# 南 華 大 學 教育社會學研究所碩士論文

## 青少年家庭依附 就學經驗與偏差行為相關性之研究-以南投縣為例

The Relevant Research of Teenager's family attachment, school experience, and deviance — Nantou County as an Example

研究生:劉峻誠

指導教授:齊力 博士

中華民國九 二年五月三 日

## 南 華 大 學

#### 碩士學位論文

#### 教育社會學研究所

青少年家庭依附、就學經驗與偏差行為相關性之研究-以南投縣為例

研究生:劉 談 誠

經考試合格特此證明

口試委員:摩宇義

齊力

指導教授: 亦

所 长: 蘇蜂山

口試日期:中華民國 九十二年 五月 三十日

#### 誌謝

本論文得以完成,首先感謝指導教授齊力老師的悉心指導。從界定研究問題、決定研究設計、蒐集實徵資料、應用統計方法到論文的撰寫,無不傾囊相授,此師恩之浩蕩,實無以為報。其次,特別感謝口試委員陳教授宇嘉及董教授旭英,在百忙中能撥冗審查學生的論文,給予寶貴的指正及建議,不但使學生思路得以清明,更使學生的論文能更臻於完善。

在求學的過程中,蘇所長峰山、翟所長本瑞、齊教授力、楊教授靜利、黃教授庭康、何教授明修、林教授本炫的關懷與啟迪,銘感五內。同時感謝信誠、憶淮、東霖、麗鵑、佩萱、貞延、妙娟、俊升、雅怡、大正、鏸容、譜鎮、俊傑、雅琪、麗如及鶴齡等同窗好友的相互扶持。此外,在論文資料的蒐集過程中,吳校長錦謀、陳主任國俊、邱主任國峰、陳麗英老師、秋鳳大姊、洋銓、劭婷、維雋、茂松、惠汶、秋瑩、欽鉦及淑芬等人的協助幫忙,在此一併致謝。

在進修期間,感謝共和國小前任吳校長錦謀,現任袁校長永林的支持與鼓勵,使我 能有再次進修的機會,同時也要感謝共和國小所有同事的協助與關懷,本論文始得以順 利完成。

最後,感謝深愛我的家人,爸爸、媽媽、老婆惠婷、心肝寶貝庭嘉以及三姊,你們 的支持、陪伴與鼓勵將是我前進的最大原動力,謹將此論文的完成獻給大家,謝謝你們。 摘要

本研究旨在探討青少年家庭依附情形、就學經驗與偏差行為的關係。主要目的有三:(一)探討青少年家庭依附情形對偏差行為的關係;(二)探討青少年就學經驗對偏差行為的關係;(三)探討青少年家庭依附情形與就學經驗對偏差行為的聯合影響。期能充分瞭解青少年家庭依附情形、就學經驗與偏差行為,以促進民眾對家庭之重視,且能了解偏差行為與環境之關係,並冀望能藉本研究提出具體可行建議,作為進一步規畫輔導策略之重要依據,為社會創造祥和之生活空間。

本研究採用自填式問卷調查方法蒐集資料,以南投縣國民小學五年級、六年級及國民中學一至三年級學生為對象。由於「立意抽樣」所耗經費不多,而且方便可行,因此本研究以立意抽樣選取五所國中以及五所國小。為避免樣本性質太相近喪失研究代表性,取樣以南投縣所屬不同行政區及地理區域為背景以取得有效樣本。調查學校選定之後,本研究以較為省時、經濟且較為方便之叢聚抽樣,對每一所國中一、二、三年級學生以及國小五、六年級學生,以班級為單位隨機選取組群,而被選出組群的所有成員皆為樣本,共計抽取 44 個班級,1216 個有效樣本。

經過以巢式迴歸分析方法分析後,本研究主要發現為:青少年偏差行的成因可能較少源於父母親的關懷程度、同儕關係的優劣及師生之間的互動,而較多源於家庭疏離程度的高低及課業壓力的輕重。家庭疏離因素及課業壓力因素對於各類型的偏差行為有顯著的影響,換言之,家庭疏離程度高、課業壓力重的青少年,較有可能從事偏差行為。

關鍵字:偏差行為,家庭依附,就學經驗。

I

#### **Abstract**

The objective of our research is to discuss the situation of teenager's family attachment, and relationship between school experience and deviance. There are three objectives: (1) to confer teenager's family attachment for the relationship with deviance, (2) to discover teenager's school experience for the relationship with deviance, and (3) to find out teenager's family attachment and school experience for the combination influence of deviance.

It expects for understanding teenager's family attachment, school experience, and deviance to encourage public family values. It also figures out the relationship between deviance and environment and hope that the research can propose a soluble suggestion as an important milestone of advance planning guideline strategy to establish harmonic society of environment.

Data information collection of the research was used by questionary individually. The objectives are the 5<sup>th</sup> and 6<sup>th</sup> grade students at the primary school, and 7<sup>th</sup> through 9<sup>th</sup> grade students at Junior High School, Nantou County. Because "Purposive sampling" is less expensive, convenient, and workable, the research has applied the purposive sampling and selected five junior schools and primary schools. To prevent the character of sample closer that loses the representative of research, it has taken valid samples in the different administration districts and geographical locations in Nantou County. After selection of schools, the research has applied cluster sampling because of time saving, economical, and convenient. Class is as a unit of random sampling for the 1<sup>st</sup>, 2<sup>nd</sup>, 3<sup>rd</sup> grade student of each junior high school and the 5<sup>th</sup> and 6<sup>th</sup> grade students of each primary school. The selected group of all members is samples, which have 44 classes of samples and 1216 valid samples.

Through SAS Regression analysis, the research has found that the cause of teenager's deviance may come from parents' attention, advantage or disadvantage of

classmates, and alternative student and teacher, which is less than family disharmony

and heavy or light schoolwork pressure. Family disharmony and schoolwork factor

have obviously affected all kinds of deviance. In short, the more family disharmony

and schoolwork pressure for teenager has, the higher possibility of deviance may

occur.

Key words: Deviance, Family Attachment, School Experience

Ш

## 目錄

摘要	I
英文摘要	II
目錄	IV
圖目次	VI
表目次	VII
第一章 絲	<b>指論1</b>
第一節	研究背景1
第二節	研究目的3
第二章 文	て獻探討4
第一節	犯罪社會學理論
第二節	青少年偏差行為
第三節	背景特性與偏差行為8
第四節	青少年家庭依附情形與偏差行為12
第五節	就學經驗與偏差行為14
第三章 码	T究方法與實施21
第一節	分析架構21
第二節	研究問題23
第三節	研究對象與抽樣方法24
第四節	資料蒐集方法34
第五節	實施程序38
第六節	資料分析方法39
第四章 品	开究結果之分析與討論41
第一節	
<u> </u>	分析41 表小年家庭体附桂彩的伯美行为之關係
第二節 第三節	青少年家庭依附情形與偏差行為之關係48 青少年就學經驗與偏差行為之關係58
第二即 第四節	青少年就学經驗與偏差11為之關係
完四即 第五節	<b>南少午家庭松門頂形、                                    </b>
┲ 자 다 지	行為之分析

第五章	結論與建議	103
第一節	「 結論	103
第二節	「 限制	105
第三節	「 建議	106
參考文獻	•••••••••••••••••••••••••••••••••••••••	108
中文部	3分	108
西文部	3分	112
附錄	•••••••••••	1-5
國中、	小學童行為與態度研究問卷	1-5

## 圖目次

圖 3-1-1 本研究之分析架構圖......21

## 表目次

表 3-3-1	偏差行為因素分析及信度分析摘要表	26
表 3-3-2	家庭依附情形因素分析及信度分析摘要表	28
表 3-3-3	就學經驗因素分析及信度分析摘要表	30
表 3-3-4	樣本來源及數量	32
表 4-1-1	變項基本統計	44
表 4-1-2	二十項偏差行為發生之百分比分佈表	47
表 4-2-1	家庭依附情形與偏差行為的相關矩陣圖	49
表 4-2-2	一般偏差行為巢氏迴歸分析-1	51
表 4-2-3	中度偏差行為巢氏迴歸分析 - 1	53
表 4-2-4	嚴重偏差行為巢氏迴歸分析 - 1	55
表 4-2-5	整體偏差行為巢氏迴歸分析 - 1	57
表 4-3-1	就學經驗與偏差行為的相關矩陣圖	60
表 4-3-2	一般偏差行為巢氏迴歸分析 - 2	62
表 4-3-3	中度偏差行為巢氏迴歸分析 - 2	64
表 4-3-4	嚴重偏差行為巢氏迴歸分析 - 2	66
表 4-3-5	整體偏差行為巢氏迴歸分析 - 2	68
表 4-4-1	家庭依附情形、就學經驗對青少年偏差行為摘要表	74
表 4-4-2	單純主要效果變異數分析摘要表	75
表 4-4-3	一般偏差行為巢氏迴歸分析-3	78
表 4-4-4	中度偏差行為巢氏迴歸分析 - 3	
表 4-4-5	嚴重偏差行為巢氏迴歸分析 - 3	84
表 4-4-6	整體偏差行為巢氏迴歸分析 - 3	
表 4-5-1	分組後一般偏差行為標準化迴歸係數表	
表 4-5-2	分組後中度偏差行為標準化迴歸係數表	95
表 4-5-3	分組後嚴重偏差行為標準化迴歸係數表	98
表 4-5-4	分組後整體偏差行為標準化迴歸係數表	101

#### 第一章 緒論

#### 第一節 研究背景

家庭是社會最基本的單位,也是個人最早社會化的場所,家庭與個人關係密切,張春興(1992)曾指出,青少年問題根植於家庭,顯現於學校,惡化於社會,足見家庭影響個人的發展是至深且重。然而,隨著社會快速變遷,家庭不論在結構上或是功能上皆起了重大變革。結構上,傳統的多代一起生活的大家庭被父母與子女組成的核心家庭所取代;功能上,傳統的家庭功能減弱或喪失,如經濟和教育之功能(黃意舒,1992)。於是乎,台灣的青少年問題便隨著如此急速之社會經濟變遷與家庭結構改變而有日趨複雜化與嚴重化的傾向(蔡德輝、楊士隆,1994)。

依附(Attachment)是指我們和他人有親密的感情、尊敬他們以及認同他們。因此,我們在意他人的期待、重視他人的期許,即所謂對他人看法的敏感性。 Hirschi 曾指出,所謂與他人的依附性,是指重要他人,例如父母。其基本假設爲:「愈依附於父母,愈不可能犯罪」;父母的影響力及與其個人之關係是重要且不容忽視的。心理學上弗洛依德的精神分析理論亦認爲,個人人格結構的基本特徵大約在五足歲時就已決定。但是否本我的反社會行爲及攻擊本能佔上風,或自我及超我能有效控制本我則均視生命早期孩子接受社會化的程度而定。

環境是個體周遭的事物,杜威在「民本主義與教育」中界定環境為「對於人類活動有維持或破壞作用的情況。」(鄒恩潤譯,1988)。個人會主動的選擇並解釋環境中的刺激,而對環境的解釋決定了反應的傾向與外顯行為,同時也會影響其心理特質;另一方面,行為的結果不但會對環境產生直接的作用,更會經由自我知覺的認知歷程而影響或改變個人的某些心理特徵。因此,要了解個人在一情境中的行為,除了瞭解個人的特質之外,尚需考慮情境中的各種刺激,亦即行為者在環境中接觸到的人、事、物和種種現象與歷程(洪寶蓮,1987)。

青少年介於兒童與成人之間,個人會透過他人對自己的看法,來瞭解自己是

一個怎麼樣的人,同儕成爲仿效對象與獲得認同的來源(Erikson,1968);另一方面,教師亦是學生的模仿與認同的對象,透過教師與學生的互動關係,學生在有意無意間學習教師的行爲,師生愈能維持良好、溫暖的關係,學生的學習活動愈能有效的進行(林淸江,1972);相對的,教師在學校中若與學生互動的時間有限,可能以與學生短暫接觸所形成的偏見來分類學生,對偏離其所預期的行爲者貼上標籤,套上一個不好的記號。在這樣的過程中,學生失去了學習動機,開始自暴自棄,學校也視這些學生爲朽木或頑石,這些弱勢學生不僅未能得到應有的照顧,還可能受到歧視性的待遇。隨著這種標記,學生可能自行內化這種標籤因而展開其偏差的行爲模式(Bird,1980)。

相關研究或報告黃富源(1999)顯示:早在學校拒絕犯罪少年之前,他們已經拒絕了學校。在學校裡,拙劣的教師、冷酷的環境、枯燥的課程,以及混亂的常規等,在在影響學生的學習;有些學生因而走向違規犯過之途,以尋求補償。那些違規犯過甚至犯罪的學生,似乎普遍有低成就的現象。他們未必能力低,在某些活動中,他們也能全神貫注,表現優異。顯然地,學習環境的不利或不當,往往使其學習和適應發生困難,而兩者又互爲因果;如果學習環境不獲得改善,即可能發生連續性的「惡性循環」。青少年正是受教育的年齡,在教育過程中,無論制度性或非制度性的力量,都正在努力地使他成爲理性、成熟的人。

偏差行爲(Deviance)具有反社會性,和青少年犯罪問題有密切關係。臺灣地區近年來教育、經濟與社會文化之發展,已獲得相當之成就;惟隨工商業之發展,人口大量流向都市,社會結構急劇變遷,家庭功能日漸式微,遂使今日學生的偏差行爲逐漸普遍,從常見的偏差行爲,如逃學、輟學、逃家、偷、賭、搶、恐嚇,到涉及更嚴重後果的未婚懷孕、濫用藥物、暴力、雛妓、自殺等。據內政部警政署刑事警察局編印之台灣刑案統計(1998),分析自民國七十五年以來犯罪總人數及未滿十八歲少年犯所佔的百分比,發現幾乎每五個犯罪人口中,就有一個是未成年少年。齊力(2000)指出,台灣地區青少年偏差行爲的問題並没有得到緩解。此外,據南投縣警察局九十年少年犯罪概況指出,自九十年一至十二

月底止,全縣全年各類犯罪總人數五一九二人,其中少年犯罪類型人數三三 0 人,教育程度以高中程度一七八人、職業以在學學生、原因以謀取財物、區域分 布則以南投分局、草屯分局、埔里分局佔居第一;由以上可知目前青少年犯罪問 題與偏差行為的嚴重性。

基於前述,從整體的大環境而言,影響青少年的自我觀念與形成偏差行為的因素甚多。但若從道德發展的觀點來看,影響個體社會化與道德發展的關鍵首先是家庭因素,家庭依附(Family Attachment)情形對於青少年犯罪與偏差行為之產生具有舉足輕重的影響;其次,從學校環境而言,學校是學生生活的重心,學校環境在潛移默化中深深影響學生的行為表現,這些學生在校園中的就學經驗(School Experience),與青少年犯罪之間是否有因果關連,自然是特別值得關切的;再者,綜觀國內以偏差行為為題所進行的研究,大多數均以台北市及其他縣市的學童為研究對象,鮮少以南投縣的青少年加以探討。因此,本研究遂以本土化之實徵研究,依據各項研究心得對青少年偏差行為之家庭及學校因素加以探討。期能獲致可充分解釋青少年家庭依附情形、就學經驗與偏差行為之因素;以促進民眾對家庭之重視,且了解偏差行為與環境之關係,並冀望能藉本研究提出具體可行建議,可作為進一步規畫輔導策略之重要依據,為社會創造祥和之生活空間。

#### 第二節 研究目的

根據以上所述,本研究企圖檢證不同的青少年家庭依附情形、就學經驗與偏差行爲之間的關係,具體而言,本研究的主要目的如下:

- 一、探討青少年家庭依附情形對偏差行爲之間的關係。
- 二、探討青少年就學經驗對偏差行爲之間的關係
- 三、探討青少年家庭依附情形與就學經驗對偏差行爲的聯合影響。

### 第二章 文獻探討

本研究在探討青少年家庭依附情形、就學經驗與偏差行為的關係。首先介紹 犯罪社會學理論,第二節對青少年偏差行為做探討,第三節接著討論背景變項與 偏差行為之關聯,第四節則側重青少年家庭依附情形與偏差行為之關聯,最後再 探討就學經驗與偏差行為。

#### 第一節 犯罪社會學理論

Merton 的無規範理論認爲各階層人們在渴望目標與實現目標方法之間如產生矛盾,將會造成社會行爲規範與制度之薄弱,人們因而拒絕規範之權威而造成各種偏差行爲。少年無法獲得合法的社會地位與財物上之成就,內心產生挫折與情怒之緊張動機與壓力,而導致少年犯罪行爲之發生。

Hirschi(1969)亦認爲當人們與社會維繫薄弱或破裂之時,則可能會產生偏差行爲,犯罪的可能性就會大大增加。換言之,當人們與社會之維繫堅強時,則來自本我之衝動與慾望,就能受到控制而產生順從社會規範不致犯罪,其所謂的四個社會鍵包括(一)依附:附著力越強,像是一個人與對他很重要的人或機構之間的維繫越強,產生偏差的可能性就大大減少;(二)參與:係指個人投入於傳統或非傳統的時間、精力和活動程度。參與傳統活動多的人,根本就沒有時間從事犯罪行爲;(三)抱負:係指在傳統社會中已有的投資,這些投資可以是各種形式,如教育程度,好的名譽,或者是開一家公司等。在傳統社會中擁有承諾越多的人,若從事偏差行爲被捉到的損失也越大。(四)信念:係指相信社會規範的公正性,也就是說,如果一個人很相信規範,就會有服從他的道德義務感。

Becker 在「局外人」一書中寫道:社會團體制定了規則,並把破壞規則之界 定爲偏差行爲者,然後再以標籤將他們標示爲「局外人」。由此可知偏差行爲人 的產生是因被附上標籤、認定、描述、強調,使其意識到自己是偏離行爲的過程。 因此,偏差行爲者是經他人刺激、強調和召喚的結果,是他人描述下的產物。偏 差行為並非先天的性格使然,也非社會化的結果,過去的人從生理學、心理學等 觀點來看偏差行為,皆難免有以管窺天之失。標籤理論把注意的焦點由偏差行為 本身,移轉到它們是如何被人界定,以及社會,尤其是具有控制能力的機構對它 們是如何地反應。社會的反應(尤其是公開地貼上標籤)才是偏差行為的成因。 換句話說,世界上並無「偏差行為」之本身,而是經過人們的界定之後,某種特 定行為才成為偏差行為(引自鄭為仁,1984)。因此,當一個人的行為被認為是 犯法的,此人就被套上一個不好的記號,受到歧視、疏離的待遇。

Bird(1980)研究在學校中所發生的標籤現象,討論了偏差行爲標籤的變動 因素。他發現由於教師在學校中與學生互動的時間有限,而且常常是斷斷續續的 接觸,他們沒有足夠的時間與學生建立適宜的關係,甚至無法真正瞭解學生,所 以教師可能以教學時與學生短暫接觸所形成的偏見來分類學生,而非對學生個人 的真正瞭解。通常教師會在教學進行發生危機時,對偏離其所預期的行爲者貼上 標籤,而且可能隨著不同教師或科目而有所差異,教師可能根據以往對類似偏差 行爲的認知加以標籤學生。

Bird(1980)這種以標籤來解釋偏差行為的概念被應用到學校教育中,以此瞭解學校中偏差行為的產生,此一研究取向預設了學生偏差行為導因於教師對學生標籤為行為偏差,隨著這種標記,學生可能自行內化這種標籤因而展開其偏差的行為模式。Lacey(1984)和 Hargreaves(1984)均發現由於編班制度,學生對學校和教師的態度產生兩極化發展,所謂支持的學術團體次文化與反對的偏差次文化。而教師藉由學生的表現來認識學生,進而加以分類,由於師生互動過程中,教師常依學生被標記行為或態度來解釋,而教師期望與觀感強化了學生的自我認知,最後表現出與其被標記的身份相符的行為與態度。因此,「標籤理論」可能增強學生偏差行為的發生。教師常依據標籤分類的結果與學生互動,不當期望與標籤的結果,可能影響學生自我認知,產生行為與認知的改變,被套上不良標籤的學生,便可能因而形成自我應驗的結果。

綜合言之,可認知到幾個重點:首先,社會控制理論是經由社會鍵的連結來

約束青少年與家庭、父母、朋友、學校、信仰及價值觀,建立起強有力的鍵,便不容易犯罪。其次,偏差行爲是必然的現象,唯有透過人們與社會之堅強維繫才能避免,在我們的校園裡,有許多學生由於表現不佳、適應不良,常常受到屈辱的標籤與待遇,這些學生在校園中的經驗,與青少年偏差行爲之間是否有因果關連,自然是特別值得關切的。最後,低層少年因爲存有反抗中層階級的文化規範和價值體系,在此情況下,是否因此造成偏差行爲?以上的問題本研究將一一予以探討。

#### 第二節 青少年偏差行為

每個人在社會化的過程中並不都是完美的,所以,難免會有部份的社會成員不遵守社會規範,就像每個學校都會有一些同學是所謂的「問題學生」。這些人在社會學上把他們叫作「偏差者」,他們所表現出來的行為是「偏差行為」,而這種破壞或者違背社會規範的現象就是「偏差」。

偏差是破壞或違背社會規範的現象。可是,我們再進一步探討會發現一些問題,那就是一個人的行爲在什麼情況下才算是違背社會規範?才算是偏差?或者,界定偏差的根據或標準是什麼?社會學家承認,不太可能爲偏差找到一個絕對客觀的界定標準,它多少帶有主觀認定的意味。事實上,什麼是偏差往往受到時空環境和文化背景的影響。同樣的行爲,在此一時空環境中,被視爲偏差,到了另一時空環境中,可能就不算是偏差了。例如,婚前性關係或婚外性行爲,在過去,無論是東方或者是西方的社會,都是嚴重的偏差。如今,在許多歐美社會中,已經不再看得那麼嚴重了。但是,在中東地區信奉回教的國家裡,這可是嚴重得很的罪行。由此可見,在我們的日常生活中,社會標準並非有一條線之明顯界限,而是有一個範圍。正如賭博在澳門賭場進行是合法的,但是在賭場以外的地方進行賭博是非法的。誰界定偏差?何種行爲被界定爲偏差?常涉及誰有界定偏差的權力。偏差的認定標準是規範,因此誰訂定規範,誰就有決定偏差的權力。

政治權力是界定偏差行為的一個重要變項,因為法律的制定是政治權力的結果。 誰掌握政治權力,誰就是偏差行為的界定者。

偏差行爲種類繁多,如飆車、逃學、無故攜帶危險刀械、吸毒、恐嚇勒索、 毀損公物、閱讀黃色書刊、出入不良風化場所等,不僅包括觸犯刑罰法律的行為, 更包括虞犯行爲及不良行爲等,可以說具多樣性的特質。而且是每一行爲人常有 多種不同類型之行為,而非只專精某一行為。如吳武典(1987)以為,偏差行為 係指個人行爲明顯地偏離常態。楊國樞(1988)則認爲,偏差行爲是違反法律規 定及社會規範的行為。林青瑩(1998)則僅指違反主流社會的價值規範,即觸犯 法律規定之行為。林適湖(1991)將學生偏差行為分爲三種類型:1.強迫型偏差 行爲,例如:攜帶刀械、強取別人財物、破壞公物、打架、集體鬥毆、吸食強力 膠等; 2.家居型偏差行為, 例如: 深夜在外遊蕩、夜晚無故不回家睡覺; 3.學習 型偏差行為,例如:上課不專心、故意侮辱師長。李旻陽(1992)將偏差行為的類 型分爲:1.校園內的偏差行爲;2.暴力性的偏差行爲;3.違反社會風俗的偏差行 爲;4.偷竊行爲四種。張麗梅(1995)則將偏差行爲分爲1.逃避行爲;2.退化行 爲;3.侵害行爲;4.詐欺行爲四種類型。劉玲君(1995)則在「自我報告偏差行 爲問卷」中將偏差行爲細分爲十七項:抽煙、喝酒、賭博、考試作弊、洮家洮學、 故意侮辱父母師長、閱讀不良書刊、出入不良場所、深夜在外遊蕩、攜帶刀械、 擅自拿走他人財物、破壞公物、恐嚇勒索、打架、集體鬥毆、藥物濫用。莊耀嘉 (2000)將三十項偏差行爲經因素分析分類爲違抗攻擊行爲、偷竊搶劫行爲及不 當玩樂違規行爲等三類。

Hoghughi(1992)經實證研究將兒童偏差行為分類成:1.缺乏社會化的偏差行為,例如:打架、說謊; 2.社會化偏差行為,例如:偷竊、逃學; 3.注意力缺乏症,例如:不專心、缺乏耐性; 4.焦慮/退縮/悶悶不樂型,例如:焦慮、害羞; 5.分裂行為/缺乏反應性,例如:發呆、冷漠; 6.社會能力缺乏型,例如:同儕關係不良; 7.精神疾患,例如:語無倫次、幻聽幻覺; 8.過動行為,例如:不安、愛講話等。

綜上所述,學者對偏差行爲有不同的定義及分類,但其所包涵的概念至少應 是違反「社會某些人的標準、期待、控制」的行爲,這裡所謂的「某些人」通常 是指「某些社會」、「特定社會裡的多數人」等意義,換言之,學者的定義已經隱 含了偏差行爲常會因爲情境、時間、種族、文化及國家的差異而有不同。不同的 分類標準會影響測量方法,同時也會使得研究結果產生或多或少的差異,因此, 多數學者在設計偏差行爲測量工具時,多半希望能考慮到各個層面,將偏差行爲 的不同面向全部含括在內。所以,國內學界大多數的研究採取實證取向,即運用 因素分析的方法進行分類,據此,本研究亦將利用此方法以建構合適的偏差行爲 分類。

#### 第三節 背景特性與偏差行為

一般學者認爲倘若某些個人屬性會影響到偏差行爲的出現,對於這些影響偏差行爲的因素,實有加以探討與了解的必要。研究發現偏差行爲的出現,會因爲青少年個人的性別、年齡、家庭社經地位、種族、家庭結構、父母教育水準及居住情形等之差異而有所不同,以下僅就本研究所關心的性別、年級、父母教育水準、父母婚姻狀況及居住情形等因素做討論。

#### 一、性別與偏差行為

關於性別與偏差行為的文獻探討,大部份的學者所得到的研究結果,顯示男性比女性更容易有偏差行為的產生女生。依內政部統計處臺閩地區少年身心狀況調查(1999)結果觀之,就性別而言,有39.8% 男性少年曾有過偏差行為,比女性(17.5%)高出1.3倍;未在學的男性少年,曾有偏差行為者比例最高占75.8%,未在學的女性少年,曾有偏差行為者則占46.0%。馬傳鎮(1996)研究指出,男性少年偏差行為與女性少年偏差行為之間有差異存在,尤其以較輕微的偏差行為顯示出男性少年從事的比率高於女性少年。不過,據詹志禹(1996)針對少年犯與一般青少年進行研究,結果顯示男性少年犯與女性少年犯之自陳偏差行為並

