中生負面人際關係愈嚴重，其初次暴力行為發生的可能性愈高。

假設 10-3：當控制日常生活困擾、負面生活事件與個人背景變項之後，國中生負面人際關係愈嚴重，其初次虞犯行為發生的可能性愈高。

問題十一：當控制負面生活事件、負面人際關係與個人背景變項之後，日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異？

假設 11-1：當控制負面生活事件、負面人際關係與個人背景變項之後，日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響有差異。

假設 11-2：當控制負面生活事件、負面人際關係與個人背景變項之後，日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響有差異。

假設 11-3：當控制負面生活事件、負面人際關係與個人背景變項之後，日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響有差異。

問題十二：當控制日常生活困擾、負面人際關係與個人背景變項之後，負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異？

假設 12-1：當控制日常生活困擾、負面人際關係與個人背景變項之後，負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響有差異。

假設 12-2：當控制日常生活困擾、負面人際關係與個人背景變項之後，負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響有差異。

假設 12-3：當控制日常生活困擾、負面人際關係與個人背景變項之後，負面生活

事件對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響有差異。

問題十三：當控制日常生活困擾、負面生活事件、與個人背景變項之後，負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異？

假設 13-1：當控制日常生活困擾、負面生活事件、與個人背景變項之後，負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響有差異。

假設 13-2：當控制日常生活困擾、負面生活事件、與個人背景變項之後，負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響有差異。

假設 13-3：當控制日常生活困擾、負面生活事件、與個人背景變項之後，負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響有差異。

問題十四：同時納入日常生活困擾、負面生活事件和負面人際關係與時間的交互作用變項，以及個人背景變項之後，日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異？

假設 14-1：同時納入日常生活困擾、負面生活事件和負面人際關係與時間的交互作用變項，以及個人背景變項之後，日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響有差異。

假設 14-2：同時納入日常生活困擾、負面生活事件和負面人際關係與時間的交互作用變項，以及個人背景變項之後，日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響有差異。

假設 14-3：同時納入日常生活困擾、負面生活事件和負面人際關係與時間的交互作用變項，以及個人背景變項之後，日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的

影響有差異。

第三節 研究對象

依據研究目的，本研究調查對象為臺南市都會區之國民中學學生，採用立意取樣方式，詢問有意願且能夠配合施測調查的學校，分別是東區的崇明國中和復興國中、南區的大成國中、永康區的永仁高中國中部、大橋國中和大灣高中國中部，以及中西區的中山國中。其次，從各學校中，以班級為單位隨機選取一二年級各一班。再者，由於本研究採用歷時三個學期之固定樣本縱貫研究，所以將研究對象在第一次隨機抽樣選取後，即予以固定，不更換樣本。是以，本研究於資料蒐集的第一次隨機抽樣選取的七間國中之一年級學生，以班級為單位隨機抽選一個班級，總共有 14 個班級，這 14 個班級中所有學生皆為本研究對象。接者，進行資料蒐集的第二個學期時，持續追蹤調查原先第一次施測的學生（已升為二三年級上學期）。最後，進行資料蒐集的第三個學期時，持續追蹤調查原先第一次施測的學生（已升為二三年級下學期）。也就是說，本研究蒐集資料的時間自民國 106 年 4 月至 107 年 4 月，共計三個學期。

表 3-1
研究對象來源與數量

年級	學校	105 學年度下學期		106 學年度上學期		106 學年度下學期	
		學生數	百分比	學生數	百分比	學生數	百分比
一年級	大成國中	28	14.89%	27	13.78%	27	13.64%
	大橋國中	30	15.96%	30	15.31%	30	15.15%
	大灣高中國中部	26	13.83%	28	14.29%	28	14.14%
	中山國中	22	11.70%	26	13.27%	25	12.63%
	永仁高中國中部	24	12.77%	27	13.78%	29	14.65%
	崇明國中	30	15.96%	30	15.31%	30	15.15%
	復興國中	28	14.89%	28	14.29%	29	14.65%
二年級	大成國中	26	13.83%	26	13.61%	26	13.76%
	大橋國中	24	12.77%	25	13.09%	24	12.70%
	大灣高中國中部	28	14.89%	28	14.66%	28	14.81%
	中山國中	27	14.36%	28	14.66%	28	14.81%
	永仁高中國中部	25	13.30%	27	14.14%	27	14.29%
	崇明國中	28	14.89%	28	14.66%	27	14.29%
	復興國中	30	15.96%	29	15.18%	29	15.34%
總計		376	100%	387	100%	387	100%

其中，105 學年度下學期之學生數為 376 人；106 學年度上學期之學生數為 387 人；

106 學年度下學期之學生數為 387 人。最後，由於研究對象可能甚早就有偏差行為發生，所以本研究將第一次施測剔除初次偏差行為超過一年以前的研究對象。

在 106 學年度上學期的研究對象比 105 學年度下學期時增加的原因是轉學生和參加比賽無法施測。從表 3-1 中得知，一年級研究樣本中，因為轉學而失去研究對象的有大成國中 1 位；因為轉學而增加研究對象的有復興國中 1 位，永仁高中國中部在 106 學年度上學期時有 3 位，106 學年度下學期時有 2 位；因為施測時參加比賽而缺席的有大灣高中國中部 2 位和中山國中 4 位。二年級研究樣本方面，因為轉學而失去研究對象的有復興國中 1 位，因為新轉學而增加研究對象的有永仁高中國中部 2 位。

第四節 變項測量

本研究主要探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生之間的關係，採用問卷調查法蒐集資料，由研究者編定「國中生日常生活行為與態度調查問卷」自陳量表為研究工具。關於問卷施測方式，先由研究者說明此一調查問卷的研究目的、內容和填答方式，再由研究對象自行對問卷中的題項自行填答。若研究對象對於問卷內容有疑問，為了提高問卷資料的真切性，研究者親自輔以說明與解釋問題，但是不引導研究對象作答，使研究者能夠蒐集更真實的資料。此外，由於本調查問卷部分內容涉及敏感性議題和行為問題，所以問卷施測期間僅有研究者留在施測現場，學校相關人員一律委請加以迴避，以免研究對象受到干擾導致作答不實等情況發生。

承上所述，問卷內容主要分為六大部分，第一部分為「基本資料」，調查研究對象的個人基本資料，例如性別、年級、父母親教育程度、父母親職業地位、家庭經濟狀況等變項；第二部分為「我的個性」，調查研究對象的低自我控制程度、日常生活困擾、負面情緒和認同非法手段等；第三部分為「我的學校生活」，調查研究對象在學校與老師和同儕之間的負面關係，以及學業適應問題；第四部分為「我的日常生活」，調查研究對象所遭遇的負面生活事件；第五部分為「同儕行為經驗」，調查研究對象與偏差同儕交友情況；第六部分為「個人行為經驗」，調查研究對象初次偏差行為發生的情形。各變項之測量內涵與方法說明如下：

壹、依變項

本研究關於初次偏差行為的題項設計，主要引用張楓明（2006，2011）、張楓明與譚子文(2011)所設計的初次偏差行為之題項，內容包括「未經允許拿走他人財物」、「與他人打架」、「恐嚇、威脅或勒索他人」、「抽菸」、「攜帶刀械或其他危險物品」、「吸食毒品」、「離家出走」、「出入不良風化場所」、「翹課或逃學」、「參加幫派活動」、「被學校記警告或記過」、「飆車」、「毀損學校設備」、「閱讀情色書刊或影片」、「與他人發生性關係」等 15 題。作答方式由研究對象就第一次從事偏差行為之發生時間做選擇，以作為實際發生初次偏差行為的情形。其反應選項有「從未」、「過去一年內」、「超過一年前」等。其中，填選「超過一年前」者予以剔除；填選「過去一年內」者給 1 分，表示研究對象曾於一年內初次發生至少一種偏差行為；填選「從未」者給 0 分。

本研究所要探究的初次偏差行為聚焦於初次偷竊行為、初次暴力行為，以及初次虞犯行為，所以初次偷竊行為係指「未經允許拿走他人財物」和「毀損學校設備」；初次暴力行為係指「與他人打架」和「恐嚇、威脅或勒索他人」；初次虞犯行為係指「抽菸」、「出入不良風化場所」、「翹課或逃學」和「參加幫派活動」。其中，「離家出走」一選項原本歸於虞犯行為，但是何明晃（2014）研究指出，經由大法官釋憲後，離家出走不應列為虞犯行為，故本研究在分析資料時，並未將「離家出走」列入虞犯行為。

貳、自變項

一、時間變項

本研究時間變項分為研究時間點和年級，年級為一至三年級，研究時間為三個學期，分別是 105 學年度下學期（W1）、106 學年度上學期（W2）和 106 學年度下學期（W3）。在進行階層 Logistic 迴歸分析時，將研究時間轉碼成虛擬變項（dummy variable），以發生初次偏差行為最多的 105 學年度下學期（W1）為對照組。由於本研究在 105 學年度下學期施測一年級和二年級學生，至 106 學年度上學期時，研究對象分別升上二年級和三年級，所以年級變項會造成二年級的樣本數很大，所以本研究的時間變項不以年級作區分，避免二年級的樣本數過多，形成研究上的瑕疵，因此在分析資料時，年級變項是納入時間變項中作為統計控制之用。

二、日常生活困擾

此研究變項是依據 Agnew 一般化緊張理論中「負面評價刺激的出現」，並且引用董旭英（2003，2009）、譚子文和張楓明（2012）的實徵研究，來測量青少年日常生活困擾的程度，包括「我覺得自己的外表沒有吸引力」、「大人總是忽略我的意見」、「遇到挫折時，無法找到適當的發洩方法」、「我覺得生活中許多問題，沒有能力解決」、「我覺得生活枯燥、煩悶」等五題。反應項目與計分方式依序為「完全不符合」者給 1 分，「相當不符合」者給 2 分，「有點不符合」者給 3 分，「稍微符合」者給 4 分，「相當符合」者給 5 分，「完全符合」者給 6 分。研究對象的得分愈高，表示青少年的日常生活困擾愈嚴重。

以探索性因素分析考驗此一量表之建構效度，取樣適切性量數（Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy, KMO）為 .800，Bartlett 球形檢定（Bartlett's test of sphericity）為 1555.572 ($p < .05$)，以主軸因子法進行因素萃取出一個因素，各題因素負荷量介於 .492~.785 之間（見表 3-2），累積解釋變異量為 44.739%。在信度分析方面，Cronbach's α 係數為 .792，顯示內部一致性高，此部份的量表試題信度尚稱良好。

表 3-2

日常生活困擾之探索性因素分析因素負荷量與內部一致性信度

題號	試題內容	因素負荷量
5	覺得生活中有許多問題，沒有能力解決	.785
3	我覺得生活枯燥、煩悶	.755
4	遇到挫折時，我無法找到適當的發洩方法	.655
2	大人總是忽略我的意見	.616
1	我覺得自己的外表沒有吸引力	.492
累積解釋變異量		44.739%
Cronbach's α		.792

三、負面生活事件

此研究變項是依據 Agnew 一般化緊張理論中「正面評價事件的失去」，並且引用董旭英（2003）、許春金等人（2010）、譚子文與張楓明（2012）的實徵研究，來測量青少年負面生活事件的程度，包括「轉學」、「好朋友去世」、「好朋友分開或失去聯絡」、「發生嚴重意外事故（如車禍）」、「失戀」、「父母分居或離婚」、「父親或母親去世」、「父親或母親與他人同居」、「父親或母親失去工作」、「兄

弟姊妹中有人去世」、「家中發生經濟困難或負債」、「家中有人罹患重病或長期住院」、「家中有人賭博和酗酒」等 13 題。反應項目與計分方式分別為在過去一年內「未發生」者給 0 分，「曾發生」者給 1 分。研究對象的得分愈高，表示青少年的負面生活事件發生愈多。由於負面生活事件是個人生活經驗中所實際遭遇的情況，屬於獨立事件，而且事件發生與否和事件類型在個體間存有較大的個殊性。

四、負面人際關係

此研究變項是依據 Agnew 一般化緊張理論中「負面評價刺激的出現」，並且引用許春金等人(2010)、譚子文等人(2010)、譚子文與張楓明(2012)的實徵研究，來測量青少年負面人際關係的程度，包括「老師並不尊重我的意見」、「老師交付的作業太繁重」、「老師不了解我」、「不管再怎麼努力，還是得不到老師的肯定」、「我覺得沒有同學瞭解我、喜歡我」、「我覺得同學很難相處」、「在班級中，我常被別人嘲笑」、「我沒有什麼可以傾吐心聲的好朋友」、「不管我再怎麼努力，還是得不到同學或朋友的肯定」等九題。反應項目與計分方式依序為「完全不符合」者給 1 分，「相當不符合」者給 2 分，「有點不符合」者給 3 分，「稍微符合」者給 4 分，「相當符合」者給 5 分，「完全符合」者給 6 分。研究對象的得分愈高，表示青少年的負面人際關係愈嚴重。

以探索性因素分析考驗此一量表之建構效度，KMO 為.883，Bartlett 球形檢定為 4844.206 ($p<.05$)，以主軸因子法進行因素萃取，並採用 promax 斜交轉軸，以特徵值大於 1 來決定具有意義的因素，共萃取出二個因素，各題因素負荷量介於.573~.857 之間，二個因素累積解釋變異量為 59.664% (見表 3-3)。因素相關矩陣為.509，表示此一量表適合採用斜交方式轉軸。本研究依據此一量表構念，以及各因素的試題內涵命名為「與同儕負面關係」和「與老師負面關係」二個因素之負面人際關係。在信度分析方面，整體 Cronbach's α 係數為.872，二個因素的 Cronbach's α 係數分別為.884 和.833，顯示具有良好的內部一致性。

表 3-3

負面人際關係之探索性因素分析因素負荷量與內部一致性信度

題號	試題內容	與同儕	與老師
----	------	-----	-----

	負面關係	負面關係
9 不管我再怎麼努力，還是得不到同學或朋友的肯定	.854	.006
5 我覺得沒有同學瞭解我、喜歡我	.812	-.012
8 我沒有什麼可以傾吐心聲的好朋友	.798	-.024
6 我覺得同學很難相處	.742	.027
7 在班級中，我常被別人嘲笑	.681	.042
3 老師不了解我	-.020	.857
1 老師並不尊重我的意見	-.032	.823
4 不管再怎麼努力，還是得不到老師的肯定	.066	.732
2 老師交付的作業太繁重	.026	.573
	解釋變異量	45.826%
	累積解釋變異量	45.826%
	Cronbach's α	.884
		13.838%
		59.664%
		.833

參、控制變項

一、背景變項

1. 性別：男生編碼為 1，女生為對照組，編碼為 0。
2. 父母親教育程度：由研究對象自行勾選父母親教育程度，其反應項目與計分方式依序為「國小（含）以下」者給 1 分，「國中」者給 2 分，「高中職」者給 3 分，「專科」者給 4 分，「大學」者給 5 分，「碩士」者給 6 分，「博士」者給 7 分。研究對象得分愈高，表示父母親教育程度愈高。
3. 父母親職業社經地位：依據黃毅志（2008）所提出的「改良版臺灣地區新職業聲望與社經地位量表」，將職業區分為五等社會經濟地位，由研究對象自行勾選父母親職業類別，其反應項目與計分方式依序為「非技術工及體力工、農林漁牧工作人員」者給 1 分，「服務工作人員及銷售員、技術工、機械設備操作工及組裝工」者給 2 分，「事務工作人員」者給 3 分，「技術員及助理專業人員」者給 4 分，「專業人員、行政主、企業主管及經理人員」者給 5 分。研究對象得分愈高，表示父母親職業社經地位愈高。
4. 家庭經濟狀況：由研究對象自行勾選家庭經濟狀況，其反應項目與計分方式依序為「下」者給 1 分，「中下」者給 2 分，「中」者給 3 分，「中上」者給 4 分，「上」者給 5 分。研究對象得分愈高，表示家庭經濟狀況愈好。

二、低自我控制

此研究變項是依據 Gottfredson 與 Hirshi (1990) 所提出的一般性犯罪理論 (a general theory of crime) 中有關低自我控制的觀點，並參考 Grasmick、Tittle、Bursik 與 Arneklev (1993) 所發展的低自我控制量表，以及譚子文與張楓明 (2013) 的實徵研究，以測量青少年低自我控制的程度，包括「我沒有辦法控制發生在我身上的事」、「有人揍我，我就揍回去」、「我故意違規來抵制不喜歡的規定」、「我說髒話來表達內心的憤怒」、「有人兇我，我就兇回去」、「有人對我嘮叨，我就故意跟他唱反調」等六題。反應項目與計分方式依序為「完全不符合」者給 1 分，「相當不符合」者給 2 分，「有點不符合」者給 3 分，「稍微符合」者給 4 分，「相當符合」者給 5 分，「完全符合」者給 6 分。研究對象的得分愈高，表示青少年的自我控制愈低。

以探索性因素分析考驗此一量表之建構效度 KMO 為 .853，Bartlett 球形檢定為 2237.538 ($p < .05$)，以主軸因子法進行因素萃取出一個因素，各題因素負荷量介於 .452~.792 之間(見表 3-4)，累積解釋變異量為 46.841%。在信度分析方面，Cronbach's α 係數為 .834，顯示內部一致性高，此部份的量表試題信度尚稱良好。

表 3-4

低自我控制之探索性因素分析因素負荷量與內部一致性信度

題號	試題內容	因素負荷量
5	有人兇我，我就兇回去	.792
2	有人揍我，我就揍回去	.746
6	有人對我嘮叨，我就故意跟他唱反調	.712
4	我說髒話來表達內心的憤怒	.685
3	我故意違規來抵制不喜歡的規定	.669
1	我沒有辦法控制發生在我身上的事	.452
累積解釋變異量		46.841%
Cronbach's α		.834

三、接觸偏差同儕

此研究變項是依據 Burgess 與 Akers (1966) 所提出的差異接觸強化論 (differential association-reinforcement theory) 的觀點 (Akers, Krohn, Lanza-Kaduce, & Radosevich, 1979)，並引用詹宜樺、張楓明與董旭英 (2012)，以及譚子文與張楓明 (2013) 的實徵研究，包括「曾經在考試作弊」、「曾經逃課或翹課」、「做錯事被學校記過或處罰」、「觀看色情影片或書刊」、「吸菸」、「和老師吵架」、「故意破壞公物或

他人物品」、「曾有違法行為而進出警察局」、「已經輟學」、「曾經打群架或集體械鬥」等 11 題，其反應項目與計分方式依序為「沒有」者給 0 分，「1 人」者給 1 分，「2 人」者給 2 分，「3 人」者給 3 分，「4 人以上」者給 4 分。研究對象得分愈高，表示青少年的同儕偏差愈多。

第五節 資料分析

本研究在資料處理上分為兩個階段，第一階段為描述性統計分析，以了解觀察值在各變項的集中性、離散性和常態性；第二階段為事件史分析法(event history analysis)之動態分析，合併不同時間點的資料數據，運用階層邏輯迴歸之非相稱間斷時間發生機會模型(non-proportional discrete time model by hierarchical logistic regression analysis)作為資料分析的主軸架構。

壹、描述性統計

本研究第一階段資料處理是將所蒐集的資料加以分析，以了解觀察值在各變項的集中性、離散性和常態性，包含次數分配、平均數、標準差、偏態和峰度。其次，以 Pearson 積差相關來了解國中生偏差行為與日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等變項之間的緊密程度。

貳、事件史分析法

相較於靜態分析方法，動態分析方法主要是探究隨著時間因素而動態變化的行為發展，因此近年來受到社會科學的重視，許多研究在探討人類行為發展相關議題時，皆會採用動態分析方法(張峰彬, 2013; 游美惠、柯伯昇, 2008; 董旭英, 2000)，其中事件史分析在社會科學研究中最成熟與全面的動態統計分析技術，有助於了解事件初次發生的原因，找出影響事件持續發展的因素，以及造成事件結束的緣由(Aalen et al., 2008; Tuma et al., 1979)。是以，本研究是歷時三個學期蒐集固定樣本資料之縱貫性研究，採用事件史分析方法進行統計分析，探討國中生初次偏差行為隨著時間變化的原因與適當的解釋。

本研究主要探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中生初次偏差行為發生的影響。初次偏差行為屬於不可重複事件(non-repeated events)，也就是

說，當事件發生後，其後續的行為變化就不需要加以分析。國中生的日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於初次偏差行為發生的影響，將會隨著時間或是發展階段的不同而有所改變，加上本研究以學期為間斷，作為測量事件的時間單位，因此本研究屬於非相稱間斷時間模型（non-proportional discrete time model）的類型，也就是說，本研究自變項對依變項的影響將會隨著時間或是發展階段的變化而有所改變。此處再次強調，所謂非相稱間斷時間模型係指在間斷時間模型中任何自變項，在兩點時間上對於事件的違犯率被視為非均等的。換句話說，自變項對依變項的影響會隨著時間點或發展階段之不同而有所改變，在這種情形之下，非相稱情形便會發生，亦即其中包涵了時間變化的共變關係（Allison, 2014; Mills, 2011）。其公式如下：

$$\log \frac{P(t)}{1-P(t)} = b_0(t) + b_1X_1 + b_2X_2(t) + b_3(X_1 \times t) + b_4(X_2 \times t)...$$

在公式中 $\log \frac{P(t)}{1-P(t)}$ 代表依變項，即事件發生與否及隱含發生時間。 b_1X_1 代表不會因時間改變而有所變化的自變項，例如性別。 $b_2X_2(t)$ 是指會隨著時間改變而有所變化的自變項，例如本研究的日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等變項會隨著時間改變而有所不同。 $b_3(X_1 \times t)$ 代表不會隨著時間改變而有所變化的自變項，在不同時間點上對於依變項有不同程度的影響，例如性別對於國一生的偏差行為具有影響力，但是對於國二生則沒有。 $b_4(X_2 \times t)$ 代表會隨著時間改變而有所變化的自變項，在不同時間點上對於依變項有不同程度的影響，例如負面生活事件對於國一生的偏差行為具有影響力，但是對國三生則沒有。

是以，本研究所蒐集的間斷時間模型資料將運用邏輯迴歸技術（logistic regression analysis）進行分析，以建立一個邏輯迴歸非相稱間斷時間模型。最後，為了詳盡且嚴謹顯示自變項與依變項之間的脈絡變化，將採用階層迴歸模型（hierarchical regression analysis）的方式進行分析。其模型分述如下：

模型一：只納入時間變項（分別以 105 學年度下學期、106 學年度上學期、106 學年度下學期，以 105 學年度下學期為對照組），以檢驗國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有差異。

模型二：只放入日常生活困擾，以檢驗日常生活困擾對於國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有影響。

模型三：只放入負面生活事件，以檢驗負面生活事件對於國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有影響。

模型四：只放入負面人際關係，以檢驗負面人際關係對於國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有影響。

模型五：納入時間變項、日常生活困擾，以及日常生活困擾與時間的交互作用變項，以檢驗日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有差異。

模型六：納入時間變項、負面生活事件，以及負面生活事件與時間的交互作用變項，以檢驗負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有差異。

模型七：納入時間變項、負面人際關係，以及負面人際關係與時間的交互作用變項，以檢驗負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生是否有差異。

模型八：放入時間變項、日常生活困擾、日常生活困擾與時間的交互作用變項、負面生活事件、負面人際關係，以及個人背景變項，以檢驗控制負面生活事件、負面人際關係與個人背景變項之後，日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異。

模型九：放入時間變項、負面生活事件、負面生活事件與時間的交互作用變項、日常生活困擾、負面人際關係，以及個人背景變項，以檢驗控制日常生活困擾、負面人際關係與個人背景變項之後，負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異。

模型十：放入時間變項、負面人際關係、負面人際關係與時間的交互作用變項、日常生活困擾、負面生活事件，以及個人背景變項，以檢驗控制日常生活困擾、負面生活事件與個人背景變項之後，負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異。

模型十一：放入時間變項、日常生活困擾、負面生活事件、負面人際關係、日常生活困擾與時間的交互作用變項、負面生活事件與時間的交互作用變項、負面人際關係與時間的交互作用變項，以及個人背景變項，以檢驗控制日常生活困擾、負面生活事件和負面人際關係與時間的交互作用變項，以及個人背景變

項之後，日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊、暴力和虞犯行為的發生與否之影響是否有差異。

參、階層 Logistic 迴歸分析

本研究的依變項是國中生初次偏差行為，因為採用事件史分析法，所以依變項隱含著事件發生的時間意義性，故在探討日常生活困擾、負面生活事件、負面人際關係在解釋國中生初次偏差行為發生的時間共變項時，要先探究國中時期不同時間的發展階段，是否會影響國中生初次偏差行為的發生。是以，由於國中階段不同時間和初次偏差行為發生之間的關係，採用間斷式時間發生機會模型來分析，利用階層 Logistic 迴歸分析進行間斷式時間發生機會模型。

階層 Logistic 迴歸分析中的 Logistic 迴歸係數 (Logistic coefficient: b) 類似於一般線性迴歸係數，可以被解釋為對應自變項一個單位的變化，導致依變項的變化。當 Logistic 迴歸係數為顯著正值，表示在控制其他變項的條件後，對數發生比隨著對應自變項數值的增加而增加；相反地，當 Logistic 迴歸係數為顯著負值，代表在控制其他變項的條件後，對數發生比隨著對應自變項數值的增加而減少。如果 Logistic 迴歸係數未達到統計上的顯著水準時，意味著對應自變項的作用在統計上與 0 沒有差異。

其次，在階層 Logistic 迴歸分析中，應用發生比率 (odds ratio: $\text{Exp}(B)$) 來解釋自變項對於事件發生機率的最用是最好的方法 (王濟川、郭志剛, 2010; Menard, 2002; Pampel, 2000)。當發生比率大於 1 時，表示事件發生的可能性會提高，也就是說自變項對於事件機率有正向作用；相對地，當發生比率小於 1 時，表示事件發生的可能性會降低，即自變項對於事件機率有負向作用。質言之，Logistic 迴歸係數是以 0 作為正向作用和負向作用之間的界限，發生比率則是以 1 為關聯的界限值 (王濟川、郭志剛, 2010; Pampel, 2000)。

再者，由於 Logistic 迴歸分析並無法計算如同一般線性迴歸中的決定係數 (coefficient of determination: R^2)，所以在模型概似對數估計上，採用 Cox-Snell R^2 和 Nagelkerke R^2 兩種類似決定係數指標 (王濟川、郭志剛, 2010; Menard, 2002; Pampel, 2000)。本研究將呈現 Cox-Snell R^2 和 Nagelkerke R^2 兩種類似決定係數指標，作為預測正確性的粗略近似值；也就是說，當自變項與依變項完全沒有關係時，類 R^2 值會趨近於 0；當模型能夠完美預測時，類 R^2 值會趨近於 1。此外，本研究也會呈現模型的

χ^2 值，用來檢定關於卡方統計分配的零假設，與一般線性迴歸中的 F 檢定類似。

綜言之，本研究運用間斷式時間發生機會模型，分別就國中時期不同時間的發展階段，探究與分析國中生初次偏差行為的影響機制。

第四章 研究結果

本章將研究結果共分為五節，第一節陳述與說明國中生初次偏差行為、生活緊張因素、個人屬性和家庭背景的概況；第二節探討生活緊張因素與初次偷竊行為之間的關聯性；第三節探討生活緊張因素與初次暴力行為之間的關聯性；第四節探討生活緊張因素與初次虞犯行為之間的關聯性；第五節為綜合討論。