無顯著差異存在,但一般男女青少年則有顯著差異。又林正弘(1993)發現在城鄉中成長少年之偏差行爲與性別有顯著的差異。賈樂安(1989)指出,無論就司法統計或實證調查的資料均題示下列事實:在量的方面,男性少年犯遠多於女性少年犯;在質的方面,男性少年犯常屬於暴力犯。黃正鵠,楊瑞珠(1996)在一項全國性的調查研究中,針對自陳有偏差行爲及無偏差行爲青少年,探討其對時下青少年八項較偏差的流行性事物的看法,發現這兩組受試者在性別、出生序、父母婚姻狀況、家人同住情形、學業成績、社經地位(父母職業及教育程度)等社會系統背景變項上之人數分配不但有顯著差異,而且差異情形在五次不同調查研究結果中重複呈現相同的模式。

O'Malley (1998) 則發現,男性抽煙與飲酒的比例較高。Marcus (1999) 以自陳偏差行為問卷填答方式發現,男性在政擊行為上多於女性,而女性偏差行為則出現在蹺課次數與在公眾場所喝酒多於男性。

#### 二、年級與偏差行為

就年齡而言,其與偏差行為的相關研究並不多。茲就有限的資料整理如下: 依內政部統計處臺閩地區少年身心狀況調查(1999)結果觀之,十五至未滿十八 歲少年有偏差行為占 35.8% ,較十二至十四歲者比例(20.9%)來得高。張楓明 (1999)研究指出,年齡變項對青少年偏差行為有著正面的效應。馮莉雅(1997) 亦指出,在偏差行為方面,國中二、三年級學生較國一學生嚴重。林孝慈(1986) 指出,隨著國中生的年級愈高,其表現出的暴力行為也愈多。

O'Malley (1998) 則發現,學業成績則與抽煙喝酒的比例呈負相關,成績較佳的學生抽煙或飲酒的比例較低,而且這兩者的關係隨年級愈低愈明顯。

#### 三、父母教育水準與偏差行為

就少年父母親教育程度而言,依內政部統計處臺閩地區少年身心狀況調查 (1999)結果觀之,隨者父母親教育程度的升高,少年有偏差行為的比例就愈低。 一些本土性的研究(許春金、馬傳鎮等,1999; 張華葆,1993)亦指出,一般少年的父母教育程度顯然高於犯罪少年,尤其是父親的教育程度部分,而母親教育水準則無顯著差異。周愫嫻(1995)研究發現,若不論偷竊金額的大小,社會階級和青少年偷竊行爲成正比關係,但若就價值較大的財物而言,社會階級和偷竊行爲具有反比的關係。她認爲社會階級和偷竊行爲的關係,其轉化的地方是在家庭內,家庭的階級決定了家庭社會化的方式,更在社會結構上決定了個人擁有的各種社會機會,這些因素養成了青少年對冒險行爲的偏好態度,以及可能遭到處罰的看法輕重不一,轉而決定了青少年偷竊行爲的發生。

#### 四、父母婚姻狀況與偏差行為

家庭破碎的情況佔犯罪少年中相當高的比率,原因在於少年得不到健全家庭 的照顧,缺乏與父母之間的互動;事實上,許多家庭表面上看來是完整的,但常 因意見不合,感情衝突及父母子女間的不和睦,家庭無法擁有溫暖,子女在家庭 中無法得到安全感。李慧強(1989)研究結果發現,雙親家庭子女的生活適應優 於單親家庭子女,且子女生活適應與其友伴關係間有顯著相關存在。王沂釗 (1994)的研究發現,來自破碎家庭的青少年常有行為、情緒、社會與健康等方 面的問題。劉祉(1988)對台北市的國中及國小四、五、六年級的學生,利用自 陳問卷做有關完整家庭及破碎家庭與子女失調行為的比較研究,結果發現:破碎 家庭和完整家庭的子女在「心理困擾行爲」、「違規犯過行爲」、「學習困擾行爲」 及「人際困擾行爲」都有顯著的差異,破碎家庭的男性在「違規犯過行爲」、「學 習困擾行為 」及「人際困擾行為」上皆高於女性,顯示男性受到破碎家庭的不利。 影響較女性爲高。黃富源、鄧煌發(1999)之實證研究指出,一般少年與男單親 家庭少年,在毀損、恐嚇、傷害、縱火等四項暴力性偏差行爲上均呈現顯著差異。 此外,依內政部統計處臺閩地區少年身心狀況調查(1999)結果觀之,父母親未 同住者(包含分居、離婚、喪偶或其他狀況)之少年中有偏差行爲比例(47.4%) 較父母親同住者(26.1% )高。江金貴(1988)研究結果亦發現:單親家庭兒童

的社會行為較差,常參與不良幫派組織,不良行為成症候群出現(無活力、罪惡感、害羞、憂慮、沮喪、不自重、退化、不合群、焦慮症),單親男童較單親女童具有攻擊性,單親兒童中以父母離婚之兒童表現更有攻擊性與反社會行為。林明慧(1989)在對台北市 694 名國小五、六年級學童調查後發現,當父母婚姻關係的和諧度愈差、攻擊楷模示範愈多,兒童的攻擊行為也愈多。

Jung(1996)認爲離婚過程是令人難以承受的痛苦,相當多的單親父母存在著源自於離婚時未解決的問題,很可能傷害到兒童,使其感到困惑、生氣、丟臉和害怕。Klein,Forehand,Armistead,&Lond(1997)對 132 個白人家庭進行六年縱貫研究指出,離婚會影響到青少年的問題行爲、反社會行爲、自尊和認知的功能。Mednick、Baker 和 Carothers(1990)等人則認爲,離婚家庭之青少年普遍表現出較差的適應情形,是因爲離婚後家庭社經地位改變、家長緊張的情緒和處理身邊工作的壓力等不穩定狀況,這也是青少年犯罪和偏差行爲最主要的原因。另外,Garber(1991)的研究結果也顯示,不管在完整或離婚的家庭裡,夫妻間的衝突是青少年不良生活適應的主要原因。

#### 五、居住情形與偏差行為

就少年與誰同住情形而言,依內政部統計處臺閩地區少年身心狀況調查 (1999)結果觀之,以未與父母親同住者(44.0%)及僅與父親或僅與母親居住 者(41.8%)其有偏差行爲比例較與父母親同住者(24.7%)皆來得高。許春金、 馬傳鎭等(1999)的研究則發現,正常少年與生父母同住的比例較高,犯罪少年 與生父母同住之情形較少,顯示犯罪少年的居住狀況與正常少年有很大差異性。 吳明隆(1998)發現國小學童家庭結構與偏差行爲有關。王睿霞(1994)研究國 小四、五年級與父母同住的兒童,結果發現父母婚姻衝突不利於兒童的生活適 應,知覺雙親衝突程度愈高的兒童,憂鬱程度愈高、個人適應與社會適應愈差。 黃正鵠,楊瑞珠(1996)也發現偏差行爲青少年較一般青少年較多來自父母分居 或父母再婚的家庭,同時並針對全台灣青少年文化與心態的研究中則發現,有偏 差行爲之青少年較無偏差行爲在只與父親同住,以及與他人同住上的人數偏多。

Thomas,Farrell,&Barnes (1996)對 600 位 13-16 歲的青少年及其父母,使用問卷調查法進行縱貫研究。研究指出家庭結構對男性青少年的負面影響較爲明顯,若其生長在單親家庭和非同居的父親没有保持聯絡,則青少年酗酒、用毒、偏差和犯罪行爲會較嚴重。

綜觀上述可知,性別、年齡、父母教育程度、父母婚姻狀況以及青少年父母 目前居住情形等,對青少年偏差行爲皆可能產生決定性的影響。因此,這些研究 結果都是本研究所要考慮的焦點之一。

#### 第四節 青少年家庭依附情形與偏差行為

青少年時期(Adolescence)一詞,根據社會學辭典(戴維、朱莉亞,周業謙、周光淦譯,1999)的定義,是指生命歷程(Life course)中介乎童年和成年之間的階段,其標誌是第二性徵出現,但還未達完全成年的地位或尚未完全脫離出生或成長的家庭。如根據「少年事件處理法」與「少年福利法」等法律定義,則「少年」指十二歲以上未滿十八歲者。而學者通常按照個體的生理、認知與社會發展情形而將青少年時期區分爲青少年初期(約10至14歲)、中期(約15至17歲)與晚期(約18至20歲)等三階段。青少年處於一生中身心發展的重要關鍵,尤其目前正處於社會快速變遷的時代,這一代的青少年與上一代的青少年在生活環境上有了極大的差異,在人生的各個層面上與上一代會有很大的差別是可以想見的。

家庭是社會組織的基本單位,也是個人最早的社會化單位,從個體一出生開始就時時刻刻受到家庭的影響,個體受到家庭影響之大是無庸置疑的。「依附」是指兩人間親密、永久的情感聯結 Ainswoth (1989),此連結所提供的情感支持與親密感將會影響個體的適應與發展。楊淑萍(1995)指出,依附的本質是縱跨整個生命的,是有連續性的。在家庭生活中,父母是子女認同最早、接觸最深的對象,父母與子女產生的親子互動關係,對個人心理與人格發展具有深遠的影響。

在同一群成長中的青少年裡,是什麼因素使某些青少年脫離所謂一般青少年的發展漸漸形成一些社會無法接受的特質或行爲表現,並因而在日後成爲一個在家庭、學校及工作生活中無法正常運作的人?Hirschi(1983)指出,犯罪學家都等到一個人已經犯罪了才會去注意他,才去關心他的家庭狀況,已經太慢了。如果我們能在青少年成長過程中察覺並掌握到一些早期的特殊癥兆,這是否意味著青少年問題確實可以預防,並可從輔導或教育的角度提昇增進其生活適應能力,以減低其經驗偏差行爲或偏差行爲後果的危險性?

一般從教育角度看青少年偏差行爲,較常把問題行爲之成因分爲個人的、家 庭的、學校的、及社會的等各種層面。王鍾和(1995)在其研究中發現,一般所 謂「正常」家庭之父母多採用較民主有效率之管教方式,如「開明權威」,而單 親、繼親與養父母的家庭,則以忽視冷漠之教養方式居多,對於子女的照顧容易 有所忽略、疏忽或放任不管。黃拓榮(1997)研究指出,父母採用忽視冷漠管教 方式的國中生其偏差行為較採用開明權威管教方式的國中生嚴重。廖榮利(1998) 指出,有些父親雖然與孩子生活在一起,卻因忙碌而難得與孩子共處,而忽略子 女管教,在缺乏和諧的父子關係中,慢慢促成了青少年的偏差行爲。許春金(1986) 的研究結果顯示,與母親間接控制愈弱的青少年,愈有可能從事偏差行爲,不管 是由上對下或由下對上的溝通方式,父子間的溝通狀況愈好,則孩子愈不可能從 事偏差行爲,當孩子愈認同其父親時,孩子從事非行或偏差行爲的可能性愈低。 劉玲君(1995)則發現,家庭氣氛和諧的學生有較高的成就、親和、堅毅、樂善 與秩序;家庭氣氣惡劣的學生有較高的卑遜感、攻擊、變異、支配,也出現較大 的偏差行爲。林朝夫(1994)指出,青少年父母不道德觀念或管教態度影響皆可 能使涉世不深的青少年淪於偷竊。李玉蟬(1996)研究發現,家庭生活條件不利、 家庭氣氛不和諧、父母管教方式不當與父母情緒不穩定等因素,均是學生暴力行 爲的可能成因。趙雍生(1997)指出,家庭氣氛會影響到親子與手足關係,他同 時也指出,逃家青少年的家庭氣氛好壞是影響其逃家行爲的重要因素。陳福原 (1995)研究發現,親子關係不佳、父母管教態度失當會影響青少年的思想與行

爲,最後難免會使青少年形成不良行爲模式。陳羿足(2000)發現,如果家庭氣 氛良好,使青少年有安穩的生長環境,則其發生偏差行爲的可能性就會降低。王 淑女(1999)研究指出,父母相處愈不融洽,青少年在自陳報告的偏差行爲愈多; 相反的,愈常與父親共進晚餐、出去玩、聊天,則青少年偏差行爲愈少。謝文彥 (1996)研究亦指出,家庭中親子關係愈佳,孩子的偏差行爲愈少。黃俊祥(1999) 研究中也發現,犯罪偏差少年之家庭功能較一般青少年爲差,家庭氣氛亦呈現不 佳狀況。

Poole 和 Regoli (1979)的研究發現,父母與偏差同儕之間的影響,當父母與子女的聯繫是較強時青少年的犯罪與偏差行爲會較少,父母管教若是能發揮,子女參與不良休閒活動的機率便可能降低。另外,其有關三代家庭的研究發現,父母親與祖父母的關係及青少年生活上的問題是影響青少年生活滿意與適應的重要因素。

綜觀上述可知,首先,青少年階段正逢認同危機,他們一方面急於向同儕認同,另一方面漸漸和家人尤其是父母疏遠,研究婚姻與家庭發展的學者 Duvall 因此呼籲,如何彌補親子間的疏離是有青少年家長的一個挑戰(Duvall & Miller, 1985)。其次,家庭對青少年影響很大的因素,乃是青少年的父母,尤其是他們對青少年的管教態度、親子關係、父母婚姻關係等,其次是父母的職業、社經地位、教育背景、家庭和諧程度、家庭結構、手足關係等對青少年的發展都有相當重要的影響。因此,這些研究結果都是本研究所要考慮的焦點之一。

#### 第五節 就學經驗與偏差行為

除了家庭之外,學校可以說是學齡學生的生活重心所在,因此教師及學校諸 多對學生的影響,都是被研究的焦點。茲針對同儕關係、師生互動及課業壓力分 述如下:

#### 一、同儕關係

青少年階段相對於兒童或成人是一種介於渦渡性與邊緣性的狀況,然而這階

段正是個體自我認同形成的重要關鍵時期(Cummongs,1995)。當子女進入青少年時期,親子間的關係開始出現反叛與爭辯。若就青少年的認知發展而言,青少年的好辯與堅持己見,是因其認知發展,正在確立自己的想法的正確性,以提升自身能力發展,其出發點並非是為挑戰與破壞社會規範。

由社會心理觀點來看,社會心理學家 Erikson (1968) 將人的生命歷程分爲 八個階段,每個階段皆有其自我認同(self identity)發展目標與發展困境,青少年 階段是正面臨自我認同與角色混淆危機的階段,兒童時期自我認同已經不再適合 身體與心理各方面快速成長的青少年,因此這個階段青少年致力於發展自我觀念 與尋求自我肯定。

依據 Freud 的觀點,進入青春期的青少年,因其內在「性的驅力」使然,必 然與家庭有所衝突,而適當的衝突能使青少年與家庭有所分離,開始發展獨立面 對外在環境的能力,將人際關係由家庭轉向同儕。此時,父母適度的鬆手對子女 的發展是有助力的。

Steinberg(1990)引述精神分析論對於青少年心理發展的看法,提及青少年與家庭關係的分離過程是一必然的現象。而這個期間親子之間的衝突必然增加,此時父母應鼓勵青少年發展獨立自主的能力,如果父母過於強調親子之間的和諧,反而會阻礙青少年邁向成熟的發展。

Cooley 提出了「鏡中自我」的概念,「自我」也就由預期別人將如何看自己的反應結果。如同由鏡中看自己的臉、身材一般,個人會透過想像他人對自己的看法,來建構瞭解自己是一個怎麼樣的人。Erikson(1968)為尋求自我認同的肯定,同儕便成為最佳的仿效對象與獲得認同的來源,透過與同儕之間的互動過程,來確認我在別人眼中是個什麼樣的人,進而形成穩定的自我認同。

Coleman (1981) 認為青少年面對生理發展的急速變化,且處於多變的社會及自己多樣的情緒狀態下,隨時必須因應新的經驗,在不確定感與懷疑加大時,非常需要有他人的支持。此時身份相當的同儕所組成的次級團體扮演著重要的角色,同儕的意見看法對青少年具有重要的參考價值。

青少年同儕團體的主要特質,是團體成員之間以親密的互動,透過自願性的加入及成員間相互合作關係所組成,成員人數由2至多人。青少年同儕團體是由年齡相似的成員所組成,成員之間大多爲相同的性別,以友情爲建立的基礎,成員人數約在5-6人。成員間往往表現出相類似的外顯行爲。(吳明燁,1999a;Brown & Stone,1998)。

對多數青少年而言,除了家庭、學校之外,影響它們最深刻的社會化機構便 屬同儕團體(Riesman, 1950)。同儕團體是青少年在此時期最主要的參考團體。 由於同儕是青少年一同參與活動的主要對象,同儕彼此之間會透過活動參與發生 相互影響(Youniss & Smollar, 1985)。在預測青少年偏差行為時,同儕的影響力 被認定是重要的因素。羅國英(1998)指出,青少年開始追求獨立自主與同儕認 同,此時,同儕影響往往超越父母所能控制的範圍。對於青少年而言,同儕團體 的意見與規範是他們重要的參考標準,爲了獲得同儕的認同,青少年會表現與同 儕相同的行爲,例如青少年第一次抽煙或喝酒大多是受到好朋友的影響,父母的 影響反倒較爲次要,而且抽煙的青少年大多有抽煙的朋友(黃德祥,1993; Kafka & London, 1991; Urberg et al.,1997)。許殷宏(1998)研究指出,同儕次文化是影 響青少年偏差行爲的重要因素,正面的次文化會轉化生活壓力,積極鼓勵青少年 朝向目標理想努力,負面的次文化則會採取逃避現實的手段,將青少年帶向沉 淪、墮落,例如:濫用藥物。許春金(1997)研究發現,在偏差行爲或犯罪行爲 發生原因的解釋上,「偏差友伴」爲導致青少年偏差行爲發生重要因素之一。 (Bernburg & Thorlindsson, 1999; 林弘茂, 1993; 王枝燦, 2001) 研究亦指出, 偏差同儕團體,對於青少年的行爲表現存在著負面的影響,認爲青少年的偏差行 爲有一定程度受到不良友件影響,青少年會由偏差同儕處學得偏差行爲,偏差友

雖然青少年由受父母影響轉到受同儕影響,但並非意味著父母對於青少年的影響力完全消失(Adams & Gullotta, 1989; Kimmel & Wiener, 1995, 馮燕、張

伴越多偏差行爲就越多。任全鈞(1997)研究指出,相較於無犯行的朋友,少年

跟非行朋友在一起時,比較有機會接觸,進而從事犯罪行爲。

初,2001)。王柏壽(1985)指出如果是涉及教育或道德方面待作決定的問題,不論青少年在那個時期,父母的影響力都是大於同儕的;但在時尚與人際關係方面,國中之前父母影響力是大於同儕,但國中以後則是同儕大於父母。黃煜峰和雷靂(1995)則指出,同儕對青少年的行爲影響是多方面的,但和父母相比較,則較表面化、範圍小、時間短,多集中於趕時髦、音樂服裝等方面;而父母則是在價值觀、道德行爲較具決定性。吳明燁(民1999a、民1999b)則指出,青少年在各項生活上仍是以父母意見爲依據,但在問題行爲上同儕團體的影響則是非常顯著。

由以上論述可發現,首先,在青少年階段,親子關係處於較兒童時期緊張,易產生衝突。身體與心理發展快速變化的青少年,尋求支持的對象也由父母轉變到處境相似的同儕身上,透過同儕社交關係的建立,來彌補親子關係轉變所欠缺的情感支持。其次,青少年長期與同儕團體接觸,而此同儕團體有偏差行爲,在耳濡目染之下,青少年易於模仿其行爲模式而產生偏差行爲?因此,這些研究結果將是本研究所要關注的焦點之一。

#### 二、師生互動

就教育社會學的觀點而言,學校因素對學生行為的影響最直接者首推教室內師生的互動。教育社會學者認為教室內的社會體系係由教師和學生共同組成,教師代表了社會體系中的領導者,學生則代表具有獨特次級文化的同儕團體,兩者各有其特殊角色,並進行密切的互動。林淸江(1972)指出,在教室中,教師一方面必須傳遞社會價值,評斷學生能力,有計畫的直接改變學生的行為和學習活動,另一方面教師又必須是學生的模仿與認同的對象,透過人格與人格互動關係,學生在有意無意間學習教師的行為。換言之,教育學的觀點強調教室中的師生互動是一種的社會體系,此體系的目標是達成教育的目的,至於目的是否達成,與教導者是否瞭解受教者、對受教者所持之態度、及兩者之間是否產生內心共鳴等條件具有密切關係。

除了教室內師生互動關係之外,人生的每一個階段的發展都有其生理及心理的轉變與成長,依照心理學派的說法,如 Erikson 和 Havighurst 都強調人生各階段有不同的發展任務以及該完成的事。依照社會對青少年的期望而言,學習以做爲生涯或工作之準備是青少年這個階段最重要的任務。但是有些青少年在學習上並無法得到成就感,面對不同的學習環境,產生程度不同的學習困擾,甚至中途輟學(林幸台,1995)。而妨礙學生學習的因素包括下列幾項:(1)學生無法適應學習的教材或老師的教導方式,(2)學生無法適應學校的有關規定,(3)同儕的影響,(4)師長的影響,(5)家庭的影響。馬傳鎮(1994)也在其研究中指出(1)教育內容偏枯,徒重知識的灌溉,而忽視學生五育的均衡發展,(2)教材設計欠妥當,使多數學生在學業上缺乏成就感,(3)道德教育偏重於教條之灌輸,忽視道德情操之涵泳與道德行爲之躬行實踐,(4)訓導人員與學生之間隻向溝通嚴重不足。

此外,據林淸江(1972)研究發現,教室中學生學習教師的行為,固然受到許多因素的影響,但其中師生關係居於相當之重要性,教師愈受喜愛、崇敬,愈能與學生維持良好、溫暖的關係,學生的學習活動愈能有效的進行。蘇素美(1991)研究發現低違規犯過比率的學校,學生有更多的情緒滿意,且知覺教師給予更多的關心和幫忙,肯定了學校環境對學生行爲具有影響力存在。林孝慈(1986)研究後亦指出,學校管理方式不合理、師生關係愈疏離、學業成就低落及學習態度低劣是形成校園暴力之相關因素中的前三位。陳福原(1995)研究指出,過度重視智育,忽略生活及品德輔導,緊張的師生關係,使老師失去了改變學生的機會,進而使得學生成爲犠牲者,淪爲犯罪青少年。許春金、馬傳鎮(1999)研究指出,影響青少年偏差行爲之學校因素大致可分爲:(一)個人在學校之表現、能力和智商;(二)個人對老師看法之重視及師生關係;(三)個人對於學校的喜歡與附著程度。鄭鈞元的研究(1996)也發現,若學校老師較常體罰學生,則學生的暴力行爲也會越多。李玉蟬(1996)亦指出,學校愈大、男生愈多、師生比率愈懸殊、學校管理過份嚴格、體罰愈多及學生競爭方式愈不公平時,校園暴行也愈多。

Finlayson 和 Loughran (1976) 則比較高低違規犯過比率學校,其學生對環境知 覺的差異,結果發現,高違規犯過比率的學校有較高的工作導向和社會控制分 數;而低違規犯過比率的學校,學生有更多的關心和幫忙。

綜上所述,社會大眾有關青少年犯罪的輿論中,其矛頭常直指學校,認爲學校教育的不當,是青少年犯罪形成的重大元兇。我們深知,可以經由學生的眼睛去了解學校的世界,從學生描述學校或教室刺激中,可以獲得很多寶貴的知識,學生知覺在教學過程乃是一個很重要的中間角色,學生知覺教師行爲或意願,可能影響學生的學習成果及行爲表現。因此,這些研究結果亦將是本研究所要關注的另一個焦點。

#### 三、課業壓力

Garmezy & Rutter (1983) 認為壓力事件對兒童的影響,視下列因素而異: 年齡、性別、生理因素、氣質、智力與技能、長期的心理社會問題、保護因素、 社會支持網或親密的人際關係、社會情境、對事件的認知評估、因應歷程。如果 兒童本身及其支持網、社會情境等,具有足夠的保護性,而且對事件有正確的認 知評估與因應歷程,則兒童比較不會出現適應不良症狀。

Johnson (1989) 指出兒童在情緒創傷後的行為視其特質發展狀態及個人成長史而異。兒童的反應型態差異性大,也很複雜,兒童在情緒創傷後可能出現的行為有:退縮、否認、焦慮性依附、退化行為、學習表現退步、補償性行為、情緒上的隔離、行為型態的轉變、發脾氣的行為、孤離、嗑藥、酗酒、暴力、性濫交、犯罪行為、逃學、企圖自殺、低自尊、自責、出現不適合其年齡的行為與生活方式、轉向發洩氣憤、自我中心。

現存的社會情境和教育制度是青少年感受挫折、壓力的來源之一。在學校中,升學主義的壓力,沉重的課業,不當的能力分班,動輒懲罰的處理方式,在此情況下,現代青少年承受很大的身心壓力,多半挫折感很深,感到不快樂,相當比例的青少年有過離家出走甚或自殺的念頭;這些是各種來源的意見調查所曾

#### 揭露的事實。

教育改革欲遏阻升學歪風,減低學生課業壓力,但時至今日,升學的競爭壓力似乎並没有因教改而稍有歇息。葉學志(1988)認爲知識爆炸及升學主義影響,使得學生課業壓力增加,負擔及壓力的增加,甚至造成身心產生異常行爲。鄭崇趁(1994)研究指出學校統一的教材,統一的考試,無法適應個別差異,大部份的學生好似一部學習的機器,學習索然無味,很難在學校學習歷程中得到樂趣,久而久之學生無法適應,適應力差的學童就產生懼學、厭學的現象。情緒困擾、課業低落的學生,得不到適當的學業及生活輔導,對學校活動不感興趣,轉而群聚,從事傷害、恐嚇、勒索、殺人等暴力行爲。陳皎眉(1988)在其「生活壓力、社會支持、因應策略、歸因方式與青少年犯罪」研究中,探究一般少年與犯罪少年所面臨的壓力來源與影響程度、因應方式之差異,結果發現:犯罪少年以受處分、升學、就業抉擇的壓力的最多;一般少年以升學壓力、競爭最多。

根據上述,可知學者們對兒童或青少年的偏差行爲之觀點是一致的,他們均認爲這些行爲乃是兒童在壓力事件下,經驗到情緒創傷之後產生的不良適應行爲。學校教師與家長應謹記此觀點,以免只針對兒童的偏差行爲,對之貼上問題兒童之標籤,或對之苛責,及對兒童有不當的要求與期待。我們應提昇對兒童的觀察力,在他們有情緒創傷之時,便支持與協助他們,使兒童能採取正向或傷害性較低的解決問題與調整情緒的因應模式。

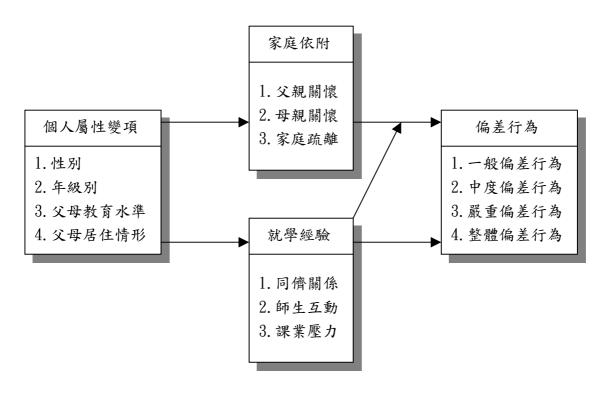
上述的各項因素雖爲解釋方便而分開描述,其實他們可能是互相影響而緊密結合的,爲了更有系統的了解青少年偏差行爲,本研究希望能儘量從多種角度加以切入,以期找到影響青少年偏差行爲的重要因素

#### 第三章 研究方法與實施

本章主要在說明研究設計和實施情形,首先,第一節提出分析架構,其次, 第二節說明研究問題,接著,第三節說明研究對象與抽樣方法,最後則分別介紹 研究工具、實施過程、資料處理的方法和進行的程序。

#### 第一節 分析架構

根據前述之研究背景、目的以及相關文獻的探討結果,本研究認為青少年個人因素會影響家庭依附情形及就學經驗,而家庭依附情形為就學經驗的基礎,因此會影響到就學經驗,最後,家庭依附情形及就學經驗亦共同影響青少年的偏差行為,故歸納出本分析之架構,而以下圖表示之。



【圖 3-1-1 本研究之分析架構圖】

根據圖 3-1-1 之分析架構,本研究以自填式問卷調查法爲主要的研究方法, 在設計測量變項時,首先以青少年的個人屬性變項爲前置變項,主要分成(性別、 年級、父母教育水準、父母居住情形)等四個變項。

其次,在歷程變項方面中,本研究則包括家庭依附與就學經驗。家庭依附方面,依附是指我們和他人有親密的感情、尊敬他們以及認同他們。因此,我們在意他人的期待、重視他人的期許,即所謂對他人看法的敏感性。Hirschi 曾指出,所謂與他人的依附性,是指重要他人,如父母、學校以及同儕等。其基本假設為:「愈依附於父母、學校、同儕團體及傳統的社會,愈不可能犯罪」;馮莉雅(1997)亦指出,父母、學校、同儕團體可以說是青少年人際交往中最重要的他人。Hirschi(1969)的研究中以依附於父母為第一個自變項,但對父母依附因素的看法,專家學者各有不同意見。楊國樞等(1986)將其分為父親關懷、母親關懷、父親督導、母親督導、父親依附、母親依附及家庭依附等七項因素;蘇尹翎(2000)的研究則將其分為父母關懷、父母依附、父母監督及家庭疏離等四個因素,本研究中所指的依附則專指父親關懷、母親關懷及家庭疏離等三個因素。

至於就學經驗方面包括同儕關係、師生互動及課業壓力三個部份。Hoge, Andrew, & Leschied(1996)的研究發現,良好的同儕關係、優秀的學校表現、社團活動的參與等對青少年有正向的幫助。反過來說,若在學校中有太多負面經驗,則會導致對學校的疏離感、增加和行爲偏差同儕的互動,並因而形成偏差行爲;目前的中小學教育,尤其是國中教育,在升學壓力下,學校寄予最大關注通常是可以作爲教育成果指標的分數、升學率。事實上,許多研究顯示出,偏差行爲青少年在學校中大抵課業不佳、不喜歡上學、覺得老師較不關心他們(許春金、侯崇文、黃富源,1995;法務部,1997);檢視今天的校園,我們應該很容易看到:有教師贊成體罰,而且使用體罰(林文瑛,1992a,1992b),大部份的學校實施能力分班、不按課表上課(林文瑛,1996);過度強調學業成績,會使學習成效不佳者產生挫折、喪失信心、不喜歡學校,而逐漸脫離學校,導致偏差行爲(黃德祥,1994)。因此,本研究之就學經驗因素包括:同儕關係、師生互動和課業壓力等三個部分。

最後,在依變項方面,指的是青少年自陳的偏差行爲,屬連續變項性質。綜

合理論及相關文獻,本研究認為青少偏差行為偏差行為是一個相對性的概念,常會因社會情境、時間、地點、風土民情與價值觀念的不同而有所差異,因此每個社會對於偏差行為的界定標準是不一致的。而且會受到個人屬性變項、家庭依附和就學經驗影響而產生,爲配合青少年生活環境以家庭與學校為主,本研究依據獻整理所得看法,將青少年偏差行為分為(一)一般偏差行為:逃學蹺課;逃家在外過夜;閱讀黃色書刊或觀看色情錄影帶;出入不良場所;抽煙;毀損學校設備或公共設備;飆車;跟老師發生爭吵;喝酒;跟父母發生爭吵等(二)中度偏差行為:未經許可拿走他人財物;賭博;與他人打架;未經許可使用他人腳踏車、機車;攜帶刀械或其他危險物品(三)嚴重偏差行為:發生性關係;破壞汽、機車;參加幫派活動;恐嚇取財;吸食或販賣違禁藥品等三個層面共二十項青少年常見的偏差行為。

綜合以上的說明,本研究認爲個人屬性變項的性別、年級、父母教育水準、 父母居住情形等各變項,影響青少年的家庭依附情形及就學經驗;其次,同儕關 係、師生互動及課業壓力等三者,則是代表就學經驗變項,青少年的家庭依附情 形和就學經驗共同影響到偏差行爲的產生。

#### 第二節 研究問題

根據分析架構之設計,青少年個人屬性變項影響到家庭依附情形與就學經驗,並且家庭依附情形與就學經驗又會影響青少年偏差行為的產生,本研究希望經由問卷蒐集資料,來回答下列問題:

- 一、家庭依附情形即父親關懷、母親關懷及家庭疏離等因素,是否對青少年 偏差行爲有確切影響?
- 二、當加入就學經驗變項,即同儕關係、師生互動及課業壓力時,家庭依附 情形即父親關懷、母親關懷及家庭疏離等因素,是否對青少年偏差行爲有確切影響?
  - 三、當再加入個人屬性變項後,家庭依附情形即父親關懷、母親關懷及家庭

疏離等因素,是否對青少年偏差行爲有確切影響?

依據上述所提出的三個研究問題,發展出三個研究假設,茲分別敍述如下:

- (一)假設一:家庭依附情形,即父親關懷及母親關懷對青少年偏差行爲有 影響,而影響是以負向的方式呈現;而家庭疏離爲正向的影響。
- (二)假設二:在控制了就學經驗變項,即同儕關係、師生互動及課業壓力後,家庭依附情形對青少年偏差行為的影響會更顯著。
- (三)假設三:再控制青少年個人屬性變項後,家庭依附情形對青少年偏差 行為的影響會更顯著。

#### 第三節 研究對象與抽樣方法

#### 一、研究對象

學者通常按照個體的生理、認知與社會發展情形而將青少年時期區分爲青少年初期(約10至14歲)、中期(約15至17歲)與晚期(約18至20歲)等三階段;根據「少年事件處理法」與「少年福利法」等法律定義,則「少年」指十二歲以上未滿十八歲者。本研究中則專指九十一學年度中就讀於南投縣國民小學五、六年級及國民中學一至三年級的普通班學生爲母體。

#### 二、問卷之信、效度分析

問卷的信度和效度分析,主要以對青少年偏差行為、家庭依附情形和就學經 驗等三個變項所包含的量表進行分析,其結果茲分述如下:

#### (一) 青少年偏差行爲量表方面

以「國中、小學生行爲與態度研究問卷」中的 20 項偏差行爲進行分析,由表 3-3-1 青少年偏差行爲變項的因素分析及信度分析之摘要發現,其中 Kaiser-Meyer-Olkin(K-M-O) 測量值是.922, 經採用 alpha 模式測驗其信度後, 所顯示的內部一致性係數爲.8734。再對 20 個偏差行爲進行因素分析工作,以

Alpha 因素萃取法進行因素萃取,採直接斜交轉軸得三個特徵値大於 1 的成份, 特徵值分別是 6.762、1.934 和 1.119,其解釋總變異量百分比分別是 33.810% 、 9.669% 和 5.594% ,解釋總變異量累積百分比則是 33.810% 、43.479% 和 49.073 % 。

經過因素分析後所組成三個因素內涵,首先,逃學蹺課;逃家在外過夜;閱 讀黃色書刊或觀看色情錄影帶;出入不良場所;抽煙;毀損學校設備或公共設備; 飆車;跟老師發生爭吵;喝酒;跟父母發生爭吵等十項組成因素一;其次,未經 許可使用他人腳踏車、機車;攜帶刀械或其他危險物品;未經許可拿走他人財物; 賭博;與他人打架等五項組成因素二;最後,發生性關係;破壞汽、機車;參加 幫派活動;恐嚇取財;吸食或販賣違禁藥品等五項組成因素三。整體而言,本量 表經因素分析可得三個因素,每個因素內涵大致與本研究所歸納之青少年偏差行 爲分類相吻合。

【表 3-3-1 偏差行為因素分析及信度分析摘要表】

	因素一	因素二	因素三
抽煙	. 832		
出入不良場所	. 700		
喝酒	. 692		
逃學蹺課	. 660		
逃家在外過夜	. 621		
飆車	. 607		
閱讀黃色書刊或觀看色情 錄影帶	. 584		
跟老師發生爭吵	. 553		
跟父母發生爭吵	. 524		
毁損學校設備或公共設備	. 376		
未經許可拿走他人財物		. 617	
未經許可使用他人腳踏		E26	
車、機車		. 536	
攜帶刀械或其他危險物品		. 514	
賭博		. 489	
與他人打架		. 462	
吸食或販賣違禁藥品			. 821
恐嚇取財			. 762
發生性關係			. 733
參加幫派活動			. 624
破壞汽、機車			. 615
特徵值	6. 762	1.934	1.119
解說總變異量百分比	33.810	9.669	5. 594
解說總變異量累積百分比	33.810	43. 479	49.073
分量表信度α值	. 8358	. 6091	. 7766
總量表信度α值	. 8734		

萃取方法: Alpha 因素萃取法。

轉軸方法:直接斜交法。

#### (二)家庭依附情形量表方面

以「國中、小學生行爲與態度研究問卷」中的家庭分量表的 11 個題目所組成,由表 3-3-2 家庭依附變項的因素分析及信度分析之摘要發現,其中 Kaiser-Meyer-Olkin(K-M-O)測量值是.733,經採用 alpha 模式測驗其信度後,所顯示的內部一致性係數爲.7353。再以 Alpha 因素萃取法進行因素萃取,採直接斜交轉軸得三個特徵值大於 1 的成份,特徵值分別是 4.281、1.431 和 1.383, 其對應變異百分比分別是 34.648%、6.837% 和 9.052%,累積百分比是 34.648%、41.485% 和 50.537%。

11 個題目經過因素分析後,首先,發現四個母親關懷題目的得分可以組成第一個因素,其次,三個家庭疏離的題目的得分可以組成第二個因素,最後,有四個父親關懷題目的得分可以組成第三個因素,由此可以明顯發現,本量表所設計的家庭依附 11 個題目可以清楚分類成母親關懷、家庭疏離及父親關懷等三個因素,此結果與本分析架構中父親關懷、母親關懷和家庭疏離等三個變項之概念相吻合。

【表 3-3-2 家庭依附情形因素分析及信度分析摘要表】

	因素一	因素二	因素三
我母親常和我討論事情或 談心	. 842		
母親會和我討論我的事並 共同做決定	. 832		
母親的意見,對我來說十分 重要	. 810		
我母親很關心我	. 785		
我父母親常會發生激烈的 爭吵或打架		. 742	
我曾因為與家人爭吵或不 愉快而想要逃家		. 694	
我覺得家裡沒有人的行為 表現值得我學習模仿		. 638	
我父親常和我討論事情或 談心			. 862
父親會和我討論我的事並 共同做決定			. 846
我父親很關心我			. 830
父親的意見,對我來說十分			. 736
重要			. 130
特徵值	4. 281	1. 431	1. 383
解說總變異量百分比	34. 648	6.837	9.052
解說總變異量累積百分比	34. 648	41.485	50. 537
分量表信度α值	. 8538	. 4844	. 8486
總量表信度α值	. 7353		

萃取方法: Alpha 因素萃取法。

轉軸方法:直接斜交法。

#### (三)就學經驗量表方面

以「國中、小學生行爲與態度研究問卷」中的學校分量表的 21 個題目所組成,而在分析步驟中,在尋求因素使就學經驗間能有最好的線性結合時,本研究採取直接斜交轉軸,因素值代表了該就學經驗在所抽出因素上的負荷,變項的因素值若低於.35,則欲由所抽出因素中剔除。由表 3-3-3 就學經驗的因素分析及信度分析之摘要發現,其中 Kaiser-Meyer-Olkin(K-M-O)測量值是.903,經採用 alpha 模式測驗其信度後,所顯示的內部一致性係數爲.5556。再以 Alpha 因素萃取法進行因素萃取,採直接斜交轉軸得三個特徵值大於 1 的成份,特徵值分別是 6.366、2.643 和 2.116,其對應變異百分比分別是 30.312% 、12.586% 和 10.075%,累積百分比是 30.312%、42.898% 和 52.973%。

21 個題目經過因素分析後,首先,發現八個課業壓力題目的得分可以組成 第一個因素,其次,七個同儕關係的題目的得分可以組成第二個因素,最後,有 六個師生互動題目的得分可以組成第三個因素,由此可以明顯發現,本量表所設 計的就學經驗 21 個題目可以淸楚分類成課業壓力、同儕關係及師生互動等三個 因素,此結果與本分析架構中課業壓力、同儕關係和師生互動等三個變項之概念 相吻合。

【表 3-3-3 就學經驗因素分析及信度分析摘要表】

	因素一	因素二	因素三
我很認真學習學校中的課業	823		
我能遊戲時盡情地玩,做功課時專心	750		
地做	758		
我對課本感興趣	722		
我喜歡目前學校所學的科目	707		
我會主動規劃自己的學習計劃及時間	706		
我能按時完成作業	682		
老師要求的東西我一定都會準備好	. 613		
老師經常讚美我的表現	. 576	2	
我的朋友都很了解我		. 791	
我有困難時,朋友會主動幫我忙		. 785	
朋友很重視我提出的意見		. 764	
我喜歡和朋友交換彼此的感覺和想法		. 762	311
沒有什麼事能破壞我和朋友之間的感		. 723	
情		. 120	11
朋友有需要時,我能安慰他、支持他		. 712	11
碰到困難時,我知道如何開口請朋友		. 626	- 11
幫忙		. 020	11
老師常用威脅的方式管教我			. 801
我經常莫名奇妙被老師責備		X(9)27	. 777
我覺得老師經常發脾氣			. 751
我覺得老師很尊重學生的意見			. 480
老師就像朋友一樣對待我			. 412
我覺得老師上課方式很活潑			. 382
	6.366	2.643	2.116
解說總變異量百分比	30.312	12.586	10.075
解說總變異量累積百分比	30.312	42.898	52. 973
分量表信度α值	. 5224	. 8534	. 7397
總量表信度α值	. 5566		

萃取方法: Alpha 因素萃取法。

轉軸方法:直接斜交法。

## 三、研究樣本及抽樣方法

本研究利用自填式問卷調查方法蒐集資料,研究資料來自南投縣五所國民中學以及五所國民小學。由於「立意抽樣」所耗經費不多,而且方便可行,因此本研究以立意抽樣選取埔里國中、北山國中、國姓國中、中興國中及信義國中等五所國中以及南光國小、國姓國小、中原國小、弓鞋國小及成城國小等五所國小。為避免樣本性質太相近喪失研究代表性,取樣以南投縣所屬不同行政區及地理區域爲背景以取得有效樣本。其中埔里國中與南光國小座落於埔里鎮,北山國中、國姓國中與國姓國小則座落於國姓鄉,中興國中位居於南投市,中原國小位居於草屯鎮,弓鞋國小位居於名間鄉,成城國小位居於水里鄉,信義國中位居於信義鄉。

調查學校選定之後,本研究以較爲省時、經濟且較爲方便之叢聚抽樣,對每一所國中一、二、三年級學生以及國小五、六年級學生,以班級爲單位隨機選取組群,而被選出組群的所有成員皆爲樣本,共計抽取 44 個班級。本研究施測之前,先與選定學校班級的導師進行聯繫,由研究者告知研究計畫與目的,獲得同意後始安排施測時間,研究者儘可能親自前往說明及施測,若不克前往,則亦先告知協助施測的教師明確的指導及注意事項,請他們在課堂允許的時間內協助進行施測,並由受訪者行對問卷中的問題表達其看法而自行填答方式爲之。

本研究總計共取得 1216 個有效樣本,其中取得國小五年級之樣本數爲 267, 佔全部有效本的 22%;國小六年級之樣本數爲 275,佔全部有效樣本的 22.6%; 國中一年級之樣本數爲 248,佔全部有效樣本的 20.4%;國中二年級之樣本數爲 231,佔全部有效樣本的 19.0%;國中三年級之樣本數爲 195,佔全部有效樣本 的 16%。1216 個有效樣本中,男性樣本 633 位,佔全部有效樣本的 52.1%,女 性樣本 579 位,佔全部有效樣本的 47.6%,性別資料缺失者 4 位。十所國民中小 學之學生樣本數分配見表 3-3-1。

# 【表 3-3-4 樣本來源及數量】

鄉鎮	學校		年級兵	學生人數	百分比		
		工厂加	1 班	32	C.A		
<b>               </b>	大小田 1	五年級	3 班	32	64	196	11 0
埔里鎮	南光國小	1- F M	5 班	35	70	136	11.2
		六年級	6 班	37	72		
		工左加	甲班	25	40		
四儿伽		五年級	乙班	24	49	100	0.5
國姓鄉	國姓國小	) F 197	甲班	27	E 4	103	8. 5
		六年級	乙班	27	54		
		丁生加	乙班	25	47		
节士结	<b>山</b>	五年級	丁班	22	41	101	0 9
草屯鎮	中原國小	十年加	乙班	29	54	101	8.3
		六年級	丁班	25	34		
		五年級	甲班	33	64		
夕明鄉	<b>岩間鄉 弓鞋國小</b>	五十級	乙班	31	04	115	9.5
石间卿		六年級	甲班	25	51	110	9. 0
		八十級	乙班	26	31		
		五年級	甲班	21	43		
水里鄉	成城國小		乙班	22		87	7. 2
小王卿	风城图小	六年級	甲班	21	44	01	1. 4
		八十級	乙班	23	44		
		一年級	1班	37	71		
		十級	10 班	34	11		
埔里鎮	埔里國中	二年級	3班	28	64	174	14.3
州土兴	州 王 凶 1	一十級	10 班	36	04	114	14.0
		三年級	1班	20	39		
		二十級	7班	19	00		
		一年級	2 班	30			
國姓鄉	北山國中	二年級	1 班	33	82	82	6. 7
		三年級	3 班	19			
國姓鄉	國姓國中	一年級	2 班	30	- 55	147	12. 1
		十級	4 班	25	JJ		
		二年級	3 班	20	42		
		一十級	4 班	22	44		
		三年級	1 班	20	50		

			2 班	26			
	一年級	10 班	34	66			
		十級	14 班	32	00		
南投市 中興國中	二年級	13 班	37	72	201	16.5	
	一十級	14 班	35	12	201		
	三年級	11 班	33	63			
		二十級	13 班	30	00		
		一年級	忠班	23			
信義鄉	信義國中	二年級	孝班	23	70	70	5.8
	三年級	孝班	24				
總	計		44 班			1216 人	100%

# 第四節 資料蒐集方法

依據研究設計,本研究利用自填式問卷調查方法,對學生進行問卷調查以蒐集資料。因此研究者參考相關文獻及理論架構,並同時參酌學者齊力等人(2000)所編定的「國中、小學生行爲與態度研究問卷」予以修訂,以了解青少年家庭依附情形、就學經驗與偏差行爲相關情形。本問卷中的研究變項包括有:青少年的個人屬性變項,包括性別、年級、父母教育水準、父母居住情形等四項;歷程變項包括家庭依附情形(包括父親關懷、母親關懷及家庭疏離等三者)以及就學經驗(包括同儕關係、師生互動和課業壓力等三個部分);偏差行爲變項,則由青少年自陳偏差行爲出現次數,共有20種青少年常見的偏差行爲,分爲三個類別,包括:一般偏差行爲、中度偏差行爲、嚴重偏差行爲等三類。上述各變項的定義、測量方法和問卷設計茲說明如下:

## 一、個人屬性變項

根據文獻探討,以往的研究多半發現青少年的性別、年級別、父母教育水準與父母婚姻狀況等因素影響到家庭依附及就學經驗,並且對偏差行為有顯著的影響,因此本研究將青少年個人屬性變項列為研究重點之一。青少年的個人特質將由受訪學生填寫本問卷中的第一部份「基本資料」中獲得,其測量的方式說明如下:

#### (一)性別變項

包括男生和女生等兩項,爲了解不同性別青少年間家庭依附情形、就學經驗 與偏差行爲的差異,由受試者勾選自己的性別。進行迴歸分析時作虛擬變項,以 女性爲 0 當對照組,男性爲 1。

#### (二)年級別變項

包括有國小五、六年級及國中一、二、三年級等五項,爲了解不同年級別學生間家庭依附情形、就學經驗與偏差行爲的差異,本問卷針對國小五、六年級及國中一、二、三年級學生進行施測,由受試者勾選自己的年級別。進行迴歸分析

時作虛擬變項,以五年級為0當對照組,其餘作四個虛擬變項。

#### (三)父母教育水準變項

包括有 1.不識字 2.小學、3.國中(初中)、4.高中高職、5.專科、6.大學、研究所、9.不知道等七項,爲了解不同父母教育水準間青少年間家庭依附、就學經驗與偏差行爲的差異,由受試者從問卷問項中勾選出符合條件者,以建構【父母教育水準】的指標。進行迴歸分析時作虛擬變項,合併不識字及小學爲 0 當對照組,其餘作四個虛擬變項。

#### (四)父母居住情形變項

以問卷第一部份的基本資料中之「你父親平常是不是住在家裡」以及「你母親平常是不是住在家裡」這兩題的資料回答來做組合,爲了解不同父母居住情形間青少年間家庭依附情形、就學經驗與偏差行爲的差異,由受試者從問卷間項中勾選出符合條件者,以建構【父母居住情形】的指標。進行迴歸分析時作虛擬變項,以父母未同住家庭爲0當對照組,父母同住家裡爲1。

# 二、家庭依附

Hirschi 的社會控制理論認爲一個孩子愈依附於父母親,孩子愈習慣於分享 父母親的精神生活,他愈會向父母徵求對他有關活動的意見,也愈認爲父母是他 們社會與心理活動的一部份。因而當他考慮從事違法行爲時,他不會忽視父母對 他的感情,連帶地也降低了犯罪的可能性。

依據上述,本研究乃將對青少年偏差行爲有深刻影的家庭依附因素加以控制,即指青少年與父母的情感連繫關係,包含父親關懷、母親關懷及家庭疏離三個部分。包括:

#### (一) 父親關懷:

係由四個題目所組合而成之之父親關懷指標,包括:1.我父親常和我討論事情或談心;2.父親會和我討論我的事並共同做決定;5.父親的意見,對我來說十分重要;7.我父親很關心我。問題的答項包含「吻合」、「還算吻合」、「不太吻合」、

「不吻合」等四個。建構指標時,本研究將以上四個題目所取的値以平均値表示, 當分數愈高,則表示青少年父親關懷程度愈佳。

#### (二)母親關懷:

係由四個題目所組合而成之之母親關懷指標,包括:3.我母親常和我討論事情或談心;4.母親會和我討論我的事並共同做決定;6.母親的意見,對我來說十分重要;8.我母親很關心我。問題的答項包含「吻合」、「還算吻合」、「不太吻合」、「不吻合」等四個。建構指標時,本研究將以上四個題目所取的值以平均值表示,當分數愈高,則表示青少年母親關懷程度愈佳。

#### (三)家庭疏離:

係由三個題目所組合而成之之家庭疏離指標,包括:9.我父母親常會發生激烈的爭吵或打架;10.我曾因爲與家人爭吵或不愉快而想要逃家;11.我覺得家裡沒有人的行爲表現值得我學習模仿。問題的答項包含「吻合」、「還算吻合」、「不太吻合」、「不吻合」等四個。建構指標時,本研究將以上三個題目所取的值以平均值表示,當分數愈高,則表示青少年家庭疏離程度愈高。

## 三、就學經驗

據蘇素美(1991)研究發現低違規犯過比率的學校,學生有更多的情緒滿意, 且知覺教師給予更多的關心和幫忙,肯定了學校環境對學生行爲具有影響力存 在。就教育社會學的觀點而言,學校因素對學生行爲的影響最直接者首推教室內 師生的互動。

依據上述,本研究乃將對青少年偏差行爲有深刻影的就學經驗因素加以控制,即指青少年的同儕關係、師生互動和課業壓力等三個部分,共計二十一題。 包括:

#### (一) 同儕關係:

係由七個題目所組合而成之之同儕關係指標,包括:1.我有困難時,朋友會 主動幫我忙;2.我喜歡和朋友交換彼此的感覺和想法;3.朋友有需要時,我能安 慰他、支持他;4.我的朋友都很了解我;5.朋友很重視我提出的意見;6.沒有什麼事能破壞我和朋友之間的感情;7.碰到困難時,我知道如何開口請朋友幫忙。問題的答項包含「吻合」、「還算吻合」、「不太吻合」、「不吻合」等四個。建構指標時,本研究將以上七個題目所取的值以平均值表示,當分數愈高,則表示青少年同儕關係愈佳。

#### (二)師生互動:

係由六個題目所組合而成之之同儕關係指標,包括:8.我覺得老師經常發脾氣;9.老師常用威脅的方式管教我;10.我經常莫名奇妙被老師責備;11.老師就像朋友一樣對待我;12.我覺得老師上課方式很活潑;13.我覺得老師很尊重學生的意見。問題的答項包含「吻合」、「還算吻合」、「不太吻合」、「不吻合」等四個。建構指標時,本研究將以上十四個題目所取的值以平均值表示,當分數愈高,則表示青少年師生互動愈良好。

#### (三)課業壓力:

係由八個題目所組合而成之之同儕關係指標,包括:14.老師要求的東西我一定都會準備好;15.老師經常讚美我的表現;16.我能按時完成作業;17.我對課本感興趣;18.我喜歡目前學校所學的科目;19.我很認真學習學校中的課業;20.我能遊戲時盡情地玩,做功課時專心地做;21.我會主動規劃自己的學習計劃及時間。問題的答項包含「吻合」、「還算吻合」、「不太吻合」、「不吻合」等四個。建構指標時,本研究將以上十四個題目所取的值以平均值表示,當分數愈高,則表示青少年課業壓力愈嚴重。