第一節 初次偏差行為與生活緊張因素之資料分析

本節先將國中生初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態偏差行為的時間與年級分布加以分析與說明；接下來，針對國中生的日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係、與同儕負面關係等四種生活緊張因素，以及家庭背景逐一描述。

壹、國中生初次偷竊、暴力和虞犯行為之描述性分析

由於事件史分析是分析一群面臨風險的研究對象，在風險期間發生事件機率的方法，而此一發生機率的分布情況稱為違犯率（hazard rate）。換言之，事件史分析過程中，依變項的測量即是使用違犯率方式來計算。故以下將針對國中生初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態偏差行為之違犯率加以呈現，而且依據不同年級在三個不同時間點，說明國中生初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態偏差行為的分布。

一、國中生初次偷竊行為之分布

表 4-1 呈現不同年級在三個時間點初次偷竊行為的違犯率。就一年級的研究對象而言，一年級下學期初次偷竊行為違犯率（0.098）是二年級上學期初次偷竊行為違犯率（0.034）的 2.88 倍，而到了二年級下學期則初次偷竊行為違犯率為 0。因此，就一年級的研究對象，初次偷竊行為的違犯率以一年級下學期最高，在二年級上學期時有明顯的下降，到了二年級下學期時則沒有發生（見圖 4-1）。就二年級的研究對象而言，二年級下學期初次偷竊行為違犯率（0.076）是三年級上學期初次偷竊行為違犯率（0.014）的 5.43 倍，而到了三年級下學期則初次偷竊行為違犯率為 0。因此，就二年級的研究對象，初次偷竊行為的違犯率以二年級下學期最高，在三年級上學期時有明顯的下降，到了三年級下學期時則沒有發生（見圖 4-1）。

表 4-1
不同年級群在三個時間點初次偷竊行為違犯率

時間	一年級			時間	二年級		
	初次 樣本數	風險期 樣本數	違犯率		初次 樣本數	風險期 樣本數	違犯率
一年級 下學期	16	163	0.098	二年級 下學期	12	158	0.076
二年級 上學期	5	147	0.034	三年級 上學期	2	146	0.014
二年級 下學期	0	139	0	三年級 下學期	0	144	0

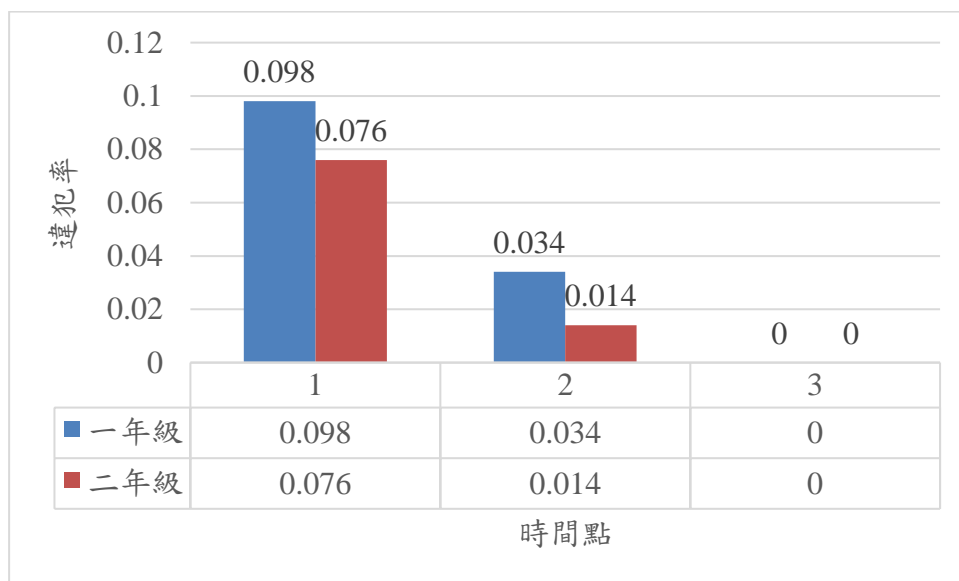


圖 4-1 不同年級群在三個時間點初次偷竊行為違犯率

二、國中生初次暴力行為之分布

表 4-2 呈現不同年級在三個時間點初次暴力行為的違犯率。就一年級的研究對象而言，一年級下學期初次暴力行為違犯率 (0.199) 是二年級上學期初次暴力行為違犯率 (0.023) 的 8.65 倍，而到了二年級下學期則初次暴力行為違犯率為 0。因此，就一年級的研究對象，初次暴力行為的違犯率以一年級下學期最高，在二年級上學期時有明顯的下降，到了二年級下學期時則沒有發生 (見圖 4-2)。就二年級的研究對象而言，二年級下學期初次暴力行為違犯率 (0.089) 是三年級上學期初次暴力行為違犯率 (0.028) 的 3.18 倍，而到了三年級下學期則初次暴力行為違犯率為 0。因此，就二年級的研究對象，初次暴力行為的違犯率以二年級下學期最高，在三年級上學期時有明

顯的下降，到了三年級下學期時則沒有發生（見圖 4-2）。

表 4-2
不同年級群在三個時間點初次暴力行為違犯率

時間	一年級			時間	二年級		
	初次 樣本數	風險期 樣本數	違犯率		初次 樣本數	風險期 樣本數	違犯率
一年級 下學期	33	166	0.199	二年級 下學期	14	158	0.089
二年級 上學期	3	133	0.023	三年級 上學期	4	144	0.028
二年級 下學期	0	129	0	三年級 下學期	0	140	0

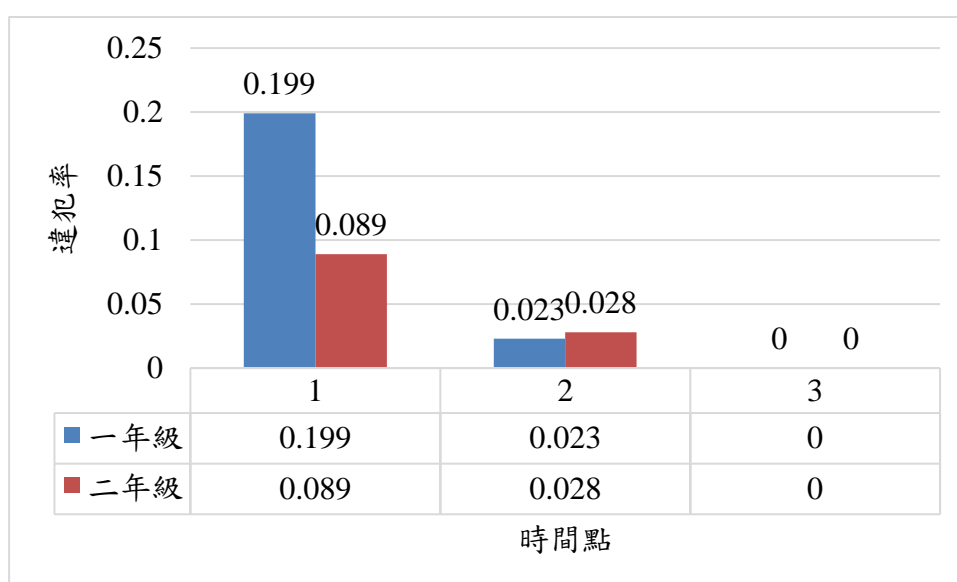


圖 4-2 不同年級群在三個時間點初次暴力行為違犯率

三、國中生初次虞犯行為之分布

表 4-3 呈現不同年級在三個時間點初次虞犯行為的違犯率。就一年級的研究對象而言，一年級下學期初次虞犯行為違犯率（0.045）是二年級下學期初次虞犯行為違犯率（0.018）的 2.5 倍，不過在二年級上學期時，初次虞犯行為違犯率為 0。因此，就一年級的研究對象，初次虞犯行為的違犯率以一年級下學期最高，在二年級上學期時沒有發生，但是到了二年級下學期時則有發生（見圖 4-3）。就二年級的研究對象而言，二年級下學期初次虞犯行為違犯率（0.041）是三年級上學期初次虞犯行為違犯率（0.006）的 6.83 倍，相較於三年級下學期初次虞犯行為違犯率（0.012）的 3.42 倍。

因此，就二年級的研究對象，初次虞犯行為的違犯率以二年級下學期最高，在三年級上學期時有明顯的下降，到了三年級下學期時則上升一點點（見圖 4-3）。

表 4-3
不同年級群在三個時間點初次虞犯行為違犯率

時間	一年級			時間	二年級		
	初次 樣本數	一年級 風險期 樣本數	違犯率		初次 樣本數	二年級 風險期 樣本數	違犯率
一年級 下學期	8	179	0.045	二年級 下學期	7	171	0.041
二年級 上學期	0	171	0	三年級 上學期	1	164	0.006
二年級 下學期	3	170	0.018	三年級 下學期	2	163	0.012

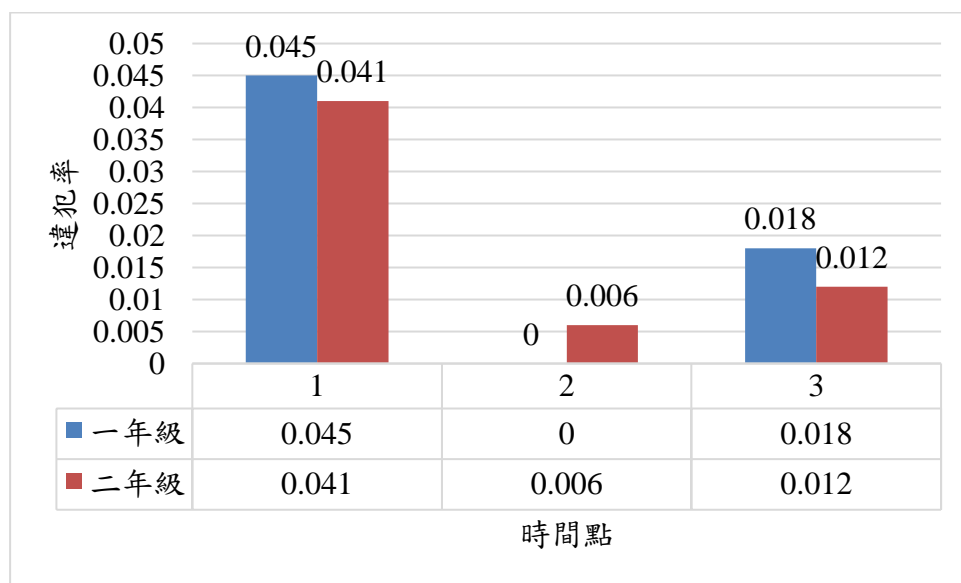


圖 4-3 不同年級群在三個時間點初次虞犯行為違犯率

綜上所述，國中生初次偷竊、暴力和虞犯等三類樣態偏差行為發生狀況，似乎呈現頗為一致的時間分布情形，即高峰期都在 105 學年度下學期，而 106 學年度上下學期的違犯率都低於 105 學年度下學期的違犯率，而且無論是一年級或是二年級的研究對象，都呈現同樣的趨勢。

貳、國中生生活緊張因素與個人屬性及家庭背景描述性分析

本研究是以事件史分析法來探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對

於國中生初次偏差行為發生的影響，由於初次偏差行為是不可重複事件，當事件發生之後，其後續的變化就不需要加以分析；也就是說，研究對象若在某一時段已發生初次偏差行為，則後來時段的調查資料必須刪除。因此，本研究共有三個時間點調查，故不同時間點的樣本數會隨之遞減。其次，本研究所探究的初次偏差行為分為偷竊、暴力和虞犯等三種樣態，其事件發生的狀況會呈現不同的情況，所以依據偷竊、暴力和虞犯等三種樣態發生被刪除的資料型態也會有所差異。是以，以下依照國中不同時間和發生初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態的偏差行為加以區隔，呈現國中生生活緊張因素、個人屬性和家庭背景的描述。

一、初次偷竊行為之國中生生活緊張因素、個人屬性和家庭背景概況

從表 4-4 中得知，國中生於 105 年學度下學期發生初次偷竊行為有 28 位，在 106 年學度上學期發生初次偷竊行為有 7 位，到了 106 年學度下學期則沒有學生發生初次偷竊行為。在進行事件史分析時，150 學年度下學期共有 321 位研究對象，106 學年度上學期共有 293 位研究對象，到了 106 學年度下學期共有 283 位研究對象，其中有 3 位研究對象因為轉學，所以遺漏 3 筆研究資料，共計 897 筆研究資料可以進行分析。

(一) 緊張因素

1. 日常生活困擾：係由五題所組成的日常生活困擾指標，包含「我覺得自己的外表沒有吸引力」、「大人總是忽略我的意見」、「遇到挫折時，無法找到適當的發洩方法」、「我覺得生活中許多問題，沒有能力解決」、「我覺得生活枯燥、煩悶」。從表 4-4 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 2.71，標準差為 1.013；在 106 學年度上學期時，平均數為 2.56，標準差為 1.064；在 106 學年度下學期時，平均數為 2.51，標準差為 1.010。國中生反應日常生活困擾介於相當不符合與有點不符合之間，而且隨著調查時間，日常生活困擾的程度逐漸下降。
2. 負面生活事件：係由 13 題所組成的負面生活事件指標，包含「轉學」、「好朋友去世」、「好朋友分開或失去聯絡」、「發生嚴重意外事故（如車禍）」、「失戀」、「父母分居或離婚」、「父親或母親去世」、「父親或母親與他人同居」、「父親或母親失去工作」、「兄弟姊妹中有人去世」、「家中發生經濟困難或負債」、「家中有人罹患重病或長期住院」、「家中有人賭博、酗酒或誤入歧途」。

從表 4-4 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 1.12，標準差為 1.436；在 106 學年度上學期時，平均數為 1.10，標準差為 1.849；在 106 學年度下學期時，平均數為 0.66，標準差為 1.016。意味著，國中生平均在一個學期內，會有一件負面生活事件發生，而且隨著調查時間，平均負面生活事件的數量逐漸下降。

3. 與老師負面關係：係由四題所組成的與老師負面關係指標，包含「老師並不尊重我的意見」、「老師交付的作業太繁重」、「老師不了解我」、「不管再怎麼努力，還是得不到老師的肯定」。從表 4-4 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 2.19，標準差為 1.053；在 106 學年度上學期時，平均數為 2.21，標準差為 1.036；在 106 學年度下學期時，平均數為 2.11，標準差為 1.013。國中生反應與老師負面關係介於相當不符合與有點不符合之間，而且隨著調查時間，與老師負面關係有先升後降的趨勢。
4. 與同儕負面關係：係由五題所組成的與同儕負面關係指標，包含「我覺得沒有同學瞭解我、喜歡我」、「我覺得同學很難相處」、「在班級中，我常被別人嘲笑」、「我沒有什麼可以傾吐心聲的好朋友」、「不管我再怎麼努力，還是得不到同學或朋友的肯定」。從表 4-4 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 1.84，標準差為 1.033；在 106 學年度上學期時，平均數為 1.93，標準差為 1.061；在 106 學年度下學期時，平均數為 1.87，標準差為 0.982。國中生反應與同儕負面關係介於完全不符合與相當不符合之間，而且隨著調查時間，與同儕負面關係有先升後降的趨勢。

(二) 個人屬性與家庭背景變項

1. 性別：在 105 學年度下學期時，男生有 145 位，佔 45.2%，女生有 176 位，佔 54.8%；106 學年度上學期時，男生數減為 125 位，佔 42.7%，女生數減為 168 位，佔 57.3%；到了 106 學年度下學期時，男生剩下 115 位，佔 40.6%，女生剩下 168 位，佔 59.4%。隨著初次偷竊行為發生而變化的資料數可知，男生發生初次偷竊行為的人數比女生多。
2. 父親教育程度：在 105 學年度下學期時，父親教育程度的平均數為 3.80，標準差為 1.360；在 106 學年度上學期時，父親教育程度的平均數為 3.81，標準差為 1.374；在 106 學年度下學期時，父親教育程度的平均數為 3.79，標準差為 1.373。本研究

對象的父親教育程度平均介於高中職與專科畢業之間。

3. 母親教育程度：在 105 學年度下學期時，母親教育程度的平均數為 3.58，標準差為 1.203；在 106 學年度上學期時，母親教育程度的平均數為 3.60，標準差為 1.224；在 106 學年度下學期時，母親教育程度的平均數為 3.61，標準差為 1.210。本研究對象的母親教育程度平均也是介於高中職與專科畢業之間。
4. 父親職業社經地位：在 105 學年度下學期時，父親職業地位的平均數為 2.45，標準差為 1.054；在 106 學年度上學期時，父親職業地位的平均數為 2.48，標準差為 1.064；在 106 學年度下學期時，父親職業地位的平均數為 2.49，標準差為 1.077。本研究對象的父親職業地位平均大約為中等社會經濟地位。
5. 母親職業社經地位：在 105 學年度下學期時，母親職業地位的平均數為 2.24，標準差為 1.089；在 106 學年度上學期時，母親職業地位的平均數為 2.26，標準差為 1.092；在 106 學年度下學期時，母親職業地位的平均數為 2.26，標準差為 1.085。本研究對象的母親職業地位平均大約為中等社會經濟地位。
6. 家庭經濟狀況：在 105 學年度下學期時，家庭經濟狀況平均數為 3.08，標準差為 0.704；在 106 學年度上學期時，家庭經濟狀況平均數為 3.06，標準差為 0.630；在 106 學年度下學期時，家庭經濟狀況平均數為 3.09，標準差為 0.615。整體而言，本研究對象認為家中經濟狀況與一般家庭相較下，其平均看法差異不大。
7. 低自我控制：係由六題所組成的低自我控制指標，包含「我沒有辦法控制發生在我身上的事」、「有人揍我，我就揍回去」、「我故意違規來抵制不喜歡的規定」、「我說髒話來表達內心的憤怒」、「有人兇我，我就兇回去」、「有人對我嘮叨，我就故意跟他唱反調」。從表 4-4 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 2.67，標準差為 0.996；在 106 學年度上學期時，平均數為 2.49，標準差為 0.988；在 106 學年度下學期時，平均數為 2.47，標準差為 1.008。國中生反應低自我控制的程度介於相當不符合與有點不符合之間，而且隨著調查時間，低自我控制的程度逐漸下降。
8. 接觸偏差同儕：係由 11 題所組成的接觸偏差同儕指標，包含「曾經在考試作弊」、「曾經逃課或翹課」、「做錯事被學校記過或處罰」、「觀看色情影片或書刊」、「吸菸」、「和老師吵架」、「故意破壞公物或他人物品」、「曾有違法行為而進入警察局」、「已經輟學」、「曾經打群架或集體械鬥」。從表 4-4 所示，在 105

學年度下學期時，平均數為 0.32，標準差為 0.407；在 106 學年度上學期時，平均數為 0.28，標準差為 0.461；在 106 學年度下學期時，平均數為 0.27，標準差為 0.428。整體而言，本研究對象反應其同儕曾發生過上述偏差行為的人數很少。

表 4-4

初次偷竊行為之國中生緊張因素、個人屬性和家庭背景的描述性分析摘要表

	105 學年度下學期				106 學年度上學期				106 學年度下學期			
	平均數	標準差	百分比	樣本數	平均數	標準差	百分比	樣本數	平均數	標準差	百分比	樣本數
初次偷竊行為				321				293				283
沒發生			91.3%	293			97.6%	286			100%	283
有發生			8.7%	28			2.4%	7			0%	0
日常生活困擾	2.71	1.013		321	2.56	1.064		293	2.51	1.010		283
負面生活事件	1.12	1.436		321	1.10	1.849		293	0.66	1.016		283
老師負面關係	2.19	1.053		321	2.21	1.036		293	2.11	1.013		283
同儕負面關係	1.84	1.033		321	1.93	1.061		293	1.87	0.982		283
性別				321				293				283
男生			45.2%	145			42.7%	125			40.6%	115
女生			54.8%	176			57.3%	168			59.4%	168
父親教育程度	3.80	1.360		321	3.81	1.374		293	3.79	1.373		283
母親教育程度	3.58	1.203		321	3.60	1.224		293	3.61	1.210		283
父親職業地位	2.45	1.054		321	2.48	1.064		293	2.49	1.077		283
母親職業地位	2.24	1.089		321	2.26	1.092		293	2.26	1.085		283
家庭經濟狀況	3.08	0.704		321	3.06	0.630		293	3.09	0.615		283
低自我控制	2.67	0.996		321	2.49	0.988		293	2.47	1.008		283
接觸偏差同儕	0.32	0.407		321	0.28	0.461		293	0.27	0.428		283

二、初次暴力行為之國中生緊張因素、個人屬性和家庭背景概況

從表 4-5 中得知，國中生於 105 年學度下學期發生初次暴力行為有 47 位，在 106 年學度上學期發生初次暴力行為有 7 位，到了 106 年學度下學期則沒有學生發生初次暴力行為。在進行事件史分析時，150 學年度下學期共有 324 位研究對象，106 學年度上學期共有 277 位研究對象，到了 106 學年度下學期共有 269 位研究對象，其中有 1 位研究對象因為轉學，所以遺漏 1 筆研究資料，共計 870 筆研究資料可以進行分析。

(一) 緊張因素

1. 日常生活困擾：係由五題所組成的日常生活困擾指標，包含「我覺得自己的外表沒有吸引力」、「大人總是忽略我的意見」、「遇到挫折時，無法找到適當的發洩方法」、「我覺得生活中許多問題，沒有能力解決」、「我覺得生活枯燥、煩悶」。從表 4-5 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 2.71，標準差為 1.030；在 106 學年度上學期時，平均數為 2.61，標準差為 1.059；在 106 學年度下學期時，平均數為 2.54，標準差為 1.025。國中生反應日常生活困擾介於相當不符合與有點不符合之間，而且隨著調查時間，日常生活困擾的程度逐漸下降。
2. 負面生活事件：係由 13 題所組成的負面生活事件指標，包含「轉學」、「好朋友去世」、「好朋友分開或失去聯絡」、「發生嚴重意外事故（如車禍）」、「失戀」、「父母分居或離婚」、「父親或母親去世」、「父親或母親與他人同居」、「父親或母親失去工作」、「兄弟姊妹中有人去世」、「家中發生經濟困難或負債」、「家中有人罹患重病或長期住院」、「家中有人賭博、酗酒或誤入歧途」。從表 4-5 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 1.09，標準差為 1.404；在 106 學年度上學期時，平均數為 1.05，標準差為 1.743；在 106 學年度下學期時，平均數為 0.68，標準差為 1.020。意味著，國中生平均在一個學期內，會有一件負面生活事件發生，而且隨著調查時間，平均負面生活事件的數量逐漸下降。
3. 與老師負面關係：係由四題所組成的與老師負面關係指標，包含「老師並不尊重我的意見」、「老師交付的作業太繁重」、「老師不了解我」、「不管再怎麼努力，還是得不到老師的肯定」。從表 4-5 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 2.18，標準差為 1.059；在 106 學年度上學期時，平均數為 2.21，標準差為 0.988；在 106 學年度下學期時，平均數為 2.12，標準差為 0.982。國中生反應與老師負面

關係介於相當不符合與有點不符合之間，而且隨著調查時間，與老師負面關係有先升後降的趨勢。

4. 與同儕負面關係：係由五題所組成的與同儕負面關係指標，包含「我覺得沒有同學瞭解我、喜歡我」、「我覺得同學很難相處」、「在班級中，我常被別人嘲笑」、「我沒有什麼可以傾吐心聲的好朋友」、「不管我再怎麼努力，還是得不到同學或朋友的肯定」。從表 4-5 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 1.87，標準差為 1.045；在 106 學年度上學期時，平均數為 1.93，標準差為 0.993；在 106 學年度下學期時，平均數為 1.90，標準差為 0.967。國中生反應與同儕負面關係介於完全不符合與相當不符合之間，而且隨著調查時間，與同儕負面關係有先升後降的趨勢。

(二) 個人屬性與家庭背景變項

1. 性別：在 105 學年度下學期時，男生有 144 位，佔 44.4%，女生有 180 位，佔 55.6%；106 學年度上學期時，男生數減為 101 位，佔 36.5%，女生數減為 176 位，佔 63.5%；到了 106 學年度下學期時，男生剩下 96 位，佔 35.7%，女生剩下 173 位，佔 64.3%。隨著初次暴力行為發生而變化的資料數可知，男生發生初次暴力行為的人數比女生多。
2. 父親教育程度：在 105 學年度下學期時，父親教育程度的平均數為 3.78，標準差為 1.368；在 106 學年度上學期時，父親教育程度的平均數為 3.70，標準差為 1.350；在 106 學年度下學期時，父親教育程度的平均數為 3.70，標準差為 1.333。本研究對象的父親教育程度平均介於高中職與專科畢業之間。
3. 母親教育程度：在 105 學年度下學期時，母親教育程度的平均數為 3.57，標準差為 1.194；在 106 學年度上學期時，母親教育程度的平均數為 3.51，標準差為 1.162；在 106 學年度下學期時，母親教育程度的平均數為 3.51，標準差為 1.163。本研究對象的母親教育程度平均也是介於高中職與專科畢業之間。
4. 父親職業社經地位：在 105 學年度下學期時，父親職業地位的平均數為 2.41，標準差為 1.027；在 106 學年度上學期時，父親職業地位的平均數為 2.42，標準差為 1.043；在 106 學年度下學期時，父親職業地位的平均數為 2.44，標準差為 1.050。本研究對象的父親職業地位平均大約為中等社會經濟地位。

5. 母親職業社經地位：在 105 學年度下學期時，母親職業地位的平均數為 2.22，標準差為 1.102；在 106 學年度上學期時，母親職業地位的平均數為 2.20，標準差為 1.075；在 106 學年度下學期時，母親職業地位的平均數為 2.21，標準差為 1.081。本研究對象的母親職業地位平均大約為中等社會經濟地位。
6. 家庭經濟狀況：在 105 學年度下學期時，家庭經濟狀況平均數為 3.08，標準差為 0.681；在 106 學年度上學期時，家庭經濟狀況平均數為 3.06，標準差為 0.618；在 106 學年度下學期時，家庭經濟狀況平均數為 3.09，標準差為 0.585。整體而言，本研究對象認為家中經濟狀況與一般家庭相較下，其平均看法差異不大。
7. 低自我控制：係由六題所組成的低自我控制指標，包含「我沒有辦法控制發生在我身上的事」、「有人揍我，我就揍回去」、「我故意違規來抵制不喜歡的規定」、「我說髒話來表達內心的憤怒」、「有人兇我，我就兇回去」、「有人對我嘮叨，我就故意跟他唱反調」。從表 4-5 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 2.68，標準差為 0.995；在 106 學年度上學期時，平均數為 2.48，標準差為 0.969；在 106 學年度下學期時，平均數為 2.46，標準差為 0.951。國中生反應低自我控制的程度介於相當不符合與有點不符合之間，而且隨著調查時間，低自我控制的程度逐漸下降。
8. 接觸偏差同儕：係由 11 題所組成的接觸偏差同儕指標，包含「曾經在考試作弊」、「曾經逃課或翹課」、「做錯事被學校記過或處罰」、「觀看色情影片或書刊」、「吸菸」、「和老師吵架」、「故意破壞公物或他人物品」、「曾有違法行為而進出警察局」、「已經輟學」、「曾經打群架或集體械鬥」。從表 4-5 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 0.34，標準差為 0.435；在 106 學年度上學期時，平均數為 0.26，標準差為 0.373；在 106 學年度下學期時，平均數為 0.26，標準差為 0.404。整體而言，本研究對象反應其同儕曾發生過上述偏差行為的人數很少。