# 四、青少年偏差行為

衡量犯罪或偏差行為的概況,大都取自官方的統計資料、受害者調查或自陳報告調查,而經由這三種方式取得的資料,各有其利弊,但對於少年偏差行為的測量,以自陳報告調查為主要趨勢(許春金,1996)。本研究對於青少年偏差行為的測量,乃依據文獻探討中青少年偏差行為的分類,將青少年偏差行為分類如下:

- (一)一般偏差行為:1.逃學蹺課;2.逃家在外過夜;3.閱讀黃色書刊或觀看色情錄影帶;4.出入不良場所;7.抽煙;8.毀損學校設備或公共設備;17.飆車;18.跟老師發生爭吵;19.喝酒;20.跟父母發生爭吵等共計十項;
- (二)中度偏差行為:6.賭博;10.未經許可使用他人腳踏車、機車;11.攜帶刀械或其他危險物品;12.與他人打架;16.未經許可拿走他人財物等共計五項;
- (三)嚴重偏差行為: 5.發生性關係; 9.破壞汽、機車; 13.參加幫派活動; 14.恐嚇取財; 15.吸食或販賣違禁藥品等共計五項。

爲顧及青少年的感受,本量表名稱爲「國中、小學生行爲與態度研究問卷」, 受訪者在回答問卷時,就其過去一年內有否參與過列舉出的 20 項偏差行爲做表 白,做爲實際從事偏差行爲的情形。其反應項包括:「從未」「1-2 次」「3-5 次」 「6-10 次」「10 次以上」(得分依序是從 1 分到 5 分)等五個選項,如果學生選 擇分數越高,代表該項偏差行爲發生次數越多,整個量表分數越高,受試青少年 偏差行爲也越多樣化和嚴重。

# 第五節 實施程序

本研究的實施的實施過程,可分成閱覽文獻、編訂研究工具、問卷施測、問 卷資料分析、撰寫論文及口試等五個階段,茲分述如下:

# 一、閱覽文獻

研究者自民國九十一年五月即著手蒐集及閱讀與家庭依附情形、就學經驗與 青少年偏差行爲有關的文獻,至九十一年七月確定主題,然後開始撰寫研究計 畫,並著手研究工具的蒐集與編定。

## 二、編訂研究工具

本研究工具係修訂學者齊力等人(2000)所編定的「國中、小學童行爲與態度研究問卷」,應具有相當的信效度。在正式施測之前,研究者將十位南投縣魚池鄉共和國小的學生實際作答,就問卷長度、內容及作答感受等方面提供意見,

收集學生意見後,帶回與測驗專家討論,經過上述步驟後,最後確定正式問卷。

# 三、問卷施測

本研究的對象係以便利取樣的方式,抽出樣本學校、班級及學生。本研究施測之前,先與選定學校班級的導師進行聯繫,獲得同意後始安排施測時間,研究者儘可能親自前往說明及施測,若不克前往,亦先告知協助施測的教師明確的指導及注意事項,請他們在課堂允許的時間內協助進行施測,以達到施測情境標準一致。計發出問卷 1500 份,於九十二年三月底全部回收完畢後,統計份數得到有效樣本爲 1216 份。

## 四、問卷資料分析

施測後所回收之問卷經去除廢卷後,將所有資料整理、編碼及登錄,隨即進 行資料的統計分析。

## 五、撰寫論文及口試

本研究資料經統計分析完畢後後,將其整理進行論文撰寫,完成後經指導教 授同意進行論文口試。

# 第六節 資料分析方法

本研究之問卷收集完成後,隨即有系統的進行資料處理的工作,包括編碼系統的建立、資料的編碼與鍵入、資料的檢驗與轉換,接著進行以下各項之資料分析:

## 一、因素分析

進行效度的驗證,並考驗青少年偏差行為、家庭依附情形及就學經驗等量表的因素內涵。

#### 二、信度分析

以 Cronbacha  $\alpha$  係數考驗青少年偏差行為、家庭依附情形及就學經驗其整體 及各分量表之內部一致性,係數愈高則表示量表內部愈一致。

#### 二、T-test

以個人屬性變項之性別、父母居住情形爲自變項,並分別以青少年家庭依附情形、就學經驗及偏差行爲爲依變項,進行平均數的差異檢定,以了解性別、父母居住情形在各變項的差異情形。

#### 三、變異數分析

首先,以個人屬性變項之年級、父母教育水準爲自變項,並分別以青少年家庭依附情形、就學經驗及偏差行爲爲依變項,進行單因子變異數分析,以了解年級、父母教育水準、在各變項的差異情形,若達顯著差異,則進行事後比較分析。

其次,採用二因子變異數分析來瞭解家庭依附變項與就學經驗變項是否存在著交互作用的效果。

## 四、相關分析

以皮爾森(Pearson)的積差相關分析青少年個人屬性變項,家庭依附情形、 就學經驗與青少年偏差行為等各變項之間,是否存在顯著的相關,其目的在於了 解各個變項與依變項青少年偏差行為間的相互關聯程度。

#### 五、巢氏迴歸分析

對研究變項進行控制,以個人屬性變項、家庭依附情形及就學經驗等三者分析青少年偏差行為。在分析中可由各變項的β值看出其影響力,同時由投入不同變項後R Square 的變化,進一步了解投入的變項對青少年偏差行為的解釋力。

過程中,爲能充分討論變項間的假性顯著關係,以提供精確的理論檢證依據,使用巢氏迴歸分析。首先,探討家庭依附情形與青少年偏差行爲的關係;其次,加入就學經驗,探討與青少年偏差行爲及是否對家庭依附情形的影響產生變化;最後,再加入個人屬性變項,分析是否對家庭依附情形、就學經驗對青少年偏差行爲的關係產生變化。

# 第四章 研究結果之分析與討論

本章旨在分析研究調查的結果,以驗證研究假設,並將研究假設與相關的文 獻作一比較,然後加以討論。基於上述,本章分爲以下五節,包括:

第一節:各變項的基本統計情形做詳細描述,包含:青少年個人屬性變項、 家庭依附情形、就學經驗和偏差行爲之現況分析。

第二節:討論青少年家庭依附情形與偏差行爲之關係。

第三節:討論青少年就學經驗與偏差行爲之關係。

第四節:說明家庭依附情形、就學經驗對青少年偏差行爲之影響。

第五節:討論在控制個人屬性變項後,家庭依附情形、就學經驗對青少年偏差行爲之影響

# 第一節 青少年個人背景屬性、家庭依附情形、就學經驗和偏差行為 之現況分析

本節主要在了解目前青少年的家庭依附情形、就學經驗與偏差行為的實際情況。根據受試者在「國中、小學童行為與態度研究問卷」上的答題結果,針對「個人背景屬性」、「家庭依附情形」、「就學經驗」以及「偏差行為」,進行平均數與標準差分析。

# 壹、個人背景屬性變項

此處目的在了解目前青少年在個人背景屬性方面的情形,茲採平均數以及標準差對個人屬性作一分析,結果如下:

- 一、性別:由表 4-1-1 所示,本研究中男性取值 1,女性取值為 2,男性樣本稍多於女性樣本。
- 二、年級:由表 4-1-1 所示,其國中一年級取值爲 3,國中二年級取值爲 4,國中三年級取值爲 5,國小五年級取值爲 1,國小六年級取值爲 2,此次研究的樣本中,年級最大者爲國中三年級,年級最小者爲國小五年級。

三、父親是否住在家裡:由表 4-1-1 所示,其中 1 表示父親住在家裡,2 表示父親不住在家裡,本研究中的大多數青少年是與其父親一同居住在家的。

四、母親是否住在家裡:由表 4-1-1 所示,其中 1 表示母親住在家裡,2 表示母親不住在家裡,本研究中的大多數青少年是與其母親一同居住在家的。

五、父母親均同住在家裡:由表 4-1-1 所示,其中 1 表示父母親均同住在家裡,2 表示父母親不住在家裡。其中,只跟父親居住者有 66 人,佔 5.5%;只跟母親居住者有 150 人,佔 12.4%;與父母親一起居住者有 856 人,佔 71%;與父母親皆不共居住者,有 134 人;佔 11.1%。換言之,本研究中的大多數青少年是與其父母親一同居住在家的。

六、父親教育程度:由表 4-1-1 所示,其中 1 表示不識字,2 表示小學,3 表示國中(初中),4 表示高中高職,5 表示專科,6 表示大學、研究所,9 表示不知道,本研究中的大多數青少年其父親的教育程度是屬於高中高職以下的程度。

七、母親教育程度:由表 4-1-1 所示,其中 1 表示不識字,2 表示小學,3 表示國中(初中),4 表示高中高職,5 表示專科,6 表示大學、研究所,9 表示不知道,本研究中的大多數青少年其母親的教育程度是屬於高中高職以下的程度。

# 貳、青少年之家庭依附情形

此處目的在了解目前青少年在家庭依附情形方面的情形,茲採平均數以及 標準差對青少年家庭依附情形作一分析,結果如下:

- 一、父親關懷:係由四個題目組合而成之父親關懷因素指標。包括:1.我父親常和我討論事情或談心;2.父親會和我討論我的事並共同做決定;5.父親的意見,對我來說十分重要;7.我父親很關心我。由表 4-1-1 所示,研究中的大多數青少年它們受到父親的關懷是較多的,父親不予關懷的青年少則較少。
  - 二、母親關懷:係由四個題目組合而成之母親關懷因素指標。包括:3.我母

親常和我討論事情或談心; 4.母親會和我討論我的事並共同做決定; 6.母親的意見,對我來說十分重要; 8.我母親很關心我。由表 4-1-1 所示,研究中的大多數青少年它們受到母親的關懷是較多的,母親不予關懷的青少年則較少。

三、家庭疏離:係由三個題目組合而成之家庭疏離因素指標。包括:9.我父母親常會發生激烈的爭吵或打架;12.我曾因爲與家人爭吵或不愉快而想要逃家;13.我覺得家裡沒有人的行爲表現值得我學習模仿。由表 4-1-1 所示,研究中的大多數青少年它們的家庭疏離程度較低,而家庭疏離程度較高的青少年則較少。

# **参、青少年之就學經驗**

此處目的在了解目前青少年在就學經驗方面的情形,茲採平均數以及標準差對青少年就學經驗作一分析,結果如下:

- 一、同儕關係:係由七個題目所組合而成之之同儕關係指標,包括:1.我有困難時,朋友會主動幫我忙;2.我喜歡和朋友交換彼此的感覺和想法;3.朋友有需要時,我能安慰他、支持他;4.我的朋友都很了解我;7.朋友很重視我提出的意見;8.沒有什麼事能破壞我和朋友之間的感情;9.碰到困難時,我知道如何開口請朋友幫忙。由表 4-1-1 所示,研究中的大多數青少年它們的同儕關係良好,而同儕關係程度不良的青少年則較少。
- 二、師生互動:係由六個題目所組合而成之之同儕關係指標,包括:31.我 覺得老師經常發脾氣;32.老師常用威脅的方式管教我;33.我經常莫名奇妙被老 師責備;37.老師就像朋友一樣對待我;39.我覺得老師上課方式很活潑;41.我覺 得老師很尊重學生的意見。由表 4-1-1 所示,研究中的大多數青少年它們的師生 互動良好,而師生互動不良的青少年則較少
- 三、課業壓力:係由八個題目所組合而成之之同儕關係指標,包括:29.老師要求的東西我一定都會準備好;35.老師經常讚美我的表現;43.我能按時完成作業;46.我對課本感興趣;47.我喜歡目前學校所學的科目;48.我很認真學習學

校中的課業;49.我能遊戲時盡情地玩,做功課時專心地做;50.我會主動規劃自己的學習計劃及時間。由表 4-1-1 所示,研究中的大多數青少年感受到課業的壓力。

【表 4-1-1 變項基本統計】

參	<b></b>	平均數	標準差	最小值	最大值	樣本數
家庭依附	父親關懷	2.72	. 86	1	4	1197
家庭依附 情形	母親關懷	3.09	. 81	1	4	1191
IA /U	家庭疏離	1.77	. 59	1	4	1156
	同儕關係	3. 12	. 59	1	4	1176
就學經驗	師生互動	3.03	. 59	1	4	1170
	課業壓力	2.39	. 42	1. 25	3. 63	1116
	性別	1.48	. 49	1	2	1212
	年級	3. 52	1. 91	1	6	1216
	父親是否住	1. 24 1. 17	. 43	1	2	1208
	在家裡		. 40	1	۷	1200
	母親是否住		. 37	1	2	1208
個人屬性	在家裡	1. 11	1.11 .01	1		1200
1177312	父母親均同	. 71	. 45	0	1	1209
	住在家裡	, 11	. 10	Ů	1	1200
	父親的教育	3. 49	. 97	1	6	904
	程度	<b>0.</b> 10	. • •	1	Ů	001
	母親的教育	3.49	. 93	1	6	909
	程度				_	
	一般	1. 34	. 52	1	5	1186
偏差行為	中度	1.27	. 43	1	5	1208
	嚴重	1.05	. 23	1	5	1207

# 肆、青少年之偏差行為

此處目的在了解目前青少年在個人偏差行爲方面的情形,茲就其發生之百分 比分佈(如表 4-1-2)對青少年偏差行爲作一分析,結果如下:

偏差行為係由二十個題目組合而成之青少年偏差行為指標。包括:1.逃學蹺 課;2.逃家在外過夜;3.閱讀黃色書刊或觀看色情錄影帶;4.出入不良場所;5. 發生性關係;6.賭博;7.抽煙;8.毀損學校設備或公共設備;9.破壞汽、機車;10. 未經許可使用他人腳踏車、機車;11.攜帶刀械或其他危險物品;12.與他人打架; 13.參加幫派活動;14.恐嚇取財;15.吸食或販賣違禁藥品;16.未經許可拿走他人 財物;17.飆車;18.跟老師發生爭吵;19.喝酒;20.跟父母發生爭吵。由受訪者過 去是否曾從事所列舉的各項行爲爲做表白,做爲實際從事偏差行爲的情形。其反 應項包括:「從未」「1-2次」、「3-5次」、「6-10次」、「10次以上」。回答「從未」 者給1分,回答「1-2次」者給2分,回答「3-5次」者給3分,回答「6-10次」 者給4分,回答「10次以上」者給5分,即學生選擇的值越高,代表該項偏差 行爲發生次數越多,受試青少年偏差行爲也越多樣化和嚴重。由表 4-1-1 所示, 就「從未」有過偏差行爲而言,以「吸食或販賣違禁藥品」、「發生性關係」所占 百分比較高(99%與97.9%),「跟父母發生爭吵」、「與他人打架」所占百分比最 低(50.1%與64.2%),換言之,本研究中有將近一半的樣本曾與父母發生過爭 吵及與他人打架,同樣的,大部份的樣本都沒有吸食或販賣違禁藥品、發生性關 係的經驗。就有過「1-2次」偏差行爲而言,仍以「跟父母發生爭吵」、「與他人 打架」所占百分比最高(30.8%與21.8%),「吸食或販賣違禁藥品」、「發生性關 係」所占百分比最低(0.6%與1.4%)。就有過「3-5次」偏差行爲而言,還是以 「跟父母發生爭吵」、「與他人打架」所占百分比最高(10.7%與 7.9%),「吸食 或販賣違禁藥品、「發生性關係」所占百分比最低(0.2%與0.3%)。就有過「6-10 次」偏差行爲而言,以「跟父母發生爭吵」、「與他人打架」所占百分比最高(2.9) %與 2.6% ),「吸食或販賣違禁藥品」、「發生性關係」、「破壞汽、機車」、「參加

幫派活動」、「恐嚇取財」所占百分比只有 0%與 0.1%。就有過「10 次以上」偏差行為而言,以「出入不良場所」、「跟父母發生爭吵」所占百分比最高(7.2%與 5.6%),「吸食或販賣違禁藥品」、「恐嚇取財」所占百分比最低(0.2%)。整體來說,就偏差行為發生的百分比而言,以「跟父母發生爭吵」、「與他人打架」所占百分比較高,「吸食或販賣違禁藥品」、「發生性關係」較低。

# 【表 4-1-2 二十項偏差行為發生之百分比分佈表】

百	總計	從不	1-2 次	3-5 次	6-10 次	10 次以上	總計
分 偏 <sub>差</sub> 比	次數	百分比	百分比	百分比	百分比	百分比	百分比
偏差 行為 比	(個)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)
逃學蹺課	1211	90.3	6.6	1.4	1.0	0.7	100
逃家在外過夜	1210	94.0	3. 3	1.4	0.5	0.7	100
閱讀黃色書刊或	1215	83. 2	11.1	2. 4	0.7	2. 6	100
觀看色情錄影帶	1213	00. 2	11.1	2.4	0. 1	2.0	100
出入不良場所	1208	71.9	14.2	4. 9	1.7	7. 2	100
發生性關係	1215	97. 9	1.4	0.3	0.1	0.3	100
賭博	1214	77.3	13.8	4. 1	0.9	3.8	100
抽煙	1214	84.8	7. 7	2.3	0.8	4.4	100
毁損學校設備或	1213	80. 7	15. 9	1.6	1.0	0. 7	100
公共設備	1210	00. 1	10. 9	1.0	1.0		100
破壞汽、機車	1213	96.3	2. 7	0.5	0.1	0.4	100
未經許可使用他	1213	90. 1	7. 6	1.3	0.3	0.7	100
人腳踏車、機車	1210	90.1	1.0	1. 0	0.0	· · ·	100
攜帶刀械或其他	1215	93. 2	4.6	1.4	0.3	0.5	100
危險物品	1210	90.2	1. 0	1. 1	0.0	0.0	100
與他人打架	1215	64. 2	21.8	7. 9	2.6	3.5	100
參加幫派活動	1214	93. 1	5. 2	1.2	0.1	0.5	100
恐嚇取財	1212	97. 3	1.9	0.5	0.1	0.2	100
吸食或販賣違禁	1216	99	0.6	0.2	0	0.2	100
藥品	1210	00	0.0	0.2	· ·	0.2	100
未經許可拿走他	1215	92.8	5. 6	1.0	0.2	0.5	100
人財物	1210	52.0	0.0		0.2		100
飆車	1215	88. 1	6. 2	2.6	0.6	2.6	100
跟老師發生爭吵	1213	79.6	13. 7	4.8	0.7	1.2	100
喝酒	1214	76.6	15. 1	4. 2	1.3	2.8	100
跟父母發生爭吵	1216	50.1	30.8	10.7	2.9	5. 6	100

# 第二節 青少年家庭依附情形與偏差行為之關係

本研究之依變項爲「青少年偏差行爲」,其中再細分爲「一般偏差行爲」、「中度偏差行爲」、「嚴重偏差行爲」計三種情形,分別與自變項:家庭依附情形,包含有「父親關懷因素」、「母親關懷因素」及「家庭疏離因素」,在不考慮個人屬性變項的間接影響之下,首先對青少年偏差行爲與家庭依附情形及就學經驗之間的相關做初步探討與分析,如表 4-2-1 所示。其次,由於巢氏迴歸分析可討論變項之假性顯著關係,故利用巢氏迴歸模型檢視及驗證青少年家庭依附情形對青少年偏差行爲的影響,並檢查在加入其他控制變項後,所得迴歸係數的顯著程度變化情形。

# 壹、青少年家庭依附情形與偏差行為的相關分析

本研究之家庭依附情形經簡單相關分析結果顯示: 所有變項與三種不同程度 之偏差行爲及整體性偏差行爲, 均呈現出預期的關係。

至於這些家庭依附情形對於不同程度之偏差行爲的相關情形是如何呢?如表 4-2-1 所示:對於一般偏差行爲而言,所有變項與該類型偏差行爲間,都具有統計上顯著( $P \le 0.01$ )的相關。這說明了對於一般偏差行爲而言,父親關懷程度愈高;母親關懷程度愈高;家庭疏離程度愈低,則愈不可能具有偏差行爲的傾向。

對於中度偏差行為而言,如表 4-2-1 所示:所有變項與該類型偏差行為間,都具有統計顯著(P≦0.01)的相關。這說明了對於中度偏差行為而言,父親關懷程度愈高;母親關懷程度愈高;家庭疏離程度愈低,則愈不可能具有中度偏差行為的傾向。

對於嚴重偏差行為而言,如表 4-2-1 所示:「父親關懷因素」與偏差行為不具顯著相關,「母親關懷因素」具有統計上顯著 (P≤0.05)的相關,「家庭疏離因素」與嚴重偏差行為間,亦具有統計上顯著 (P≤0.01)的相關。這說明了對於一般偏差行為而言;母親關懷程度愈高、家庭疏離程度愈低,則愈不可能具有

嚴重偏差行爲的傾向。

對於整體偏差行為而言,如表 4-2-1 所示:所有變項與整體偏差行為間,都 具有統計上顯著 (P≤0.01)的相關。這說明了對於整體偏差行為而言,父親關 懷程度愈高;母親關懷程度愈高;家庭疏離程度愈低,則愈不可能具有整體偏差 行為的傾向。

【表 4-2-1 家庭依附情形與偏差行為的相關矩陣圖】

	父親關懷	母親關懷	家庭疏離	一般偏差	中度偏差	嚴重偏差	整體偏差
	因素	因素	因素	行為	行為	行為	行為
父親關懷							
因素							
母親關懷	.547						
因素	***						
家庭疏離	471	428					
因素	**	**					
一般偏差	220	213	.326				
行為	**	**	**				
中度偏差	112	173	.177	.628			
行為	**	**	**	***			
嚴重偏差	071	078	.163	.462	.545		
行為	071	*	**	**	***		
整體偏差	200	213	.307	.960	.805	.615	
行為	**	**	**	***	***	***	

# 貳、青少年一般偏差行為

表 4-2-2 模型一所示,模型一中包含了三個家庭依附情形的指標,其中,家庭疏離程度高者,青少年一般偏差行為較家庭疏離程度低者多.271 個單位;接著,模型二中,家庭疏離程度高者,青少年一般偏差行為較家庭疏離程度低者多.277 個單位,而且女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.236 個單位;模型三中,家庭疏離程度高者青少年,一般偏差行為較家庭疏離程度低者多.240 個單

位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.223 個單位,國中二年級比國小五 年級一般偏差行爲多.166個單位、國中三年級比國小五年級一般偏差行爲多.315 個單位;模型四中,家庭疏離程度高者,青少年一般偏差行為較家庭疏離程度低 者多.230 個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.217 個單位,國中二 年級比國小五年級一般偏差行為多.169個單位、國中三年級比國小五年級一般偏 差行爲多.316個單位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行爲較父母未同住在 一起者少.105 個單位;模型五中,家庭疏離程度高者,青少年一般偏差行爲較家 庭疏離程度低者多.235 個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.218 個 單位,國中二年級比國小五年級一般偏差行為多.162個單位、國中三年級比國小 五年級一般偏差行爲多.313個單位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行爲較 父母未同住在一起者少.108 個單位,父親教育程度對青少年一般偏差行爲没有顯 著的影響;模型六中,家庭疏離程度高者,青少年一般偏差行爲較家庭疏離程度 低者多.236 個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.219 個單位,國中 二年級比國小五年級一般偏差行爲多.155個單位、國中三年級比國小五年級一般 偏差行爲多.305 個單位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行爲較父母未同住 在一起者少.103 個單位,父親教育程度及母親教育程度對青少年一般偏差行為則 如同模型五般没有顯著的影響。

綜合言之,家庭疏離因素、性別、年級別及父母居住情形對一般偏差行為有 顯著影響。家庭疏離程度愈高、男性、國中二年級及國中三年級,則愈可能從事 一般偏差行為,而父母皆同住家裡的青少年則愈不可能從事一般偏差行為。

最後,父親關懷因素、母親關懷因素及父母親教育程度全部變項的分析中不 具顯著水準的預測力,也就是說,父親關懷因素、母親關懷因素及父母親教育程 度的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個 模型對一般偏差行為的解釋力從 11.5% 提高到 26.6%。

【表 4-2-2 一般偏差行為巢氏迴歸分析-1】

		一般化	<b>扁差行為</b>			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
家庭依附						
父親關懷因素	056	080	037	006	010	012
母親關懷因素	067	015	017	026	025	025
家庭疏離因素	. 271***	. 277***	. 240***	. 230***	. 235***	. 236***
個人屬性變項						
性別(男)		236***	223***	217***	218***	219***
國小六年級			. 037	. 032	. 032	. 024
國中一年級			. 064	. 058	. 049	. 040
國中二年級			. 166***	. 169***	. 162***	. 155***
國中三年級			. 315***	. 316***	. 313***	. 305***
父母居住情形				105 <b>*</b> *	108**	103**
(父母未同住家裡)				10J**	100 <sup>4</sup>	100 <sup>4</sup> / <sub>4</sub>
父親國(初)中					077	089
父親高中高職					. 025	. 011
父親專科					. 001	. 001
父親大學以上					040	068
母親國(初)中						. 049
母親高中高職						. 045
母親專科						010
母親大學以上						. 079
$R^2$	. 115	. 169	. 241	. 251	. 261	. 266

註:對照組(年級別:國小五年級;父母教育程度:小學以下)

 $*P \le 0.05$   $**P \le 0.01$   $***P \le 0.001$ 

## **參、青少年中度偏差行為**

表 4-2-3 模型一所示,模型一中包含了三個家庭依附情形的指標,其中,母 親關懷程度高者,青少年中度偏差行爲較關懷程度低者少.127個單位,青少年中 度偏差行爲家庭疏離程度高者較家庭疏離程度低者多.131 個單位;接著,模型二 中,家庭疏離程度高者,青少年中度偏差行為較家庭疏離程度低者多.140個單 位,而且女性青少年中度偏差行為較男性青少年少.342個單位,但母親關懷程度 高者的負向影響消失了,表示母親關懷程度高的青少年,也會因爲是男性而有中 度偏差行爲的發生;模型三中,家庭疏離程度高者,青少年中度偏差行爲較家庭 疏離程度低者多.135 個單位,女性青少年中度偏差行為較男性青少年少.342 個單 位;模型四中,家庭疏離程度高者,青少年中度偏差行爲較家庭疏離程度低者 多.134 個單位,女性青少年中度偏差行為較男性青少年少.341 個單位;模型五 中,家庭疏離程度高者,青少年中度偏差行爲較家庭疏離程度低者多.134個單 位,女性青少年中度偏差行爲較男性青少年少.341 個單位;模型五中,家庭疏離 程度高者,青少年中度偏差行為較家庭疏離程度低者多.134個單位,女性青少年 中度偏差行爲較男性青少年少.341 個單位;模型六中,家庭疏離程度高者,青少 年中度偏差行為較家庭疏離程度低者多.133個單位,女性青少年中度偏差行為較 男性青少年少.341 個單位。

綜合言之,家庭疏離因素及性別對中度偏差行爲有顯著影響。家庭疏離程度 愈高、男性則愈可能從事中度偏差行爲。

最後,父親關懷因素、年級別、父母居住情形及父母親教育程度全部變項的 分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,父親關懷因素、年級別、父母居住情 形及父母親教育程度的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項 後之分析中,整個模型對中度偏差行為的解釋力從 4.3% 提高到 16.4%。

【表 4-2-3 中度偏差行為巢氏迴歸分析-1】

		中度化	偏差行為			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
家庭依附						
父親關懷因素	. 019	016	021	019	022	022
母親關懷因素	- <b>.</b> 127**	052	053	054	056	056
家庭疏離因素	. 131**	. 140***	. 135***	. 134***	. 134**	. 133**
個人屬性變項						
性別(男)		342***	342***	341***	341***	341***
國小六年級			. 051	. 051	. 051	. 052
國中一年級			. 012	. 012	. 010	. 012
國中二年級			020	020	025	021
國中三年級			. 049	. 049	. 048	. 051
父母居住情形				004	005	005
(父母未同住家裡)				.004	.003	. 003
父親國(初)中					008	008
父親高中高職					. 035	. 038
父親專科					009	002
父親大學以上					. 017	. 027
母親國(初)中						. 013
母親高中高職						. 003
母親專科						004
母親大學以上						017
$\mathbb{R}^2$	. 043	. 156	. 161	. 161	. 163	. 164

註:對照組(年級別:國小五年級;父母教育程度:小學以下)

 $*P \le 0.05$   $**P \le 0.01$   $***P \le 0.001$ 

## 肆、青少年嚴重偏差行為

表 4-2-4 模型一所示,模型一中包含了三個家庭依附情形的指標,其中,家 庭疏離程度高者,青少年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者多.162個單位;接 著,模型二中,家庭疏離程度高者,青少年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者 多.165 個單位,而且女性青少年嚴重偏差行爲較男性青少年少.110 個單位;模型 三中,家庭疏離程度高者,青少年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者多.155個單 位,女性青少年嚴重偏差行為較男性青少年少.105 個單位;模型四中,家庭疏離 程度高者,青少年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者多.149個單位,女性青少年 嚴重偏差行爲較男性青少年少.102 個單位;模型五中,家庭疏離程度高者,青少 年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者多.151個單位,女性青少年嚴重偏差行爲較 男性青少年少.104 個單位,父親教育程度是國(初)中者較父親教育程度是小學 以下程度者少.171 個單位、父親教育程度是高中高職者較父親教育程度是小學以 下程度者少.163 個單位、父親教育程度是專科者較父親教育程度是小學以下程度 者少.110 個單位;模型六中,家庭疏離程度高者,青少年嚴重偏差行爲較家庭疏 離程度低者多.151 個單位,女性青少年嚴重偏差行為較男性青少年少.104 個單 位,父親教育程度是國(初)中者較父親教育程度是小學以下程度者少.193個單 位、父親教育程度是高中高職者較父親教育程度是小學以下程度者少.181 個單 位、父親教育程度是專科者較父親教育程度是小學以下程度者少.118個單位,相 反的, 母親教育程度是國(初) 中者較母親教育程度是小學以下程度者多.123個 單位。

綜合言之,家庭疏離因素、性別與父母親教育程度對嚴重偏差行爲有顯著影響。家庭疏離程度愈高、男性則愈可能從事嚴重偏差行爲,相反的,父親教育程度是國(初)中至專科,而母親教育程度是國(初)中者,較父母親教育程度是小學以下者不可能從事嚴重偏差行爲。父親關懷因素、母親關懷因素、年級別及父母居住情形在變項的分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,父親關懷因

素、母親關懷因素、年級別及父母居住情形的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對一般偏差行為的解釋力從 2.7 % 提高到 7.0% ,其 R²值都非常小,而此是否代表青少年家庭依附情形及就學經驗及個人屬性變項對嚴重偏差行為的解釋力不強,尚待進一步的研究分析。

【表 4-2-4 嚴重偏差行為巢氏迴歸分析-1】

		嚴重化	偏差行為			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
家庭依附						
父親關懷因素	. 014	. 003	. 001	. 019	. 022	. 018
母親關懷因素	016	. 008	. 007	. 002	. 013	. 015
家庭疏離因素	. 162***	. 165***	. 155***	. 149***	. 151***	. 151***
個人屬性變項						
性別(男)		110**	105**	102**	104**	104**
國小六年級			. 015	. 011	. 012	. 013
國中一年級			. 012	. 008	. 001	. 005
國中二年級			041	039	038	028
國中三年級			. 068	. 069	. 055	. 066
父母居住情形				061	061	055
(父母未同住家裡)				. 001	. 001	. 000
父親國(初)中					171**	193**
父親高中高職					163**	181**
父親專科					110**	118*
父親大學以上					068	064
母親國(初)中						. 123*
母親高中高職						. 085
母親專科						. 052
母親大學以上						. 005
$\mathbb{R}^2$	. 027	. 038	. 046	. 049	. 063	. 070

註:對照組(年級別:國小五年級;父母教育程度:小學以下)

 $*P \le 0.05$   $*P \le 0.01$   $*P \le 0.001$ 

# 伍、青少年整體性偏差行為

表 4-2-5 模型一所示,模型一中包含了三個家庭依附情形的指標,其中,家 庭疏離程度高者,青少年整體偏差行爲較家庭疏離程度低者多.254個單位;接 著,模型二中,家庭疏離程度高者,青少年整體偏差行爲較家庭疏離程度低者 多.261 個單位,而且女性青少年整體偏差行為較男性青少年少.281 個單位;模型 三中,家庭疏離程度高者,青少年整體偏差行爲較家庭疏離程度低者多.231個單 位,女性青少年整體偏差行爲較男性青少年少.271 個單位,國中二年級比國小五 年級整體偏差行爲多.109個單位、國中三年級比國小五年級整體偏差行爲多.251 個單位;模型四中,家庭疏離程度高者,青少年整體偏差行爲較家庭疏離程度低 者多.223 個單位,女性青少年整體偏差行為較男性青少年少.266 個單位,國中二 年級比國小五年級整體偏差行爲多.112 個單位、國中三年級比國小五年級整體偏 差行爲多.252個單位,父母皆住在一起者的青少年整體偏差行爲較父母未同住在 一起者少.085 個單位;模型五中,家庭疏離程度高者,青少年整體偏差行爲較家 庭疏離程度低者多.227 個單位,女性青少年整體偏差行為較男性青少年少.266 個 單位,國中二年級比國小五年級整體偏差行爲多.106個單位、國中三年級比國小 五年級整體偏差行爲多.247個單位,父母皆住在一起者的青少年整體偏差行爲較 父母未同住在一起者少.088 個單位;模型六中,家庭疏離程度高者,青少年整體 偏差行為較家庭疏離程度低者多.228個單位,女性青少年整體偏差行為較男性青 少年少.267 個單位,國中二年級比國小五年級整體偏差行爲多.103 個單位、國中 三年級比國小五年級整體偏差行爲多.244個單位,父母皆住在一起者的青少年整 體偏差行爲較父母未同住在一起者少.083 個單位。

綜合言之,家庭疏離因素、性別、年級別及父母居住情形對整體偏差行爲有 顯著影響。家庭疏離程度愈高、男性、年級愈則愈可能從事整體偏差行爲,而父 母皆同住家裡的青少年則愈不可能從事整體偏差行爲。

最後,父親關懷因素、母親關懷因素及父母親教育程度全部變項的分析中不

具顯著水準的預測力,也就是說,父親關懷因素、母親關懷因素及父母親教育程度的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對整體偏差行為的解釋力從 10.3% 提高到 23.9%。

【表 4-2-5 整體偏差行為巢氏迴歸分析-1】

		<b>敕</b> 豐(	 編差行為			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
完成任则	佚至	佚至一	侯至二	侯至四	侯至五	保全八
家庭依附	222	0.00			0.1.0	0.1.0
父親關懷因素	033	062	032	008	010	012
母親關懷因素	086	024	026	033	032	032
家庭疏離因素	. 254***	. 261***	. 231***	. 223***	. 227***	. 228***
個人屬性變項						
性別(男)		281***	271***	266***	266***	267***
國小六年級			. 043	. 039	. 039	. 034
國中一年級			. 052	. 047	. 039	. 033
國中二年級			. 109*	. 112*	. 106*	. 103*
國中三年級			. 251***	. 252***	. 247***	. 244***
父母居住情形				0054	0004	0004
(父母未同住家裡)				085*	088*	083*
父親國(初)中					080	092
父親高中高職					. 007	005
父親專科					016	015
父親大學以上					033	050
母親國(初)中						. 055
母親高中高職						. 044
母親專科						002
母親大學以上						. 053
$\mathbb{R}^2$	. 103	. 179	. 222	. 229	. 236	. 239

註:對照組(年級別:國小五年級;父母教育程度:小學以下)

 $*P \le 0.05$   $*P \le 0.01$   $*P \le 0.001$ 

# 陸、綜合討論

首先,就以上分析結果可以得知,在加入個人屬性變項(性別、年級別、父母居住情形及父母教育水準)後,青少年家庭依附情形對偏差行爲均產生了實質的效應,各變項對於整個模型的解釋力均較未加入之前的解釋力增加,也就是說,青少年家庭依附情形與個人屬性變項共同加入之下,對於偏差行爲之解釋力確有提昇。

其次,家庭疏離變項及性別變項對於青少年各項偏差行爲達到顯著水準,也就是說,男生比女生有較多的偏差行爲出現;家庭疏離程度高者較家庭疏離程度低者有較多的偏差行爲出現。這和馬傳鎮(1996)的論點相同,男性少年偏差行爲與女性少年偏差行爲之間有差異存在,尤其以較輕微的偏差行爲顯示出男性少年從事的比率高於女性少年。且王淑女(1999)的研究也證實,父母相處愈不融治,青少年在自陳報告的偏差行爲愈多;相反的,愈常與父親共進晚餐、出去玩、聊天,則青少年偏差行爲愈少。

再者,年級別及父母居住情形對於一般偏差行爲及整體偏差行爲皆具有顯著的預測能力,即年級愈高者比年級愈低者較可能從事一般偏差行爲及整體偏差行爲,父母皆同住在家裡的青少年比父母未同住在家裡的青少年較不可能從事一般偏差行爲及整體偏差行爲。這和張楓明(1999)的論點相同,年齡變項對青少年偏差行爲有著正面的效應。馮莉雅(1997)亦指出,在偏差行爲方面,國中二、三年級學生較國一學生嚴重。許春金、馬傳鎮等(1999)的研究也證實,正常少年與生父母同住的比例較高,犯罪少年與生父母同住之情形較少。

最後,由比較中發現,不論是否加入個人屬性變項,在青少年家庭依附情形 與偏差行爲迴歸模型中,父母關懷因素及母親關懷因素在共同分析解釋過程中, 對於青少年偏差行爲仍然没有顯著影響,這代表了父母關懷因素、母親關懷因素 及同儕關係因素的作用力在共同解釋的過程中被干擾而減低了其應有的效力,因 此,父母關懷因素及母親關懷因素的效應並未獲得支持。

# 第三節 青少年就學經驗與偏差行為之關係

本研究之依變項爲「青少年偏差行爲」,其中再細分爲「一般偏差行爲」、「中度偏差行爲」、「嚴重偏差行爲」計三種情形,分別與自變項就學經驗,包含有「同儕關係因素」、「師生互動因素」及「課業壓力因素」等三個變項;在不考慮個人屬性變項的間接影響之下,首先對青少年偏差行爲與就學經驗之間的相關做初步探討與分析,如表 4-3-1 所示。

其次,由於巢氏迴歸分析可討論變項之假性顯著關係,故利用巢氏迴歸模型 檢視及驗證青少年就學經驗對青少年偏差行為的影響,並檢查在加入其他控制變 項後,所得迴歸係數的顯著程度變化情形。

# 壹、青少年就學經驗與偏差行為的相關分析

本研究之就學經驗經簡單相關分析結果顯示: 所有變項與三種不同程度之偏差行爲及整體性偏差行爲, 均呈現出預期的關係。

至於就學經驗對於不同程度之偏差行爲的相關情形是如何呢?如表 4-3-1 所示:對於一般偏差行爲而言,除了「師生互動關係因素」具( $P \le 0.05$ )的相關外,其餘變項與該類型偏差行爲間,都具有( $P \le 0.01$ )的相關。這說明了對於一般偏差行爲而言,同儕關係愈良好;課業壓力愈低者,則愈不可能具有偏差行爲的傾向。

對於中度偏差行為而言,如表 4-3-1 所示:所有變項與該類型偏差行為間, 都具有顯著(P≤0.01)的相關。這說明了對於中度偏差行為而言,同儕關係愈 佳;師生互動良好;課業壓力低者,則愈不可能具有中度偏差行為的傾向。

對於嚴重偏差行爲而言,如表 4-3-1 所示:「師生互動因素」與偏差行爲不具顯著相關,「同儕關係因素」具有顯著  $(P \le 0.05)$  的相關,「課業壓力因素」與該類型偏差行爲間,亦具有顯著  $(P \le 0.01)$  的相關。這說明了對於嚴重偏差行爲而言;同儕關係愈佳;課業壓力愈低者,則愈不可能具有嚴重偏差行爲的傾向。

對於整體偏差行為而言,如表 4-3-1 所示:所有變項與整體偏差行為間,都 具有統計上顯著(P≦0.01)的相關。這說明了對於整體偏差行為而言,同儕關 係愈佳;師生互動良好;課業壓力愈低者,則愈不可能具有整體偏差行為的傾向。

同儕關係|師生互動|課業壓力|一般偏差|中度偏差|嚴重偏差|整體偏差 因素 因素 行為 行為 行為 因素 行為 同儕關係 因素 師生互動 .175 因素 \* \* 課業壓力 -.282-.247 因素 \* \* \* \* 一般偏差 -.089 .349 -.113 行為 \* \* \*\* \* 中度偏差 -.115 .198 -.149 .628 行為 \* \* \* \* \* \* \* \* \* 嚴重偏差 -.094 .545 .114 .462 -.069 行為 \* \* \* \* \* \* \* \* 整體偏差 .323 .960 .805 .615 -.126 -.115 行為 \* \* \* \* \* \* \* \* \* \* \* \* \* \* \*

【表 4-3-1 就學經驗與偏差行為的相關矩陣圖】

 $\ddagger: *P \le 0.05 **P \le 0.01 ***P \le 0.001$ 

# 貳、青少年一般偏差行為

表 4-3-2 模型一中包含了三個就學經驗的指標,其中,課業壓力重者,青少年一般偏差行為較課業壓力輕者多.344 個單位;模型二中,課業壓力重者,青少年一般偏差行為亦較課業壓力輕者多.348 個單位,而且女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.237 個單位;模型三中,課業壓力重者,青少年一般偏差行為亦較課業壓力輕者多.258 個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.224 個單位,國中二年級比國小五年級一般偏差行為多.114 個單位、國中三年級比國小

五年級一般偏差行為多.286個單位;模型四中,課業壓力重者,青少年一般偏差行為亦較課業壓力輕者多.246個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.218個單位,國中二年級比國小五年級一般偏差行為多.115個單位、國中三年級比國小五年級一般偏差行為多.283個單位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行為較受母未同住在一起者少.135個單位;模型五中,課業壓力重者,青少年一般偏差行為亦較課業壓力輕者多.249個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.218個單位,國中二年級比國小五年級一般偏差行為多.107個單位、國中三年級比國小五年級一般偏差行為多.107個單位、國中三年級比國小五年級一般偏差行為多.278個單位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行為較分母未同住在一起者少.138個單位,父親教育程度對青少年一般偏差行為沒有顯著的影響;模型六中,課業壓力重者,青少年一般偏差行為亦較課業壓力輕者多.251個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.219個單位,國中二年級比國小五年級一般偏差行為多.098個單位、國中三年級比國小五年級一般偏差行為多.098個單位、國中三年級比國小五年級一般偏差行為多.269個單位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行為較父母未同住在一起者少.134個單位,父母親教育程度對青少年一般偏差行為則如同模型六般沒有顯著的影響。

綜合言之,課業壓力因素、性別、年級別及父母居住情形對一般偏差行爲有 顯著影響,課業壓力愈重、男性、年級愈高,則愈可能從事一般偏差行爲,而父 母皆同住家裡的青少年則愈不可能從事一般偏差行爲。

最後,同儕關係因素、師生互動因素及父母親教育程度等,在全部變項的分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,同儕關係因素、師生互動因素及父母親教育程度的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對一般偏差行為的解釋力從 12.2% 提高到 26.2%。

【表 4-3-2 一般偏差行為巢氏迴歸分析-2】

一般偏差行為								
				お 刑 m	増刑で	お刊し		
212	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六		
就學經驗					I	I		
同儕關係因素	016	. 011	. 002	. 004	002	002		
師生互動因素	001	. 007	016	022	015	017		
課業壓力因素	. 344***	. 348***	. 258***	. 246***	. 249***	. 251***		
個人屬性變項								
性別(男)		237***	224***	218***	218***	219***		
國小六年級			. 038	. 031	. 031	. 023		
國中一年級			. 056	. 045	. 037	. 027		
國中二年級			. 114*	. 115*	. 107*	. 098*		
國中三年級			. 286***	. 283***	. 278***	. 269***		
父母居住情形				1 ባር ሦሦሦ	1 ባበታታታ	1 0 4 4 4 4		
(父母未同住家裡)				133 <sup>*</sup> **	138***	134***		
父親國(初)中					072	083		
父親高中高職					. 023	. 012		
父親專科					012	018		
父親大學以上					031	062		
母親國(初)中						. 051		
母親高中高職						. 034		
母親專科						. 005		
母親大學以上						. 081		
$\mathbb{R}^2$	. 122	. 178	. 231	. 249	. 257	. 262		

註:對照組(年級別:國小五年級;父母教育程度:小學以下)

 $*P \le 0.05$   $**P \le 0.01$   $***P \le 0.001$ 

# **參、青少年中度偏差行為**

表 4-3-3 模型一中包含了三個就學經驗的指標,其中,師生互動佳者的青少 年中度偏差行為較師生互動差者少.101個單位,課業壓力重者,青少年中度偏差 行爲較課業壓力輕者多.159個單位;模型二中,師生互動佳者的青少年中度偏差 行爲較師生互動差者少.088 個單位,課業壓力重者,青少年中度偏差行爲亦較課 業壓力輕者多.164個單位,而且女性青少年中度偏差行為較男性青少年少.343個 單位;模型三中,師生互動佳者的青少年中度偏差行爲較師生互動差者少.088個 單位,課業壓力重者,青少年中度偏差行為亦較課業壓力輕者多.182個單位,女 性青少年中度偏差行爲較男性青少年多.342 個單位;模型四中,師生互動佳者的 青少年中度偏差行爲較師生互動差者少.089個單位,課業壓力重者,青少年中度 偏差行爲亦較課業壓力輕者多.179 個單位,女性青少年中度偏差行爲較男性青少 年少.341 個單位;模型五中,師生互動佳者的青少年中度偏差行爲較師生互動差 者少.088 個單位,課業壓力重者,青少年中度偏差行為亦較課業壓力輕者多.182 個單位,女性青少年中度偏差行為較男性青少年少.341個單位;模型六中,師生 互動佳者的青少年中度偏差行為較師生互動差者少.089個單位,課業壓力重者, 青少年中度偏差行爲亦較課業壓力輕者多.183個單位,男性青少年中度偏差行爲 較女性青少年多.341 個單位。

綜合言之,師生互動因素、課業壓力因素及性別對中度偏差行爲有顯著影響。課業壓力愈重則愈可能從事中度偏差行爲,女性、師生互動密切者愈不會從事中度偏差行爲。

最後,同儕關係因素、年級別、父母居住情形及父母親教育程度,在全部變項的分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,同儕關係因素、年級別、父母居住情形及父母親教育程度的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對中度偏差行為的解釋力從 4.3% 提高到 19.8%。

【表 4-3-3 中度偏差行為巢氏迴歸分析-2】

		中度化	偏差行為			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
就學經驗						
同儕關係因素	052	013	012	012	011	010
師生互動因素	101**	088*	088*	089*	088*	089*
課業壓力因素	. 159***	. 164***	. 182***	. 179***	. 182***	. 183***
個人屬性變項						
性別(男)		343***	342***	341***	341***	341***
國小六年級			. 049	. 047	. 047	. 048
國中一年級			. 000	002	004	003
國中二年級			063	062	067	066
國中三年級			. 024	. 023	. 021	. 021
父母居住情形				029	030	028
(父母未同住家裡)				.029	. 000	. 020
父親國(初)中					008	008
父親高中高職					. 025	. 033
父親專科					019	013
父親大學以上					. 023	. 034
母親國(初)中						. 018
母親高中高職						008
母親專科						. 001
母親大學以上						016
$R^2$	. 053	. 168	. 177	. 178	. 179	. 180

 $*P \le 0.05$   $**P \le 0.01$   $***P \le 0.001$ 

#### 肆、青少年嚴重偏差行為

表 4-3-4 模型一中包含了三個就學經驗的指標,其中,課業壓力重者,青少 年嚴重偏差行為較課業壓力輕者多.087個單位;模型二中,課業壓力重者,青少 年嚴重偏差行爲較課業壓力輕者多.088個單位,而且女性青少年嚴重偏差行爲較 男性青少年少.102 個單位;模型三中,女性青少年嚴重偏差行爲較男性青少年 多.096 個單位;模型四中,女性青少年嚴重偏差行為較男性青少年少.093 個單 位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行爲較父母未同住在一起者少.076個單 位;模型五中,女性青少年嚴重偏差行爲較男性青少年多.094 個單位,父母皆住 在一起者的青少年一般偏差行爲較父母未同住在一起者少.075個單位,父親教育 程度是國(初)中者較父親教育程度是小學以下程度者少.164個單位、父親教育 程度是高中高職者較父親教育程度是小學以下程度者少.159個單位、父親教育程 度是國(初)中者較父親教育程度是小學以下程度者少.113個單位;模型六中, 女性青少年嚴重偏差行爲較男性青少年少.094個單位,父親教育程度是國(初) 中者較父親教育程度是小學以下程度者少.185個單位、父親教育程度是高中高職 者較父親教育程度是小學以下程度者少.176個單位、父親教育程度是國(初)中 者較父親教育程度是小學以下程度者少.121 個單位,母親教育程度是國(初)中 者較母親教育程度是小學以下程度者多.126個單位。

綜合言之,性別對嚴重偏差行爲有顯著影響。男性則愈可能從事嚴重偏差行爲。同儕關係因素、師生互動因素及年級別在變項的分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,同儕關係因素、師生互動因素及年級別的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對嚴重偏差行爲的解釋力從 1.8% 提高到 6.6%,其 R²值都非常小,而此是否代表青少年就學經驗及個人屬性變項對嚴重偏差行爲的解釋力不強,尚待進一步的研究分析。

【表 4-3-4 嚴重偏差行為巢氏迴歸分析-2】

		器重	 偏差行為			
	模型一	模型二	1	描 刑 m		は刑し
)	快型—	<b>快型</b> 一	模型三	模型四	模型五	模型六
就學經驗			T	T	T	
同儕關係因素	064	052	053	051	046	046
師生互動因素	037	033	037	041	042	044
課業壓力因素	. 087*	. 088*	. 087	. 080	. 077	. 080
個人屬性變項						
性別(男)		102**	096*	093*	094*	094*
國小六年級			. 013	. 009	. 011	. 011
國中一年級			. 007	. 001	006	004
國中二年級			061	060	061	051
國中三年級			. 066	. 064	. 050	. 060
父母居住情形				0764	075*	060
(父母未同住家裡)				076*	073*	069
父親國(初)中					164**	185**
父親高中高職					159**	176**
父親專科					113*	121*
父親大學以上					061	057
母親國(初)中						. 126*
母親高中高職						. 084
母親專科						. 054
母親大學以上						. 005
$R^2$	. 018	. 029	. 039	. 045	. 058	. 066

 $*P \le 0.05$   $**P \le 0.01$   $***P \le 0.001$ 

#### 伍、青少年整體性偏差行為

表 4-3-5 模型一中包含了三個就學經驗的指標,其中,課業壓力重者,青少 年整體偏差行為較課業壓力輕者多.305個單位;模型二中,課業壓力重者,青少 年整體偏差行為亦較課業壓力輕者多.309個單位,而且女性青少年整體偏差行為 較男性青少年少.281 個單位;模型三中,課業壓力重者,青少年整體偏差行為亦 較課業壓力輕者多.249個單位,女性青少年整體偏差行為較男性青少年少.270個 單位,國中三年級比國小五年級整體偏差行為多.223個單位;模型四中,課業壓 力重者,青少年整體偏差行為亦較課業壓力輕者多.239個單位,女性青少年整體 偏差行為較男性青少年少.265 個單位,國中三年級比國小五年級整體偏差行為 多.220 個單位,父母皆住在一起者的青少年整體偏差行爲較父母未同住在一起者 少.116 個單位;模型五中,課業壓力重者,青少年整體偏差行為亦較課業壓力輕 者多.241 個單位,女性青少年整體偏差行為較男性青少年少.266 個單位,國中三 年級比國小五年級整體偏差行爲多.214 個單位,父母皆住在一起者的青少年整體 偏差行為較父母未同住在一起者少.118個單位;模型六中,課業壓力重者,青少 年整體偏差行爲亦較課業壓力輕者多.243個單位,女性青少年整體偏差行爲較男 性青少年多.266 個單位,國中三年級比國小五年級整體偏差行為多.209 個單位, 父母皆住在一起者的青少年整體偏差行爲較父母未同住在一起者少.114個單位。

綜合言之,課業壓力因素、性別、年級別及父母居住情形對整體偏差行爲有 顯著影響。課業壓力愈重、男性、年級愈高,則愈可能從事整體偏差行爲,而父 母皆同住家裡的青少年則愈不可能從事整體偏差行爲。

最後,同儕關係因素、師生互動因素及父母親教育程度全部變項的分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,同儕關係因素、師生互動因素及父母親教育程度的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對整體偏差行為的解釋力從 10.7% 提高到 24.0%。