表 4-5

不同時間初次暴力行為之國中生緊張因素、個人屬性和家庭背景之描述性分析摘要表

	105 學年度下學期				106 學年度上學期				106 學年度下學期			
	平均數	標準差	百分比	樣本數	平均數	標準差	百分比	樣本數	平均數	標準差	百分比	樣本數
初次暴力行為				324				277				269
沒發生			85.5%	277			97.5%	270			100%	269
有發生			14.5%	47			2.5%	7			0%	0
日常生活困擾	2.71	1.030		324	2.61	1.059		277	2.54	1.025		269
負面生活事件	1.09	1.404		324	1.05	1.743		277	0.68	1.020		269
老師負面關係	2.18	1.059		324	2.21	0.988		277	2.12	0.982		269
同儕負面關係	1.87	1.045		324	1.93	0.993		277	1.90	0.967		269
性別				324				277				269
男生			44.4%	144			36.5%	101			35.7%	96
女生			55.6%	180			63.5%	176			64.3%	173
父親教育程度	3.78	1.368		323	3.70	1.350		276	3.70	1.333		269
母親教育程度	3.57	1.194		323	3.51	1.162		276	3.51	1.163		269
父親職業地位	2.41	1.027		324	2.42	1.043		277	2.44	1.050		269
母親職業地位	2.22	1.102		324	2.20	1.075		277	2.21	1.081		269
家庭經濟狀況	3.08	0.681		324	3.06	0.618		277	3.09	0.585		269
低自我控制	2.68	0.995		324	2.48	0.969		277	2.46	0.951		269
接觸偏差同儕	0.34	0.435		324	0.26	0.373		277	0.26	0.404		269

三、初次虞犯行為之國中生緊張因素、個人屬性和家庭背景概況

從表 4-6 中得知，國中生於 105 年學度下學期發生初次虞犯行為有 15 位，在 106 年學度上學期發生初次虞犯行為有 1 位，到了 106 年學度下學期則有 5 位學生發生初次虞犯行為。在進行事件史分析時，150 學年度下學期共有 350 位研究對象，106 學年度上學期共有 335 位研究對象，到了 106 學年度下學期共有 333 位研究對象，其中有 1 位研究對象因為轉學，所以遺漏 1 筆研究資料，共計 1018 筆研究資料可以進行分析。

(一) 緊張因素

1. 日常生活困擾：係由五題所組成的日常生活困擾指標，包含「我覺得自己的外表沒有吸引力」、「大人總是忽略我的意見」、「遇到挫折時，無法找到適當的發洩方法」、「我覺得生活中許多問題，沒有能力解決」、「我覺得生活枯燥、煩悶」。從表 4-6 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 2.73，標準差為 1.015；在 106 學年度上學期時，平均數為 2.59，標準差為 1.031；在 106 學年度下學期時，平均數為 2.57，標準差為 1.028。國中生反應日常生活困擾介於相當不符合與有點不符合之間，而且隨著調查時間，日常生活困擾的程度逐漸下降。
2. 負面生活事件：係由 13 題所組成的負面生活事件指標，包含「轉學」、「好朋友去世」、「好朋友分開或失去聯絡」、「發生嚴重意外事故（如車禍）」、「失戀」、「父母分居或離婚」、「父親或母親去世」、「父親或母親與他人同居」、「父親或母親失去工作」、「兄弟姊妹中有人去世」、「家中發生經濟困難或負債」、「家中有人罹患重病或長期住院」、「家中有人賭博、酗酒或誤入歧途」。從表 4-6 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 1.11，標準差為 1.429；在 106 學年度上學期時，平均數為 1.13，標準差為 1.885；在 106 學年度下學期時，平均數為 0.70，標準差為 1.027。意味著，國中生平均在一個學期內，會有一件負面生活事件發生，而且隨著調查時間，平均負面生活事件的數量有先升後降的趨勢。
3. 與老師負面關係：係由四題所組成的與老師負面關係指標，包含「老師並不尊重我的意見」、「老師交付的作業太繁重」、「老師不了解我」、「不管再怎麼努力，還是得不到老師的肯定」。從表 4-6 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 2.20，標準差為 1.043；在 106 學年度上學期時，平均數為 2.22，標準差為 1.021；

在 106 學年度下學期時，平均數為 2.15，標準差為 1.012。國中生反應與老師負面關係介於相當不符合與有點不符合之間，而且隨著調查時間，與老師負面關係有先升後降的趨勢。

4. 與同儕負面關係：係由五題所組成的與同儕負面關係指標，包含「我覺得沒有同學瞭解我、喜歡我」、「我覺得同學很難相處」、「在班級中，我常被別人嘲笑」、「我沒有什麼可以傾吐心聲的好朋友」、「不管我再怎麼努力，還是得不到同學或朋友的肯定」。從表 4-5 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 1.90，標準差為 1.053；在 106 學年度上學期時，平均數為 1.93，標準差為 0.997；在 106 學年度下學期時，平均數為 1.92，標準差為 0.963。國中生反應與同儕負面關係介於完全不符合與相當不符合之間，而且隨著調查時間，與同儕負面關係有先升後降的趨勢。

(二) 個人屬性與家庭背景變項

1. 性別：在 105 學年度下學期時，男生有 164 位，佔 46.9%，女生有 186 位，佔 53.1%；106 學年度上學期時，男生數減為 154 位，佔 46.0%，女生數減為 181 位，佔 54.0%；到了 106 學年度下學期時，男生剩下 152 位，佔 45.6%，女生剩下 181 位，佔 54.4%。隨著初次虞犯行為發生而變化的資料數可知，男生發生初次虞犯行為的人數比女生多。
2. 父親教育程度：在 105 學年度下學期時，父親教育程度的平均數為 3.82，標準差為 1.350；在 106 學年度上學期時，父親教育程度的平均數為 3.82，標準差為 1.340；在 106 學年度下學期時，父親教育程度的平均數為 3.79，標準差為 1.325。本研究對象的父親教育程度平均介於高中職與專科畢業之間。
3. 母親教育程度：在 105 學年度下學期時，母親教育程度的平均數為 3.62，標準差為 1.206；在 106 學年度上學期時，母親教育程度的平均數為 3.62，標準差為 1.195；在 106 學年度下學期時，母親教育程度的平均數為 3.61，標準差為 1.197。本研究對象的母親教育程度平均也是介於高中職與專科畢業之間。
4. 父親職業社經地位：在 105 學年度下學期時，父親職業地位的平均數為 2.43，標準差為 1.043；在 106 學年度上學期時，父親職業地位的平均數為 2.44，標準差為 1.031；在 106 學年度下學期時，父親職業地位的平均數為 2.43，標準差為 1.035。

本研究對象的父親職業地位平均大約為中等社會經濟地位。

5. 母親職業社經地位：在 105 學年度下學期時，母親職業地位的平均數為 2.22，標準差為 1.095；在 106 學年度上學期時，母親職業地位的平均數為 2.24，標準差為 1.094；在 106 學年度下學期時，母親職業地位的平均數為 2.24，標準差為 1.099。本研究對象的母親職業地位平均大約為中等社會經濟地位。
6. 家庭經濟狀況：在 105 學年度下學期時，家庭經濟狀況平均數為 3.08，標準差為 0.689；在 106 學年度上學期時，家庭經濟狀況平均數為 3.04，標準差為 0.629；在 106 學年度下學期時，家庭經濟狀況平均數為 3.05，標準差為 0.596。整體而言，本研究對象認為家中經濟狀況與一般家庭相較下，其平均看法差異不大。
7. 低自我控制：係由六題所組成的低自我控制指標，包含「我沒有辦法控制發生在我身上的事」、「有人揍我，我就揍回去」、「我故意違規來抵制不喜歡的規定」、「我說髒話來表達內心的憤怒」、「有人兇我，我就兇回去」、「有人對我嘮叨，我就故意跟他唱反調」。從表 4-5 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 2.69，標準差為 0.993；在 106 學年度上學期時，平均數為 2.57，標準差為 0.995；在 106 學年度下學期時，平均數為 2.55，標準差為 0.978。國中生反應低自我控制的程度介於相當不符合與有點不符合之間，而且隨著調查時間，低自我控制的程度逐漸下降。
8. 接觸偏差同儕：係由 11 題所組成的接觸偏差同儕指標，包含「曾經在考試作弊」、「曾經逃課或翹課」、「做錯事被學校記過或處罰」、「觀看色情影片或書刊」、「吸菸」、「和老師吵架」、「故意破壞公物或他人物品」、「曾有違法行為而進入警察局」、「已經輟學」、「曾經打群架或集體械鬥」。從表 4-5 所示，在 105 學年度下學期時，平均數為 0.33，標準差為 0.418；在 106 學年度上學期時，平均數為 0.30，標準差為 0.444；在 106 學年度下學期時，平均數為 0.32，標準差為 0.465。整體而言，本研究對象反應其同儕曾發生過上述偏差行為的人數很少。

表 4-6

初次虞犯行為之國中生緊張因素、個人屬性和家庭背景的描述性分析摘要表

	105 學年度下學期				106 學年度上學期				106 學年度下學期			
	平均數	標準差	百分比	樣本數	平均數	標準差	百分比	樣本數	平均數	標準差	百分比	樣本數
初次虞犯行為				350				335				333
沒發生			95.7%	335			99.7%	334			98.5%	328
有發生			4.3%	15			0.3%	1			1.5%	5
日常生活困擾	2.73	1.015		350	2.59	1.031		335	2.57	1.028		333
負面生活事件	1.11	1.429		350	1.13	1.885		335	0.70	1.027		333
老師負面關係	2.20	1.043		350	2.22	1.021		335	2.15	1.012		333
同儕負面關係	1.90	1.053		350	1.93	0.997		335	1.92	0.963		333
性別				350				335				333
男生			46.9%	164			46.0%	154			45.6%	152
女生			53.1%	186			54.0%	181			54.4%	181
父親教育程度	3.82	1.350		350	3.82	1.340		335	3.79	1.325		333
母親教育程度	3.62	1.206		350	3.62	1.195		335	3.61	1.197		333
父親職業地位	2.43	1.043		350	2.44	1.031		335	2.43	1.035		333
母親職業地位	2.22	1.095		350	2.24	1.094		335	2.24	1.099		333
家庭經濟狀況	3.08	0.689		350	3.04	0.629		335	3.05	0.596		333
低自我控制	2.69	0.993		350	2.57	0.995		335	2.55	0.978		333
接觸偏差同儕	0.33	0.418		350	0.30	0.444		335	0.32	0.465		333

第二節 生活緊張因素與初次偷竊行為之關聯性分析

本研究運用間斷時間發生機會模型，分別就國中時期不同時間的發展階段，探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係是否能作為解釋國中生初次偷竊行為的時間共變項，故先就國中時期不同時間是否影響國中生初次偷竊行為的發生加以探究。其次，以階層 Logistic 迴歸模型分析，分別納入本研究所要探究的日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等緊張因素，是否影響國中生初次偷竊行為的發生。再者，加入日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係和時間變項的交互作用項，探討這些生活緊張因素能否作為解釋國中生初次偷竊行為的時間共變效應。第四，放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差行為等控制變項，探討這些生活緊張因素對於國中生初次偷竊行為的關聯性。最後，以一個較完整的一般化緊張理論架構，探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等生活緊張因素，對於國中不同時間之初次偷竊行為發生的關聯性。

壹、國中階段與初次偷竊行為之關聯性

首先分析國中時期不同時間對於國中生初次偷竊行為的影響，在控制年級變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為-0.953 ($p > .05$)，106 學年度下學期的 Logistic 迴歸係數為-18.438 ($p > .05$)，都沒有達到統計上的顯著水準。特別的是，106 學年度下學期的 Logistic 迴歸係數之標準誤相當大，探究其原因是 106 學年度下學期初次偷竊行為的違犯率為 0 (見表 4-1)，導致其 Logistic 迴歸係數的標準誤膨脹。因此，本研究依據 Hauck 與 Donner (1977) 的建議，在進行 Logistic 迴歸係數分析時，若依變項為 0 時，會造成標準誤過大。是以，因為 106 學年度下學期初次偷竊行為的違犯率為 0，表示 106 學年度下學期並沒有發生初次偷竊行為，意味著此一時間變項並不會影響初次偷竊行為的發生，所以在分析時，將 106 學年度下學期排除，僅保留 106 學年度上學期。

從表 4-7 模型一得知，在控制年級變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.129 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準；在控制時間變項後，年級的 Logistic 迴歸係數為-1.242 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次偷竊行為對數勝算的 1.242。從指數係數來解釋，每多一個年級，將會使國中生初次偷竊行為的發生比變化 0.289 倍 ($\text{Exp}(B)=0.289$)，即當國中生升

上一個年級時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 0.289，或是說初次偷竊行為的發生比在國中生升上一個年級時，會降低 71.1% $((1-0.289) \times 100\%)$ 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次偷竊行為的發生比愈低。整體模型評估上，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為.024，Nagelkerke R^2 為.087。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗得知， χ^2 值為 2.190 ($p = .534 > .05$)，顯示整體模型適配度良好，其正確率為 96.1%。

接下來，依據表 4-7 模型一的基礎，以階層 Logistic 迴歸模型分析，分別納入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等生活緊張因素，是否會影響國中生初次偷竊行為的發生。其次，分別加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等生活緊張因素和時間變項的交互作用效應，是否對於國中生初次偷竊行為發生會與時間變項產生交互作用的關係。最後，加入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項，探討這些生活緊張因素對於國中生初次偷竊行為的關聯性。

貳、日常生活困擾與初次偷竊行為之關聯性

接續表 4-7 模型一的基礎，模型二加入本研究所要探究的日常生活困擾得知，在控制時間變項後，日常生活困擾的 Logistic 迴歸係數為 0.409 ($p < .05$)，表示日常生活困擾每增加一個單位，會增加初次偷竊行為對數勝算的 0.409。從指數係數來解釋，當日常生活困擾增加一個單位，將會使國中生初次偷竊行為的發生比變化 1.505 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.505$)，即當國中生的日常生活困擾高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 1.505 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在日常生活困擾每多一個單位時，會增加 50.50% $((1.505-1) \times 100\%)$ 的發生比。換言之，此項發現支持一般化緊張理論的觀點，日常生活困擾對於國中生初次偷竊行為發生與否的影響得到本研究的支持。在控制日常生活困擾之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為。106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.127 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.229 ($p < .05$)。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次偷竊行為的發生比愈低；日常生活困擾愈多，國中生初次偷竊行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為.032，Nagelkerke R^2 為.113。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗

發現， χ^2 值為 8.074 ($p = .426 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾之後，所有變項仍可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

其次，模型三納入日常生活困擾與時間變項的交互作用效應後，日常生活困擾與 106 學年度上學期之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.864 ($p < .05$)，顯示 106 學年度上學期的日常生活困擾對於國中生初次偷竊行為發生與否的影響有達到統計上的顯著水準；也就是說，控制其他變項之後，日常生活困擾對於 106 學年度上學期的國中生初次偷竊行為發生與否的影響，具有時間變異的效果，即 106 學年度上學期的日常生活困擾相較於 105 學年度下學期的日常生活困擾，使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 0.422 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.422$)。換言之，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，會降低國中生初次偷竊行為發生的可能性。

然而，控制其他變項之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項和日常生活困擾仍然顯著影響初次偷竊行為。106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.264 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.226 ($p < .05$)，日常生活困擾的 Logistic 迴歸係數為 0.593 ($p < .05$)，表示日常生活困擾每增加一個單位，會增加初次偷竊行為對數勝算的 0.593。從指數係數來解釋，當日常生活困擾增加一個單位，將會使國中生初次偷竊行為的發生比變化 1.810 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.810$)，即當國中生的日常生活困擾高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 1.810 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在日常生活困擾每多一個單位時，會增加 81.0% ($(1.810 - 1) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次偷竊行為的發生比愈低；日常生活困擾愈多，國中生初次偷竊行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .037，Nagelkerke R^2 為 .131。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 7.161 ($p = .519 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾以及與時間變項的交互作用效應後，所有變項仍可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，日常生活困擾與 106 學年度上學期之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數依舊顯著，但是日常生活困擾對於初次偷竊行為的影響消失，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為。日常生活困擾與 106 學年度上學期之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -1.121 ($p < .05$)，表示日常生活困擾對

於 106 學年度上學期的國中生初次偷竊行為發生與否的影響具有時間變異的效果，即 106 學年度上學期的日常生活困擾相較於 105 學年度下學期的日常生活困擾，使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 0.326 倍 ($\text{Exp}(B)=0.326$)。綜言之，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，能降低國中生初次偷竊行為發生的可能性。

然而，控制其他變項之後，性別和低自我控制的 Logistic 迴歸係數有達到統計上的顯著水準。性別的 Logistic 迴歸係數為 1.195 ($p < .05$)，表示男生初次偷竊行為發生的對數勝算比女生高 1.195。從指數係數來解釋，男生初次偷竊行為的發生比是女生的 3.305 倍 ($\text{Exp}(B)=3.305$)，或是說男生初次偷竊行為的發生比女生增加了 230.5% ($(3.305-1) \times 100\%$) 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.894 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次偷竊行為對數勝算的 0.894。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 2.444 倍 ($\text{Exp}(B)=2.444$)，即當國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 2.444 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 144.4% ($(2.444-1) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，男生初次偷竊行為的發生比女生的發生比高；低自我控制愈嚴重，國中生初次偷竊行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .084，Nagelkerke R^2 為 .301。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 4.044 ($p = .853 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 95.9%。

表 4-7

日常生活困擾對於初次偷竊行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	0.129	0.492	1.138	0.127	0.495	1.135	0.264	0.519	1.302	0.365	0.544	1.441
年級	-1.242***	0.310	0.289	-1.229***	0.313	0.293	-1.226***	0.315	0.294	-1.209***	0.342	0.299
日常生活困擾				0.409**	0.155	1.505	0.593**	0.180	1.810	0.329	0.217	1.389
日常生活困擾×W2							-0.864*	0.430	0.422	-1.121*	0.444	0.326
男生										1.195**	0.448	3.305
父親教育程度										0.078	0.216	1.081
母親教育程度										-0.212	0.225	0.809
父親職業地位										-0.292	0.252	0.747
母親職業地位										0.050	0.214	1.051
家庭經濟狀況										-0.344	0.311	0.709
低自我控制										0.894***	0.208	2.444
接觸偏差同儕										0.288	0.373	1.333
常數項	-0.910			-2.087	0.694		-2.666	0.771		-3.517	1.287	
-2LL χ^2	273.469			266.679			262.084			216.522		
Cox-Snell R^2	.024			.032			.037			.084		
Nagelkerke R^2	.087			.113			.131			.301		
正確率	96.1%			96.1%			96.1%			95.9%		
樣本數	897			897			897			897		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

參、負面生活事件與初次偷竊行為之關聯性

接續表 4-7 模型一的基礎，在表 4-8 模型二加入本研究所要探究的負面生活事件得知，在控制時間變項後，負面生活事件的 Logistic 迴歸係數為 0.091 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準。換言之，此項發現並不支持一般化緊張理論的觀點，即負面生活事件對於國中生初次偷竊行為發生與否的影響，並沒有得到本研究的支持。在控制負面生活事件之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為。106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.101 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.227 ($p < .05$)。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .025，Nagelkerke R^2 為 .090。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 4.873 ($p = .675 > .05$) 顯示整體模型適配度良好。在加入負面生活事件後，所有變項仍可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

其次，模型三納入負面生活事件與時間變項的交互作用效應後，負面生活事件與 106 學年度上學期之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.625 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準；也就是說，控制其他變項之後，負面生活事件對於不同時間的國中生初次偷竊行為發生與否的影響，並不具有時間變異的效果。控制其他變項之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為。106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.126 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.223 ($p < .05$)。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .027，Nagelkerke R^2 為 .096。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 3.254 ($p = .917 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入負面生活事件以及與時間變項的交互作用效應後，所有變項仍可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，時間變項、年級、負面生活事件，以及負面生活事件與時間變項之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數依舊沒有達到統計上的顯著水準。然而，控制其他變項之後，性別和低自我控制的 Logistic 迴歸係數有達到統計上的顯著水準。性別的 Logistic 迴歸係數為 1.145 ($p < .05$)，表示男生初次偷竊行為發生的對數勝算比女生高 1.145。

從指數係數來解釋，男生初次偷竊行為的發生比是女生的 3.143 倍 ($\text{Exp}(B)=3.143$)，或是說男生初次偷竊行為的發生比女生增加了 214.3% ($(3.143-1)\times 100\%$) 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.951 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次偷竊行為對數勝算的 0.951。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 2.589 倍 ($\text{Exp}(B)=2.589$)，即當國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 2.589 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 158.9% ($(2.589-1)\times 100\%$) 的發生比。綜言之，男生初次偷竊行為的發生比女生的發生比高；低自我控制愈嚴重，國中生初次偷竊行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .081，Nagelkerke R^2 為 .289。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 2.907 ($p = .940 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.3%。

表 4- 8

負面生活事件對於初次偷竊行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	0.129	0.492	1.138	0.101	0.495	1.106	0.126	0.503	1.134	0.216	0.532	1.242
年級	-1.242***	0.310	0.289	-1.227***	0.311	0.293	-1.223***	0.312	0.294	-1.246***	0.339	0.288
負面生活事件				0.091	0.106	1.095	0.173	0.119	1.189	0.067	0.130	1.070
負面生活事件×W2							-0.625	0.572	0.535	-1.189	0.679	0.305
男生										1.145*	0.443	3.143
父親教育程度										0.065	0.212	1.067
母親教育程度										-0.247	0.222	0.781
父親職業地位										-0.264	0.245	0.768
母親職業地位										0.061	0.213	1.063
家庭經濟狀況										-0.380	0.311	0.684
低自我控制										0.951***	0.201	2.589
接觸偏差同儕										0.251	0.361	1.285
常數項	-0.910			-1.030	0.515		-1.138	0.525		-2.488	1.120	
-2LL χ^2	273.469			272.824			271.072			219.785		
Cox-Snell R^2	.024			.025			.027			.081		
Nagelkerke R^2	.087			.090			.096			.289		
正確率	96.1%			96.1%			96.1%			96.3%		
樣本數	897			897			897			897		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

肆、與老師負面關係和初次偷竊行為之關聯性

接續表 4-7 模型一的基礎，在表 4-9 模型二加入本研究所要探究的與老師負面關係得知，在控制時間變項後，與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.248 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準。換言之，此項發現並不支持一般化緊張理論的觀點，即與老師負面關係對於國中生初次偷竊行為發生與否的影響，並沒有得到本研究的支持。在控制與老師負面關係之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為。106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.156 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.289 ($p < .05$)。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .027，Nagelkerke R^2 為 .096。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 4.951 ($p = .763 > .05$) 顯示整體模型適配度良好。在加入與老師負面關係後，所有變項仍可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

其次，模型三納入與老師負面關係和時間變項的交互作用效應後，與老師負面關係和 106 學年度上學期之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.819 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準；也就是說，控制其他變項之後，與老師負面關係對於不同時間的國中生初次偷竊行為發生與否的影響，並不具有時間變異的效果。控制其他變項之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.100 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.287 ($p < .05$)。然而，原先模型二與老師負面關係對於初次偷竊行為的影響並不顯著，但是模型三加入與老師負面關係和時間變項的交互作用效應後，與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數達到統計上的顯著水準，與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.380 ($p < .05$)，表示與老師負面關係每增加一個單位，會增加初次偷竊行為發生比的 0.380。從指數係數來解釋，當與老師負面關係增加一個單位，將使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 1.463 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.463$)，即當國中生與老師負面關係高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 1.463 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在與老師負面關係每多一個單位時，會增加 46.3% ($(1.463-1) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，在控制其他變項之後，與老師負面關係愈嚴重，國中生初次偷竊行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .031，Nagelkerke R^2 為 .109。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-

Lemershaw 適配度考驗發現， χ^2 值為 6.425 ($p = .600 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與老師負面關係以及與時間變項的交互作用效應後，所有變項仍可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，時間變項、與老師負面關係，以及與老師負面關係和時間變項之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數依舊沒有達到統計上的顯著水準。然而，控制其他變項之後，性別和低自我控制的 Logistic 迴歸係數有達到統計上的顯著水準。性別的 Logistic 迴歸係數為 1.127 ($p < .05$)，表示男生初次偷竊行為發生的對數勝算比女生高 1.127。從指數係數來解釋，男生初次偷竊行為的發生比是女生的 3.087 倍 ($\text{Exp}(B) = 3.087$)，或是說男生初次偷竊行為的發生比女生增加了 208.7% ($(3.087 - 1) \times 100\%$) 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.907 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次偷竊行為對數勝算的 0.907。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 2.478 倍 ($\text{Exp}(B) = 2.478$)，即當國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 2.478 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 147.8% ($(2.478 - 1) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，男生初次偷竊行為的發生比女生的發生比高；低自我控制愈嚴重，國中生初次偷竊行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .081，Nagelkerke R^2 為 .288。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemershaw 適配度考驗發現， χ^2 值為 3.338 ($p = .911 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.2%。

表 4-9

與老師負面關係對於初次偷竊行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	0.129	0.492	1.138	0.156	0.495	1.168	0.100	0.531	1.105	0.035	0.554	1.036
年級	-1.242***	0.310	0.289	-1.289***	0.313	0.276	-1.287***	0.315	0.276	-1.185***	0.336	0.306
與老師負面關係				0.248	0.156	1.282	0.380*	0.171	1.463	0.037	0.197	1.038
老師負面關係×W2							-0.819	0.494	0.441	-0.886	0.536	0.412
男生										1.127*	0.446	3.087
父親教育程度										0.071	0.215	1.073
母親教育程度										-0.245	0.224	0.783
父親職業地位										-0.284	0.251	0.753
母親職業地位										0.045	0.214	1.046
家庭經濟狀況										-0.340	0.308	0.712
低自我控制										0.907***	0.195	2.478
接觸偏差同儕										0.251	0.357	1.285
常數項	-0.910			-1.389	0.589		-1.709	0.627		-2.492	1.122	
-2LL χ^2	273.469			271.063			267.787			220.158		
Cox-Snell R^2	.024			.027			.031			.081		
Nagelkerke R^2	.087			.096			.109			.288		
正確率	96.1%			96.1%			96.1%			96.2%		
樣本數	897			897			897			897		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

伍、與同儕負面關係和初次偷竊行為之關聯性

接續表 4-7 模型一的基礎，在表 4-10 模型二加入本研究所要探究的與同儕負面關係得知，在控制時間變項後，與同儕負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.247 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準。換言之，此項發現並不支持一般化緊張理論的觀點，即與同儕負面關係對於國中生初次偷竊行為發生與否的影響，並沒有得到本研究的支持。在控制與同儕負面關係之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為。106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.117 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.253 ($p < .05$)。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .027，Nagelkerke R^2 為 .098。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 5.345 ($p = .618 > .05$) 顯示整體模型適配度良好。在加入與同儕負面關係後，所有變項仍可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