【表 4-3-5 整體偏差行為巢氏迴歸分析-2】

			<u></u> 編差行為			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
就學經驗		<u> </u>	<u> </u>	<u> </u>		L
同儕關係因素	034	002	009	007	010	010
師生互動因素	034	024	041	046	041	043
課業壓力因素	. 305***	. 309***	. 249***	. 239***	. 241***	. 243***
個人屬性變項						
性別(男)		281***	270***	265***	266***	266***
國小六年級			. 043	. 037	. 037	. 031
國中一年級			. 042	. 032	. 025	. 018
國中二年級			. 058	. 058	. 051	. 047
國中三年級			. 223***	. 220***	. 214***	. 209***
父母居住情形				_ 116***	118***	_ 11/1***
(父母未同住家裡)				110 <sup>40</sup>	110 <sup>303</sup>	114****
父親國(初)中					075	086
父親高中高職					. 003	004
父親專科					028	032
父親大學以上					024	043
母親國(初)中						. 059
母親高中高職						. 033
母親專科						. 011
母親大學以上						. 055
$R^2$	. 107	. 185	. 218	. 231	. 237	. 240

 $*P \le 0.05$   $**P \le 0.01$   $***P \le 0.001$ 

#### 伍、綜合討論

首先,就以上分析結果可以得知,在加入個人屬性變項(性別、年級別、父母居住情形及父母教育水準)後,青少年就學經驗變項對偏差行爲均產生了實質的效應,各變項對於整個模型的解釋力均較未加入之前的解釋力增加,也就是說,青少年就學經驗變項與個人屬性變項共同加入之下,對於偏差行爲之解釋力確有提昇。

其次,性別變項對於青少年各項偏差行爲達到顯著水準,也就是說,男生比 女生有較多的偏差行爲出現。這和詹志禹(1996)研究有相似結果,其針對一般 青少年進行研究,顯示一般男女青少年自陳偏差行爲有顯著差異存在,男性少年 從事的比率高於女性少年

再者,課業壓力因素除了對於青少年嚴重偏差行爲沒有達到統計上的顯著水準外,對於其他各類型的偏差行爲而言,課業壓力愈重則愈可能從事偏差行爲。陳皎眉(1988)在其「生活壓力、社會支持、因應策略、歸因方式與青少年犯罪」研究中有頗爲類似的結果,指出一般少年以升學壓力、競爭最多。鄭崇趁(1994)研究亦指出,學校學習索然無味,學生很難在學習歷程中得到樂趣,久而久之就產生懼學、厭學的現象。情緒困擾、課業低落的學生,轉而群聚,從事傷害、恐嚇、勒索、殺人等暴力行爲。

此外,年級別及父母居住情形對於一般偏差行爲及整體偏差行爲皆具有顯著的預測能力,即年級愈高者比年級愈低者較可能從事一般偏差行爲及整體偏差行爲,父母皆同住在家裡的青少年比父母未同住在家裡的青少年較不可能從事一般偏差行爲及整體偏差行爲。

另一方面,師生互動因素對於青少年中度偏差行為亦達到顯著水準,即師生互動愈佳,中度偏差行為則愈少。

最後,由比較中發現,不論是否加入個人屬性變項,在青少年就學經驗與偏 差行爲迴歸模型中,同儕關係因素在共同分析解釋過程中,對於青少年偏差行爲 仍然没有顯著影響,這代表了同儕關係因素的作用力在共同解釋的過程中可能被 干擾而減低了其應有的效力,因此,同儕關係因素的效應並未獲得支持。

# 第四節 青少年家庭依附情形、就學經驗對偏差行為之影響

影響青少年偏差行為的因素,包含了各個層面,而事實上,影響青少年偏差行為的原因應非單一,通常可能是交互作用的結果,本節嘗試以變異數分析對青少年家庭依附情形、就學經驗與偏差行為之交互作用進行分析。並利用巢氏迴歸模型逐一檢視及驗證各變項對青少年偏差行為的影響。換言之,本研究擬以南投縣境內之五所國民中學及五所國民小學所取得的資料,以家庭依附情形及就學經驗來詮釋南投縣之青少年偏差行為。本研究以家庭依附情形及就學經驗中分析出來的六個變項,包括:屬於家庭依附情形之「父親關懷」、「母親關懷」及「家庭疏離」等三個變項;屬於就學經驗之「同儕關係」、「師生互動」及「課業壓力」等三個變項,以此六個變項為自變項,來詮釋青少年之偏差行為。

# 壹、青少年家庭依附情形與就學經驗的交互作用

首先,本節嘗試採用二因子變異數分析來瞭解家庭依附情形及就學經驗與偏差行爲間是否存在著交互作用的效果,如表 4-4-1 所示。

# 一、父親關懷與否、同儕關係好壞與青少年偏差行為

由表 4-4-1 可以得知,就一般偏差行爲及整體偏差行爲而言,其兩個主要效果均達顯著水準,而交互效果未達顯著水準。顯示父親關懷與否、同儕關係的好壞,其一般偏差行爲及整體偏差行爲具有顯著的差別,而父親關懷與否及同儕關係好壞並未交互影響其一般偏差行爲及整體偏差行爲。此外,就中度偏差行爲而言,同儕關係好壞的主要效果達顯著水準,交互效果未達顯著水準。顯示同儕關係的好壞,其中度偏差行爲具有顯著的差別,而父親關懷與否及同儕關係好壞亦未交互影響其中度偏差行爲。至於嚴重偏差行爲,不論是兩個主要效果或是交

互作用效果皆未能達到顯著水準。

#### 二、父親關懷與否、師生互動好壞與青少年偏差行為

由表 4-4-1 可以得知,就中般偏差行爲而言,其兩個主要效果均達顯著水準,而交互效果未達顯著水準。顯示父親關懷與否、師生互動好壞,其中度偏差行爲具有顯著的差別,而父親關懷與否及師生互動好壞並未交互影響其中度偏差行爲。此外,就一般偏差行爲及整體偏差行爲而言,父親關懷與否的主要效果達顯著水準,文互效果未達顯著水準。顯示父親關懷與否,其一般偏差行爲及整體偏差行爲具有顯著的差別,而父親關懷與否及師生互動好壞亦未交互影響其一般偏差行爲及整體偏差行爲及整體偏差行爲。至於嚴重偏差行爲,不論是兩個主要效果或是交互作用效果皆未能達到顯著水準。

#### 三、父親關懷與否、課業壓力輕重與青少年偏差行為

由表 4-4-1 可以得知,就一般偏差行爲及整體偏差行爲而言,其兩個主要效果均達顯著水準,而交互效果未達顯著水準。顯示父親關懷與否、課業壓力的輕重,其一般偏差行爲及整體偏差行爲具有顯著的差別,而父親關懷與否及課業壓力輕重並未交互影響其一般偏差行爲及整體偏差行爲。其次,就中度偏差行爲而言,父親關懷與否的主要效果達顯著水準,文互效果未達顯著水準。顯示父親關懷與否,其中度偏差行爲具有顯著的差別,而父親關懷與否及課業壓力輕重亦未交互影響其中度偏差行爲。至於嚴重偏差行爲,課業壓力輕重的主要效果達顯著水準,文互效果未達顯著水準。顯示課業壓力輕重,其嚴重偏差行爲具有顯著的差別,而父親關懷與否及課業壓力輕重方爲具有顯著的差別,而父親關懷與否及課業壓力輕重亦未交互影響其嚴重偏差行爲具有顯著的差別,而父親關懷與否及課業壓力輕重亦未交互影響其嚴重偏差行爲。

# 四、母親關懷與否、同儕關係好壞與青少年偏差行為

由表 4-4-1 可以得知,就中度偏差行為及整體偏差行為而言,其兩個主要效果均達顯著水準,而交互效果未達顯著水準。顯示母親關懷與否、同儕關係的好壞,其中度偏差行為及整體偏差行為具有顯著的差別,而母親關懷與否及同儕關係好壞並未交互影響其中度偏差行為及整體偏差行為。此外,就一般偏差行為而

言,母親關懷與否的主要效果達顯著水準,文互效果未達顯著水準。顯示母親關懷與否,其一般偏差行爲具有顯著的差別,而母親關懷與否及同儕關係好壞亦未 交互影響其一般偏差行爲。至於嚴重偏差行爲,不論是兩個主要效果或是交互作 用效果皆未能達到顯著水準。

# 五、母親關懷與否、師生互動好壞與青少年偏差行為

由表 4-4-1 可以得知,就一般偏差行為、中度偏差行為及整體偏差行為而言, 母親關懷與否的主要效果皆達顯著水準,文互效果都未能達到顯著水準。顯示母 親關懷與否,其一般偏差行為、中度偏差行為及整體偏差行為具有顯著的差別, 而母親關懷與否及師生互動好壞皆未交互影響其一般偏差行為、中度偏差行為及 嚴重偏差行為。至於嚴重偏差行為,不論是兩個主要效果或是交互作用效果皆未 能達到顯著水準。

#### 六、母親關懷與否、課業壓力輕重與青少年偏差行為

由表 4-4-1 可以得知,就一般偏差行為、中度偏差行為及整體偏差行為而言, 其兩個主要效果均達顯著水準,而交互效果未達顯著水準。顯示母親關懷與否、 課業壓力的輕重程度,其一般偏差行為、中度偏差行為及整體偏差行為具有顯著 的差別,而母親關懷與否及課業壓力輕重並未交互影響其一般偏差行為、中度偏 差行為及整體偏差行為。此外,就嚴重偏差行為而言,課業壓力輕重的主要效果 達顯著水準,文互效果則未達顯著水準。顯示課業壓力的輕重程度,其嚴重偏差 行為具有顯著的差別,而母親關懷與否及課業壓力輕重亦未交互影響其嚴重偏差 行為。

# 七、家庭疏離高低、同儕關係好壞與青少年偏差行為

由表 4-4-1 可以得知,就一般偏差行為、中度偏差行為及整體偏差行為而言, 其兩個主要效果均達顯著水準,而交互效果未達顯著水準。顯示家庭疏離的高 低、同儕關係好壞,其一般偏差行為、中度偏差行為及整體偏差行為具有顯著的 差別,而家庭疏離高低及同儕關係好壞並未交互影響其一般偏差行為、中度偏差 行爲及整體偏差行爲。此外,就嚴重偏差行爲而言,家庭疏離高低的主要效果達顯著水準,文互效果則未達顯著水準。顯示家庭疏離的高低,其嚴重偏差行爲具有顯著的差別,而家庭疏離的高低及同儕關係的好壞亦未交互影響其嚴重偏差行爲。

# 八、家庭疏離高低、師生互動好壞與青少年偏差行為

由表 4-4-1 可以得知,不論何類型的偏差行為,家庭疏離高低的主要效果皆達顯著水準,而交互效果都未能達到顯著水準。顯示家庭疏離的程度高低,對各類型的偏差行為都具有顯著的差別,而家庭疏離高低及師生互動好壞皆未交互影響各類型的偏差行為。

# 九、家庭疏離高低、課業壓力輕重與青少年偏差行為

由表 4-4-1 可以得知,就一般偏差行為、中度偏差行為及嚴重偏差行為而言,兩個主要效果皆達顯著水準,文互效果都未能達到顯著水準。顯示家庭疏離程度的高低、課業壓力的輕重,其一般偏差行為、中度偏差行為及嚴重偏差行為具有顯著的差別,而家庭疏離高低及課業壓力輕重皆未交互影響其一般偏差行為、中度偏差行為及嚴重偏差行為。至於整體偏差行為,不論是兩個主要效果或是交互作用效果皆達到顯著水準。顯示家庭疏離程度的高低、課業壓力的輕重,其整體偏差行為具有顯著的差別,更進一步的,家庭疏離高低及課業壓力輕重會交互影響整體偏差行為。由於交互作用效果達顯著水準,主要效果失去分析價值,因此隨即進行單純主要效果考驗,分析之前,首先對資料進分割,再進行單因子變異數分析,由表 4-4-2 可以得知,家庭疏離高低與課業壓力輕重對於整體性偏差行為的交互影響,在不同的限定條件下並無不同。不管家庭疏離程度的高低及課業壓力的輕重皆相當程度對整體偏差行為造成影響。

【表 4-4-1 家庭依附情形、就學經驗對青少年偏差行為摘要表】

編 差 行 <sub>医</sub>	一般偏差	中度偏差	嚴重偏差	整體偏差
整體效果	行為	行為	行為	行為
父親關懷與否	20. 491***	2. 483	. 383	14. 431***
同儕關係好壞	4. 754*	7. 463**	3. 706	6. 750**
父親關懷與否×同儕關係好壞	. 011	. 726	. 637	. 071
父親關懷與否	26. 058***	4. 493*	.965	19. 497***
師生互動好壞	1.112	4. 748*	1.690	2. 388
父親關懷與否×師生互動好壞	. 385	. 520	1.817	. 685
父親關懷與否	14. 082***	2. 021***	. 324	10.137**
課業壓力輕重	33. 831***	10.747	5.830*	29.661***
父親關懷與否×課業壓力輕重	2. 791	. 402	1.453	2. 384
母親關懷與否	11. 964***	6. 249*	. 354	10. 815***
同儕關係好壞	3. 661	4. 988*	3. 164	5. 047*
母親關懷與否×同儕關係好壞	. 120	. 360	. 019	. 004
母親關懷與否	17. 071***	10.073**	1. 210	16. 238***
師生互動好壞	. 816	3. 382	1. 290	1. 737
母親關懷與否×師生互動好壞	. 453	. 057	. 000	. 311
母親關懷與否	7. 819**	7. 035**	. 392	8. 163**
課業壓力輕重	37. 602***	8. 935**	5. 399*	31. 212***
母親關懷與否×課業壓力輕重	. 262	. 001	. 207	. 101
家庭疏離高低	45. 558***	15. 606***	7. 292**	42. 568***
同儕關係好壞	4. 353*	6. 359*	2.838	6.005*
家庭疏離高低×同儕關係好壞	. 001	1. 224	1. 224	. 195
家庭疏離高低	54. 318***	18. 036***	8. 253**	47. 836***
師生互動好壞	. 211	3. 079	1. 131	. 944
家庭疏離高低×師生互動好壞	. 189	. 039	1.027	. 056
家庭疏離高低	42. 269***	14. 798***	7. 050**	37. 793***
課業壓力輕重	34. 943***	8. 958**	4. 562*	29. 223***
家庭疏離高低X課業壓力輕重	5. 677*	. 317	. 836	3. 999*

註:二因子變異數分析

 $*P \le 0.05$   $*P \le 0.01$   $*P \le 0.001$ 

【表 4-4-2 單純主要效果變異數分析摘要表】

單純主要效果內容	SS	df	MS	F
家庭疏離因素				
課業壓力輕	. 726	1	. 726	12.602***
課業壓力重	3.063	1	3.063	15. 959***
課業壓力因素				
家庭疏離程度低	1.109	1	1.109	17. 193***
家庭疏離程度高	3.613	1	3.613	19. 437***

# 貳、青少年家庭依附情形、就學經驗與青少年偏差行為

其次,由於巢氏迴歸分析可討論變項之假性顯著關係,故利用巢氏迴歸模型 逐一檢視及驗證各變項對青少年偏差行為的影響,並檢查在加入其他控制變項 後,所得迴歸係數的顯著程度變化情形。

#### 一、青少年一般偏差行為

首先,探討家庭依附情形對青少年一般偏差行爲之影響,如表 4-4-3 模型一 所示,模型一中包含了三個家庭依附情形的指標,其中,家庭疏離程度高者,青 少年一般偏差行爲較家庭疏離程度低者多.271個單位;接著,模型二中包含了三 個家庭依附指標與三個就學經驗的指標,其中,家庭疏離程度高者,青少年一般 偏差行爲較家庭疏離程度低者多.235個單位,課業壓力重者,青少年一般偏差行 爲亦較課業壓力輕者多.281個單位;模型三中,家庭疏離程度高者,青少年一般 偏差行爲較家庭疏離程度低者多.242個單位,課業壓力重者,青少年一般偏差行 爲亦較課業壓力輕者多.287個單位,而且女性青少年一般偏差行爲較男性青少年 少.243 個單位;模型四中,家庭疏離程度高者,青少年一般偏差行為較家庭疏離 程度低者多.219個單位,課業壓力重者,青少年一般偏差行為亦較課業壓力輕者 多.219 個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.230 個單位,國中二年 級比國小五年級一般偏差行爲多.099個單位、國中三年級比國小五年級一般偏差 行爲多.245 個單位;模型五中,家庭疏離程度高者,青少年一般偏差行爲較家庭 疏離程度低者多.209 個單位,課業壓力重者,青少年一般偏差行為亦較課業壓力 輕者多.215 個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.224 個單位,國中 二年級比國小五年級一般偏差行爲多.103 個單位、國中三年級比國小五年級一般 偏差行爲多.248個單位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行爲較父母未同住 在一起者少.101 個單位;模型六中,家庭疏離程度高者,青少年一般偏差行為較 家庭疏離程度低者多.214個單位,課業壓力重者,青少年一般偏差行爲亦較課業 壓力輕者多.217個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.224個單位,

國中二年級比國小五年級一般偏差行為多.095個單位、國中三年級比國小五年級一般偏差行為多.243個單位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行為較父母未同住在一起者少.104個單位,父親教育程度對青少年一般偏差行為沒有顯著的影響;模型七中,家庭疏離程度高者,青少年一般偏差行為較家庭疏離程度低者多.215個單位,課業壓力重者,青少年一般偏差行為亦較課業壓力輕者多.218個單位,女性青少年一般偏差行為較男性青少年少.224個單位,國中三年級比國小五年級一般偏差行為多.233個單位,父母皆住在一起者的青少年一般偏差行為較父母未同住在一起者少.098個單位,母親教育程度大學以上的青少年一般偏差行為較父母未同住在一起者少.098個單位,母親教育程度大學以上的青少年一般偏差行為較分母親教育程度是小學以下者多.088個單位,而父親教育程度對青少年一般偏差行為則如同模型六般没有顯著的影響。

綜合言之,家庭疏離因素、課業壓力因素、性別、年級別及父母居住情形對一般偏差行為有顯著影響。家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重、愈高年級則愈可能從事一般偏差行為,而女性、父母皆同住家裡的青少年則愈不可能從事一般偏差行為。

最後,父親關懷因素、母親關懷因素、同儕關係因素、師生互動因素及父親教育程度,在全部變項的分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,父親關懷因素、母親關懷因素、同儕關係因素、師生互動因素及父親教育程度的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對一般偏差行為的解釋力從 11.5% 提高到 30.0%。

【表 4-4-3 一般偏差行為巢氏迴歸分析-3】

		_	-般偏差行	<b>丁為</b>			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七
家庭依附							
父親關懷因素	056	020	047	025	. 005	. 003	. 000
母親關懷因素	067	034	. 014	. 006	. 000	. 001	. 002
家庭疏離因素	. 271***	. 235***	. 242***	. 219***	. 209***	. 214***	. 215***
就學經驗							
同儕關係因素		. 042	. 064	. 047	. 040	. 034	. 035
師生互動因素		. 021	. 028	. 005	. 000	. 008	. 006
課業壓力因素		. 281***	. 287***	. 219***	. 215***	. 217***	. 218***
個人屬性變項							
性別(男)			<b></b> 243	230	224	224	224
1年70(五)			***	***	***	***	***
國小六年級				. 037	. 031	. 032	. 023
國中一年級				. 035	. 029	. 019	. 009
國中二年級				. 099*	.103*	. 095*	. 086
國中三年級				. 245***	. 248***	. 243***	. 233***
父母居住情形					_ 101**	104**	098**
(父母未住家裡)					. 1017	. 1047	. 0901
父親國(初)中						076	089
父親高中高職						. 029	. 016
父親專科						002	010
父親大學以上						034	067
母親國(初)中							. 056
母親高中高職							. 041
母親專科							. 008
母親大學以上							. 088*
$\mathbb{R}^2$	. 115	. 179	. 236	. 276	. 285	. 294	. 300

 $*P \le 0.05$   $**P \le 0.01$   $***P \le 0.001$ 

#### 二、青少年中度偏差行為

首先,探討家庭依附情形對青少年中度偏差行爲之影響,如表 4-4-4 模型一 所示,模型一中包含了三個家庭依附情形的指標,其中,母親關懷程度高者,青 少年中度偏差行為較關懷程度低者少.127個單位,青少年中度偏差行為較家庭疏 離程度低者多.131 個單位;接著,模型二中包含了三個家庭依附指標與三個就學 經驗的指標,其中,家庭疏離程度高者,青少年中度偏差行爲較家庭疏離程度低 者多.102 個單位,課業壓力重者,青少年中度偏差行為亦較課業壓力輕者多.127 個單位,師生互動佳者的青少年,中度偏差行爲較師生互動差者少.086個單位, 但母親關懷因素的負向影響消失了,表示雖然有較佳的母親關懷,也可能因課業 壓力而有中度偏差行爲的發生;模型三中,家庭疏離程度高者,青少年中度偏差 行爲較家庭疏離程度低者多.112個單位,課業壓力重者,青少年中度偏差行爲亦 較課業壓力輕者多.135個單位,師生互動佳者的青少年,中度偏差行爲較師生互 動差者少.077 個單位,而且女性青少年中度偏差行為較男性青少年少.342 個單 位;模型四中,家庭疏離程度高者,青少年中度偏差行爲較家庭疏離程度低者 多.109 個單位,課業壓力重者,青少年中度偏差行為亦較課業壓力輕者多.158 個 單位,師生互動佳者的青少年,中度偏差行爲較師生互動差者少.075個單位,女 性青少年中度偏差行為較男性青少年少.343 個單位;模型五中,家庭疏離程度高 者,青少年中度偏差行爲較家庭疏離程度低者多.108 個單位,課業壓力重者,青 少年中度偏差行爲亦較課業壓力輕者多.158個單位,師生互動佳者的青少年,中 度偏差行爲較師生互動差者少.076個單位,女性青少年中度偏差行爲較男性青少 年少.342 個單位;模型六中,家庭疏離程度高者,青少年中度偏差行為較家庭疏 離程度低者多.107 個單位,課業壓力重者,青少年中度偏差行為亦較課業壓力輕 者多.160 個單位, 師生互動佳者的青少年中度偏差行爲較師生互動差者少.074 個 單位,女性青少年中度偏差行為較男性青少年少.341 個單位;模型七中,家庭疏 離程度高者,青少年中度偏差行爲較家庭疏離程度低者多.107個單位,課業壓力

重者,青少年中度偏差行為亦較課業壓力輕者多.161 個單位,師生互動佳者的青少年中度偏差行為較師生互動差者少.075 個單位,女性青少年中度偏差行為較男性青少年少.341 個單位。

綜合言之,家庭疏離因素、師生互動因素、課業壓力因素及性別對中度偏差 行爲有顯著影響。家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重則愈可能從事中度偏差行 爲,師生互動密切者、女性則較不會從事中度偏差行爲。

最後,父親關懷因素、同儕關係因素、父母居住情形及父母親教育程度,在全部變項的分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,父親關懷因素、同儕關係因素、父母居住情形及父母親教育程度的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對中度偏差行為的解釋力從 4.3% 提高到 19.2%。

【表 4-4-4 中度偏差行為巢氏迴歸分析-3】

		4	ア 度偏差を	<b>丁為</b>			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七
家庭依附							
父親關懷因素	. 019	. 042	. 003	009	007	009	010
母親關懷因素	127**	089	022	022	022	025	024
家庭疏離因素	. 131**	.102*	.112**	. 109**	. 108**	. 107*	. 107**
就學經驗							
同儕關係因素		017	. 013	. 017	. 016	. 018	. 018
師生互動因素		086*	077*	075*	076*	074*	075*
課業壓力因素		. 127**	. 135***	. 158***	. 158***	. 160***	. 161***
個人屬性變項							
性別(男)			342	- <b>.</b> 343	- <b>.</b> 342	341	341
生的(为)			***	***	***	***	***
國小六年級				. 049	. 048	. 049	. 049
國中一年級				013	013	014	014
國中二年級				071	071	076	074
國中三年級				. 002	. 002	. 000	. 000
父母居住情形					007	007	006
(父母未住家裡)					. 001	. 001	.000
父親國(初)中						007	007
父親高中高職						. 033	. 039
父親專科						013	008
父親大學以上						. 024	. 033
母親國(初)中							. 021
母親高中高職							004
母親專科							. 002
母親大學以上							012
$R^2$	. 043	. 069	. 181	. 189	. 189	. 191	. 192

 $*P \le 0.05$   $*P \le 0.01$   $*P \le 0.001$ 

#### 三、青少年嚴重偏差行為

首先,探討家庭依附情形對青少年嚴重偏差行爲之影響,如表 4-4-5 模型一 所示,模型一中包含了三個家庭依附情形的指標,其中,家庭疏離程度高者,青 少年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者多.162 個單位;接著,模型二中包含了三 個家庭依附指標與三個就學經驗的指標,其中,家庭疏離程度高者,青少年嚴重 偏差行為較家庭疏離程度低者多.147個單位;模型三中,家庭疏離程度高者,青 少年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者多.150個單位,而且女性青少年嚴重偏差 行為較男性青少年少.107個單位;模型四中,家庭疏離程度高者,青少年嚴重偏 差行爲較家庭疏離程度低者多.141個單位,女性青少年嚴重偏差行爲較男性青少 年男.102 個單位;模型五中,家庭疏離程度高者,青少年嚴重偏差行為較家庭疏 離程度低者多.134 個單位,女性青少年嚴重偏差行為較男性青少年少.098 個單 位;模型六中,家庭疏離程度高者,青少年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者 多.137 個單位,女性青少年嚴重偏差行為較男性青少年少.099 個單位,父親教育 程度是國(初)中者較父親教育程度是小學以下程度者少.173個單位、父親教育 程度是高中高職者較父親教育程度是小學以下程度者少.164個單位、父親教育程 度是專科者較父親教育程度是小學以下程度者少.110個單位;模型七中,家庭疏 離程度高者,青少年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者多.136個單位,女性青少 年嚴重偏差行爲較男性青少年少.100個單位模型六中,家庭疏離程度高者,青少 年嚴重偏差行爲較家庭疏離程度低者多.151個單位,女性青少年嚴重偏差行爲較 男性青少年少.104 個單位,父親教育程度是國(初)中者較父親教育程度是小學 以下程度者少.195 個單位、父親教育程度是高中高職者較父親教育程度是小學以 下程度者少.182 個單位、父親教育程度是專科者較父親教育程度是小學以下程度 者少.119 個單位,相反的,母親教育程度是國(初)中者較母親教育程度是小學 以下程度者多.127 個單位。

綜合言之,家庭疏離因素、性別與父母親教育程度對嚴重偏差行爲有顯著影

響。家庭疏離程度愈高、男性則愈可能從事嚴重偏差行為。父親關懷因素、母親關懷因素、同儕關係因素、師生互動因素、課業壓力因素、年級別及父母居住情形在變項的分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,父親關懷因素、母親關懷因素、同儕關係因素、師生互動因素、課業壓力因素、年級別及父母居住情形的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對嚴重偏差行為的解釋力從 2.7% 提高到 7.9% ,其 R²值都非常小,而此是否代表青少年家庭依附情形及就學經驗及個人屬性變項對嚴重偏差行為的解釋力不強,尚待進一步的研究分析。