其次，模型三納入與同儕負面關係和時間變項的交互作用效應後，與同儕負面關係和 106 學年度上學期之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.439 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準；也就是說，控制其他變項之後，與同儕負面關係對於不同時間的國中生初次偷竊行為發生與否的影響，並不具有時間變異的效果。控制其他變項之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.167 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.249 ($p < .05$)。然而，原先模型二與同儕負面關係對於初次偷竊行為的影響並不顯著，但是模型三加入與同儕負面關係和時間變項的交互作用效應後，與同儕負面關係的 Logistic 迴歸係數達到統計上的顯著水準，與同儕負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.327 ($p < .05$)，表示與同儕負面關係每增加一個單位，會增加初次偷竊行為發生比的 0.327。從指數係數來解釋，當與同儕負面關係增加一個單位，將使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 1.387 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.387$)，即當國中生與同儕負面關係高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 1.387 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在與同儕負面關係每多一個單位時，會增加 38.7% ($(1.387-1) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，在控制其他變項之後，與同儕負面關係愈嚴重，國中生初次偷竊行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .029，Nagelkerke R^2 為 .103。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-

Lemershaw 適配度考驗發現， χ^2 值為 12.911 ($p = .074 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與同儕負面關係以及與時間變項的交互作用效應後，所有變項仍可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，時間變項、與同儕負面關係，以及與同儕負面關係和時間變項之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數依舊沒有達到統計上的顯著水準。然而，控制其他變項之後，性別和低自我控制的 Logistic 迴歸係數有達到統計上的顯著水準。性別的 Logistic 迴歸係數為 1.122 ($p < .05$)，表示男生初次偷竊行為發生的對數勝算比女生高 1.122。從指數係數來解釋，男生初次偷竊行為的發生比是女生的 3.071 倍 ($\text{Exp}(B) = 3.071$)，或是說男生初次偷竊行為的發生比女生增加了 207.1% ($(3.071-1) \times 100\%$) 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.884 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次偷竊行為對數勝算的 0.884。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 2.420 倍 ($\text{Exp}(B) = 2.420$)，即當國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 2.420 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 142.0% ($(2.420-1) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，男生初次偷竊行為的發生比女生的發生比高；低自我控制愈嚴重，國中生初次偷竊行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .079，Nagelkerke R^2 為 .282。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemershaw 適配度考驗發現， χ^2 值為 3.055 ($p = .931 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

表 4- 10

與同儕負面關係對於初次偷竊行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	0.129	0.492	1.138	0.117	0.494	1.124	0.167	0.496	1.182	0.196	0.519	1.216
年級	-1.242***	0.310	0.289	-1.253***	0.310	0.286	-1.249***	0.310	0.287	-1.205***	0.336	0.300
與同儕負面關係				0.247	0.142	1.280	0.327*	0.157	1.387	0.145	0.188	1.156
同儕負面關係×W2							-0.439	0.421	0.645	-0.566	0.445	0.568
男生										1.122*	0.441	3.071
父親教育程度										0.066	0.214	1.069
母親教育程度										-0.251	0.223	0.778
父親職業地位										-0.283	0.247	0.753
母親職業地位										0.050	0.213	1.051
家庭經濟狀況										-0.303	0.306	0.738
低自我控制										0.884***	0.194	2.420
接觸偏差同儕										0.257	0.359	1.293
常數項	-0.910			-1.377	0.574		-1.553	0.600		-2.675	1.144	
-2LL χ^2	273.469			270.710			269.448			221.803		
Cox-Snell R^2	.024			.027			.029			.079		
Nagelkerke R^2	.087			.098			.103			.282		
正確率	96.1%			96.1%			96.1%			96.1%		
樣本數	897			897			897			897		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

陸、生活緊張因素與初次偷竊行為之關聯性

接續表 4-7 模型一的基礎，表 4-12 模型二加入本研究所要探究的日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四個生活緊張因素。在控制時間變項後，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係的 Logistic 迴歸係數都沒有達到統計上的顯著水準。換言之，此項發現並不支持一般化緊張理論的觀點，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國中生初次偷竊行為發生與否的影響，並沒有得到本研究的支持。而且，在控制生活緊張因素四個變項之後，時間變項對於初次偷竊行為的影響依舊不顯著，而年級變項對於初次偷竊行為的影響仍然顯著，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 0.128 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.245 ($p < .05$)。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .032，Nagelkerke R^2 為 .116。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 7.806 ($p = .453 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等變項之後，所有變項可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

其次，模型三納入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四個緊張因素分別與時間變項的交互作用效應，發現日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四個生活緊張因素分別與 106 學年度上學期和 106 學年度下學期交互作用效應，都沒有達到統計上的顯著水準。也就是說，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國中生初次偷竊行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，即日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係的時間變異效果，並未獲得本研究的支持。是以，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響並沒有差異。

然而，控制其他變項之後，日常生活困擾對於初次偷竊行為的影響達到統計上的顯著水準。日常生活困擾的 Logistic 迴歸係數為 0.493 ($p < .05$)，表示日常生活困擾每增加一個單位，會增加初次偷竊行為對數勝算的 0.493。從指數係數來解釋，當日常生活困擾增加一個單位，將使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 1.637 倍($\text{Exp}(B)$)

=1.637)，即當國中生的日常生活困擾高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 1.637 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在日常生活困擾每多一個單位時，會增加 63.7% $((1.637-1)\times 100\%)$ 的發生比。綜言之，日常生活困擾愈多，國中生初次偷竊行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .040，Nagelkerke R^2 為 .143。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 7.506 ($p = .483 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係分別與時間變項的交互作用效應後，日常生活困擾仍可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.1%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，原先模型三中日常生活困擾對於初次偷竊行為的影響消失，但是日常生活困擾與 106 學年度上學期之交互作用效應對於初次偷竊行為的影響達到統計上的顯著水準。日常生活困擾與 106 學年度上學期之交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -1.114 ($p < .05$)，表示日常生活困擾對於 106 學年度上學期的國中生初次偷竊行為發生與否的影響具有時間變異的效果，即 106 學年度上學期的日常生活困擾相較於 105 學年度下學期的日常生活困擾，能使國中生初次偷竊行為的發生比變化 0.328 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.328$)。綜言之，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，能降低國中生初次偷竊行為發生的可能性。

然而，控制其他變項之後，性別和低自我控制的 Logistic 迴歸係數有達到統計上的顯著水準。性別的 Logistic 迴歸係數為 1.234 ($p < .05$)，表示男生初次偷竊行為發生的對數勝算比女生高 1.234。從指數係數來解釋，男生初次偷竊行為的發生比是女生的 3.436 倍 ($\text{Exp}(B) = 3.436$)，或是說男生初次偷竊行為的發生比女生增加了 243.6% $((3.436-1)\times 100\%)$ 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.955 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次偷竊行為對數勝算的 0.955。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次偷竊行為的發生比變化 2.598 倍 ($\text{Exp}(B) = 2.598$)，即當國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，初次偷竊行為發生比約為平均水準的 2.598 倍，或是說國中生初次偷竊行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 159.8% $((2.598-1)\times 100\%)$ 的發生比。綜言之，男生初次偷竊行為的發生比女生的發生比高；低自我控制愈嚴重，國中生初次偷竊行

為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為.089，Nagelkerke R^2 為.316。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 1.644 ($p = .990 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 96.0%。

表 4-11

初次偷竊行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	0.129	0.492	1.138	0.128	0.498	1.136	0.158	0.566	1.171	0.301	0.601	1.351
年級	-1.242***	0.310	0.289	-1.245***	0.316	0.288	-1.235***	0.320	0.291	-1.222***	0.348	0.295
日常生活困擾				0.348	0.186	1.416	0.493*	0.212	1.637	0.321	0.240	1.378
負面生活事件				0.042	0.121	1.043	0.094	0.132	1.098	0.065	0.135	1.067
與老師負面關係				0.107	0.174	1.113	0.184	0.189	1.202	-0.106	0.218	0.899
與同儕負面關係				0.032	0.174	1.033	0.042	0.189	1.043	0.044	0.210	1.045
日常生活困擾×W2							-0.748	0.528	0.473	-1.114*	0.554	0.328
負面生活事件×W2							-0.483	0.557	0.617	-0.851	0.652	0.427
老師負面關係×W2							-0.723	0.610	0.485	-0.626	0.676	0.534
同儕負面關係×W2							0.297	0.583	1.346	0.474	0.640	1.606
男生										1.234**	0.461	3.436
父親教育程度										0.048	0.218	1.049
母親教育程度										-0.212	0.225	0.809
父親職業地位										-0.276	0.256	0.759
母親職業地位										0.031	0.219	1.031
家庭經濟狀況										-0.366	0.323	0.694
低自我控制										0.955***	0.218	2.598
接觸偏差同儕										0.344	0.383	1.411
常數項	-0.910	0.495		-2.236	0.721		-2.973	0.816		-3.481	1.298	
-2LL χ^2	273.469			266.050			258.902			212.253		
Cox-Snell R^2	.024			.032			.040			.089		
Nagelkerke R^2	.087			.116			.143			.316		

正確率	96.1%	96.1%	96.1%	96.0%
樣本數	897	897	897	897

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

柒、小結

根據表 4-7 至表 4-11 的研究結果，可將日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四種生活緊張因素，在國中期間不同時間對於初次偷竊行為的影響分別清楚呈現。

首先，時間變項對於國中生初次偷竊行為的影響並不顯著，表示國中生初次偷竊行為的發生，並未受到國中階段不同時間的發展階段所影響。其次，分別加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四種生活緊張因素，僅有日常生活困擾對於初次偷竊行為產生顯著地影響。也就是說，在控制年級與時間變項之後，日常生活困擾愈多，國中生發生初次偷竊行為的可能性愈高。再者，分別加入四種生活緊張因素和其時間變項的交互作用效應後，僅有日常生活困擾對於 106 學年度上學期初次偷竊行為的影響具有時間變異的效果，而且日常生活困擾對於初次偷竊行為的影響依舊存在。也就是說，在控制其他變項之後，日常生活困擾愈多，國中生發生初次偷竊行為的可能性愈高，而且 106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，顯著地降低國中生初次偷竊行為發生的可能性。

然而，在與老師負面關係和與同儕負面關係方面，在加入其時間變項的交互作用效應後，與老師負面關係和與同儕負面關係對於初次偷竊行為的影響突然變得顯著，研究者推測很可能存在調節效果；因此，進一步檢驗其效果發現，與老師負面關係和 106 學年度上學期的調節效果並不顯著 ($b = -2.122, p = .096 > .05$)；與同儕負面關係和 106 學年度上學期的調節效果也不顯著 ($b = -0.050, p = .871 > .05$)，故與老師負面關係，以及與同儕負面關係和其時間變項的交互作用效應之間並不存在調節效果，有待後續研究進一步釐清。

第四，加入背景變項作控制，日常生活困擾、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於初次偷竊行為的影響消失，僅存在日常生活困擾對於 106 學年度上學期初次偷竊行為的影響。也就是說，在控制其他變項之後，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，顯著地降低國中生初次偷竊行為發生的可能性。

最後，以一個較完整的一般化緊張理論架構，探討四種生活緊張因素對於國中生初次偷竊行為發生的關聯性，發現在加入所有時間變項的交互作用效應後，日常生活困擾對於初次偷竊行為的影響突然變得顯著，研究者推測很可能日常生活困擾與所有

時間變項的交互作用效應可能存在調節效果；因此，進一步檢驗其效果後，發現日常生活困擾與所有時間變項的交互作用效應之調節效果都不顯著，故有待後續研究進一步釐清。在控制所有變項之後，僅存在日常生活困擾對於 106 學年度上學期初次偷竊行為的影響。也就是說，在控制其他變項之後，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，顯著地降低國中生初次偷竊行為發生的可能性。

綜言之，本研究支持研究假設 2-1：「國中生日常生活困擾愈多，其初次偷竊行為發生的可能性愈高」、研究假設 5-1：「日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響有差異」，部份支持研究假設 14-1：「同時納入日常生活困擾、負面生活事件和負面人際關係與時間的交互作用變項，以及個人背景變項之後，日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次偷竊行為發生與否的影響有差異」。

第三節 生活緊張因素與初次暴力行為之關聯性分析

本研究運用間斷時間發生機會模型，分別就國中時期不同時間的發展階段，探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係是否能作為解釋國中生初次暴力行為的時間共變項，故先就國中時期不同時間是否影響國中生初次暴力行為的發生加以探究。其次，以階層 Logistic 迴歸模型分析，分別納入本研究所要探究的日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等緊張因素，是否影響國中生初次暴力行為的發生。再者，加入日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係和時間變項的交互作用項，探討這些生活緊張因素能否作為解釋國中生初次暴力行為的時間共變效應。第四，放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差行為等控制變項，探討這些生活緊張因素對於國中生初次暴力行為的關聯性。最後，以一個較完整的一般化緊張理論架構，探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等生活緊張因素，對於國中不同時間之初次暴力行為發生的關聯性。

壹、國中階段與初次暴力行為之關聯性

首先分析國中時期不同時間對於國中生初次暴力行為的影響，在控制年級變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為-1.123 ($p < .05$)，有達到統計上的顯著水準，但是 106 學年度下學期的 Logistic 迴歸係數為-18.664 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準。特別的是，106 學年度下學期的 Logistic 迴歸係數之標準誤相當大，探究其原因是 106 學年度下學期初次暴力行為的違犯率為 0 (見表 4-2)，導致其 Logistic 迴歸係數的標準誤膨脹。因此，本研究依據 Hauck 與 Donner (1977) 的建議，在進行 Logistic 迴歸係數分析時，若依變項為 0 時，會造成標準誤過大。是以，因為 106 學年度下學期初次暴力行為的違犯率為 0，表示 106 學年度下學期並沒有發生初次暴力行為，意味著此一時間變項並不會影響初次暴力行為的發生，所以在分析時，將 106 學年度下學期排除，僅保留 106 學年度上學期。

從表 4-12 模型一得知，在控制年級後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為-0.125 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準。控制時間變項後，年級的 Logistic 迴歸係數為-1.549 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.549。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得

國中初次暴力行為的發生比變化 0.213 倍 ($\text{Exp}(B)=0.213$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.213 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 78.7% ($(1-0.213)\times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低。整體模型評估上，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .060，Nagelkerke R^2 為 .161。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗得知， χ^2 值為 8.199 ($p=.042<.05$)，顯示整體模型適配度良好，時間變項可以有效預測國中生初次暴力行為發生，其正確率為 93.8%。

接下來，依據表 4-12 模型一的基礎，以階層 Logistic 迴歸分析方式，分別納入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等緊張因素，是否會影響國中生初次暴力行為的發生。其次，分別加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等緊張因素和時間變項的交互作用效應，是否對於國中生初次暴力行為發生會與時間變項產生交互作用的關係。最後，加入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項，探討這些生活緊張因素對於國中生初次暴力行為的關聯性。

貳、日常生活困擾與初次暴力行為之關聯性

接續表 4-12 模型一的基礎，模型二加入本研究所要探究的日常生活困擾得知，在控制時間變項後，日常生活困擾的 Logistic 迴歸係數為 0.155 ($p>.05$)，並沒有達到統計上的顯著水準。此項發現並不支持一般化緊張理論的觀點，即日常生活困擾對於國中生初次暴力行為發生與否的影響，並未獲得本研究的支持。控制日常生活困擾之後，年級變項對於初次暴力行為的影響依舊顯著。控制其他變項後，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.544 ($p<.05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.544。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.213 倍 ($\text{Exp}(B)=0.213$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.213 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 78.7% ($(1-0.213)\times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，發生初次暴力行為的勝算會愈低。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .062，Nagelkerke R^2 為 .165。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗

發現， χ^2 值為 6.428 ($p = .599 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾之後，時間變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 93.8%。

其次，模型三納入日常生活困擾與時間變項的交互作用效應後，日常生活困擾與 106 學年度上學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 0.624 ($p > .05$)，顯示日常生活困擾與時間變項交互作用效應都未達到統計上的顯著水準。也就是說，日常生活困擾對於國中生初次暴力行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，表示日常生活困擾的時間變異效果並未獲得本研究的支持。是以，日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響並沒有差異。然而，控制其他變項之後，年級變項對於初次暴力行為的影響依舊顯著。控制其他變項後，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.541 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.541。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.214 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.214$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.214 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 78.6% ($(1 - 0.214) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .065，Nagelkerke R^2 為 .174。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 3.762 ($p = .878 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾以及與時間變項的交互作用效應後，時間變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 93.8%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，日常生活困擾以及日常生活困擾與時間變項的交互作用效應依舊未達到統計上的顯著水準，表示日常生活困擾和日常生活困擾的時間變異效果對於初次暴力行為發生與否的影響，並不會與受到個人屬性與家庭背景的關係。是以，在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，日常生活困擾和日常生活困擾的時間變異效果，並未獲得本研究的支持。然而，控制其他變項後，年級、性別、低自我控制和接觸偏差同儕對於初次暴力行為的影響有達到統計上的顯著水準。年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.931 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.931。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.145 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.145$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.145

倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 85.5% $((1-0.145) \times 100\%)$ 的發生比。性別的 Logistic 迴歸係數為 2.469 ($p < .05$)，表示男生初次暴力行為發生的對數勝算比女生高 2.469。從指數係數來解釋，男生初次暴力行為的發生比是女生的 11.810 倍 ($\text{Exp}(B) = 11.810$)，或是說男生初次暴力行為的發生比女生增加了 1081.0% $((11.181-1) \times 100\%)$ 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.474 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次暴力行為對數勝算的 0.474。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 1.606 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.606$)，即當國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 1.606 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 60.6% $((1.606-1) \times 100\%)$ 的發生比。接觸偏差同儕的 Logistic 迴歸係數為 1.369 ($p < .05$)，表示每增加一位偏差同儕，會增加初次暴力行為對數勝算的 1.369。從指數係數來解釋，當每增加一位偏差同儕，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 3.933 倍 ($\text{Exp}(B) = 3.933$)，或是說國中生初次暴力行為的發生比在每增加一位偏差同儕，會增加 293.3% $((3.933-1) \times 100\%)$ 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低；男生初次暴力行為的發生比女生的發生比高；低自我控制愈嚴重，國中生初次暴力行為的發生比愈高；接觸偏差同儕愈多，國中生初次暴力行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .164，Nagelkerke R^2 為 .440。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 12.212 ($p = .142 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 94.3%。

表 4- 12

日常生活困擾對於初次暴力行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-0.125	0.469	0.883	-0.124	0.469	0.883	-0.382	0.540	0.683	0.138	0.596	1.148
年級	-1.549***	0.271	0.213	-1.544***	0.271	0.213	-1.541***	0.271	0.214	-1.931***	0.328	0.145
日常生活困擾				0.155	0.131	1.167	0.051	0.145	1.052	-0.147	0.183	0.863
日常生活困擾×W2							0.624	0.358	1.866	0.694	0.411	2.001
男生										2.469***	0.480	11.810
父親教育程度										0.337	0.179	1.400
母親教育程度										0.183	0.185	1.201
父親職業地位										-0.148	0.197	0.862
母親職業地位										0.095	0.169	1.100
家庭經濟狀況										-0.443	0.290	0.642
低自我控制										0.474**	0.178	1.606
接觸偏差同儕										1.369***	0.348	3.933
常數項	0.109	0.410		-0.318	0.553		-0.036	0.572		-3.080	1.208	
-2LL χ^2	350.611			349.240			346.193			248.949		
Cox-Snell R^2	.060			.062			.065			.164		
Nagelkerke R^2	.161			.165			.174			.440		
正確率	93.8%			93.8%			93.8%			94.3%		
樣本數	870			870			870			870		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

參、負面生活事件與初次暴力行為之關聯性

接續表 4-12 模型一的基礎，在表 4-13 模型二加入本研究所要探究的負面生活事件得知，在控制時間變項後，負面生活事件的 Logistic 迴歸係數為 0.135 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準。此項發現並不支持一般化緊張理論的觀點，即負面生活事件對於國中生初次暴力行為發生與否的影響，並未獲得本研究的支持。控制負面生活事件之後，年級變項對於初次暴力行為的影響依舊顯著。控制其他變項後，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.527 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.527。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.217 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.217$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.217 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 78.3% ($(1 - 0.217) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，發生初次暴力行為的勝算會愈低。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .062，Nagelkerke R^2 為 .167。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 3.138 ($p = .872 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入負面生活事件之後，時間變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 93.8%。

其次，模型三納入負面生活事件與時間變項的交互作用效應後，負面生活事件與 106 學年度上學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.142 ($p > .05$)，顯示負面生活事件與時間變項交互作用效應都未達到統計上的顯著水準。也就是說，負面生活事件對於國中生初次暴力行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，表示負面生活事件的時間變異效果並未獲得本研究的支持。是以，負面生活事件對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響並沒有差異。然而，控制其他變項之後，年級變項對於初次暴力行為的影響依舊顯著。控制其他變項後，年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.524 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.524。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.218 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.218$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.218 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 78.2% ($(1 - 0.218) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，

國中生初次暴力行為的發生比會愈低。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為.063，Nagelkerke R^2 為.168。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 7.360 ($p = .498 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入負面生活事件以及與時間變項的交互作用效應後，時間變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 93.8%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，負面生活事件以及負面生活事件與時間變項的交互作用效應依舊未達到統計上的顯著水準，表示負面生活事件和負面生活事件的時間變異效果對於初次暴力行為發生與否的影響，並不會與受到個人屬性與家庭背景的關係。是以，在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，負面生活事件和負面生活事件的時間變異效果，並未獲得本研究的支持。然而，控制其他變項後，年級、性別、低自我控制和接觸偏差同儕對於初次暴力行為的影響有達到統計上的顯著水準。年級的 Logistic 迴歸係數為-1.933 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.933。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.145 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.145$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.145 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 85.5% ($(1 - 0.145) \times 100\%$) 的發生比。性別的 Logistic 迴歸係數為 2.444 ($p < .05$)，表示男生初次暴力行為發生的對數勝算比女生高 2.444。從指數係數來解釋，男生初次暴力行為的發生比是女生的 11.519 倍 ($\text{Exp}(B) = 11.519$)，或是說男生初次暴力行為的發生比女生增加了 1051.9% ($(11.519 - 1) \times 100\%$) 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.459 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次暴力行為對數勝算的 0.459。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 1.583 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.583$)，即當國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 1.583 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 58.3% ($(1.583 - 1) \times 100\%$) 的發生比。接觸偏差同儕的 Logistic 迴歸係數為 1.372 ($p < .05$)，表示每增加一位偏差同儕，會增加初次暴力行為對數勝算的 1.372。從指數係數來解釋，當每增加一位偏差同儕，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 3.944 倍 ($\text{Exp}(B) = 3.944$)，或

是說國中生初次暴力行為的發生比在每增加一位偏差同儕，會增加 294.4% $((3.944-1) \times 100\%)$ 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低；男生初次暴力行為的發生比女生的發生比高；低自我控制愈嚴重，國中生初次暴力行為的發生比愈高；接觸偏差同儕愈多，國中生初次暴力行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為.161，Nagelkerke R^2 為.433。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 17.051 ($p = .030 < .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 94.6%。

表 4- 13

負面生活事件對於初次暴力行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-0.125	0.469	0.883	-0.170	0.472	0.843	-0.132	0.475	0.876	0.435	0.532	1.545
年級	-1.549***	0.271	0.213	-1.527***	0.272	0.217	-1.524***	0.272	0.218	-1.933***	0.329	0.145
負面生活事件				0.135	0.087	1.145	0.161	0.102	1.175	-0.003	0.133	0.997
負面生活事件×W2							-0.142	0.316	0.868	0.018	0.450	1.019
男生										2.444***	0.475	11.519
父親教育程度										0.330	0.179	1.391
母親教育程度										0.181	0.186	1.198
父親職業地位										-0.158	0.197	0.854
母親職業地位										0.093	0.168	1.097
家庭經濟狀況										-0.448	0.287	0.639
低自我控制										0.459**	0.164	1.583
接觸偏差同儕										1.372***	0.349	3.944
常數項	0.109	0.410		-0.070	0.427		-0.106	0.434		-3.339	1.115	
-2LL χ^2	350.611			348.529			348.302			251.916		
Cox-Snell R^2	.060			.062			.063			.161		
Nagelkerke R^2	.161			.167			.168			.433		
正確率	93.8%			93.8%			93.8%			94.6%		
樣本數	870			870			870			870		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

肆、與老師負面關係和初次暴力行為之關聯性

接續表 4-12 模型一的基礎，在表 4-14 模型二加入本研究所要探究的與老師負面關係得知，在控制時間變項後，與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.272 ($p < .05$)，表示與老師負面關係每增加一個單位，會增加初次暴力行為對數勝算的 0.272。從指數係數來解釋，當與老師負面關係增加一個單位，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 1.313 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.313$)，即當國中生與老師負面關係高於總平均數一個單位時，初次暴力行為發生比約為平均水準的 1.313 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在與老師負面關係每多一個單位時，會增加 31.3% ($(1.313-1) \times 100\%$) 的發生比。換言之，此項發現支持一般化緊張理論的觀點，與老師負面關係對於國中生初次暴力行為發生與否的影響得到本研究的支持。在控制與老師負面關係之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為。106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 -0.094 ($p > .05$)，而年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.606 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.606。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.201 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.201$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.201 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 79.9% ($(1-0.201) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低；與老師負面關係愈嚴重，國中生初次暴力行為的發生比會愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .064，Nagelkerke R^2 為 .173。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 7.176 ($p = .518 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與老師負面關係之後，時間變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 93.8%。

其次，模型三納入與老師負面關係與時間變項的交互作用效應後，與老師負面關係與 106 學年度上學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 0.126 ($p > .05$)，顯示與老師負面關係與時間變項交互作用效應都未達到統計上的顯著水準。也就是說，與老師負面關係對於國中生初次暴力行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，表示與老師負面關係的時間變異效果並未獲得本研究的支持。是以，與老師負面關係對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響並沒有差異。控制其他變項之後，年級變項對於初次暴力行為的影響依舊顯著，但是原先與老師負面

關係對於初次暴力行為的影響消失。控制其他變項後，年級的 Logistic 迴歸係數為-1.605 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.605。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.201 倍 ($\text{Exp}(B)=0.201$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.201 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 79.9% ($(1-0.201)\times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .065，Nagelkerke R^2 為 .173。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 7.590 ($p = .475 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與老師負面關係以及與時間變項的交互作用效應後，時間變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 93.8%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，與老師負面關係以及與老師負面關係與時間變項的交互作用效應依舊未達到統計上的顯著水準，表示與老師負面關係和與老師負面關係的時間變異效果對於初次暴力行為發生與否的影響，並不會與受到個人屬性與家庭背景的關係。是以，在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，與老師負面關係和與老師負面關係的時間變異效果，並未獲得本研究的支持。然而，控制其他變項後，年級、性別、低自我控制和接觸偏差同儕對於初次暴力行為的影響有達到統計上的顯著水準。年級的 Logistic 迴歸係數為-1.908 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.908。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.148 倍 ($\text{Exp}(B)=0.148$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.148 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 85.2% ($(1-0.148)\times 100\%$) 的發生比。性別的 Logistic 迴歸係數為 2.481 ($p < .05$)，表示男生初次暴力行為發生的對數勝算比女生高 2.481。從指數係數來解釋，男生初次暴力行為的發生比是女生的 11.952 倍 ($\text{Exp}(B)=11.952$)，或是說男生初次暴力行為的發生比女生增加了 1095.2% ($(11.952-1)\times 100\%$) 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.512 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次暴力行為對數勝算的 0.512。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 1.669 倍 ($\text{Exp}(B)=1.669$)，即當國中生的低自我控制

高於總平均數一個單位時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 1.669 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 66.9% $((1.669-1)\times 100\%)$ 的發生比。接觸偏差同儕的 Logistic 迴歸係數為 1.397 ($p < .05$)，表示每增加一位偏差同儕，會增加初次暴力行為對數勝算的 1.397。從指數係數來解釋，當每增加一位偏差同儕，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 4.042 倍 ($\text{Exp}(B) = 4.042$)，或是說國中生初次暴力行為的發生比在每增加一位偏差同儕，會增加 304.2% $((4.042-1)\times 100\%)$ 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低；男生初次暴力行為的發生比女生的發生比高；低自我控制愈嚴重，國中生初次暴力行為的發生比愈高；接觸偏差同儕愈多，國中生初次暴力行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .163，Nagelkerke R^2 為 .436。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 8.784 ($p = .361 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 94.6%。

表 4- 14

與老師負面關係對於初次暴力行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-0.125	0.469	0.883	-0.094	0.471	0.910	-0.124	0.484	0.883	0.333	0.539	1.395
年級	-1.549***	0.271	0.213	-1.606***	0.274	0.201	-1.605***	0.274	0.201	-1.908***	0.328	0.148
與老師負面關係				0.272*	0.135	1.313	0.255	0.145	1.290	-0.187	0.179	0.829
老師負面關係×W2							0.126	0.382	1.134	0.417	0.441	1.517
男生										2.481***	0.478	11.952
父親教育程度										0.349	0.180	1.417
母親教育程度										0.182	0.187	1.199
父親職業地位										-0.140	0.199	0.870
母親職業地位										0.067	0.174	1.069
家庭經濟狀況										-0.465	0.286	0.628
低自我控制										0.512**	0.172	1.669
接觸偏差同儕										1.397***	0.346	4.042
常數項	0.109	0.410		-0.403	0.487		-0.364	0.501		-3.161	1.126	
-2LL χ^2	350.611			346.649			346.542			250.440		
Cox-Snell R^2	.060			.064			.065			.163		
Nagelkerke R^2	.161			.173			.173			.436		
正確率	93.8%			93.8%			93.8%			94.6%		
樣本數	870			870			870			870		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

伍、與同儕負面關係和初次暴力行為之關聯性

接續表 4-12 模型一的基礎，在表 4-15 模型二加入本研究所要探究的與同儕負面關係得知，在控制時間變項後，與同儕負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.315 ($p < .05$)，表示與同儕負面關係每增加一個單位，會增加初次暴力行為對數勝算的 0.315。從指數係數來解釋，當與同儕負面關係增加一個單位，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 1.370 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.370$)，即當國中生與同儕負面關係高於總平均數一個單位時，初次暴力行為發生比約為平均水準的 1.370 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在與同儕負面關係每多一個單位時，會增加 37.0% ($(1.370 - 1) \times 100\%$) 的發生比。換言之，此項發現支持一般化緊張理論的觀點，與同儕負面關係對於國中生初次暴力行為發生與否的影響得到本研究的支持。在控制與同儕負面關係之後，時間變項依舊沒有達到統計上的顯著水準，而年級變項仍然顯著影響初次偷竊行為。106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 -0.127 ($p > .05$)，而年級的 Logistic 迴歸係數為 -1.546 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.546。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.209 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.209$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.209 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 79.1% ($(1 - 0.209) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低；與同儕負面關係愈嚴重，國中生初次暴力行為的發生比會愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .067，Nagelkerke R^2 為 .179。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 5.685 ($p = .682 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與同儕負面關係之後，時間變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 93.8%。

其次，模型三納入與同儕負面關係與時間變項的交互作用效應後，與同儕負面關係與 106 學年度上學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 0.439 ($p > .05$)，顯示與同儕負面關係與時間變項交互作用效應都未達到統計上的顯著水準。也就是說，與同儕負面關係對於國中生初次暴力行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，表示與同儕負面關係的時間變異效果並未獲得本研究的支持。是以，與同儕負面關係對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響並沒有差異。控制其他變項之後，年級變項對於初次暴力行為的影響依舊顯著，但是原先與同儕負面

關係對於初次暴力行為的影響消失。控制其他變項後，年級的 Logistic 迴歸係數為-1.562 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.562。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.210 倍 ($\text{Exp}(B)=0.210$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.210 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 79.0% ($(1-0.210)\times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .069，Nagelkerke R^2 為 .184。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 3.212 ($p = .865 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與同儕負面關係以及與時間變項的交互作用效應後，時間變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 93.8%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，與同儕負面關係以及與同儕負面關係與時間變項的交互作用效應依舊未達到統計上的顯著水準，表示與同儕負面關係和與同儕負面關係的時間變異效果對於初次暴力行為發生與否的影響，並不會與受到個人屬性與家庭背景的關係。是以，在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，與同儕負面關係和與同儕負面關係的時間變異效果，並未獲得本研究的支持。然而，控制其他變項後，年級、性別、低自我控制和接觸偏差同儕對於初次暴力行為的影響有達到統計上的顯著水準。年級的 Logistic 迴歸係數為-1.935 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.935。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.144 倍 ($\text{Exp}(B)=0.144$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.144 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 85.6% ($(1-0.144)\times 100\%$) 的發生比。性別的 Logistic 迴歸係數為 2.475 ($p < .05$)，表示男生初次暴力行為發生的對數勝算比女生高 2.475。從指數係數來解釋，男生初次暴力行為的發生比是女生的 11.883 倍 ($\text{Exp}(B)=11.883$)，或是說男生初次暴力行為的發生比女生增加了 1088.3% ($(11.883-1)\times 100\%$) 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.443 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次暴力行為對數勝算的 0.443。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 1.558 倍 ($\text{Exp}(B)=1.558$)，即當國中生的低自我控制

高於總平均數一個單位時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 1.558 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 55.8% $((1.558-1)\times 100\%)$ 的發生比。接觸偏差同儕的 Logistic 迴歸係數為 1.392 ($p < .05$)，表示每增加一位偏差同儕，會增加初次暴力行為對數勝算的 1.392。從指數係數來解釋，當每增加一位偏差同儕，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 4.024 倍 ($\text{Exp}(B) = 4.024$)，或是說國中生初次暴力行為的發生比在每增加一位偏差同儕，會增加 302.4% $((4.024-1)\times 100\%)$ 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低；男生初次暴力行為的發生比女生的發生比高；低自我控制愈嚴重，國中生初次暴力行為的發生比愈高；接觸偏差同儕愈多，國中生初次暴力行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .165，Nagelkerke R^2 為 .443。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 18.762 ($p = .016 < .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 94.7%。

表 4- 15

與同儕負面關係對於初次暴力行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-0.125	0.469	0.883	-0.127	0.471	0.881	-0.343	0.533	0.709	0.057	0.619	1.058
年級	-1.549***	0.271	0.213	-1.564***	0.272	0.209	-1.562***	0.271	0.210	-1.935***	0.327	0.144
與同儕負面關係				0.315*	0.122	1.370	0.245	0.134	1.277	-0.001	0.180	0.999
同儕負面關係×W2							0.439	0.327	1.551	0.789	0.433	2.202
男生										2.475***	0.478	11.883
父親教育程度										0.313	0.177	1.368
母親教育程度										0.194	0.184	1.215
父親職業地位										-0.146	0.193	0.864
母親職業地位										0.090	0.167	1.094
家庭經濟狀況										-0.397	0.290	0.672
低自我控制										0.443**	0.167	1.558
接觸偏差同儕										1.392***	0.348	4.024
常數項	0.109	0.410		-0.494	0.479		-0.351	0.490		-3.482	1.162	
-2LL χ^2	350.611			344.372			342.606			248.058		
Cox-Snell R^2	.060			.067			.069			.165		
Nagelkerke R^2	.161			.179			.184			.443		
正確率	93.8%			93.8%			93.8%			94.7%		
樣本數	870			870			870			870		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

陸、生活緊張因素與初次暴力行為之關聯性

接續表 4-12 模型一的基礎，表 4-16 模型二加入本研究所要探究的日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四個生活緊張因素。在控制時間變項後，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於初次暴力行為的影響都沒有達到統計上的顯著水準。換言之，此項發現並不支持一般化緊張理論的觀點，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國中生初次暴力行為發生與否的影響，並沒有得到本研究的支持。而且，在控制生活緊張因素四個變項之後，時間變項對於初次暴力行為的影響依舊不顯著，而年級變項對於初次暴力行為的影響仍然顯著，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為-0.136 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為-1.584 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.584。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.205 倍 ($\text{Exp}(B)=0.205$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.205 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 79.5% ($(1-0.205)\times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為.070，Nagelkerke R^2 為.187。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 11.148 ($p = .193 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等變項之後，所有變項可以有效預測國中生初次偷竊行為，其正確率為 93.9%。

其次，模型三納入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四個緊張因素分別與時間變項的交互作用效應，發現日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四個生活緊張因素分別與 106 學年度上學期和 106 學年度下學期交互作用效應，都沒有達到統計上的顯著水準。也就是說，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國中生初次暴力行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，即日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係的時間變異效果，並未獲得本研究的支持。是以，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國中階段不同時間學生初次暴力行為發生與否的影響，並沒有

差異。

然而，控制其他變項之後，年級變項對於初次暴力行為的影響依舊顯著。控制其他變項後，年級的 Logistic 迴歸係數為-1.578 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.578。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.206 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.206$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.206 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 79.4% ($(1 - 0.206) \times 100\%$) 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .074，Nagelkerke R^2 為 .197。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 4.000 ($p = .857 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係分別與時間變項的交互作用效應後，所有變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 93.9%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係、與同儕負面關係，以及四種生活緊張因素與時間變項的交互作用效應依舊未達到統計上的顯著水準，表示四種生活緊張因素和其時間變異效果對於初次暴力行為發生與否的影響，並不會受到個人屬性與家庭背景的關係。是以，在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係、與同儕負面關係和其時間變異效果，並未獲得本研究的支持。

然而，控制其他變項後，年級、性別、低自我控制和接觸偏差同儕對於初次暴力行為的影響有達到統計上的顯著水準。年級的 Logistic 迴歸係數為-1.903 ($p < .05$)，表示每增加一個年級，會降低初次暴力行為對數勝算的 1.903。從指數係數來解釋，每多一個年級，將使得國中初次暴力行為的發生比變化 0.149 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.149$)，即當國中生升上一個年級時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 0.149 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在國中生每升一個年級時，會降低 85.1% ($(1 - 0.149) \times 100\%$) 的發生比。性別的 Logistic 迴歸係數為 2.479 ($p < .05$)，表示男生初次暴力行為發生的對數勝算比女生高 2.479。從指數係數來解釋，男生發生初次暴力行為的勝算為女生的 11.926 倍 ($\text{Exp}(B) = 11.926$)，或是說男生發生初次暴力行為的

勝算比女生增加了 1092.6% $((11.926-1) \times 100\%)$ 的發生比。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.515 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次暴力行為對數勝算的 0.515。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 1.673 倍 ($\text{Exp}(B)=1.673$)，即當國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，其初次暴力行為發生比約為平均水準的 1.673 倍，或是說國中生初次暴力行為的發生比在低自我控制每多一個單位時，會增加 67.3% $((1.673-1) \times 100\%)$ 的發生比。接觸偏差同儕的 Logistic 迴歸係數為 1.424 ($p < .05$)，表示每增加一位偏差同儕，會增加初次暴力行為對數勝算的 1.424。從指數係數來解釋，當每增加一位偏差同儕，將使得國中生初次暴力行為的發生比變化 4.152 倍 ($\text{Exp}(B) = 4.152$)，或是說國中生初次暴力行為的發生比在每增加一位偏差同儕，會增加 315.2% $((4.152-1) \times 100\%)$ 的發生比。綜言之，隨著年級的增長，國中生初次暴力行為的發生比會愈低；男生發生初次暴力行為的勝算比女生的勝算高；低自我控制愈嚴重，國中生初次暴力行為的發生比愈高；接觸偏差同儕愈多，國中生初次暴力行為的發生比愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .167，Nagelkerke R^2 為 .448。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 17.688 ($p = .024 < .05$)，顯示整體模型不適當，但是在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項仍可以有效預測國中生初次暴力行為，其正確率為 94.7%。

表 4-16

初次暴力行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-0.125	0.469	0.883	-0.136	0.474	0.873	-0.386	0.557	0.680	-0.037	0.645	0.964
年級	-1.549***	0.271	0.213	-1.584***	0.275	0.205	-1.578***	0.276	0.206	-1.903***	0.331	0.149
日常生活困擾				-0.076	0.163	0.927	-0.186	0.182	0.831	-0.172	0.217	0.842
負面生活事件				0.101	0.092	1.106	0.130	0.106	1.139	0.023	0.134	1.024
與老師負面關係				0.162	0.151	1.176	0.182	0.164	1.199	-0.188	0.196	0.829
與同儕負面關係				0.280	0.155	1.323	0.251	0.170	1.286	0.145	0.217	1.156
日常生活困擾×W2							0.586	0.452	1.796	0.340	0.510	1.404
負面生活事件×W2							-0.193	0.406	0.824	-0.062	0.477	0.940
老師負面關係×W2							-0.091	0.474	0.913	0.178	0.524	1.194
同儕負面關係×W2							0.179	0.449	1.195	0.546	0.565	1.727
男生										2.479***	0.487	11.926
父親教育程度										0.335	0.179	1.399
母親教育程度										0.189	0.187	1.209
父親職業地位										-0.114	0.196	0.892
母親職業地位										0.057	0.175	1.059
家庭經濟狀況										-0.424	0.292	0.655
低自我控制										0.515**	0.185	1.673
接觸偏差同儕										1.424***	0.363	4.152
常數項	0.109	0.410		-0.657	0.580		-0.383	0.601		-3.170	1.235	
-2LL χ^2	350.611			341.907			338.154			245.989		
Cox-Snell R^2	.060			.070			.074			.167		
Nagelkerke R^2	.161			.187			.197			.448		

正確率	93.8%	93.8%	93.9%	94.7%
樣本數	870	870	870	870

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

柒、小結

根據表 4-12 至表 4-16 的研究結果，可將日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四種生活緊張因素，在國中期間不同時間對於初次暴力行為的影響分別清楚呈現。

首先，年級變項對於國中生初次暴力行為具有顯著的影響，即國中生隨著年級的增長，發生初次暴力行為的可能性愈低。其次，分別加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四種生活緊張因素，僅有與同儕負面關係對於初次暴力行為產生顯著地影響。也就是說，在控制年級與時間變項之後，國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次暴力行為的可能性愈高。再者，分別加入四種生活緊張因素和其時間變項的交互作用效應後，所有生活緊張因素與時間變項的交互作用效應對於初次暴力行為，都沒有顯著影響；因此，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係、與同儕負面關係和其時間變異效果，並未獲得本研究的支持。第四，加入背景變項作控制，依舊未產生任何改變。

最後，以一個較完整的一般化緊張理論架構，探討四種生活緊張因素對於國中生初次暴力行為發生的關聯性，發現在控制生活緊張因素之後，也都沒有對於初次暴力行為具有顯著地影響。加入四種生活緊張因素和其時間變項的交互作用效應後，所有生活緊張因素與時間變項的交互作用效應對於初次暴力行為，都沒有顯著影響；因此，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係、與同儕負面關係和其時間變異效果，並未獲得本研究的支持。第四，加入背景變項作控制，依舊沒有產生任何改變。

綜言之，本研究支持研究假設 1-2：「國中階段不同時間學生初次暴力行為的發生有差異」和假設 4-2：「國中生負面人際關係愈嚴重，其初次暴力行為發生的可能性愈高」。

第四節 生活緊張因素與初次虞犯行為之關聯性分析

本研究運用間斷時間發生機會模型，分別就國中時期不同時間的發展階段，探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係是否能作為解釋國中生初次虞犯行為的時間共變項，故先就國中時期不同時間是否影響國中生初次虞犯行為的發生加以探究。其次，以階層 Logistic 迴歸模型分析，分別納入本研究所要探究的日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等緊張因素，是否影響國中生初次虞犯行為的發生。再者，加入日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係和時間變項的交互作用項，探討這些生活緊張因素能否作為解釋國中生初次虞犯行為的時間共變效應。第四，放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差行為等控制變項，探討這些生活緊張因素對於國中生初次虞犯行為的關聯性。最後，以一個較完整的一般化緊張理論架構，探討日常生活困擾、負面生活事件與負面人際關係等生活緊張因素，對於國中不同時間之初次虞犯行為發生的關聯性。

壹、國中階段與初次虞犯行為之關聯性

從表 4-17 模型一得知，在控制年級後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為-2.653 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.653。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.070 倍 ($\text{Exp}(B)=0.070$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 93.0% ($(1-0.070) \times 100\%$) 的勝算。106 學年度下學期的 Logistic 迴歸係數為-1.025 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為-0.052 ($p > .05$)，都沒有達到統計上的顯著水準。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的發生比 105 學年度下學期的機率小。整體模型評估上，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為.015，Nagelkerke R^2 為.081。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗得知， χ^2 值為 1.227 ($p = .874 > .05$)，顯示整體模型適配度良好，時間變項可以有效預測國中生初次虞犯行為發生，其正確率為 97.9%。

接下來，依據表 4-17 模型一的基礎，以階層 Logistic 迴歸分析方式，分別納入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等緊張因素，是

否會影響國中生初次虞犯行為的發生。其次，分別加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等緊張因素和時間變項的交互作用效應，是否對於國中生初次虞犯行為發生會與時間變項產生交互作用的關係。最後，加入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項，探討這些生活緊張因素對於國中生初次虞犯行為的關聯性。

貳、日常生活困擾與初次虞犯行為之關聯性

接續表 4-17 模型一的基礎，模型二加入本研究所要探究的日常生活困擾得知，在控制時間變項後，日常生活困擾的 Logistic 迴歸係數為 0.357 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準。換言之，此項發現並不支持一般化緊張理論的觀點，即日常生活困擾對於國中生初次虞犯行為發生與否的影響，並未獲得本研究的支持。控制日常生活困擾之後，只有 106 學年度上學期對於初次虞犯行為的影響依舊顯著。控制其他變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 -2.626 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.626。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.072 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.072$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 92.8% ($(1 - 0.072) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期的機率小。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .018，Nagelkerke R^2 為 .097。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 7.187 ($p = .517 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾之後，時間變項仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 97.9%。

其次，模型三納入日常生活困擾與時間變項的交互作用效應後，日常生活困擾與 106 學年度上學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.181 ($p > .05$)，日常生活困擾與 106 學年度下學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 0.185 ($p > .05$)，顯示日常生活困擾與時間變項交互作用效應都未達到統計上的顯著水準。也就是說，日常生活困擾對於國中生初次虞犯行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，表示日常生活困擾的時間變異效果並未獲得本研究的支持。是以，日常生活困擾對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響並沒有差異。

然而，控制其他變項之後，106 學年度上學期對於初次虞犯行為的影響依舊顯著。在控制年級後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為-2.591 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.591。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.075 倍 ($\text{Exp}(B)=0.075$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 92.5% ($(1-0.075)\times 100\%$) 的勝算。106 學年度下學期的 Logistic 迴歸係數為-1.060 ($p > .05$)，年級的 Logistic 迴歸係數為-0.037 ($p > .05$)，都沒有達到統計上的顯著水準。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期的機率小。整體模型評估上，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為.018，Nagelkerke R^2 為.098。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗得知， χ^2 值為 6.146 ($p = .631 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入日常生活困擾以及與時間變項的交互作用效應後，時間變項仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 97.9%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，日常生活困擾以及日常生活困擾與時間變項的交互作用效應依舊未達到統計上的顯著水準，表示日常生活困擾和日常生活困擾的時間變異效果對於初次虞犯行為發生與否的影響，並不會與受到個人屬性與家庭背景的關係。是以，在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，日常生活困擾和日常生活困擾的時間變異效果，並未獲得本研究的支持。

然而，控制其他變項後，106 學年度上學期和低自我控制對於初次虞犯行為的影響有達到統計上的顯著水準。在控制其他變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為-2.523 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.523。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.080 倍 ($\text{Exp}(B)=0.080$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 92.0% ($(1-0.080)\times 100\%$) 的勝算。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.823 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.823。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 2.278 倍 ($\text{Exp}(B)=2.278$)，即當會國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，其初次

虞犯行為發生比約為平均水準的 2.278 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在低自我控制每多一個單位會增加 127.8% $((2.278-1) \times 100\%)$ 的勝算。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期的機率小；低自我控制愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .048，Nagelkerke R^2 為 .262。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 7.416 ($p = .492 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 98.0%。

表 4- 17

日常生活困擾對於初次虞犯行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-2.653*	1.127	0.070	-2.626*	1.128	0.072	-2.591*	1.137	0.075	-2.523*	1.167	0.080
106 下學期 (W3)	-1.025	0.686	0.359	-0.988	0.687	0.372	-1.060	0.723	0.346	-0.965	0.774	0.381
年級	-0.052	0.445	0.949	-0.037	0.446	0.964	-0.037	0.446	0.963	-0.141	0.487	0.868
日常生活困擾				0.357	0.209	1.429	0.322	0.249	1.380	0.021	0.293	1.022
日常生活困擾×W2							-0.181	1.003	0.834	-0.398	1.095	0.672
日常生活困擾×W3							0.185	0.503	1.203	0.050	0.551	1.051
男生										0.861	0.559	2.365
父親教育程度										0.233	0.263	1.262
母親教育程度										-0.078	0.262	0.925
父親職業地位										0.136	0.285	1.146
母親職業地位										-0.492	0.277	0.611
家庭經濟狀況										-0.435	0.380	0.647
低自我控制										0.823**	0.259	2.278
接觸偏差同儕										0.707	0.404	2.028
常數項	-3.028	0.708		-4.088	0.982		-3.981	1.060		-5.067	1.787	
-2LL χ^2	189.367			186.503			186.315			154.811		
Cox-Snell R^2	.015			.018			.018			.048		
Nagelkerke R^2	.081			.097			.098			.262		
正確率	97.9%			97.9%			97.9%			98.0%		
樣本數	1018			1018			1018			1018		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

參、負面生活事件與初次虞犯行為之關聯性

接續表 4-17 模型一的基礎，在表 4-18 模型二加入本研究所要探究的負面生活事件得知，在控制時間變項後，負面生活事件的 Logistic 迴歸係數為 0.238 ($p < .05$)，有達到統計上的顯著水準，表示負面生活事件每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.238。從指數係數來解釋，當負面生活事件增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 1.268 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.268$)，即當會國中生負面生活事件高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 1.268 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在負面生活事件每多一個單位會增加 26.8% ($(1.268 - 1) \times 100\%$) 的勝算。換言之，此項發現支持一般化緊張理論的觀點，負面生活事件對於國中生初次虞犯行為發生與否的影響得到本研究的支持。

控制負面生活事件之後，106 學年度上學期對於初次虞犯行為的影響依舊顯著。控制其他變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 -2.754 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.754。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.064 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.064$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 93.6% ($(1 - 0.064) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期的機率小；負面生活事件愈多，發生初次虞犯行為的勝算愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .019，Nagelkerke R^2 為 .103。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 7.462 ($p = .488 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入負面生活事件之後，時間變項仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 97.9%。

其次，模型三納入負面生活事件與時間變項的交互作用效應後，負面生活事件與 106 學年度上學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.047 ($p > .05$)，負面生活事件與 106 學年度下學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.016 ($p > .05$)，顯示負面生活事件與時間變項交互作用效應都未達到統計上的顯著水準。也就是說，負面生活事件對於國中生初次虞犯行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，表示負面生活事件的時間變異效果並未獲得本研究的支持。是以，負面生活事

件對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響並沒有差異。

然而，控制其他變項之後，106 學年度上學期對於初次虞犯行為的影響依舊存在，但是原先負面生活事件對於初次虞犯行為的影響消失。控制其他變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為-2.695 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.695。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.068 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.068$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 93.2% ($(1-0.068) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期的機率小。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .019，Nagelkerke R^2 為 .103。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 5.229 ($p = .632 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入負面生活事件以及與時間變項的交互作用效應後，時間變項仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 97.9%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，負面生活事件以及負面生活事件與時間變項的交互作用效應依舊未達到統計上的顯著水準，表示負面生活事件和負面生活事件的時間變異效果對於初次虞犯行為發生與否的影響，並不會與受到個人屬性與家庭背景的關係。是以，在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，負面生活事件和負面生活事件的時間變異效果，並未獲得本研究的支持。

然而，控制其他變項後，106 學年度上學期和低自我控制對於初次虞犯行為的影響有達到統計上的顯著水準。控制其他變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為-2.741 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.741。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.065 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.065$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 93.5% ($(1-0.065) \times 100\%$) 的勝算。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.814 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.814。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 2.258

倍 ($\text{Exp}(B)=2.258$)，即當會國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 2.258 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在低自我控制每多一個單位會增加 125.8% ($(2.258-1)\times 100\%$) 的勝算。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期的機率小；低自我控制愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .050，Nagelkerke R^2 為 .273。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 3.328 ($p = .912 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 98.0%。

表 4- 18

負面生活事件對於初次虞犯行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-2.653*	1.127	0.070	-2.754*	1.140	0.064	-2.695*	1.230	0.068	-2.741*	1.343	0.065
106 下學期 (W3)	-1.025	0.686	0.359	-0.863	0.695	0.422	-0.856	0.699	0.425	-0.722	0.754	0.486
年級	-0.052	0.445	0.949	-0.085	0.448	0.918	-0.087	0.449	0.917	-0.222	0.494	0.801
負面生活事件				0.238*	0.105	1.268	0.245	0.125	1.278	0.180	0.136	1.197
負面生活事件×W2							-0.047	0.406	0.954	0.171	0.531	1.186
負面生活事件×W3							-0.016	0.568	0.984	0.009	0.604	1.009
男生										0.884	0.555	2.420
父親教育程度										0.210	0.265	1.233
母親教育程度										-0.049	0.263	0.952
父親職業地位										0.169	0.283	1.184
母親職業地位										-0.526	0.279	0.591
家庭經濟狀況										-0.405	0.367	0.667
低自我控制										0.814**	0.247	2.258
接觸偏差同儕										0.647	0.382	1.910
常數項	-3.028	0.708		-3.309	0.723		-3.320	0.730		-5.226	1.493	
-2LL χ^2	189.367			185.348			185.334			152.695		
Cox-Snell R^2	.015			.019			.019			.050		
Nagelkerke R^2	.081			.103			.103			.273		
正確率	97.9%			97.9%			97.9%			98.0%		
樣本數	1018			1018			1018			1018		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

肆、與老師負面關係和初次虞犯行為之關聯性

接續表 4-17 模型一的基礎，在表 4-19 模型二加入本研究所要探究的與老師負面關係得知，在控制時間變項後，與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.811 ($p < .05$)，有達到統計上的顯著水準，表示與老師負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.811。從指數係數來解釋，當與老師負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 2.250 倍 ($\text{Exp}(B) = 2.250$)，即當會國中生與老師負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 2.250 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與老師負面關係每多一個單位會增加 125.0% ($(2.250 - 1) \times 100\%$) 的勝算。換言之，此項發現支持一般化緊張理論的觀點，與老師負面關係對於國中生初次虞犯行為發生與否的影響得到本研究的支持。

控制與老師負面關係之後，106 學年度上學期對於初次虞犯行為的影響依舊存在。控制其他變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 -2.503 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.503。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.082 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.082$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 91.8% ($(1 - 0.082) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期的機率小，而且與老師負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .031，Nagelkerke R^2 為 .171。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 5.690 ($p = .682 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與老師負面關係之後，時間變項仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 97.9%。