【表 4-4-5 嚴重偏差行為巢氏迴歸分析-3】

		嚴	曼重偏差行	<b>丁為</b>			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七
家庭依附							
父親關懷因素	. 014	. 033	. 021	. 015	. 035	. 038	. 034
母親關懷因素	016	. 012	. 033	. 033	. 029	. 041	. 043
家庭疏離因素	. 162***	. 147***	. 150***	. 141**	. 134**	. 137**	. 136**
就學經驗							
同儕關係因素		050	041	042	046	046	045
師生互動因素		026	023	027	031	033	034
課業壓力因素		. 064	. 067	. 072	. 069	. 069	. 072
個人屬性變項							
性別(男)			107**	102**	098*	099**	100**
國小六年級				. 011	. 007	. 008	. 009
國中一年級				003	007	014	011
國中二年級				066	063	062	053
國中三年級				. 046	. 048	. 035	. 044
父母居住情形					065	066	059
(父母未住家裡)					. 003	.000	. 009
父親國(初)中						- <b>.</b> 173**	195**
父親高中高職						- <b>.</b> 164**	- <b>.</b> 182**
父親專科						110*	119*
父親大學以上						067	065
母親國(初)中							. 127*
母親高中高職							. 085
母親專科							. 055
母親大學以上							. 007
$R^2$	. 027	. 035	. 046	. 054	. 058	. 072	. 079

 $*P \le 0.05$   $**P \le 0.01$   $***P \le 0.001$ 

#### 四、青少年整體性偏差行為

首先,探討家庭依附情形對青少年整體偏差行爲之影響,如表 4-4-6 模型一 所示,模型一中包含了三個家庭依附情形的指標,其中,家庭疏離程度高者,青 少年整體偏差行爲較家庭疏離程度低者多.254個單位;接著,模型二中包含了三 個家庭依附指標與三個就學經驗的指標,其中,家庭疏離程度高者,青少年整體 偏差行為較家庭疏離程度低者多.218 個單位,課業壓力重者,青少年整體偏差行 爲亦較課業壓力輕者多.248個單位;模型三中,家庭疏離程度高者,青少年整體 偏差行為較家庭疏離程度低者多.226個單位,課業壓力重者,青少年整體偏差行 爲亦較課業壓力輕者多.254個單位,而且女性青少年整體偏差行爲較男性青少年 少.285 個單位;模型四中,家庭疏離程度高者,青少年整體偏差行爲較家庭疏離 程度低者多.208 個單位,課業壓力重者,青少年整體偏差行為亦較課業壓力輕者 多.212 個單位,女性青少年整體偏差行為較男性青少年少.275 個單位,國中三年 級比國小五年級整體偏差行爲多.184個單位;模型五中,家庭疏離程度高者,青 少年整體偏差行爲較家庭疏離程度低者多.199個單位,課業壓力重者,青少年整 體偏差行爲亦較課業壓力輕者多.209個單位,女性青少年整體偏差行爲較男性青 少年少.270 個單位,國中三年級比國小五年級整體偏差行為多.186 個單位,父母 皆住在一起者的青少年整體偏差行爲較父母未同住在一起者少.083 個單位;模型 六中,家庭疏離程度高者,青少年整體偏差行爲較家庭疏離程度低者多.203個單 位,課業壓力重者,青少年整體偏差行爲亦較課業壓力輕者多.211 個單位,女性 青少年整體偏差行爲較男性青少年少.270個單位,國中三年級比國小五年級整體 偏差行爲多.181 個單位,父母皆住在一起者的青少年整體偏差行爲較父母未同住 在一起者少.086 個單位;模型七中,家庭疏離程度高者,青少年整體偏差行爲較 家庭疏離程度低者多.203 個單位,課業壓力重者,青少年整體偏差行為亦較課業 壓力輕者多.213個單位,女性青少年整體偏差行為較男性青少年少.271個單位, 國中三年級比國小五年級整體偏差行爲多.175個單位,父母皆住在一起者的青少

年整體偏差行爲較父母未同住在一起者少.081 個單位。

綜合言之,家庭疏離因素、課業壓力因素、性別、年級別及父母居住情形對整體偏差行爲有顯著影響。家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重、年級愈高則愈可能從事整體偏差行爲,而女性、父母皆同住家裡的青少年則愈不可能從事整體偏差行爲。

最後,父親關懷因素、母親關懷因素、同儕關係因素、師生互動因素及父母親教育程度,在全部變項的分析中不具顯著水準的預測力,也就是說,父親關懷因素、母親關懷因素、同儕關係因素、師生互動因素及父母親教育程度的重要性在共同解釋的過程中被沖淡。至於在陸續加入變項後之分析中,整個模型對整體偏差行為的解釋力從 10.3% 提高到 27.4%。

【表 4-4-6 整體偏差行為巢氏迴歸分析-3】

		<u></u>	· 體偏差行	<u> </u>			
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七
家庭依附							
父親關懷因素	033	. 002	031	018	. 006	. 004	. 002
母親關懷因素	086	048	. 008	. 003	002	001	. 000
家庭疏離因素	. 254***	. 218***	. 226***	. 208***	. 199***	. 203***	. 203***
就學經驗							
同儕關係因素		. 020	. 045	. 033	. 027	. 024	. 025
師生互動因素		012	005	020	025	019	021
課業壓力因素		. 248***	. 254***	. 212***	. 209***	. 211***	. 213***
個人屬性變項							
性別(男)			285 ***	275 ***	270 ***	270 ***	271 ***
國小六年級			<u> </u>	. 042	. 037	. 038	. 031
國中一年級				. 021	. 016	. 008	. 001
國中二年級				. 044	. 047	. 040	. 035
國中三年級				. 184***	. 186***	. 181***	. 175***
父母居住情形 (父母未住家裡)					083*	086*	081*
父親國(初)中						079	091
父親高中高職						. 009	001
父親專科						019	025
父親大學以上						026	048
母親國(初)中							. 062
母親高中高職							. 040
母親專科							. 013
母親大學以上							. 061
$R^2$	. 103	. 156	. 234	. 257	. 263	. 270	. 274

 $*P \le 0.05$   $*P \le 0.01$   $*P \le 0.001$ 

## 參、綜合討論

首先,就以上分析結果可以得知,在加入個人屬性變項(性別、年級別、父母居住情形及父母教育水準)後,青少年家庭依附情形及就學經驗變項對偏差行為均產生了實質的效應,各變項對於整個模型的解釋力均較未加入之前的解釋力增加,也就是說,青少年家庭依附情形、就學經驗變項與個人屬性變項共同加入之下,對於偏差行為之解釋力確有提昇。

其次,家庭疏離變項及性別變項對於青少年各項偏差行為達到顯著水準,也 就是說,男生比女生有較多的偏差行為出現;家庭疏離程度高者較家庭疏離程度 低者有較多的偏差行為出現。

再者,課業壓力因素除了對於青少年嚴重偏差行爲沒有達到統計上的顯著水 準外,對於其他各類型的偏差行爲而言,課業壓力愈重則愈可能從事偏差行爲。

此外,年級別及父母居住情形對於一般偏差行爲及整體偏差行爲皆具有顯著的預測能力,即年級愈高者比年級愈低者較可能從事一般偏差行爲及整體偏差行爲,父母皆同住在家裡的青少年比父母未同住在家裡的青少年較不可能從事一般偏差行爲及整體偏差行爲。

另一方面,師生互動因素對於青少年中度偏差行爲亦達到顯著水準,即師生互動愈佳,中度偏差行爲則愈少。

最後,由比較中發現,不論是否加入個人屬性變項,在青少年家庭依附情形、 就學經驗與偏差行爲迴歸模型中,父母關懷因素、母親關懷因素、同儕關係因素 及父母教育水準在共同分析解釋過程中,對於青少年偏差行爲仍然没有顯著影響,這代表了父母關懷因素、母親關懷因素、同儕關係因素及父母教育水準的作 用力在共同解釋的過程中被干擾而減低了其應有的效力,因此,父母關懷因素、 母親關懷因素、同儕關係因素及父母教育水準的效應並未獲得支持。

# 第五節 控制個人背景屬性變項後,青少年家庭依附情形、就學 經驗與偏差行為之分析

經控制個人背景屬性變項後,再對青少年偏差行為的研究分析中發現,性別、年級別及父母居住情形等變項對青少年偏差行為具有一定的影響力,所以緊接著將所得資料以性別、年級別及父母居住情形予以分類,其細分方式如下:男性青少年組與女性青少年組;國中一年級組、國中二年級組、國中三年級組、國中三年級組、國小五年級組與國小六年級組;以及父母皆住家裡與父母不同住家裡等。分別予以探討,在分組之後,青少年家庭依附情形、就學經驗與偏差行為的影響力,是否如同未分組前一樣符合研究假設。

#### 壹、青少年一般偏差行為

#### 一、性別分組

首先,將蒐集的資料分爲男、女兩組,以探討分析男性青少年與女性青少年 在一般偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-1 所示, 在男性青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測一般偏差行爲的解釋力達 20.9%。其中有「家庭疏離因素」、「同儕關係因素」及「課業壓力因素」等三個 變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於男性青少年而言,家庭疏離程度愈 高、同儕關係愈佳及課業壓力愈重,則愈可能一般偏差行爲。

其次,女性青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測一般偏差行為的解釋力達 17.7%。其中有「家庭疏離因素」、「同儕關係因素」及「課業壓力因素」等三個變項的預測力也同時達到顯著水準,也就是說對於女性青少年而言,家庭疏離程度愈高、同儕關係愈佳及課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行為。

# 二、年級別分組

首先,將蒐集的資料分爲國中一年級、國中二年級、國中三年級、國小五年級及國小六年級等五組,以探討不同年級別的青少年在一般偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-1 所示,在國中一年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測一般偏差行爲的解釋力達 16.1%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等二個變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於國中一年級青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行爲。

其次,在國中二年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測一般偏差行為的解釋力達 21.2%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等二個變項的預測力亦達到顯著水準,也就是說對於國中二年級青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行為。

再者,在國中三年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測一般偏差行為的解釋力達 16.3%。其中有「母親關懷因素」、「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等三個變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於國中三年級青少年而言,母親關懷程度差、家庭疏離程度愈高及課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行為。

接著,在國小五年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測一般偏差行為的解釋力達 17.3%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等二個變項的預測力亦達到顯著水準,也就是說對於國小五年級青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行為。

然後以國小六年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測一般偏差 行爲的解釋力達 12.3%。其中「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等二個變項 的預測力亦達到顯著水準,也就是說對於國小六年級青少年而言,家庭疏離程度 愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行爲。 最後,其他變項的影響力可能在相互作用下減弱了。此項分析結果除了國中三年級增加了「母親關懷因素」變項達顯著外,其餘結果均與未分組前結果相同。

#### 三、居住情形分組

首先,將蒐集的資料分爲父母皆同住家裡、父母未同住家裡兩組,以探討分析父母皆同住家裡青少年與父母未同住家裡青少年在一般偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-1 所示,在父母皆同住家裡青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測一般偏差行爲的解釋力達 15.3%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」兩個變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於父母皆同住家裡青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行爲。

其次,父母未同住家裡青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測一般偏差行為的解釋力達 22.5%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等兩個變項的預測力也同時達到顯著水準,也就是說對於父母未同住家裡青少年而言,家庭疏離程度愈高及課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行為。

最後,其他變項的影響力可能在相互作用下減弱了。此項分析結果與未分組 前結果相同。

【表 4-5-1 分組後一般偏差行為標準化迴歸係數表】

*	絲	£	家庭依附	ţ.	Ţ	就學經驗	Ì		
分組依		父親關	母親關	家庭疏	同儕關	師生互	課業壓	$R^2$	N
據		懷因表	懷因素	離因素	係因素	動因素	力因素		
性別	男性	022	003	.281***	.094*	.002	.303***	.209	493
1生力1	女性	.024	081	.283***	.129**	.027	.248***	.177	475
	國	.025	019	.241**	.077	038	.275***	.161	202
	國二	.037	.015	.399***	.120	029	.174*	.212	189
年級	國三	.111	209*	.192*	022	004	.216**	.163	174
	小五	.032	057	.319***	067	153	.014*	.173	194
	小六	.043	.019	.283***	.095	.034	.210**	.123	211
父母同	同住家 裡	010	033	.191***	.060	021	.277***	.153	707
住情形	未同住 家裡	.054	066	.335***	.092	.000	.267***	.225	260

## 貳、青少年中度偏差行為

#### 一、性別分組

首先,將蒐集的資料分爲男、女兩組,以探討分析男性青少年與女性青少年 在中度偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-2 所示, 在男性青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測中度偏差行爲的解釋力達 9.1%。其中有「家庭疏離因素」、「師生互動因素」及「課業壓力因素」等三個 變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於男性青少年而言,家庭疏離程度愈 高、師生互動愈差及課業壓力愈重,則愈可能從事中度偏差行爲。

其次,女性青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測中度偏差行為的解釋力達 6.2%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等兩個變項的預測力也同時達到顯著水準,也就是說對於女性青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事中度偏差行為。

最後,在將資料以性別分組後,「家庭疏離因素」、「師生互動因素」與「課業壓力因素」變項一直是很重要的變項,對中度偏差行爲具有顯著的預測作用。只是對於女性青少年的「師生互動因素」變項在分組後未能達到顯著水準,而與未分組前結果稍有不同。這可能是「師生互動因素」這個變項,單獨對男性組與女性組來說,組內的同質性都非常高,所以它的顯著預測效果因此而減弱甚至不顯著。

#### 二、年級別分組

首先,將蒐集的資料分爲國中一年級、國中二年級、國中三年級、國小五年級及國小六年級等五組,以探討不同年級別的青少年在中度偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-2 所示,在國中一年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測中度偏差行爲的解釋力達 9.8%。其中有「家庭疏離因素」這個變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於國中一年級青少年而言,家庭疏離程度愈高,則愈可能從事中度偏差行爲。

其次,在國中二年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測中度偏差行為的解釋力達 6%。

再者,在國中三年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測中度偏差行為的解釋力達 9.9%。

接著,在國小五年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測中度偏差行為的解釋力達 9.5%。其中「師生互動因素」變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於國小五年級青少年而言,師生互動差,則愈可能從事中度偏差行為。

然後以國小六年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測中度偏差 行爲的解釋力達 6.4%。其中「課業壓力因素」這個變項的預測力達到顯著水準, 也就是說對於國小六年級青少年而言,課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行 爲。

最後,此項分析結果與未分組前不盡相同,部份因素的顯著性在分組後減弱 或不存在了,其原因是否與分組後各年級的同質性都非常高,所以產生如此的結果,則尚待進一步的探究。

#### 三、居住情形分組

首先,將蒐集的資料分爲父母皆同住家裡、父母未同住家裡兩組,以探討分析父母皆同住家裡青少年與父母未同住家裡青少年在中度偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-2 所示,在父母皆同住家裡青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測中度偏差行爲的解釋力達 7.8%。其中有「家庭疏離因素」、「師生互動因素」及「課業壓力因素」三個變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於父母皆同住家裡青少年而言,家庭疏離程度愈高、師生互動差及課業壓力愈重,則愈可能從事中度偏差行爲。

其次,父母未同住家裡青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測中度 偏差行為的解釋力達 6.6%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等兩 個變項的預測力也同時達到顯著水準,也就是說對於父母未同住家裡青少年而 言,家庭疏離程度愈高及課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行爲。

最後,在將資料以居住情形分組後,「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」變項一直是很重要的變項,對中度偏差行爲具有顯著的預測作用。只是對於父母皆住在家庭的青少年「師生互動因素」變項在分組後達到顯著水準,而與未分組前結果稍有不同。

【表 4-5-2 分組後中度偏差行為標準化迴歸係數表】

, j	菱	r.	家庭依附	ţ	į	就學經驗	A CONTRACTOR OF THE CONTRACTOR		
分類と		父親關	母親關	家庭疏	同儕關	師生互	課業壓	$R^2$	N
排	蒙	懷因表	懷因素	離因素	係因素	動因素	力因素		
性別	男性	.034	050	.135**	.022	112*	.166***	.091	499
土力」	女性	018	.015	.169***	.056	.005	.153***	.062	482
	國	.049	025	.142	.001	087	.214**	.098	205
	] []	.074	117	.125	.030	046	.109	.060	194
年級	國三	.057	112	.081	036	127	.159	.099	177
	小五	.033	077	.123	102	156*	.054	.095	197
	小六	.060	013	.143	.050	077	.170*	.064	210
	同住家	.042	063	.110*	.010	111**	.156***	.078	714
父母同	裡	.042	003	.110	.010	111	.130	.078	/14
住情形	未同住	.079	053	.130*	043	032	.150*	.066	266
	家裡	.013	033	.130	043	032	.130	.000	200

#### **參、青少年嚴重偏差行為**

#### 一、性別分組

首先,將蒐集的資料分爲男、女兩組,以探討分析男性青少年與女性青少年 在嚴重偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-3 所示, 在男性青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測嚴重偏差行爲的解釋力是 3.1%。其中有「家庭疏離因素」變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於男 性青少年而言,家庭疏離程度愈高則愈可能從事嚴重偏差行爲。

其次,女性青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測嚴重偏差行為的 解釋力是 4.7%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等兩個變項的預 測力同時達到顯著水準,也就是說對於女性青少年而言,家庭疏離程度愈高及課 業壓力愈重,則愈可能從事嚴重偏差行為。

最後,在將資料以性別分組後,「家庭疏離因素」變項一直是很重要的變項, 對嚴重偏差行爲具有顯著的預測作用。只是對於女性青少年的「課業壓力因素」 變項在分組後達到顯著水準,而與未分組前結果稍有不同。

#### 二、年級別分組

首先,將蒐集的資料分爲國中一年級、國中二年級、國中三年級、國小五年級及國小六年級等五組,以探討不同年級別的青少年在嚴重偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-3 所示,在國中一年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測嚴重偏差行爲的解釋力是 8.2% 。其中有「課業壓力因素」變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於國中一年級青少年而言,課業壓力愈重則愈可能從事嚴重偏差行爲。

其次,在國小五年級、國中二年級及國中三年級青少年方面,家庭依附情形 及就學經驗對於預測嚴重偏差行為的解釋力分別是 1.9% 、 2.0% 及 2.8% ,但所 有變項的預測力都未能達到顯著水準。

然後,就國小六年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測嚴重偏

差行為的解釋力是 8.5%。其中「家庭疏離因素」變項的預測力亦達到顯著水準,也就是說對於國小六年級青少年而言,家庭疏離程度愈高愈可能從事嚴重偏差行為。

最後,此項分析結果除了國中一年級「課業壓力因素」變項,在分組後達到 顯著水準,而與未分組前結果稍有不同,其餘結果均與未分組前結果大致相同。

#### 三、居住情形分組

首先,將蒐集的資料分爲父母皆同住家裡、父母未同住家裡兩組,以探討分析父母皆同住家裡青少年與父母未同住家裡青少年在嚴重偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-3 所示,在父母皆同住家裡青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測嚴重偏差行爲的解釋力是 2.1%。其中「課業壓力因素」變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於父母皆同住家裡青少年而言,課業壓力愈重,則愈可能從事嚴重偏差行爲。

其次,父母未同住家裡青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測嚴重 偏差行為的解釋力是 4.4%。其中「家庭疏離因素」變項的預測力達到顯著水準, 也就是說對於父母未同住家裡青少年而言,家庭疏離程度愈高則愈可能從事嚴重 偏差行為。

最後,在將資料以居住情形分組後,就父母皆住在家庭的青少年而言,「家庭疏離因素」未能達到顯著水準,而「課業壓力因素」變項卻達到顯著水準,而與未分組前結果稍有不同。

# 【表 4-5-3 分組後嚴重偏差行為標準化迴歸係數表】

梦	詠	£	家庭依附	ţ	Ţ	就學經驗	A II		
分組		父親關	母親關	家庭疏	同儕關	師生互	課業壓	$R^2$	N
依據		懷因表	懷因素	離因素	係因素	動因素	力因素		
性別	男性	.005	.024	.132**	.010	050	.077	.031	498
土力;	女性	.054	.078	.196***	029	.075	.100*	.047	482
	國一	.047	046	.106	.027	062	.220**	.082	205
	國二	.037	.009	.148	.031	031	017	.020	194
年級	國三	.001	.037	.100	051	082	.038	.028	175
	小五	.019	047	026	039	.055	.122	.019	198
	小六	.119	.046	.287***	002	.026	.091	.085	210
父母同	同住家 裡	.062	060	.078	.022	017	.094*	.021	713
住情形	未同住 家裡	.031	.078	.179**	071	055	.029	.044	266

#### 肆、青少年整體偏差行為

#### 一、性別分組

首先,將蒐集的資料分爲男、女兩組,以探討分析男性青少年與女性青少年 在整體偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-4 所示, 在男性青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測整體偏差行爲的解釋力達 17.9% 。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等兩個變項的預測力達到 顯著水準,也就是說對於男性青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重, 則愈可能從事整體偏差行爲。

其次,女性青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測整體偏差行為的解釋力達 17.1%。其中有「家庭疏離因素」、「同儕關係因素」及「課業壓力因素」等三個變項的預測力也同時達到顯著水準,也就是說對於女性青少年而言,家庭疏離程度愈高、同儕關係愈佳及課業壓力愈重,則愈可能從事一般偏差行為。

最後,在將資料以性別分組後,「家庭疏離因素」與「課業壓力因素」變項 一直是很重要的變項,對整體偏差行爲具有顯著的預測作用。只是對於女性青少 年的「同儕關係因素」變項在分組後達到顯著水準,而與未分組前結果稍有不同。

#### 二、年級別分組

首先,將蒐集的資料分爲國中一年級、國中二年級、國中三年級、國小五年級及國小六年級等五組,以探討不同年級別的青少年在整體偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-4 所示,在國中一年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測整體偏差行爲的解釋力達 16.6%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等二個變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於國中一年級青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事整體偏差行爲。

其次,在國中二年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測整體偏差行為的解釋力達 16.9%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等二個

變項的預測力亦達到顯著水準,也就是說對於國中二年級青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事整體偏差行為。

再者,在國中三年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測整體偏差行為的解釋力達 14.2%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等兩個變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於國中三年級青少年而言,家庭疏離程度愈高及課業壓力愈重,則愈可能從事整體偏差行為。

接著,在國小五年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測整體偏差行為的解釋力達 17.1%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等二個變項的預測力亦達到顯著水準,也就是說對於國小五年級青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事整體偏差行為。

然後以國小六年級青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測整體偏差 行為的解釋力是 10%。其中「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等二個變項 的預測力亦達到顯著水準,也就是說對於國小六年級青少年而言,家庭疏離程度 愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事整體偏差行為。

最後,其他變項的影響力可能在相互作用下減弱了。此項分析結果均與未分 組前結果大致相同。

# 三、居住情形分組

首先,將蒐集的資料分爲父母皆同住家裡、父母未同住家裡兩組,以探討分析父母皆同住家裡青少年與父母未同住家裡青少年在整體偏差行爲方面,家庭依附情形及就學經驗的作用情形。由表 4-5-4 所示,在父母皆同住家裡青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測整體偏差行爲的解釋力達 13.8%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」兩個變項的預測力達到顯著水準,也就是說對於父母皆同住家裡青少年而言,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則愈可能從事整體偏差行爲。

其次,父母未同住家裡青少年方面,家庭依附情形及就學經驗對於預測整體

偏差行為的解釋力達 18.4%。其中有「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」等兩個變項的預測力也同時達到顯著水準,也就是說對於父母未同住家裡青少年而言,家庭疏離程度愈高及課業壓力愈重,則愈可能從事整體偏差行為。

最後,其他變項的影響力可能在相互作用下減弱了。此項分析結果與未分組 前結果大致相同。

【表 4-5-4 分組後整體偏差行為標準化迴歸係數表】

變		j.	家庭依附	ţ	Ţ	就學經驗	À K		
分 項		父親關	母親關	家庭疏	同儕關	師生互	課業壓	$R^2$	N
依據		懷因表	懷因素	離因素	係因素	動因素	力因素		
性別	男性	006	011	.254***	.072	034	.270***	.179	487
土力	女性	.024	060	.284***	.112*	.030	.249***	.171	474
	國一	.027	024	.223**	.057	049	.289***	.166	201
	國二	.056	023	.339***	.097	041	.161*	.169	189
年級	國三	.089	168	.170*	032	045	.199*	.142	173
	小五	.041	075	.266***	102	172*	.042	.171	193
	小六	.070	003	.243***	.076	002	.203**	.100	207
	同住家	015	054	.175***	040	040	.253***	120	704
父母同	裡	.015	054	1.1/3***	.049	049	.233***	.138	704
住情形	未同住	.059	052	.300***	.042	006	.244***	101	256
	家裡	.039	052	.500***	.042	006	.244	.184	256

#### 伍、小結

經由以的分析,可以知道在資料以性別、年級別及父母居住情形等方式分組

之後,青少年的「家庭依附情形」及「就學經驗」在說明偏差行爲上的適用性,還是有用的。而且經由分組之後,對於每一組而言,能有效預測偏差行爲的變項雖然並不相同,但大體上而言,「家庭疏離因素」及「課業壓力因素」的作用具有顯著的預測力。至於青少年的「家庭依附變項」及「就學經驗變項」在說明各種程度的偏差行爲解釋力上,在以「性別」、「父母居住情形」分組方面都能得到規則,不論是「男性青少年」、「女性青少年」、「父母皆住在家裡」或「父母未同住家裡」組,皆以一般偏差行爲的解釋力最高,換言之,「家庭依附情形」及「就學經驗」對於一般偏差行爲有較佳的適用性。

# 第五章 結論與建議

本章共分爲三節,第一節說明研究結果,第二節就本研究之結果做出對青少年偏差行爲的預防之道及對未來研究之建議;第三節則對本研究之研究限制做一 敘述。

#### 第一節 結論

本研究以南投縣 1216 個國民小學五年級、六年級及國民中學一至三年級學生做為樣本,以觀察青少年家庭依附情形、就學經驗與偏差行為之影響。其中,將家庭依附情形細分為父親關懷因素、母親關懷因素及家庭疏離因素;而就學經驗則細分為同儕關係因素、師生互動因素及課業壓力因素。從實徵資料研究結果中認為青少年偏差行的成因可能較少源於父母親的關懷程度、同儕關係的優劣及師生之間的互動,而較多源於家庭疏離程度的高低及課業壓力的輕重。茲將研究結果綜合歸納如下:

#### 壹、家庭依附方面

單以家庭依附情形之父親關懷因素、母親關懷因素及家庭疏離因素對青少年偏差行爲做分析時,就一般偏差行爲及整體偏差行爲而言,家庭疏離程度愈高,則從事一般偏差行爲及整體偏差行爲的可能性愈大;再加入就學經驗之同儕關係因素、師生互動因素及課業壓力因素時,家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則從事一般偏差行爲及整體偏差行爲的可能性愈大;最後,加入個人屬性變項後家庭疏離程度愈高、課業壓力愈重,則從事一般偏差行爲及整體偏差行爲的可能性愈大。