其次，模型三納入與老師負面關係與時間變項的交互作用效應後，與老師負面關係與 106 學年度上學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.293 ($p > .05$)，並沒有達到統計上的顯著水準；然而，與老師負面關係與 106 學年度下學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -1.006 ($p < .05$)，顯示 106 學年度下學期的與老師負面關係對於國中生初次虞犯行為發生與否的影響有達到統計上的顯著水準；也就是說，與老師負面關係對於 106 學年度下學期的國中生初次虞犯行為發生與否的影響，具有時間變異的效果，即 106 學年度下學期的與老師負面關係相較於 105 學年度下學期的與老師負

面關係，能使國中生初次虞犯行為的發生比變化 0.366 倍 ($\text{Exp}(B)=0.366$)。換言之，106 學年度下學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，能降低國中生初次偷竊行為發生的可能性。

然而，控制其他變項之後，原本 106 學年度上學期對於初次虞犯行為的影響消失，不過與老師負面關係對於初次虞犯行為的影響依舊存在。在控制時間變項後，與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數為 1.098 ($p < .05$)，表示與老師負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 1.098。從指數係數來解釋，當與老師負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 2.997 倍 ($\text{Exp}(B)=2.997$)，即當會國中生與老師負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 2.997 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與老師負面關係每多一個單位會增加 199.7% ($(2.997-1) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，與老師負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算會愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .035，Nagelkerke R^2 為 .193。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 2.365 ($p = .968 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與老師負面關係以及與時間變項的交互作用效應後，與老師負面關係仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 98.1%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，與老師負面關係以及與老師負面關係與 106 學年度下學期的交互作用效應依舊存在。在控制時間變項後，與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.735 ($p < .05$)，表示與老師負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.735。從指數係數來解釋，當與老師負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 2.086 倍 ($\text{Exp}(B)=2.086$)，即當會國中生與老師負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 2.086 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與老師負面關係每多一個單位會增加 108.6% ($(2.086-1) \times 100\%$) 的勝算。與老師負面關係與 106 學年度下學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -1.146 ($p < .05$)，顯示與老師負面關係對於 106 學年度下學期的國中生初次虞犯行為發生與否的影響，具有時間變異的效果，即 106 學年度下學期的與老師負面關係相較於 105 學年度下學期的與老師負面關係，能使國中生初次虞犯行為的發生比變化 0.318 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.318$)。綜言之，與老師負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算會愈高，而且 106

學年度下學期的與老師負面關係比 105 學年度下學期的與老師負面關係，能降低國中生初次虞犯行為發生的可能性。

然而，控制其他變項後，只有低自我控制對於初次虞犯行為的影響有達到統計上的顯著水準。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.719 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.719。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 2.053 倍 ($\text{Exp(B)} = 2.053$)，即當會國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 2.053 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在低自我控制每多一個單位會增加 105.3% ($(2.053-1) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，在控制其他變項之後，低自我控制愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .055，Nagelkerke R^2 為 .305。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 3.855 ($p = .870 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 98.0%。

表 4- 19

與老師負面關係對於初次虞犯行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-2.653*	1.127	0.070	-2.503*	1.133	0.082	-2.207	1.445	0.110	-2.435	1.575	0.088
106 下學期 (W3)	-1.025	0.686	0.359	-0.807	0.690	0.446	-0.175	0.751	0.840	-0.231	0.787	0.794
年級	-0.052	0.445	0.949	-0.267	0.455	0.766	-0.283	0.463	0.753	-0.243	0.501	0.785
與老師負面關係				0.811***	0.196	2.250	1.098***	0.261	2.997	0.735*	0.288	2.086
老師負面關係×W2							-0.293	0.867	0.746	-0.141	1.047	0.868
老師負面關係×W3							-1.006*	0.510	0.366	-1.146*	0.568	0.318
男生										0.714	0.567	2.041
父親教育程度										0.243	0.276	1.275
母親教育程度										-0.040	0.277	0.961
父親職業地位										0.035	0.292	1.036
母親職業地位										-0.381	0.286	0.683
家庭經濟狀況										-0.506	0.393	0.603
低自我控制										0.719**	0.262	2.053
接觸偏差同儕										0.658	0.406	1.930
常數項	-3.028	0.708		-4.833	0.907		-5.716	1.096		-6.424	1.678	
-2LL χ^2	189.367			172.442			168.091			146.455		
Cox-Snell R^2	.015			.031			.035			.055		
Nagelkerke R^2	.081			.171			.193			.305		
正確率	97.9%			97.9%			98.1%			98.0%		
樣本數	1018			1018			1018			1018		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

伍、與同儕負面關係和初次虞犯行為之關聯性

接續表 4-17 模型一的基礎，在表 4-20 模型二加入本研究所要探究的與同儕負面關係得知，在控制時間變項後，與同儕負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.514 ($p < .05$)，有達到統計上的顯著水準，表示與同儕負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.514。從指數係數來解釋，當與同儕負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 1.672 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.672$)，即當會國中生與同儕負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 1.672 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與同儕負面關係每多一個單位會增加 67.2% ($(1.672-1) \times 100\%$) 的勝算。換言之，此項發現支持一般化緊張理論的觀點，與同儕負面關係對於國中生初次虞犯行為發生與否的影響得到本研究的支持。

控制與同儕負面關係之後，106 學年度上學期對於初次虞犯行為的影響依舊存在。控制其他變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 -2.670 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.670。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.069 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.069$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 93.1% ($(1-0.069) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期的機率小，而且與同儕負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .023，Nagelkerke R^2 為 .125。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 6.066 ($p = .532 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與同儕負面關係之後，時間變項仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 97.9%。

其次，模型三納入與同儕負面關係與時間變項的交互作用效應後，與同儕負面關係與 106 學年度上學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -51.353 ($p > .05$)，與同儕負面關係與 106 學年度下學期交互作用效應的 Logistic 迴歸係數為 -0.526 ($p > .05$)，顯示與同儕負面關係與時間變項交互作用效應都未達到統計上的顯著水準。也就是說，與同儕負面關係對於國中生初次虞犯行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，表示與同儕負面關係的時間變異效果並未獲得本研究的支持。是以，與同儕負面關係對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響並沒有差

異。

控制其他變項之後，原先 106 學年度上學期對於初次虞犯行為的影響變得不顯著，但是與同儕負面關係對於初次虞犯行為的影響依舊存在。控制其他變項後，與同儕負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.651 ($p < .05$)，有達到統計上的顯著水準，表示與同儕負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.651。從指數係數來解釋，當與同儕負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 1.918 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.918$)，即當會國中生與同儕負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 1.918 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與同儕負面關係每多一個單位會增加 91.8% ($(1.918 - 1) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，與同儕負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算會愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .027，Nagelkerke R^2 為 .150。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 2.681 ($p = .953 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在加入與同儕負面關係以及與時間變項的交互作用效應後，與同儕負面關係仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 97.9%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，同儕負面關係對於初次虞犯行為的影響依舊存在。控制其他變項後，與同儕負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.541 ($p < .05$)，表示與同儕負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.541。從指數係數來解釋，當與同儕負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 0.016 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.016$)，即當會國中生與同儕負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 0.016 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與同儕負面關係每多一個單位會增加 98.4% ($(1 - 0.016) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，與同儕負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算會愈高。

然而，控制其他變項後，低自我控制和接觸偏差同儕對於初次虞犯行為的影響有達到統計上的顯著水準。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.749 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.749。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 0.004 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.004$)，即當會國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 0.004 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在低自我控

制每多一個單位會增加 99.6% $((1-0.004) \times 100\%)$ 的勝算。接觸偏差同儕的 Logistic 迴歸係數為 0.856 ($p < .05$)，表示每增加一位偏差同儕，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.856。從指數係數來解釋，當每增加一位偏差同儕，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 0.038 倍 ($\text{Exp}(B)=0.038$)，或是說初次虞犯行為發生的勝算在每增加一位偏差同儕會增加 96.2% $((1-0.038) \times 100\%)$ 的勝算。綜言之，低自我控制愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算愈高；接觸偏差同儕愈多，發生初次虞犯行為的勝算愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為.056，Nagelkerke R^2 為.307。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 6.820 ($p = .556 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 98.1%。

表 4- 20

與同儕負面關係對於初次虞犯行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-2.653*	1.127	0.070	-2.670*	1.134	0.069	-47.510	2701.401	0.000	-42.809	2449.176	0.986
106 下學期 (W3)	-1.025	0.686	0.359	-1.014	0.699	0.363	-0.840	0.711	0.432	-0.733	0.761	0.335
年級	-0.052	0.445	0.949	-0.046	0.450	0.955	0.009	0.455	1.009	-0.046	0.498	0.927
與同儕負面關係				0.514**	0.168	1.672	0.651**	0.187	1.918	0.541*	0.224	0.016
同儕負面關係×W2							-51.353	2970.247	0.000	-46.595	2692.920	0.986
同儕負面關係×W3							-0.526	0.486	0.591	-0.775	0.547	0.156
男生										0.868	0.564	0.124
父親教育程度										0.186	0.262	0.478
母親教育程度										-0.106	0.262	0.685
父親職業地位										0.115	0.281	0.683
母親職業地位										-0.493	0.290	0.089
家庭經濟狀況										-0.473	0.380	0.213
低自我控制										0.749**	0.260	0.004
接觸偏差同儕										0.856*	0.413	0.038
常數項	-3.028	0.708		-4.174	0.848		-4.621	0.921		-5.858	1.582	
-2LL χ^2	189.367			181.080			176.354			145.940		
Cox-Snell R^2	.015			.023			.027			.056		
Nagelkerke R^2	.081			.125			.150			.307		
正確率	97.9%			97.9%			97.9%			98.1%		
樣本數	1018			1018			1018			1018		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

陸、生活緊張因素與初次虞犯行為之關聯性

接續表 4-17 模型一的基礎，表 4-21 模型二加入本研究所要探究的日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四個生活緊張因素。在控制時間變項後，日常生活困擾、負面生活事件，以及與同儕負面關係對於初次虞犯行為的影響都沒有達到統計上的顯著水準，僅有與老師負面關係對於初次虞犯行為的影響有達到統計上的顯著水準。與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.724 ($p < .05$)，表示與老師負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.724。從指數係數來解釋，當與老師負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 2.062 倍 ($\text{Exp}(B) = 2.062$)，即當會國中生與老師負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 2.062 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與老師負面關係每多一個單位會增加 106.2% ($(2.062 - 1) \times 100\%$) 的勝算。換言之，此項發現支持一般化緊張理論的觀點，在控制其他變項之後，與老師負面關係對於國中生初次虞犯行為發生與否的影響得到本研究的支持。

在控制生活緊張因素四個變項之後，106 學年度上學期對於初次虞犯行為的影響依舊顯著。控制其他變項後，以 105 學年度下學期為對照組，106 學年度上學期的 Logistic 迴歸係數為 -2.608 ($p < .05$)，表示 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的對數勝算比 105 學年度下學期低 2.608。從指數係數來解釋，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算為 105 學年度下學期的 0.074 倍 ($\text{Exp}(B) = 0.074$)，或是說 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期降低 92.6% ($(1 - 0.074) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，106 學年度上學期發生初次虞犯行為的勝算比 105 學年度下學期的機率小，與老師負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算會愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .036，Nagelkerke R^2 為 .196。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 12.797 ($p = .119 > .05$)，顯示整體模型適配度良好，其正確率為 97.9%。

其次，模型三納入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四個緊張因素分別與時間變項的交互作用效應，發現日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四個生活緊張因素分別與 106 學年度上學期和 106 學年度下學期交互作用效應，都沒有達到統計上的顯著水準。也就是說，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國

中生初次虞犯行為發生與否的影響，並不會與時間變項產生交互作用的關係，即日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係的時間變異效果，並未獲得本研究的支持。是以，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響並沒有差異。

控制其他變項之後，原本與老師負面關係對於初次虞犯行為的影響依舊存在；然而，在加入緊張因素與時間變項的交互作用效應之後，與同儕負面關係對於初次虞犯行為的影響變得顯著。控制其他變項後，與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數為 1.075 ($p < .05$)，表示與老師負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 1.075。從指數係數來解釋，當與老師負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 2.930 倍 ($\text{Exp}(B) = 2.930$)，即當會國中生與老師負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 2.930 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與老師負面關係每多一個單位會增加 193.0% ($(2.930 - 1) \times 100\%$) 的勝算。與同儕負面關係的 Logistic 迴歸係數為 0.546 ($p < .05$)，表示與同儕負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.546。從指數係數來解釋，當與同儕負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 1.727 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.727$)，即當會國中生與同儕負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 1.727 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與同儕負面關係每多一個單位會增加 72.7% ($(1.727 - 1) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，與老師負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算會愈高；與同儕負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算會愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .048，Nagelkerke R^2 為 .262。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 3.771 ($p = .877 > .05$)，表示整體模型適配度良好，表示加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係分別與時間變項的交互作用效應後，所有變項仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 98.0%。

最後，模型四放入性別、家庭背景變項，以及低自我控制和接觸偏差同儕等控制變項後，日常生活困擾、負面生活事件、與同儕負面關係，以及四種生活緊張因素與時間變項的交互作用效應依舊未達到統計上的顯著水準，僅有與老師負面關係對於初次虞犯行為的影響依舊存在。控制其他變項後，與老師負面關係的 Logistic 迴歸係數

為 0.676 ($p < .05$)，表示與老師負面關係每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.676。從指數係數來解釋，當與老師負面關係增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 1.967 倍 ($\text{Exp}(B) = 1.967$)，即當會國中生與老師負面關係高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 1.967 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在與老師負面關係每多一個單位會增加 96.7% ($(1.967 - 1) \times 100\%$) 的勝算。

然而，控制其他變項後，僅有低自我控制對於初次虞犯行為的影響有達到統計上的顯著水準。低自我控制的 Logistic 迴歸係數為 0.772 ($p < .05$)，表示低自我控制每增加一個單位，會增加初次虞犯行為對數勝算的 0.772。從指數係數來解釋，當低自我控制增加一個單位，將會使國中生初次虞犯行為的發生比變化 2.165 倍 ($\text{Exp}(B) = 2.165$)，即當會國中生的低自我控制高於總平均數一個單位時，其初次虞犯行為發生比約為平均水準的 2.165 倍，或是說初次虞犯行為發生的勝算在低自我控制每多一個單位會增加 116.5% ($(2.165 - 1) \times 100\%$) 的勝算。綜言之，與老師負面關係愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算會愈高；低自我控制愈嚴重，發生初次虞犯行為的勝算愈高。在整體模型評估，在關聯強度方面，Cox-Snell R^2 為 .066，Nagelkerke R^2 為 .363。在整體模型適配度方面，透過 Hosmer-Lemeshow 適配度考驗發現， χ^2 值為 2.586 ($p = .958 > .05$)，顯示整體模型適配度良好。在考量學生個人屬性與家庭背景等因素後，所有變項仍可以有效預測國中生初次虞犯行為，其正確率為 98.2%。

表 4-21

初次虞犯行為之階層 Logistic 迴歸分析間斷時間發生機會模型摘要表

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)	b 值	標準誤	Exp(B)
105 下學期												
106 上學期 (W2)	-2.653*	1.127	0.070	-2.608*	1.143	0.074	-45.568	2434.604	0.000	-40.146	2109.995	0.000
106 下學期 (W3)	-1.025	0.686	0.359	-0.713	0.706	0.490	-0.112	0.821	0.894	-0.215	0.870	0.807
年級	-0.052	0.445	0.949	-0.243	0.458	0.784	-0.187	0.479	0.830	-0.171	0.529	0.843
日常生活困擾				-0.105	0.250	0.900	-0.376	0.308	0.686	-0.412	0.362	0.662
負面生活事件				0.177	0.114	1.194	0.152	0.136	1.164	0.125	0.146	1.133
與老師負面關係				0.724**	0.221	2.062	1.075***	0.303	2.930	0.676*	0.324	1.967
與同儕負面關係				0.331	0.203	1.392	0.546*	0.228	1.727	0.503	0.264	1.654
日常生活困擾×W2							1.254	1.007	3.505	0.933	1.162	2.543
日常生活困擾×W3							0.972	0.593	2.642	0.694	0.654	2.002
負面生活事件×W2							0.275	0.497	1.317	0.571	0.613	1.770
負面生活事件×W3							0.061	0.582	1.063	0.000	0.594	1.000
老師負面關係×W2							0.213	0.929	1.238	0.808	1.102	2.244
老師負面關係×W3							-1.106	0.568	0.331	-1.079	0.588	0.340
同儕負面關係×W2							-49.617	2676.901	0.000	-43.137	2319.988	0.000
同儕負面關係×W3							-0.725	0.583	0.484	-0.838	0.616	0.433
男生										0.643	0.603	1.902
父親教育程度										0.211	0.284	1.234
母親教育程度										-0.106	0.293	0.899
父親職業地位										0.036	0.301	1.036
母親職業地位										-0.371	0.308	0.690
家庭經濟狀況										-0.632	0.407	0.531
低自我控制										0.772**	0.290	2.165

接觸偏差同儕							0.716	0.452	2.047
常數項	-3.028	0.708	-5.343	1.101	-6.244	1.391	-6.014	1.978	
-2LL χ^2	189.367		167.672		154.763		134.945		
Cox-Snell R^2	.015		.036		.048		.066		
Nagelkerke R^2	.081		.196		.262		.363		
正確率	97.9%		97.9%		98.0%		98.2%		
樣本數	1018		1018		1018		1018		

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

柒、小結

根據表 4-17 至表 4-21 的研究結果，可將日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四種生活緊張因素，在國中期間不同時間對於初次虞犯行為的影響分別清楚呈現。

首先，時間變項中，相較於 105 學年度下學期，106 學年度上學期對於國中生初次虞犯行為具有顯著的影響，即 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的可能性比 105 學年度下學期低。其次，分別加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四種生活緊張因素，發現負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於初次虞犯行為都產生顯著地影響。也就是說，在控制年級與時間變項之後，國中生負面生活事件愈多，其發生初次虞犯行為的可能性愈高；國中生與老師負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高；國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。再者，分別加入四種生活緊張因素和其時間變項的交互作用效應後，僅有與老師負面關係對於 106 學年度下學期初次虞犯行為的影響具有時間變異的效果，而且與老師負面關係對於初次虞犯行為的影響依舊存在。也就是說，在控制其他變項之後，106 學年度下學期國中生與老師負面關係比 105 學年度下學期時，顯著地降低國中生初次虞犯行為發生的可能性，而且國中生與老師負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。此外，雖然國中生與同儕負面關係對於不同時間初次虞犯行為的影響不具有時間變異的效果，但是國中生與同儕負面關係對於初次虞犯行為的影響依舊存在。也就是說，在控制其他變項之後，國中生與同儕負面關係愈嚴重，期發生初次虞犯行為的可能性愈高。第四，加入背景變項作控制，依舊未產生任何改變。

最後，以一個較完整的一般化緊張理論架構，探討四種生活緊張因素對於國中生初次虞犯行為發生的關聯性，發現在控制生活緊張因素之後，僅有與老師負面關係對於初次虞犯行為具有顯著地影響。也就是說，在控制所有變項之後，國中生與老師負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。

綜言之，本研究支持研究假設 1-3：「國中階段不同時間學生初次虞犯行為的發生有差異」、研究假設 3-3：「國中生負面生活事件愈多，其初次虞犯行為發生的可能性愈高」、研究假設 4-3：「國中生負面人際關係愈嚴重，其初次虞犯行為發生的可能性愈高」、研究假設 7-3：「負面人際關係對於國中階段不同時間學生初次虞犯行為發生與否的影響有差異」，以及研究假設 10-3：「當控制日常生活困擾、負面生活事件與個人背景變項之後，國中生負面人際關係愈嚴重，其初次虞犯行為發生的可能性愈高」。

第五節 綜合討論

本研究以階層 Logistic 迴歸非相稱間斷時間發生機會模型分析，以日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四種生活緊張因素，對於國中階段不同時間發初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態偏差行為進行討論。

壹、生活緊張因素對於國中生初次偷竊行為之討論

首先，從表 4-1 可知道初次偷竊行為發生的高峰期都落在 105 學年度下學期，但是從研究結果發現（見表 4-7 至 4-11），國中生初次偷竊行為的發生，並未受到國中時期不同時間的發展階段所影響，也不會因為年級的不同而有所差異，可能原因是國中生偷竊行為偶發的比率比較高（蔡德輝、楊士隆，2017a），在加上時下青少年對於物質需求增加，無法擺脫物質和娛樂的需求；另一方面，正值追求獨立自主，不願向家人開口求助，以及不會去思考合乎理性不利於偷竊的原因等，所以國中期間不同時間發展階段或是年級都有可能發生初次偷竊行為。

其次，本研究發現國中生日常生活困擾愈多，其發生初次偷竊行為的可能性愈高，顯示出國中生在心理因素影響到他們在自我概念和情緒發展，產生適應困難的現象，例如「覺得自己的外表沒有吸引力」、「大人總是忽略我的意見」、「覺得生活枯燥煩悶」、「覺得生活中有許多問題沒有能力解決」，或是「遇到挫折時，無法找到是適當的發洩方法」等，因而走上偷竊之路。當青少年得不到父母師長的愛，經常遭到拒絕的時候，是有可能以偷竊行為來企圖補償因為得不到愛而受到的傷害；更甚者，有些國中生的偷竊行為不是因為個人所需或金錢價值，也非表達忿怒或報復的心理或是情緒因素，而是一種強迫性行為，從偷竊中獲得快感（曾正奇、陳信昭，2004）。

再者，本研究發現控制其他變項之後，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，顯著降低國中生初次偷竊行為發生的可能性，可能原因是隨年齡的增長，對於社會規範逐漸理解與認同，在加上對於行為後果的體會更能

理性看待（張楓明，2006），而且從表 4-4 中可得知，國中生日常生活困擾隨著時間遞減，顯示國中生在青少年成長歷程中，自我概念和情緒發展趨於穩定，在面對日常生活適應展現出能力解決，進而避免發生初次偷竊行為。

最後，負面生活事件和負面人際關係對於國中生初次偷竊行為的影響並無差異，可能原因正如蔡德輝與楊士隆（2017a）的論述，青少年偷竊行為與成年偷竊和職業偷竊的特性有所差異，是因為青少年偷竊行為主要來自心理特質，具有較差的自我概念，或是對於權威性的反抗心理，特別是家庭因素。有可能父母忙於生計，無暇照顧；或是父母過於放任，對於孩子偷竊行為縱容，使得逐漸養成從事偏差行為而覺得無所謂的態度；也可能是父母過於嚴苛，過度管制零用錢，使孩子無法滿足物質慾望而起盜心，或是孩子遺失財物時，為了免受責罰，而去偷竊他人財物頂替等等。因此，國中生初次偷竊行為的影響成因可能不在於一般化緊張理論所論述的負面生活事件和負面人際關係，而是在於一般化緊張理論中社會心理層面，或是社會控制理論的解釋。例如，張楓明（2006）研究發現，母子關係和師生關係愈緊密，愈能抑制國中生初次偷竊行為的發生。

綜言之，國中生初次偷竊行為，表面看來是竊取他人財物佔為己有的行為，但是其背後的動機、心理、方式等因素，既不相同也不單純。

貳、生活緊張因素對於國中生初次暴力行為之討論

首先，從表 4-2 可知道初次暴力行為發生的高峰期都落在 105 學年度下學期，所以從研究結果發現（見表 4-12 至 4-16），國中生初次暴力行為的發生，受到國中時期不同時間的發展階段所影響，也會因為年級的不同而有所差異。106 學年度上學期發生初次暴力行為的可能性比 105 學年度下學期低，而且隨著年級的增長，發生初次暴力行為的可能性愈低，可能原因是 105 學年度下學期時一年級研究對象剛進入國中，面對國中生活的大環境，在學校生活時間比國小更長更久，與老師和同儕的相處會更加緊密，在加上此時的青少年情緒容易不穩定，情緒反應直接而衝動，而產生初

次暴力行為的機會大增。105 學年度下學期二年級研究對象，即將面臨升上三年級的課業和考試壓力，有可能對於未來選擇引發不確定性而感到焦慮、緊張和徬徨，或是產生情緒和行為爆走的情事發生。到了 106 學年度上學期，一年級研究對象升上二年級，已逐漸適應學校規範與生活，而二年級研究對象升上三年級後，也能夠調適學業壓力的衝擊，面對國中會考的事實，所以 106 學年度上學期發生初次暴力行為的可能性比 105 學年度下學期低。但是，105 學年度下學期發生初次暴力行為的可能性和 106 學年度下學期卻沒有差異，可能原因是 105 學年度下學期的一年級研究對象，到了 106 學年度下學期變成二年級時，如同 105 學年度下學期二年級研究對象，面臨升上三年級的學業壓力，對於未來選擇高中職就讀引發不確定感，而產生情緒和行為爆走的情事發生，所以 105 學年度下學期發生初次暴力行為的可能性和 106 學年度下學期沒有差異。

其次，本研究從一般化緊張理論來探討國中生初次暴力行為發生，其研究結果發現，僅有國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次暴力行為的可能性愈高。從過去研究青少年暴力行為相關研究（李文傑、吳齊殷，2004；陳巧雲，2013；陳巧雲、白新名，2014；陳巧雲、吳宣霈，2013 陳巧雲、邱重儒，2014；楊士儀、簡後聰，2007；鄭瑞隆，2000）可以找出一些解釋原因。吳文琪與李蘭（2001）指出，青少年暴力行為的成因很多，其中包括同儕負面關係，尤其臺灣國高中生留在學校和班級的時間頗長，除了老師的影響外，班上同學更是學校生活中重要的影響者（Wu & Lei, 2013），所以符應 Agnew 的一般化緊張理論所論述，讓個體產生不公平的感覺或是負面刺激的出面，導致個體容易選擇以暴制暴的手段進行反擊（Agnew, 2006），也與陳易甫（2017）提及青少年的暴力行為與所處學校情境有密切關係。

然而，陳易甫（2017）研究發現，青少年暴力行為與所處學校情境有關，是指老師不公平的對待。其研究結果發現，學生知覺老師不公平的對待確實會影響其暴力行為，與本研究並不相符。可能原因是陳易甫（2017）學生知覺老師不公平的對待係指老師常常找理由來處罰我、覺得老師不喜歡我，常常故意找我麻煩、覺得老師很喜歡

嘲笑或諷刺我、學校老師會安排一些同學觀察我並打小報告，以及學校老師常常會翻我的書包察看有什麼東西等，可視為令學生可立即感受到不舒服的嚴重具體行為，而本研究與老師負面關係是非直接有衝突性的行為，例如老師並不尊重我的意見、老師不瞭解我等，故與陳易甫（2017）研究結果有所不同。因此，本研究與老師負面關係對於國中生初次暴力行為的影響未受到支持。

另外，青少年暴力行為的發生通常都是受到負面情緒所引發，故有少數研究從神經機制或是腦波研究，來探討青少年的暴力行為（陳巧雲，2013；陳巧雲、白新名，2014；陳巧雲、吳宣霏，2013 陳巧雲、邱重儒，2014）。本研究以一般化緊張理論的觀點出發，並未涉及生活緊張因素所引發的負面情緒，可能納入負面情緒反應後，生活緊張因素對於初次暴力行為的影響會受到支持。

再者，多數研究青少年暴力主要以家庭和友伴有關，例如鄭瑞隆（2000）研究指出，家庭特徵和家庭生活經驗都會影響青少年的暴力行為，如同張楓明（2006）研究發現，母子關係愈緊密，愈能降低國中生初次暴力行為發生。李文傑與吳齊殷（2004）也同樣發現父母的教養行為與青少年知覺的親子關係對於青少年暴力行為是具有影響。陳易甫（2016）研究顯示，父母負面教養會影響孩子的暴力認知，導致其暴力行為；此外，還有友伴的暴力行為也能夠解釋青少年暴力行為的高低，顯示出社會學習理論中的仿效效果。本研究雖然並未探討家庭關係，但是在控制其他變項之後，接觸偏差同儕對於國中生初次暴力行為是具有影響。

最後，本研究日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係在不同時間的交互作用效應，對於初次暴力行為並沒有產生時間變異效果，可能原因是暴力行為是立即且有效的行為反應，不會因為時間的發展階段不同，所發生日常生活困擾、負面生活事件，或是負面人際關係，而影響到初次暴力行為。國中生血氣方剛，情緒反應直接而衝動，不會因為在不同時間發生緊張因素，而增減到初次暴力行為。

參、生活緊張因素對於國中生初次虞犯行為之討論

首先，從表 4-3 可知道初次虞犯行為發生的高峰期都落在 105 學年度下學期，所以從研究結果發現（見表 4-17 至 4-21），國中生初次虞犯行為的發生，受到國中時期不同時間的發展階段所影響。106 學年度上學期發生初次虞犯行為的可能性比 105 學年度下學期低，可能原因是 105 學年度下學期時一年級研究對象剛進入國中時，面對家規、校規，或是道德規範時，已不再像國小時高度遵從，外加上此時的青少年在追求獨立自主的過程中，對於大人世界或是新奇事物產生好奇，也可能是因為情緒不穩定，在家裡與爸媽發生衝突，或是在學校與老師或同學有爭執，而初次逃家或是曠課等偏差行為。105 學年度下學期二年級研究對象，即將面臨升上三年級的課業和考試壓力，有可能對於未來選擇引發不確定性而焦慮、緊張和徬徨，或是產生情緒和行為爆走的情事發生。到了 106 學年度上學期，一年級研究對象升上二年級，已逐漸適應學校規範與生活，而二年級研究對象升上三年級後，也能夠調適學業壓力的衝擊，面對國中會考的事實，所以 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的可能性比 105 學年度下學期低。但是，105 學年度下學期發生初次虞犯行為的可能性和 106 學年度下學期卻沒有差異，可能原因是 105 學年度下學期的一年級研究對象，到了 106 學年度下學期變成二年級時，如同 105 學年度下學期二年級研究對象，面臨升上三年級的學業壓力，對於未來選擇高中職就讀引發不確定感，而產生情緒和行為爆走的情事發生，所以 105 學年度下學期發生初次虞犯行為的可能性和 106 學年度下學期沒有差異。

其次，本研究從一般化緊張理論來探討國中生初次虞犯行為發生，其研究結果發現，國中生歷經負面生活事件愈多，其發生初次虞犯行為的可能性愈高；國中生與老師負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高；國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。上述的研究結果與過去研究青少年虞犯行為相關研究結果相符（何明晃，2014；周愷嫻，2001；周震歐、趙碧華，1996；邱慶華、龔心怡，2015；廖鳳池、許雅惠、翁令珍，2003；鄧煌發，2000）。例如周震歐與趙碧華（1996）研究指出，青少年逃學逃家的原因是師生關係失調，同學之間不能友善

相處，以及父母缺席、家中經常處於無人狀態，或是破碎家庭。以抑制理論的拉力與推力來解釋青少年虞犯行為，發現青少年的內在推力，包括緊張、焦慮、恐懼和仇恨等心理狀況會影響虞犯行為的發生，而降低緊張的內在抑制力可以削弱虞犯行為的可能。周愷嫻（2001）研究也發現，學校因素對於一般學生虞犯行為的解釋力大於嚴重犯罪行為的青少年，特別是學生覺得老師不喜歡他的負面評價，會影響喜愛上學和虞犯行為。廖鳳池等人（2003）研究指出，逃家青少年的父母離婚率比一般家庭高出許多，而且與家人感情互動差，與鄧煌發（2000）研究結果雷同，認為家庭結構因素對於青少年輟學行為的影響大於家庭動力因素。

是以，本研究中國中生歷經負面生活事件愈多，其發生初次虞犯行為的可能性愈高，包含父母分居或離婚、父母失去工作、家中經濟困難等家庭結構因素。國中生與老師和同儕負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高，即學校因素於學生虞犯行為的影響。此外，本研究在控制所有變項之後，國中生低自我控制愈糟，其發生初次虞犯行為的可能性愈高，符應邱慶華與龔心怡（2015）研究結果，認為自我控制力不足的青少年出現較多的虞犯行為。

再者，在生活緊張因素與時間變項的交互作用效應方面，106 學年度下學期與老師負面關係比 105 學年度下學期，降低國中生初次虞犯行為發生的可能性。從表 4-6 可知，106 學年度下學期國中生與老師負面關係比 105 學年度下學期時下降許多，可能原因是 105 學年度下學期一年級研究對象進入國中生活，不論是管教、教學和相處，都需要與老師時間磨合和調適，所以強化了 105 學年度下學期初次虞犯行為的發生。106 學年度下學期不論是一年級或是二年級研究對象，都已升上二年級和三年級，早已習慣與老師的相處模式，勢必削弱了初次虞犯行為的發生。相對地，國中生與同儕負面關係與時間變項的交互作用效應不會影響到初次虞犯行為的發生，從表 4-6 可以看出，不論何時的國中生與同儕負面關係都沒有多大的差異。

最後，本研究日常生活困擾並不會影響國中生初次虞犯行為，也沒有時間變異效果影響初次虞犯行為，可能原因是青少年行為的肇因主要以家庭結構因素和學校因素

為主，而國中生日常生活困擾並不會嚴重影響其偏差行為發生。

第五章 結論與建議

近年來，以一般化緊張理論來驗證臺灣青少年偏差行為的研究如雨後春筍一般，從過去許多研究結果都支持 Agnew 一般化緊張理論的論述（王爾暄等，2017；吳啟安、譚子文，2013；許春金等，2010；董旭英，2009；譚子文、張楓明，2012；譚子文等，2010）。本研究擷取一般化緊張理論中最關鍵且基礎的生活緊張因素，採用難度較高且極具效力的固定樣本縱貫研究設計，以臺南都會地區國民中學學生為研究對象，進行歷時一年半三個學期的追蹤調查，嘗試分析國中生日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係，如何獨立和共同影響國中生初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態偏差行為的發生。依此，第一節完成呈現研究結論；第二節根據研究結論提出具體可行的建議；第三節提出本研究的不足與限制，以及期盼後續研究可努力的方向；第四節呈現本研究的貢獻。

第一節 研究結論

本研究歷時一年半三個學期追蹤調查取得研究資料，運用事件史分析方法和動態統計技術，來探討日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國中生發生初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態偏差行為的影響機制。本研究發現，國中生歷經各種不同日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係，對於國中生發生初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態偏差行為的影響都有所差異。以下呈現其研究結果歸納：

壹、生活緊張因素對於國中生初次偷竊行為之關係

首先，年級與時間變項對於國中生初次偷竊行為的影響並不顯著，表示國中生初次偷竊行為的發生，並未受到國中階段不同時間的發展階段所影響。

其次，獨立加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負

面關係等四種生活緊張因素，僅有日常生活困擾對於初次偷竊行為產生顯著地影響。也就是說，在控制年級與時間變項之後，日常生活困擾愈多，國中生發生初次偷竊行為的可能性愈高。

再者，獨立加入四種生活緊張因素和其時間變項的交互作用效應後，僅有日常生活困擾對於 106 學年度上學期初次偷竊行為的影響具有時間變異的效果，而且日常生活困擾對於初次偷竊行為的影響依舊存在。也就是說，在控制其他變項之後，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，顯著地降低國中生初次偷竊行為發生的可能性，而且日常生活困擾愈多，國中生發生初次偷竊行為的可能性愈高。

第四，加入背景變項作控制，日常生活困擾和與同儕負面關係對於初次偷竊行為的影響消失，僅存在日常生活困擾對於 106 學年度上學期初次偷竊行為的影響。也就是說，在控制其他變項之後，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，顯著地降低國中生初次偷竊行為發生的可能性。

最後，以一個較完整的一般化緊張理論架構，探討四種生活緊張因素對於國中生初次偷竊行為發生的關聯性，發現在控制所有變項之後，僅存在日常生活困擾對於 106 學年度上學期初次偷竊行為的影響。也就是說，在控制其他變項之後，106 學年度上學期的日常生活困擾比 105 學年度下學期的日常生活困擾，顯著地降低國中生初次偷竊行為發生的可能性。

貳、生活緊張因素對於國中生初次暴力行為之關係

首先，年級與時間變項對於國中生初次暴力行為具有顯著的影響，即 106 學年度上學期發生初次暴力行為的可能性比 105 學年度下學期低，而且國中生隨著年級的增長，發生初次暴力行為的可能性愈低。

其次，獨立加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四種生活緊張因素，僅有與同儕負面關係對於初次暴力行為產生顯著地影響。

也就是說，在控制年級與時間變項之後，國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次暴力行為的可能性愈高。

再者，獨立加入四種生活緊張因素和其時間變項的交互作用效應後，所有生活緊張因素與時間變項的交互作用效應對於初次暴力行為，都沒有顯著影響；因此，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係、與同儕負面關係和其時間變異效果，並未獲得本研究的支持。

最後，以一個較完整的一般化緊張理論架構，探討四種生活緊張因素對於國中生初次暴力行為發生的關聯性，發現在控制生活緊張因素之後，僅有與同儕負面關係對於初次暴力行為具有顯著地影響。也就是說，在控制其他變項之後，國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次暴力行為的可能性愈高。

參、生活緊張因素對於國中生初次虞犯行為之關係

首先，時間變項中，相較於 105 學年度下學期，106 學年度上學期對於國中生初次虞犯行為具有顯著的影響，即 106 學年度上學期發生初次虞犯行為的可能性比 105 學年度下學期低。

其次，獨立加入日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等四種生活緊張因素，發現負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於初次虞犯行為都產生顯著地影響。也就是說，在控制年級與時間變項之後，國中生負面生活事件愈多，其發生初次虞犯行為的可能性愈高；國中生與老師負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高；國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。

再者，獨立加入四種生活緊張因素和其時間變項的交互作用效應後，僅有與老師負面關係對於 106 學年度下學期初次虞犯行為的影響具有時間變異的效果，而且與老師負面關係對於初次虞犯行為的影響依舊存在。也就是說，在控制其他變項之後，106 學年度下學期國中生與老師負面關係比 105 學年度下學期時，顯著地降低國中生初次

虞犯行為發生的可能性，而且國中生與老師負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。此外，雖然國中生與同儕負面關係對於不同時間初次虞犯行為的影響不具有時間變異的效果，但是國中生與同儕負面關係對於初次虞犯行為的影響依舊存在。也就是說，在控制其他變項之後，國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。

最後，以一個較完整的一般化緊張理論架構，探討四種生活緊張因素對於國中生初次虞犯行為發生的關聯性，發現在控制生活緊張因素之後，僅有與老師負面關係對於初次虞犯行為具有顯著地影響。也就是說，在控制所有變項之後，國中生與老師負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。

第二節 研究建議

由本研究結果得知，日常生活困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係等不同緊張因素在國中階段不同時間對於初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態偏差行為發生具有不同的影響，故本研究從一般化緊張理論的觀點，提出給學生家長、學校、輔導機構的建議。

壹、給學生家長的建議

一、關心子女

國中生日常生活困擾愈多，發生初次偷竊行為的可能性愈高，所以家長必須瞭解孩子的日常生活困擾為何。國中階段的青少年，其心緒發展常處於劇烈的變化之中，要因應生長發育所帶來的衝擊，還要面對家庭、學業、異性交往、同儕關係、社會環境等生活上的壓力或困擾。因此，當國中生面對日常生活困擾時，父母和師長都應該加以注意，並給予適當的輔導，以提供正確的發洩途徑。本研究的日常生活困擾係指「覺得自己的外表沒有吸引力」、「大人總是忽略我的意見」、「覺得生活枯燥煩悶」、

「覺得生活中有許多問題沒有能力解決」，或是「遇到挫折時，無法找到是適當的發洩方法」等，所以反應出青少年缺乏自信和尋求關注兩個方向。

二、增進孩子自信

青少年缺乏自信的來源就是在意長相，其中最關鍵的症狀就是青春痘、美醜、髮型和腿粗等，其實就是對於自己的身體形象感到緊張與壓力，或是說別人對於自己身體形象的看法而感到壓力。此時期的青少年已脫離以自我為中心的兒童時期，反而相當重視別人看待自己的眼光，擔心自己與大家不同或不如其他同學，常常顯得較沒自信。另一方面，有些國中生偷東西是為了得到關心，想要引人注意。這樣的國中生通常也是缺乏自信的一種呈現，有可能是在學校裏有問題，或者在家裏沒人關心。雖然他們因偷竊行為所得到的注意，並不是他們真的想要的那種關心，但是卻也是受到注意的一種方法。因此，對於信心低落的青少年需要的是鼓勵和讚美，讓青少年本身瞭解到需要的讚美和鼓勵是需要名符其實。如果他們偷東西只是為了得到他人的注意，那麼他們知道偷竊是錯誤的，是和父母或師長的期望背道而馳，但是這樣他們就能得到他們所渴望的注意，所以缺乏關心的青少年，父母和師長都必須檢視自己對於孩子和學生所表現出來的關心和興趣。

三、加強親子關係

行為偏差孩子的家長由於沒有學習好扮演父母角色與責任，也可能忙於事業而無法參與孩子學校的親職教育座談會，導致孩子疏於好好教育。是以，建議兩性教育課程應該將親職教育提前至義務教育階段實施，使得學生將來為人父母後都能具備親職常識，特別是偏差行為或輟學行為學生的家長，應該傳授青少年心理、親子關係、家庭經營等方面的課程或講座，以強化子女自我控制能力，改變對孩子的管教態度，以促進親子關係和諧。從本研究結果顯示，國中生負面生活事件愈多，其發生初次虞犯行為的可能性愈高；國中生與老師負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈

高；國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次虞犯行為的可能性愈高。由此可知，國中生初次虞犯行為的發生關係著個人、家庭和學校。面對負面生活事件，有可能是家庭因素，例如父母離異、父母失業、家庭經濟困難；或是轉學、失戀、與好朋友分開或失去聯絡等因素，引發負面情緒狀態。因此，在實務操作上的建議，提供不良家庭支持性的資源，以如傾聽情感和表達關切的同理心給予他們情感上的支持，避免青少年在面臨負面生活事件的同時，也破壞了親子關係。此外，國中生在家庭中得到最多情感支持與疼愛的來源，但是對於第一次虞犯行為仍扮演中意的角色，所以家長在面對國中階段的青少年時，必須適切地表答對孩子的關懷，經常與子女溝通，傾聽子女的傾訴，增加與孩子接觸的友善時間，以增進孩子在感情上的認同。

貳、給學校的建議

一、學校法治教育的落實

蔡德輝與楊士隆（2017a）從犯罪學的視角所提出的青少年偷竊防治對策，分別從肅清社會病源、嚇阻、矯治，以及情境犯罪預防策略來說明，其中肅清社會病源著重在家庭功能的提昇和學校法治教育的落實。從教育實務策略，與前述犯罪學對策相輔相成。除了加強親職教育，以及增加學生法律常識，使學生瞭解普通竊盜、加重竊盜或常業竊盜的法律刑責，也可以利用輔導課程，老師採用價值澄清法討論偷竊等偏差行為，以導正學生的道德觀與價值觀。其次，加強國中生的自我觀念、自我控制力，以及願望不能滿足或遭遇挫折時，學習如何轉化尋求其他合法途徑替代。另外，對於被偷竊的學生也需要教導其學習如何保護自己的財務。蔡德輝與楊士隆（2017a）認為青少年暴力是社會環境的產物，不單是學校教育的問題，還必須從家庭和社會聯合著手。因此，從教育實務策略，家長和老師可以一同瞭解青少年的同儕世界。例如家長在家裡看到孩子的言行，可能不是孩子在學校的模樣，所以首先建立親師關係，主動找孩子的班級導師討論，畢竟老師每天在學校看著學生一舉一動，能提供在學校人際關係的重要訊息，因此家長需要知道他們在學校與同儕

相處的真實情況。其次，可以安排讓孩子練習與同儕相處的機會，協助孩子更懂得社交技巧的表線，給予歸屬感，有助於孩子在人際關係上的表現更適切。是以，同儕友誼發展問題是處於青少年階段的國中生所困擾，當受到其他同儕排斥、嘲笑或忽視，都會令他們引發負面情緒，導致後續的偏差行為問題（陳振盛、謝振裕，2013）；因此，處理青少年與同儕負面關係的對策，關鍵在於他們是否瞭解並遵循人際往來的通則。

二、師生日常溝通與關懷

在學校方面，老師應在青少年進入國中時，提供完善的學習環境，建立良善的互動關係與模式。由於老師身兼專業權威角色，更應該協助學生瞭解法律、權威和社會規範的意義與作用，使得學生能夠理解虞犯的嚴重性，避免國中生初次虞犯行為的發生。此外，老師可以從學生日誌或是與學生交談過程中，瞭解學生是否經歷負面生活事件，當老師知道某一學生遭遇到負面生活事件，在行為舉止有些許怪異，或是情緒表達有別於日常，就應即時介入安撫與關懷，引導學生情緒抒發和導正負面能量，避免學生透過非法手段或途徑，走入偏差行為。

三、增進同儕關係的表達與互動

從本研究結果顯示，國中生與同儕負面關係愈嚴重，其發生初次暴力行為的可能性愈高。陳巧雲等人（2017）指出，暴力青少年歸屬感和存在需求受到威脅時，他們會因為暴力或攻擊行為，導致不易與他人有親密和良好的社交互動，也不會與同學有良好的人際關係。由此可知，對於初次暴力行為發生的國中生，需要關注其同儕的人際關係，而人際關係的良好需要量好的溝通能力。許多青少年未能與朋友溝通良好，都是因為缺乏自我表達能力，無法清楚表達自己的想法和感受。與同儕負面關係，除了表達能力較弱之餘，也可能缺乏同感心，不懂得從對方觀點理解事情；或是與自我中心態度有關。相對地，良好的表達溝通能力、又具有同理心，且

聆聽對方說話時不以自我為中心，就能使人際關係明顯改善。國中生在與同學溝通時，若能清楚表達自己，讓對方更明白自己的情況和需要，減少自我中心態度，設身處地理解對方，就可拉近人際間的距離，避免社會排斥現象。

第三節 研究限制與未來研究方向

由於本研究對象僅限定於臺南市都會區國民中學一年級和二年級學生，其研究結果並不能完全類推所有國中生，所以未來後續研究如果在時間和經費允許下，研究對象可以擴大範圍至其他地區，增強研究可推論的範圍，避免因區域性的差異導致研究偏誤；此外，本研究以一個學期為時間單位，歷時三個學期，可能無法突顯出生活緊張因素在時間變異的效果，所以未來後續研究仍然可以一個學期或是一個學年為時間單位，歷時完整的國中生涯，經歷六個學期或是三個學年，甚至延續至高中時期，更完整呈現一般化緊張理論對於青少年初次偏差行為的動態歷程。

其次，依據一般化緊張理論的觀點，國中生的緊張因素來源可能是未能達到正向價值目標、失去正向刺激，以及負面刺激出現，所以本研究聚焦在日常生活困擾、負面生活事件，以及負面人際關係；其中，負面人際關係以老師和同儕為主要對象。然而，本研究的生活緊張因素大多圍繞在失去正向刺激和負面刺激出現，沒有涉及未能達到正向價值目標。因此，未來相關研究若能探討到國中生抱負與期望成就的落差、預期的成就與真正達成的成就之差距，以及認為公平的結果與實際的結果之落差等相關議題，會更完整對於一般化緊張理論進行驗證。此外，Agnew (1992, 2001, 2006) 一般化緊張理論認為個體偏差行為的形成，是因為當個體經歷緊張或壓力經驗時，會產生憤怒、挫折與不公的負面情緒，而導致一個人產生偏差的可能性。因此，未來研究可針對所施測的緊張項目，考量其負面情緒的反應納入研究中，應該更能突顯出一般化緊張理論的真義。

再者，有關於國中生生活緊張因素來源，本研究僅涉及日常生活困擾、負面生活

事件，與老師負面關係，以及與同儕負面關係，但是國中生的緊張來源可能受到與爸媽或是兄弟姊妹的負面關係、家庭和學校管教方式、學業適應壓力等因素影響。因此，未來相關研究若能找出時下國中生緊張因素納入研究中，一定會有更進一步的新發現。

最後，本研究探討國中生初次偏差行為僅有偷竊、暴力和虞犯等三種樣態，而未包含深夜在外遊蕩、飆車、賭博、自傷行為等更多樣態的偏差行為。從本研究結果發現，不同偏差行為樣態在本質上和影響因素上確實有差異性，所以未來相關研究可以針對更多不同的初次偏差行為樣態加以探究，將有助於我們對於國中生初次偏差行為與一般化緊張理論的解釋有更加完整的掌握。

第四節 研究貢獻

青少年偏差行為是依動態發展歷程，但是受限於時間、人力和經費等因素下，大多數的青少年偏差行為研究，以靜態方式的橫斷研究進行分析，所以無法考量到青少年成長變化情形。是以，本研究採用動態方式的縱貫研究取向之固定樣本研究，運用事件史分析方法，探究青少年偏差行為隨著時間變化的原因和適當的解釋變項。換言之，本研究的貢獻之一是克服時間、人力和經費的限制，透過嚴謹的研究設計，獲得有價值的研究成果。

國中階段是青少年發展歷程中相當關鍵的時刻，特別是發生初次偏差行為對於青少年往後發展更不容小覷。綜觀國內相關研究，大多數以社會控制理論為主要理論依據，探討社會鍵對於青少年偏差行為的影響，直到近年來才有一些研究以一般化緊張理論的觀點，切入青少年偏差行為。是以，迄今為止未有研究以一般化緊張理論來探討初次偏差行為。對此，本研究的貢獻之二是嘗試以一個較完整的一般化緊張理論架構，解釋日常生活整的困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同儕負面關係對於國中生初次偏差行為的影響機制，並且依據研究結果提出防治對策與建議。

本研究旨在探討日常生活整的困擾、負面生活事件、與老師負面關係，以及與同

儕負面關係在國中階段不同時間對於初次偏差行為的影響，其研究結果發現不同緊張因素或來源對於國中生發生初次偷竊、暴力和虞犯行為的影響有所不同，而且有些緊張因素在國中階段不同時間對於初次偏差行為發生的影響也有所差異。因此，本研究的貢獻之三是不同緊張因素在國中階段不同時間對於初次偷竊、暴力和虞犯等三種樣態偏差行為發生，具有不同的影響與重要性。

參考文獻

壹、中文部份

- 王爾暄、李承傑、董旭英（2017）。國中生生活緊張因素、負向情緒調節能力與幸福感之相關研究。**教育理論與實踐學刊**，**35**，31-61。
- 王濟川、郭志剛（2010）。**Logistic 迴歸模型：方法及應用**。臺北市：五南。
- 何明晃（2014）。探訪一位因釋字第 664 號解釋意外獲釋虞犯少年之生命經驗。**青少年犯罪防治研究期刊**，**6**（2），81-130。
- 吳文琪、李蘭（2001）。臺北市國中生之暴力行為與溝通技巧的關係。**臺灣公共衛生雜誌**，**20**（6），485-494。
- 吳啟安、譚子文（2013）。負面人際關係、低自我控制對青少年偏差行為的影響。**青少年犯罪防治研究期刊**，**5**（1），35-62。
- 吳齊殷、李文傑（2003）。青少年憂鬱症狀與偏差行為併發之關係機制。**臺灣社會學**，**6**，119-175。
- 李文傑、吳齊殷（2004）。棒打出壞子？青少年暴力行為的連結機制。**臺灣社會學**，**7**，1-46。
- 李威辰（2003）。父母社經地位、青少年緊張與青少年偏差行為相關性研究。載於齊力、董旭英（主編），**臺灣青少年偏差行為之剖析**（169-198 頁）。嘉義縣：南華大學教社所。
- 杜素豪、黃俊龍（譯）（2001）。**事件史分析**（原作者：K. Yamaguchi）。臺北市：弘智文化。（原著出版年：1991）
- 周愷嫻（2001）。愛上學的孩子，不會變壞嗎？論學校因素與青少年偏差行為之關係。**應用心理研究**，**11**，93-115。
- 周愷嫻（2004）。**少年犯罪**。臺北市：五南。
- 周愷嫻、曹立群（2007）。**犯罪學理論及其實證**。臺北市：五南。

- 周震歐、趙碧華 (1996)。青少年逃學逃家行為的社會心理因素分析。犯罪學期刊，2，79-98。
- 法務部 (2017)。法部部統計年報 (105年)。取得 http://www.rjsd.moj.gov.tw/rjsdweb/book/Book_Detail.aspx?book_id=245
- 法務部司法官學院 (2017)。法務部司法官學院 106 年委託研究計劃：105 年犯罪狀況及其分析 — 2016 犯罪趨勢關鍵報告。取得 <https://www.tpi.moj.gov.tw/ct.asp?xItem=488316&ctNode=35595&mp=302>
- 邱慶華、龔心怡 (2015)。社會連結、低自我控制與非行少年偏差行為之研究：以臺灣地區少年矯治機構為例。彰師大教育學報，27，69-100。
- 侯崇文 (2003)。理性選擇與犯罪決定：以少年竊盜為例。犯罪與刑事司法研究，1，1-36。
- 張峰彬 (2013)。婚育溢酬或懲罰？家庭生命週期與公司內權威晉陞之性別差異。臺灣社會學刊，53，1-53。
- 張楓明 (2006)。親子、師生及同儕關係對國中學生初次偏差行為影響之動態分析研究 (未發表之博士論文)。國立臺南大學教育經營與管理研究所博士論文，臺南市。
- 張楓明 (2007)。親子、師生及同儕關係對國中學生初次暴力行為發生之影響。中等教育，58 (5)，74-91。
- 張楓明 (2011)。學業層面之參與、抱負、自我效能及緊張因素對初次偏差行為影響之縱貫性研究。當代教育研究季刊，19 (3)，39-81。
- 張楓明、譚子文 (2011)。個人信念、負向生活事件、偏差同儕與青少年初次偏差行為關聯性之實證研究。青少年犯罪防治研究期刊，3 (1)，133-159。
- 許春金、鄭凱寶、蔡田木 (2010)。少年生活壓力對犯罪經驗的影響分析：以一般化緊張理論的縱貫性檢驗。中央警察大學犯罪防治學報，12，31-64。
- 陳巧雲 (2013)。論負面情緒如何影響衝動型暴力青少年的行為能力。青少年犯罪防

- 治研究期刊，5（2），77-108。
- 陳巧雲、白新名（2014）。負面情緒對暴力青少年抑制能力之影響：腦波研究。青少年犯罪防治研究期刊，6（2），21-52。
- 陳巧雲、吳宣霈（2013）。從抑制控制與錯誤監控機制來探討青少年的暴力行為。青少年犯罪防治研究期刊，5（1），63-90。
- 陳巧雲、邱重儒（2014）。從實驗室引發的攻擊情境來探討青少年暴力行為。青少年犯罪防治研究期刊，6（2），53-80。
- 陳易甫（2016）。青少年暴力行為之研究：暴力認知以及友伴特質的影響。社會分析，13，83-112。
- 陳易甫（2017）。暴力知識結構與青少年暴力行為：一個社會認知理論的觀點。人文及社會科學集刊，29（3），343-379。
- 曾正奇、陳信昭（2004）。運用敘事治療取向處理青少年偏差行為：以偷竊行為為例。諮商與輔導，226，7-10。
- 游美惠、柯伯昇（2008）。國小校長職位晉遷的事件史分析：性別和家庭照顧責任的探討。臺灣社會學刊，40，45-88。
- 黃毅志（2008）。如何精確測量職業地位？「改良版臺灣地區新職業聲望與社經地位量表」。臺東大學教育學報，19（1），151-160。
- 楊士儀、簡後聰（2007）。青少年暴力犯罪的理論與實務之個案研究。北市教大社教學報，6，1-28。
- 楊志堅、吳齊殷（2001）。潛藏轉移模式在社會縱貫研究之應用：以青少年暴力行為發展研究為例。調查研究，9，5-33。
- 董旭英（2000）。美國青少年與父母、校園互動、同儕間的緊張關係對其初次暴力行為發生的年齡差異效應之動態分析研究。犯罪學期刊，6，63-94。
- 董旭英（2003）。一般化緊張理論的實證性檢證。犯罪學期刊，6（1），103-128。
- 董旭英（2009）。生活壓迫事件、社會支持、社會心理特質與臺灣都會區國中生偏差

- 行為之關係。青少年犯罪防治研究期刊，1（1），129-164。
- 董旭英（2016）。資料分析方法（五）：偏差及犯罪行為研究之模組建立—巢式迴歸模式之應用。載於許春金、楊士隆等合著，**刑事司法與犯罪學研究方法**（301-318頁）。臺北市：五南。
- 詹怡華、張楓明、董旭英（2012）。國中生接觸偏差同儕在其衝動性格、知覺父母監督與偏差行為間關聯性之中介效果。**犯罪與刑事司法研究**，18，89-123。
- 鄒穎峰（2012）。臺灣青少年的家庭依附與偏差行為之動態關係。**犯罪與刑事司法研究**，19，105-135。
- 廖鳳池、許雅惠、翁令珍（2003）。高雄地區青少年逃家經驗之調查研究。**諮商輔導學報**，9，47-80。
- 蔡東敏、譚子文、董旭英（2015）。臺南都會區國中生緊張因素、接觸偏差同儕、認同非法手段對偏差行為之影響：建構整合理論解釋模型。**青少年犯罪防治研究期刊**，7（2），37-80。
- 蔡德輝、楊士隆（2017a）。**少年犯罪：理論與實務**。臺北市：五南。
- 蔡德輝、楊士隆（2017b）。**犯罪學**。臺北市：五南。
- 鄧煌發（2000）。輟學少年之家庭與社會學習因素的比較分析。**犯罪學期刊**，5，233-275。
- 鄭瑞隆（2000）。暴力犯罪少年家庭特徵與家庭生活經驗。**犯罪學期刊**，5，49-78。
- 譚子文、范書菁（2010）。依附關係、參與傳統活動、社會緊張因素與臺灣地區青少年外向性偏差行為及內向性偏差行為關聯性之研究。**輔導與諮商學報**，32（1），17-42。
- 譚子文、張楓明（2012）。緊張因素、接觸偏差同儕及低自我控制與青少年偏差行為關聯性之研究。**臺中教育大學學報：數理科技類**，26（1），27-50。
- 譚子文、董旭英、葉雅馨（2010）。社會緊張因素與臺灣大學生內化適應問題關聯性之研究。**中華輔導與諮商學報**，28，143-185。

貳、英文部份

- Aalen, O. O., Borgan, Ø., & Gjessing, H. K. (2008). *Survival and event history analysis: A process point of view*. New York: Springer.
- Agnew, R. (1984). Goal achievement and delinquency. *Sociology and Social Research*, 68, 435-451.
- Agnew, R. (1985). A revised strain theory of delinquency. *Social Forces*, 64(1), 151-167.
- Agnew, R. (1989). A longitudinal test of the revised strain theory. *Journal of Quantitative Criminology*, 5(4), 373-387.
- Agnew, R. (1991). The interactive effect of peer variables on delinquency. *Criminology*, 29(1), 47-72.
- Agnew, R. (1992). Foundation for a general strain theory of crime and delinquency. *Criminology*, 30(1), 47-87.
- Agnew, R. (2001). Building on the foundation of general strain theory: Specifying the types of strain most likely to lead to crime and delinquency. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 38(4), 319-361.
- Agnew, R. (2006). *Pressured into crime: An overview of general strain theory*. New York: Oxford University Press.
- Agnew, R. (2011). Crime and time: The temporal patterning of causal variables. *Theoretical Criminology*, 15(2), 115-140.
- Agnew, R. (2012). Reflection on “a revised strain theory of delinquency”. *Social Forces*, 91(1), 33-38.
- Agnew, R. (2013). When criminal coping is likely: An extension of general strain theory. *Deviant Behavior*, 34(8), 653-670.
- Agnew, R. (2015). Using general strain theory to explain crime in Asian society. *Asian Journal of Criminology*, 10(2), 131-147.

- Agnew, R. (2016). Strain, economic status, and crime. In Alex R. Piquero (Ed.), *The handbook of criminological theory* (pp. 209-229). UK: John Wiley & Sons, Inc.
- Agnew, R., & White, H. R. (1992). An empirical test of general strain theory. *Criminology*, 30(4), 475-499.
- Agnew, R., Brezina, T., Wright, J. P., & Cullen, F. T. (2002). Strain, personality trait, and delinquency: Extending general strain theory. *Criminology*, 40(1), 43-72.
- Akers, R. L., Krohn, M. D., Lanza-Kaduce, L., & Radosevich M. (1979). Social learning and deviant behavior: A specific test of a general theory. *American Sociological Review*, 44(4), 636-655.
- Allison, P. (2004). Event history analysis. In M. Hardy & A. Bryman (Eds.), *Handbook of data analysis* (pp. 369-385). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Allison, P. D. (2014). Discrete-time methods. In P. D. Allison (Ed.), *Event history and survival analysis* (pp. 7-18). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Ayers, C. D., Williams, J. H., Hawkins, J. D., Peterson, P. L., Catalano, R. F., & Abbott, R. D. (1999). Assessing correlates of onset, escalation, de-escalation, and desistance of delinquent behavior. *Journal of Quantitative Criminology*, 15(3), 277-306.
- Barrera, D. J., Gaga-a, B., & Pabayos, J. (2016). Negative life events and maladaptive behaviors among Filipino adolescents: An empirical test of the general strain theory. *Asian Journal of Criminology*, 11(4), 265-287.
- Botchkovar, E. V., Tittle, C. R., & Antonaccio, O. (2009). General strain theory: Additional evidence using cross-cultural data. *Criminology*, 47(1), 131-176.
- Broidy, L., & Agnew, R. (1997). Gender and crime: A general strain theory perspective. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 34(3), 275-306.
- Bucher, J., Manasse, M., & Milton, J. (2015). Soliciting strain: Examining both sides of street prostitution through general strain theory. *Journal of Crime and Justice*, 38(4),

435-453.

- Burgess, R. L., & Akers, R. L. (1966). A differential association-reinforcement theory of criminal behavior. *Social Problems, 14*(2), 128-147.
- Burt, C. H., Simons, R. L., & Simons, L. G. (2006). A longitudinal test of the effects of parenting and the stability of self-control: Negative evidence for the general theory of crime. *Criminology, 44*(2), 353-396.
- Bushway, S. D., Thornberry, T. P., & Krohn, M. D. (2003). Desistance as a developmental process: A comparison of static and dynamic approaches. *Journal of Quantitative Criminology, 19*(2), 129-153.
- Button, D. M. (2016). Understanding the effects of victimization: Applying general strain theory to the experiences of LGBQ youth. *Deviant Behavior, 37*(5), 537-556.
- Cloward, R. A. (1959). Illegitimate means, anomie, and deviant behavior. *American Sociological Review, 24*(2), 164-176.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Colvin, M., Cullen, F. T., Vander Ven, T. (2002). Coercion, social support, and crime: An emerging theoretical consensus. *Criminology, 40*(1), 19-42.
- Crawford, D. M., Whitbeck, L. B., & Hoyt, D. R. (2011). Propensity for violence among homeless and runaway adolescents: An event history analysis. *Crime & Delinquency, 57*(6), 950-968.
- Cudmore, R. M., Cuevas, C. A., & Sabina, C. (2017). The impact of polyvictimization on delinquency among Latino adolescents: A general strain theory perspective. *Journal of Interpersonal Violence, 32*(17), 2647-2667.
- Eitle, D., & Eitle, T. M. (2016). General strain theory and delinquency: Extending a popular explanation to American India youth. *Youth & Society, 48*(4), 470-495.

- Elder, Jr. G. H. (1995). The life course paradigm: Social change and individual development. In P. Moen, G. H. Elder, Jr., & K. Ljscher (Eds.), *Examining lives in context: Perspectives on the ecology of human development* (pp. 101-140). Washington, DC: American Psychological Association.
- Elliott, D. S. (1994). Serious violent offenders: Onset, developmental course, and termination. *Criminology*, 32(1), 1-21.
- Farrington, D. P. (2003). Developmental and life-course criminology: Key theoretical and empirical issue. *Criminology*, 41(2), 221-256.
- Farrington, D. P., Harada, Y., Shinkai, H., & Moriya, T. (2015). Longitudinal and criminal career research in Japan. *Asian Journal of Criminology*, 10(4), 255-276.
- Froggio, G. (2007). Strain and juvenile delinquency: A critical review of Agnew's general strain theory. *Journal of Loss and Trauma*, 12(4), 383-418.
- Gao, Y., & Wong, S. W. (2018). Strains and delinquency of migrant adolescents in China: An investigation from the perspective of general strain theory. *Youth & Society*, 50(4), 509-528.
- Gottfredson, M. R., & Hirschi, T. (1990). *A general theory of crime*. Standford, CA: Standford University Press.
- Grasmick, H. G., Tittle, C. R., Bursik, R. J., & Arneklev, B. J. (1993). Testing the core empirical implications of Gottfredson and Hirschi's general theory of crime. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 30(1), 5-29.
- Greco, R., & Curci, A. (2017). Does the general strain theory explain gambling and substance use? *Journal of Gambling Studies*, 33(3), 919-936.
- Hareven, T. K. (1994). Aging and generational relations: A historical and life course perspective. In J. Hagan & S. C. Karen (Eds.), *Annual review of sociology* (Vol. 20, pp. 437-461). Palo Alto, CA: Annual Review.

- Hauck, W. W., & Donner, A. (1977). Wald's test as applied to hypotheses in Logit analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 72(360), 851-853.
- Haynie, D. L., Doogan, N. J., & Soller, B. (2014). Gender, friendship networks, and delinquency: A dynamic network approach. *Criminology*, 52(4), 688-722.
- Hirschi, T. (1969). *Causes of delinquency*. Berkeley: University of California Press.
- Hoffmann, J. P., & Cerbone, F. G. (1999). Stressful life events and delinquency escalation in early adolescence. *Criminology*, 37(2), 343-374.
- Huck, J. L., Spraitz, J. D., Bowers, J. H., & Morris, C. S. (2017). Connecting opportunity and strain to understand deviant behavior: A test of general strain theory. *Deviant Behavior*, 38(9), 1009-1026.
- Jang, S. J. (2007). Gender differences in strain, negative emotions, and coping behaviors: A general strain theory approach. *Justice Quarterly*, 24(3), 523-553.
- Jang, S. J., & Song, J. (2015). A "rough test" of a delinquency coping process model of general strain theory. *Journal of Criminal Justice*, 43(6), 419-430.
- Johnson, R. A., Hoffmann, J. P., Su, S. S., & Gerstein, D. R. (1997). Growth curves of deviant behavior in early adolescence: A multilevel analysis. *Journal of Quantitative Criminology*, 13(4), 429-467.
- Kurtz, D. L., & Zavalía, E. (2016). The importance of social support and coercion to risk of impulsivity and juvenile offending. *Crime & Delinquency*, 63(14), 1838-1860.
- Lin, W. H. (2012). General strain theory in Taiwan: A latent growth curve modeling approach. *Asian Journal of Criminology*, 7(1), 37-54.
- Lin, W. H., & Mieczkowski, T. (2011). Subjective strains, conditioning factors, and juvenile delinquency: General strain theory in Taiwan. *Asian Journal of Criminology*, 6(1), 69-87.
- Link, N. W., Cullen, F. T., Agnew, R., & Link, B. G. (2016). Can general strain theory help

- us understand violent behavior among people with mental illnesses? *Justice Quarterly*, 33(4), 729-754.
- Matsueda, R. L., & Anderson, K. (1998). The dynamics of delinquent peers and delinquent behavior. *Criminology*, 36(2), 269-308.
- Matthews, S. K. (2011). Self-complexity and crime: Extending general strain theory. *Justice Quarterly*, 28(6), 863-902.
- Mazerolle, P., Brame, R., Paternoster, R., Piquero, A., & Dean, C. (2000). Onset age, persistence, and offending versatility: Comparisons across gender. *Criminology*, 38(4), 1143-1172.
- Menard, S. (1995). A developmental test of Mertonian anomie theory. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 32(2), 136-174.
- Menard, S. (2002). *Applied Logistic regression analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Mills, M. (2011). Discrete-time models. In M. Mills (Ed.), *Introducing survival and event history analysis* (pp. 179-189). London: Sage.
- Moon, B., & Morash, M. (2017a). A test of general strain theory in South Korea: A focus on objective/subjective strains, negative emotions, and composite conditioning factors. *Crime & Delinquency*, 63(6), 731-756.
- Moon, B., & Morash, M. (2017b). Gender and general strain theory: A comparison of strains, mediating, and moderating effects explaining three types of delinquency. *Youth & Society*, 49(4), 484-504.
- Moon, B., Blurton, D., & McCluskey, J. D. (2008). General strain theory and delinquency: Focusing on the influences of key strain characteristics on delinquency. *Crime & Delinquency*, 54(4), 582-613.
- Moon, B., Hays, K., & Blurton, D. (2009). General strain theory, key strains, and deviance. *Journal of Criminal Justice*, 37(1), 98-106.

- Nagin, D. S., & Farrington, D. P. (1992). The onset and persistence of offending. *Criminology*, 30(4), 501-523.
- Orak, U., & Solakoglu, O. (2017). Alcohol consumption among Turkish adolescents: An empirical test of general strain theory. *Journal of Child & Adolescent Substance Abuse*, 26(4), 293-302.
- Pampel, F. C. (2000). *Logisitic regression*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Patchin J. W., & Hinduja, S. (2011). Traditional and nontraditional bullying among youth: A test of general strain theory. *Youth & Society*, 43(2), 727-751.
- Paternoster R., & Mazerolle, P. (1994). General strain theory and delinquency: A replication and extension. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 31(3), 235-263.
- Piquero, A., Paternoster, R., Mazerolle, P., Brame, R., & Dean, C. (1999). Onset age, and offense specialization. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 36(3), 275-299.
- Reid, J. A., & Riquero, A. R. (2016). Applying general strain theory to youth commercial sexual exploitation. *Crime & Delinquency*, 62(3), 341-367.
- Reiss, A. J., & Rhodes, A. L. (1963). Status deprivation and delinquent behavior. *Sociological Quarterly*, 4(2), 135-149.
- Shim, H. S., Jo, Y., & Hoover, L. T. (2015). A test of general strain theory on police officers' turnover intention. *Asian Journal of Criminology*, 10(1), 43-62.
- Sigfusdottir, I. D., Kristjansson, A. L., & Agnew, R. (2012). A comparative analysis of general strain theory. *Journal of Criminal Justice*, 40(2), 117-127.
- Simons, R. L., Stewart, E., Gordon, L., Conger, R. D., & Elder, G. H. J. (2002). A test of life-course explanations for stability and change in antisocial behavior from adolescence to young adulthood. *Criminology*, 40(2), 401-434.
- Smith, D. A., & Brame, R. (1994). On the initiation and continuation of delinquency. *Criminology*, 32(4), 607-629.

- Thaxton, S., & Agnew, R. (2018). When criminal coping is likely: An examination of conditioning effects in general strain theory. *Journal of Quantitative Criminology*, 34, 1-34.
- Thornberry, T. P. (1987). Toward an interactional theory of delinquency. *Criminology*, 25(4),863-891.
- Tuma, N. B., Hannan, M. T., & Groeneveld, L. P. (1979). Dynamic analysis of event histories. *American Journal of Sociology*, 84(4), 820-854.
- Turanovic, J. J., & Pratt, T. C. (2013). The consequences of maladaptive coping: Integrating general strain and self-control theories to specify a causal pathway between victimization and offending. *Journal of Quantitative Criminology*, 29(3), 321-345.
- White, H. R., Pandina, R. J., & LaGrange, R. L. (1987). Longitudinal predictors of serious substance use and delinquency. *Criminology*, 25(3), 715-740.
- Wu, C. I., & Lei, M. K. (2013). Deviant peers and delinquency: The influence of classroom context, In Chin Chun Yi (Ed.), *The psychological well-being of east Asian youth* (pp. 91-107). Dordrecht, NL: Springer Publishing Co.
- Zhang, L., Wieczorek, W. F., & Welte, J. W. (1997). The impact of age of onset of substance use on delinquency. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 34(2), 253-268.

附錄：國中生日常生活行為與態度調查問卷

親愛的同學，您好：

首先感謝您參與這次問卷調查。這份問卷的主要目的是想要瞭解目前國中生日常生活的態度與行為。在資料處理過程中，是以全體資料而非個別資料來進行分析，所有資料將一律採取匿名方式處理，絕對不會造成各位同學任何不便，且我們會負起妥善保密的責任，不會讓老師、同學和家長知道，請您依照自己真實情況誠實作答，不需要考慮他人的看法或對錯。在參與的過程中，若您想要退出研究，我們會完全尊重您的意願。即便調查結束，有任何問題，都歡迎聯絡我們。

最後，提醒您要仔細且誠實回答，我們真心感謝您的認真配合！

敬祝

事事順心、平安健康

國立成功大學教育研究所

博 士 生：李承傑

指導教授：董旭英 教授

壹、基本資料

1. 學號：_____
2. 性別：男生 女生
3. 年級：七年級 八年級 九年級
4. 父親教育程度：國小（含）以下 國中 高中職 專科 大學
碩士 博士
5. 母親教育程度：國小（含）以下 國中 高中職 專科 大學
碩士 博士
6. 父親族群：閩南 客家 來臺超過 30 年（中國大陸） 來臺未超過 30 年（中國大陸）
原住民 東南亞 歐美 其他：_____
7. 母親族群：閩南 客家 來臺超過 30 年（中國大陸） 來臺未超過 30 年（中國大陸）
原住民 東南亞 歐美 其他：_____
8. 家庭經濟狀況和一般家庭比起來是屬於：下 中下 中 中上 上
9. 家庭結構：雙親家庭 單親家庭（包含父母離異、分居或是死亡） 隔代教養家庭
其他：_____
10. 父母婚姻狀況：結婚 再婚 離婚 分居 鰥寡（其中之一過世） 兩人均已過世
其他：_____
11. 你爸爸期望你讀到什麼教育程度？沒想過或不知道 國中 高中職
專科 大學 碩士 博士
12. 你媽媽期望你讀到什麼教育程度？沒想過或不知道 國中 高中職
專科 大學 碩士 博士
13. 你希望自己讀到什麼教育程度？沒想過或不知道 國中 高中職 專科
大學 碩士 博士
14. 依你的能力評估自己應該可以讀到什麼教育程度？沒想過或不知道 國中
高中職 專科 大學 碩士 博士

15. 父母親職業類別：請從下表五項類別中選出父母的職業類別，請在〔 〕內填寫下表左列代表的數字

〔 〕父親 〔 〕母親

1	非技術性工與體力工 包括：農林牧工作人員、漁民、看管、售貨小販、學徒、清潔工、雜工臨時工、工友、僱工、女傭、舞（酒）女、生產體力非技術工、搬送非技術工
2	服務員、售貨員與技術性工 包括：服務生、家管、褸姆、廚師、美容師、理髮師、看護、保全、商店售貨、店員、雜貨店老闆、收銀員、固定攤販、市場售貨、司機、士官兵、領班、監工、營建工、金屬機械工、農機操作工、工業操作員、組裝操作員、其他技術工
3	事務工作員與一般性公務員 包括：辦公室事務性人員、顧客服務事務性人員、技佐、委任級公務人員、科員、行員、會計事務、出納員、縣市議員、鄉鎮民代表、批發商、代理商、包商、尉級軍官、警察、消防隊員、甲等職員、船員、秘書、代書、服裝設計師
4	技術員與助理專業人員 包括：助教、研究助理、補習班教師、法律事務所、行政專員、社工員、輔導員、醫療管理人員、演藝人員、教練、農業生物技術員、會計員、航海員、銀行襄理或協理、辦公室督導、薦任公務人員（如科長、課長、技正）、校級軍官、警官、記者
5	高級專業與行政人員 包括：大專教師、研究人員、中小學校長或老師、醫師、律師、特任或簡任公務人員（如部長、次長、處長、局長、主任秘書）、立法委員、董事長、總經理、將級軍官、藥師、護理師、會計師、法官、工程師、建築師、銀行經理或副理

貳、我的個性

您覺得自己是什麼樣的人？依照您對自己的實際看法，選出符合您的答案，並在表格中數字上打「○」。

		完全不符合	相當不符合	有點不符合	稍微符合	相當符合	完全符合
1	我沒有辦法控制發生在我身上的事	1	2	3	4	5	6
2	有人揍我，我就揍回去	1	2	3	4	5	6
3	我故意違規來抵制不喜歡的規定	1	2	3	4	5	6
4	我說髒話來表達內心的憤怒	1	2	3	4	5	6
5	有人兇我，我就兇回去	1	2	3	4	5	6
6	有人對我嘮叨，我就故意跟他唱反調	1	2	3	4	5	6

		完全不符合	相當不符合	有點不符合	稍微符合	相當符合	完全符合
7	我覺得自己的外表沒有吸引力	1	2	3	4	5	6
8	大人總是忽略我的意見	1	2	3	4	5	6
9	我覺得生活枯燥、煩悶	1	2	3	4	5	6
10	遇到挫折時，我無法找到適當的發洩方法	1	2	3	4	5	6
11	覺得生活中有許多問題，沒有能力解決	1	2	3	4	5	6

參、我的學校生活與學習情形

依照您實際的學校生活情形，選出符合您的答案，並在表格中數字上打「○」。

		完全不符合	相當不符合	有點不符合	稍微符合	相當符合	完全符合
1	老師並不尊重我的意見	1	2	3	4	5	6
2	老師交付的作業太繁重	1	2	3	4	5	6
3	老師不了解我	1	2	3	4	5	6
4	不管再怎麼努力，還是得不到老師的肯定	1	2	3	4	5	6
5	我覺得沒有同學瞭解我、喜歡我	1	2	3	4	5	6
6	我覺得同學很難相處	1	2	3	4	5	6
7	在班級中，我常被別人嘲笑	1	2	3	4	5	6
8	我沒有什麼可以傾吐心聲的好朋友	1	2	3	4	5	6
9	不管我再怎麼努力，還是得不到同學或朋友的肯定	1	2	3	4	5	6

肆、我的日常生活

想想看，在過去一年內您是否曾經發生下列事件？請選擇符合實際情況的答案，並在表格中數字上打「○」。

		未發生	曾發生
1	轉學	0	1
2	好朋友去世	0	1
3	好朋友分開或失去聯絡	0	1
4	發生嚴重意外事故（如車禍）	0	1
5	失戀	0	1
6	父母分居或離婚	0	1
7	父親或母親去世	0	1
8	父親或母親與他人同居	0	1
9	父親或母親失去工作	0	1
10	兄弟姐妹中有人去世	0	1

		未發生	曾發生
11	家中發生經濟困難或負債	0	1
12	家中有人罹患重病或長期住院	0	1
13	家中有人賭博、酗酒	0	1

伍、同儕關係

第一部分：

1. 您有幾位好朋友？_____人。（請填寫多少人）

2. 您最好的朋友是？男生 女生

在過去一年內，您的好朋友當中有多少人參與或發生過下列的行為？請選擇符合實際情況的答案，並在表格中數字上打「○」。

		沒有	1人	2人	3人	4人以上
1	曾經在考試時作弊	0	1	2	3	4
2	曾經逃學或翹課	0	1	2	3	4
3	曾經逃家或離家出走	0	1	2	3	4
4	做錯事被學校記過或處罰	0	1	2	3	4
5	觀看色情影片或書刊	0	1	2	3	4
6	吸菸	0	1	2	3	4
7	和老師吵架	0	1	2	3	4
8	故意破壞公物或他人物品	0	1	2	3	4
9	曾有違法行為而進出警察局	0	1	2	3	4
10	已經輟學	0	1	2	3	4
11	曾經打過群架或集體械鬥	0	1	2	3	4

陸、我的行為

想想看，在您記憶中，**第一次**從事下列各項行為是在什麼時候？請選擇符合實際情況的答案，並在表格中數字上打「○」。

		從未	過去一年內	超過一年前
1	未經允許拿走他人財物	0	1	2
2	與他人打架	0	1	2
3	抽菸	0	1	2
4	攜帶刀械或其他危險物品	0	1	2
5	吸食毒品	0	1	2
6	離家出走	0	1	2
7	出入不良風化場所	0	1	2
8	翹課或逃學	0	1	2
9	參加幫派活動	0	1	2
10	恐嚇、威脅或勒索他人	0	1	2
11	被學校記警告或記過	0	1	2
12	飆車	0	1	2
13	毀損學校設備	0	1	2

		從未	過去一年內	超過一年前
14	閱讀情色書刊或影片	0	1	2
15	與他人發生性關係	0	1	2

想想看，從上學期開始至今，您自己是否曾經有下列行為或經驗？共幾次？請選擇符合實際情況的答案，並在表格中數字上打「○」。

		從未	1-3 次	4-6 次	7-9 次	9 次以上
1	被學校記警告或小過以上	0	1	2	3	4
2	考試作弊	0	1	2	3	4
3	與師長發生衝突	0	1	2	3	4
4	抽菸	0	1	2	3	4
5	喝酒	0	1	2	3	4
6	打架	0	1	2	3	4
7	嚼檳榔	0	1	2	3	4
8	刺青	0	1	2	3	4
9	在身上穿洞（如肚環、舌環等）	0	1	2	3	4
10	與家長發生衝突	0	1	2	3	4
11	看色情影片或書刊	0	1	2	3	4
12	上色情網站	0	1	2	3	4
13	與他人發生性行為	0	1	2	3	4
14	故意傷害自己的身體	0	1	2	3	4
15	逃學	0	1	2	3	4
16	翹家	0	1	2	3	4
17	深夜在外遊蕩	0	1	2	3	4
18	上課時間流連網咖	0	1	2	3	4
19	攜帶刀械或危險物品	0	1	2	3	4
20	出入不良場所（如賭博電玩）	0	1	2	3	4
21	參加幫派活動	0	1	2	3	4
22	吸食安非他命或非法藥物	0	1	2	3	4
23	賭博	0	1	2	3	4
24	飆車	0	1	2	3	4
25	無故破壞公物或他人物品	0	1	2	3	4
26	未經允許拿走他人財物	0	1	2	3	4
27	利用網路遊戲賭博	0	1	2	3	4
28	購買盜版光碟	0	1	2	3	4
29	自行燒錄正版光碟	0	1	2	3	4
30	恐嚇勒索	0	1	2	3	4

謝謝您用心填寫這份問卷，請再檢查一下，有沒有漏掉未作答的題目，感恩！