在中度偏差行為的部分,母親關懷程度愈高,則從事中度偏差行為的可能愈低、家庭疏離程度愈高則事中度偏差行為的可能愈高;當加入就學經驗之同儕關係因素、師生互動因素及課業壓力因素時,家庭疏離程度愈高及課業壓力愈重,則從事中度偏差行為的可能愈高,師生互動良好者,則愈不可能從事中度偏差行

爲;再加入個人屬性變項後,家庭疏離程度愈高及課業壓力愈重,則從事中度偏度偏差行為的可能性愈高,師生互動良好者,則從事中度偏差行為的可能性則愈低。

就嚴重偏差行為的結果顯示,家庭疏離程度愈高,則從事嚴重偏差行為的可能性愈高;當加入就學經驗之同儕關係因素、師生互動因素及課業壓力因素時, 家庭疏離程度愈高,則從事嚴重偏差行為的可能性愈高;再加入個人屬性變項後家庭疏離程度愈高,則從事嚴重偏差行為的可能性還是愈高。

總而言之,家庭疏離因素對於各類型的偏差行爲確實有顯著的影響,換言之,家庭疏離程度高的青少年,較有可能從事偏差行爲。在加入就學經驗及個人屬性變項後,仍有其顯著的影響。由此可見,家庭疏離因素是造成偏差行爲的主要原因。

#### 貳、就學經驗方面

單以就學經驗之同儕關係因素、師生互動因素及課業壓力因素對青少年偏差 行為做分析時,就一般偏差行為及整體偏差行為而言,課業壓力愈重,則愈可能 從事一般偏差行為及整體偏差行為;當加入家庭依附情形之父親關懷因素、母親 關懷因素及家庭疏離因素時,課業壓力愈重、家庭疏離程度愈高,則愈可能從事一般偏差行為及整體偏差行為;再加入個人屬性變項後課業壓力愈重、家庭疏離 程度愈高,則愈可能從事一般偏差行為及整體偏差行為;再加入個人屬性變項後課業壓力愈重、家庭疏離 程度愈高,則愈可能從事一般偏差行為及整體偏差行為。

在中度偏差行為的部分,師生互動良好者,則從事中度偏差行為的可能性愈低,相反的,課業壓力愈重者,則從事中度偏差行為的可能性愈高;當加入家庭依附情形之父親關懷因素、母親關懷因素及家庭疏離因素時,課業壓力愈重及家庭疏離程度愈高,則從事中度偏差行為的可能性愈高;相反的,師生互動良好者,則從事中度偏差行為的可能性愈低。再加入個人屬性變項後課業壓力愈重及家庭疏離程度愈高,則從事中度偏差行為的可能性依舊愈高,同樣的,師生互動良好者,則從事中度偏差行為的可能性依舊愈高,同樣的,師生互動良好者,則從事中度偏差行為的可能性還是愈低。

就嚴重偏差行為的結果顯示,課業壓力愈重者,從事嚴重偏差行為的可能性 愈高;當加入家庭依附情形之父親關懷因素、母親關懷因素及家庭疏離因素時, 課業壓力因素的解釋力隨即消失,再加入個人屬性變項後亦同,由此可見,在同 時考慮其他變項時,課業壓力並不是造成嚴重偏差行為的主要原因。

總而言之,除了嚴重偏差行爲外,課業壓力因素對於各類型的偏差行爲確實 有正向的影響,也就是說,課業壓力較重的青少年,愈有可能從事偏差行爲。在 加入家庭依附情形及個人屬性變項後,仍有其顯著的影響。由此可見,課業壓力 因素亦是造成偏差行爲的主要原因。

#### 第二節 限制

本研究設計與實施雖力求嚴謹完善,但因時間、人力、經費、工具與研究方法上的限制,加上青少年偏差行為的因素複雜,實非本研究所能考慮兼顧。因此,針對本研究之缺失檢討提出意見,茲分就資料蒐集及資料分析兩方面說明之:

## **壹、資料蒐集**

首先,本研究係採自填式問卷的方式,讓學生自己評估家庭依附情形、就學經驗及偏差行為的符合程度,雖然施測時說明結果絕對保密,但有些學生可能會選擇對自己有利的答案或是填選符合他人期許的答案,故僅能就受測學生在問卷題目上的反應作統計分析。

其次,本研究囿於研究經費、人力及時間的限制,樣本的選取採立意抽樣的 方式進行,選取的範圍僅限於南投縣,未能將研究範圍擴及其它縣市,此種「地 方性」之研究在研究結果的推論上有其限制。

# 貳、資料分析

首先,本研究經由量化分析所得之統計分析結果,大致均只呈現描述性或概括性的基礎結果,對於相關因素與差異層面,無法進一步深入剖析。

其次,有關青少年偏差行爲的研究中,影響青少年偏差行爲的因素或相關變

項眾多,且各變項之間的關係相當複雜,但本研究特別以家庭依附情形、就學經 驗與青少年偏差行為之間的關係為關注焦點進行研究。然其它影響青少年偏差行 為的因素尚多,但限於研究的目的,均不在本研究的範圍內。

#### 第三節 建議

#### 壹、預防青少年偏差行為策略的參考

從研究資料分析結果中顯示,家庭疏離因素及課業壓力因素對青少年偏差行 爲有正向的影響,也就是說,家庭疏離程度愈高、課業壓力較重的青少年,愈有 可能從事偏差行爲。在控制了其他的變項後顯著性依然存在,於是乎,青少年偏 差行爲的預防應由家庭、學校及社會等三方面提供策略以做爲參考,茲分述如下:

#### 一、家庭方面

家庭型態或父母感情問題是外人無法置喙的,但家長應避免因爲家庭氣氛而 讓青少年對家庭產生疏離感,因此,家長應多與青少年相處、溝通,並給予青少 年關愛及支持,發揮家庭應盡的功能,讓青少年感受到家庭的温暖,避免青少年 的偏差行爲。

#### 二、學校方面

學習生活,應是輕鬆活潑而有趣的。但可能爲了升學考試,學校考試頻繁,難度艱深,大多數學生感受到很大的課業壓力和挫敗感,導致學生的壓力加重加大,而使學生恐懼學習,甚至放棄學習。要化解學生壓力,首須了解青少年的生活及情緒,並綜合研判各種發生因素的處置方式,避免學生繼續含恨,導致情況愈來愈嚴重而自傷或傷人。而其最實際方式,應使學生能快樂成長、喜歡學習,教學亦應依循因材施教的理念,讓各種不同能力、性向的學生都能發揮所長,在豐富、活潑且多樣化的課程學習中,擁有表現的機會、嚐到成就感的滋味,進而肯定自我的價值、具備獨立思考和解決問題的能力,發展健全的人格。

#### 貳、對未來研究的建議

- 一、本研究採用問卷調查法進行資料的蒐集,在使用上較爲方便,可以在短時間內獲得研究的結果。未來的研究可以配合深度訪談、焦點團體或個案研究等 質性研究方法,相信對於題目的設計與真實情形的了解有很大的幫助。
- 二、本研究之依變項爲青少年偏差行爲,若只以南投縣在學學生爲研究對象,容易出現研究結果表面化,對於青少年偏差行爲的本質與真相,無法真正深入探究,因此建議後續研究者可以考慮將已犯罪青少年或中輟學生納入研究對象。若時間與經費許可,並應兼具其他地區及擴大範圍至高中職的學生。
- 三、本研究探討影響青少年偏差行為的自變項,僅就家庭依附情形之「父親關懷」、「母親關懷」及「家庭疏離」等三個變項,以及就學經驗之「同儕關係」、「師生互動」及「課業壓力」等三個變項。未來研究可以針對其他變項,如個人因素(偏差行為價值觀、人格心理特質)、家庭因素(親子關係、親子溝通、父母管教態度)、學校因素(師生關係、學業表現、學校依附、求學動機)、社會因素(社會風氣、大眾傳播品質)、同儕因素(同儕認同、親近程度、共同活動型態)、文化因素(族群差異、文化衝擊、生活環境)等進行探討,以求全盤瞭解青少年偏差行為。

# 參考文獻

#### 中文部分:

- 王沂釗(1994),《家庭結構、家庭關係與青少年生活適應之分析研究》。國立彰 化師範大學輔導研究所碩士論文。
- 王睿霞(1994),《父母婚姻衝突對兒童生活適應之影響》。國立政治大學教育研 所碩士論文。
- 王淑女(1999), <家庭、青少年性格與其偏差、犯罪行為>,《青少年人格建構研討會論文集》, 165-194。國立中正大學犯罪防治研究所。
- 王枝燦(2001),《同儕影響與青少年偏差行爲之研究》。東吳大學社會學研究所 碩士論文。
- 王鍾和(1995),《家庭結構、父母管教方式、子女滿意與青少年行爲表現》。台 北:教育部訓育委員會。
- 內政部警政署刑事警察局(編)(1998),《台灣刑案統計》。台北:內政部警政署 刑事警察局。
- 江金貴(1988), <單親家庭的調查與輔導>,《輔導月刊》24(10):36-40。
- 任全鈞(1997),《一般性犯罪理論與社會學習理論之驗證:以少年吸毒行為為例》。國立中央警察大學犯罪防治研究所碩士論文。
- 李慧強(1989),《家庭結構、母子關係和諧性對子女生活適應及友伴關係影響之 比較研究》。文化大學家政教育研究所碩士論文。
- 李玉蟬(1996),〈校園暴力問題與防治計畫〉,《諮商與輔導》129:6-12。
- 李旻陽(1992),《國中學生學業成績、師生互動與偏差行爲關係之探討》。私立中國文化大學兒童福利研究所碩士論文。
- 吳明燁(1999a), <青少年初期學校同儕團體之形成與影響:生態系統理論的觀點>,《行政院國科會計畫專題研究成果報告》。台北:行政院國科會。
- 吳明燁(1999b), <近朱者赤?近墨者黑?:青少年初期同儕團體的形成與影響 > ,《東吳社會學報》8:1-33。
- 吳新華 (1993),<國小學童班級適應量表編制報告>,《臺南師院學報》26:91 -138。
- 吳明隆(1998), <國小學童家庭結構、學業成就及偏差行爲關係之硏究>,《訓育研究》37(4):35-54。
- 林文瑛(1992a)、〈體罰實態、理論及心理因素之探討〉、《應用心理學報》1:53-77。 林文瑛(1992b)、〈中國人的兒童教育觀初探---以體罰現象為基礎〉、《輔仁學誌》 21:81-120。
- 林文瑛(1996),《國民教育行政措施的內容分析》。行政院教育改革審議委員會 研究報告。
- 林孝慈(1986),《國中校園暴行之研究-台北實證分析》。中央警官學校警政研究所碩士論文。

- 林適湖(1991),《社會控制理論與國中學生偏差行爲之相關研究》。國立政治大學教育研究所博士論文。
- 林弘茂(1993),《高中生偏差行爲成因之社會學理論分析與驗証》。台灣師範大學公民訓練研究所碩士論文。
- 林明慧(1989),《家庭因素與學齡兒童攻擊行為關係之研究-以台北市國中小學生爲例》。中國文化大學兒童福利研究所碩士論文。
- 林正福譯(2001),《人際關係》。Diana Dwyer 著。台北: 弘智文化事業有限公司。 林清江(1972),《教育社會學》。台北:台灣書店。
- 林朝夫(1994),《偏差行爲與個案研究》。台北:心理出版社。
- 林幸台(1995), <青少年生涯及中輟問題探討及台灣當前輔導措施>,《1995 輔導工作國際比較學校研討會論文集》,99-105。國立高雄師範大學。
- 法務部(1997),《非行兒童相關因素之調查研究》。法務部研究報告。
- 周業謙、周光淦譯,戴維 賈里(David Jary),朱莉亞 賈里(Julia Jary)(1999),《社會學辭典》(Harper Collins Dictionary of Sociology)。台北:貓頭鷹出版 社有限股份公司。
- 周愫嫻(1995), <社會階級家庭結構與青少年偷竊行爲的關係>,《社會發展季刊》72:152-171。
- 洪寶蓮、簡茂發(1990), <國中學生個人及環境因素與其學習行為的關係之研究>,《中國測驗學會測驗年刊》37:181-194。
- 馬傳鎮(1994),<我國青少年犯罪現況及其防治對策之探討>,《警專學報》7: 583-584。
- 許春金、馬傳鎭(1999),《少年偏差行爲早年預測之研究--總結報告》。臺北: 行政院青年輔導委員會。
- 許春金、馬傳鎮(1996),《青少年犯罪原因論》。桃園:中央警官學校。
- 許春金、侯崇文、黃富源(1995)、《兒童、少年觸法成因及處遇方式之比較研究》。 行政院青年輔導委員會研究報告。
- 許春金(1986),《青少年犯罪原因論-社會控制理論之中國研究》。桃園:中央 警察大學犯罪防治系。
- 許春金(1997),<家庭、學校、自我控制與偏差行為>,《中央警察大學學報》 30:225-256。
- 陳福原(1995), <影響青少年犯罪的可能因素>,《教育實習輔導季刊》1(3): 34-35。
- 陳皎眉(1988),《生活壓力、社會支持、因應策略、歸因方式與青少年犯罪》。 行政院國家科學委員會專題研究計畫報告。
- 陳羿足(2000),《影響青少年偏差行爲之家庭因素研究:以台中地區爲例》。私 立南華大學教育社會學研究所碩士論文。
- 莊耀嘉(2000), <兒童衝動性格與偏差行為>,《2000年犯罪問題理論與實務 研討會論文集》,330-346。國立台北大學。

- 張麗梅(1998),《家庭氣氛、父母管教態度與兒童偏差行爲關係之研究》。私 立中國文化大學兒童福利研究所碩士論文。
- 張春興(1992),<社會變遷與青少年問題:台灣地區事實的觀察與分析>,《台灣師範大學教育心理與輔導學報》25:1-12。
- 張楓明(1999),《社會控制與青少年偏差行為一以雲嘉地區為例》。私立南華 管理學院教育社會學研究所碩士論文。
- 張華葆(1993),《少年犯罪預防及矯治》。臺北:三民書局。
- 馮燕、張紉(2001),《少年後期生活風格之研究—以高中階段學生爲例》。行政 院青年輔導員會。
- 馮莉雅(1997), <國中學生偏差行爲與社會控制因素之相關研究-以高雄市爲例>,《教育資料文摘》39(2):171-192。
- 黃煜峰、雷靂(1995),《青少年發展與輔導》。台北:五南圖書公司。
- 黄富源、鄧煌發(1999),〈單親家庭結構與功能對少年非行之影響-台北市之調查研究結果分析〉,《警政學報》35:329-392。
- 黄正鵠,楊瑞珠(1996),<建立青少年文化心理態度指標系列報告(一)-青少年對校園暴力的態度與看法>,《教育部訓育委員會專題研究計畫成果報告》。國立高雄師範大學。
- 黄正鵠,楊瑞珠(1996),<建立青少年文化心理態度指標系列報告(二)-青少年對藥物濫用的態度與看法>,《教育部訓育委員會專題研究計畫成果報告》。國立高雄師範大學。
- 黄正鵠,楊瑞珠(1996),<建立青少年文化心理態度指標系列報告(三)-青少年對飆車行為的態度與看法>,《教育部訓育委員會專題研究計畫成果報告》。國立高雄師範大學。
- 黄正鵠,楊瑞珠(1996),<建立青少年文化心理態度指標系列報告(四)-青少年對輟學行為的態度與看法>,《教育部訓育委員會專題研究計畫成果報告》。國立高雄師範大學。
- 黄正鵠,楊瑞珠(1996),<建立青少年文化心理態度指標系列報告(五)-青少年對自傷行為的態度與看法>,《教育部訓育委員會專題研究計畫成果報告》。國立高雄師範大學。
- 黄正鵠,楊瑞珠(1996),<建立青少年文化心理態度指標系列報告(六)-青少年對「偷竊、賭博搶劫」的態度與看法>,《教育部訓育委員會專題研究計畫成果報告》。國立高雄師範大學。
- 黄正鵠,楊瑞珠(1996),<建立青少年文化心理態度指標系列報告(七)-青少年對「青少年性犯罪行爲」的態度與看法>,《教育部訓育委員會專題研究計畫成果報告》。國立高雄師範大學。
- 黄意舒(1992), <我國社會變遷中家庭教育的探討>,《台北市立師範學院學報》 23:381-396。
- 黃俊祥(1999)、《心理特質、家庭背景、同儕關係與學校經驗對少年犯罪行爲之

互動性影響》。中央警察大學警政研究所碩士論文。

- 黃德祥(1993), <青少年抽煙行爲之調查研究:以一所私立高職爲例>,《彰化 師範大學學報》4:67-109。
- 黃德祥(1994)、《青少年發展與輔導》。台北:五南。
- 黃富源(1999), <青少年犯罪形成歷程的學校因素探討>《台灣社會問題研究 學術研討會論文》中央研究院社會問題研究推動委員會
- 黃拓榮(1997),《國中生父母管教方式、自我概念、失敗容忍力與偏差行爲關係之研究》。國立高雄師範大學教育研究所碩士論文。
- 齊力(2000), <家庭因素在青少年偏差行爲上的影響:以雲嘉地區國中小學生 爲例>《第三屆台灣教育社會學論壇》。嘉義:南華大學
- 詹志禹(1996),《我國青少年犯罪研究之整合分析》。行政院青年輔導員會。
- 楊國樞(1986), <家庭因素與子女行為:台灣研究的評析>,《中華心理學刊》 28(1):7-28。
- 楊淑萍(1995),《青少年依附關係、自我尊重與生涯發展之相關研究》。國立台 灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文。
- 葉學志(1988), <談社會變遷青少年適應問題>,《國教輔導》27(6):4-7。
- 賈樂安(1989),《暴力犯罪少年之行爲相關因素與整合式團體諮商效果之研究》。 國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文。
- 鄒恩潤 譯(1988),《民本主義與教育》。台北:臺灣商務。
- 趙雍生(1997),《社會變遷下的青少年偏差與犯罪》。台北:桂冠書局。
- 廖榮利(1998),《人類行爲與社會環境》。台北:商鼎。
- 劉玲君(1995),《國中生之家庭特質與其心理需求、偏差行為之分析研究》。國立彰化師範大學輔導研究所碩士論文。
- 劉祉(1988),《台北市完整家庭與破碎家庭子女失調行為之比較研究》。私立中國文化大學兒童福利研究所碩士論文。
- 鄭爲仁(1994),<淺談貝克的標籤理論對教育的啓示>,《教育資料與研究》創刊號:31-36
- 鄭崇趁(1994), <國民中小學中途輟學學生的成因與對策 > ,《教育研究雙月刊》 36:27-32。
- 鄭鈞元(1996),《國中校園暴力行爲之研究-高雄市實證分析》。台北:文化大學青少年兒童福利研究所碩士論文。
- 蔡德輝、楊士隆(1994)、《少年犯罪:理論與實務》。台北:五南圖書出版公司。
- 謝文彦(1996), 〈家庭因素與偏差行爲關係之研究〉,《警政學報》28:139-156。
- 羅國英(1998), <青少年前期的同儕關係:與親子關係的延續、競爭或彌補? >,《東吳社會工作學報》4:35-43。台北:東吳大學。
- 蘇素美(1991), <學校環境知覺與偏差行爲關係之研究>,《學生輔導通訊》, 1
- 蘇尹翎(2000),《計會連結與雲嘉地區少年偏差行爲—Hirschi 社會控制理論之

驗證研究》。嘉義: 南華大學教育社會學研究所碩士論文。

#### 西文部分:

- Adams, G. R., & Thomas, G. (1985). Adolescent life experiences. CA: Brooks/Cole.
- Ainswoth, M. D. S. (1989). Attachments beyond infancy. *American Psychologist*, 44(4) 709-716.
- Bernburg, J. G., & Thorolfur, T. (1999). Adolescent Violence, Social Control, and the Subculture of Delinquency: factors Related to Violent Behavior and nonviolent Delinquency. *Youth and Society*, *30*(4), 445-460.
- Bird, C. (1980). Deviant labeling in school: the pupils perspective. In P. Woods (Eds), *Pupil strategies*. London: Croom Helm.
- Cummongs, R. (1993). *Adolescence-A Developmental Perspective*. FL: Harcourt Brace College, Publishers.
- Duvall, E. M., & Miller, B. C. (1985). *Marriage and Family Development* (6th ed.). NY: HarperCollins.
- Delbert, S. E., & David, H. (1983). Social Class and Delinquent Behavior in a National Youth Panel. *Criminology*, 21, 149-177.
- Erikson, E. H. (1968). Identity: Youth and crisis. New York: Norton
- Finlayson, D. S., & Loughran, J. L. (1976). Pupils' perceptions in high and low delinquency schools. *Educational Research*, *52*(3), 368-420.
- Garber, R. J. (1991). Long-term effects of divorce on the self-esteem of young adults. *Journal of divorce & Remarriage*, 17, 131-137.
- Garmezy, N., & Rutter, M.(Eds.).(1983). \(\lambda\_\); Stress, coping and development in children\(\lambda\_\);. New York: Me Graw-Hill.
- Hirschi, T. (1969). Causes of delinquency. Berkeley: University of California Press.
- Hirschi, T. (1983). Crime and Family. In J.E. Rhodes (eds.), *Crime and Public Policy*(pp. 53-68). San Francisco: Institute for Contemporary Studies.
- Hargreaves, D. H. (1984). The delinquent group. In M. Hammersley & P. Woods (Eds.), *Life in school*(pp.161-175). England: Open University Press.
- Hoghughi, M. (1992). Assessing child and adolescent disorders. London: SAGE.
- Hoge, R. D., Andrews, D. A., & Leschied, A. W. (1996). An investigation of risk and protective factors in a sample of youthful offenders. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, *37*(4), 419-424.
- Johnson, K. (1989). Trauma in the lives of children. Macmillan: Langer.
- Jung, M. (1996). Family-centered practice with single-parent families. *Families in Society*, 77(9),583-590.
- Kimmel, D. C., & Irving B. W. (1995). *Adolescence: A Developmental Transition*. John Wiley & sons, Inc.

- Kafka, R. & London, P. (1991). Communication in Relationships and Adolescent Substance Use: The Influence of Parents and Friends. *Adolescence*, 26, 587-598.
- Klein, K., Forehand, R., Armistead, L., & Lond, P. (1997). Deliquency during the transition to early adulthood: Family parenting predictors from early adolescence. *Adolescence*, *32*(125), 61-80.
- Lacey, C. (1984). Differentiation and sub-cultural polarization. In M. Hammersley & P. Woods (Eds), *Life in school*(pp.6-22). England: Open University Press.
- Miller, W. (1958). Lower class culture as a generating milieu of gang delinquency. *Journal of Social Issues*, 14, 5-19.
- Mednick, B. R., Baker, R. L., & Carothers, L. E. (1990). Patterns of family instability and crime: The association of timing of family's disruption with subsequent adolescent and young adult criminality. *Journal of Youth and Adolescence*, 19, 201-220.
- Marcus, R. F. (1999). A gender-linked exploratory factor analysis of antisocial behavior in young adolescents. *Adolescence*, *34*, 33-46.
- O'Malley, P. M., Johnston, L. D., & Bachman, J. G. (1998). Alcohol Use Among Adolescents. *Alcohol Health and Research World*, 22, 85-93.
- Riesman, D., Reuel, D., & Nathan, G. (1950). *The Lonely Crowd*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Steinberg, L. (1990). Autonomy, conflict, and harmony in the family relationship. In S. S. Feldman & R. E. Glen. (Eds), *At the threshold: the developing adolescent*(pp.255-276). Harvard
- Thomas, G., Farrell, M. P., & Barnes, G. M. (1996). The effects of single-mother families and nonresident fathers on delinquency and substance abuse in Black and White adolescents. *Journal of Marriage and the Family*, 58(4), 884-894.
- Urberg, K. A., Degirmencioglu, S. M. & Pilgrim, C. (1997). Close Friend and Group Influence on Adolescent Cigarette Smoking and Alcohol Use. *Developmental Psychology*, *33*, 834-844.
- Youniss, J., & Jacqueline, S. (1985). *Adolescent relations with mothers, fathers, and friends*. The University of Chicago Press.

# 南華大學教育社會學研究所 「國中、小學生行為與態度研究」 問卷

各位同學!以下是一份學術研究問卷,要請您填寫。這份問卷的資料我們會完全 保密,絕不會影響你的成績,學校老師或其他人都不會知道你填寫的內容,所 以請放心填答。但是,請務必誠實回答,並且不要參考別人的答案。填答時請在 適當答案代號(數字)上打圈,如果是橫線,則請寫文字或數字。

A 基本資料				
國小				
1國中	年級	班	姓名	
2.性別: 1男	2女			
3.出生年月:民國_	年月			
4.你父親平常是不是	是住在家裡(你平	常住的	地方)?	
1是	2否↓			
	4.1 他爲什麼	卢右什:		
	1		ロス 性	
			4 其他情形(請說明)	
			) (1-1147) (HI479-747)	
5.你母親平常是不是	<sup>1</sup>     住在家押 ( 你巫	党住的	<del>伽</del> 方)?	
1是		LT LTT LTJ		
1 12	2 II V			
	5.1 她爲什麼	沒有住	在家裡呢?	
	1 出外工	作	2 與父親分居或離婚	
	3 已過世		4 其他情形(請說明)	
				_
6.你現在家中有無以	以下親人同住?【	可以圈	選多項。有兄弟姊妹者,除打圈外並請	塡人
數】				
1 兄人	2 弟			
3 姊人	4 妹			
5 祖父	6祖母			
7外公	8外婆			
9 伯父、叔父	10 伯母	:、嬸嬸		
11 其他親屬	12 其他			

1不識字	2 小學	3國中(初日	中) 4高中、	高職	5 專科
6 大學、研究所	9不知道				
8.你母親的教育程度是	己				
1不識字	2 小學	3國中(初日	中) 4高中、	高職	5 專科
6 大學、研究所	9 不知道				
9.你父母親現在的職業	業是什麼?[	請參考職	業代號把答	案代號均	眞入方格內】
如果有多項職業,					_
9.1 父親:[]	9.2 均	親:[]			
職業代號					
01 專業人員(如醫	師、律師、	會計師、教持	受、科學家、大企	<b>企業家</b>	)
02 公務員	03 教師	Ĵ	04 警察	05 職業	軍人
06公家機構雇員工	友 07 公司	]商店老闆	08 自家做小	生意	
09 私人機構職員	10 私人	、機構工友	11 店員	12 攤販	
13 有技術工人	14 汽車	可機	15 工廠工人	16粗工	零工
17 農人	18 拉保	<b>!</b> 險、仲介	19 其他職業	20 沒有	工作

7.你父親的教育程度是

21 己經很久不在

#### B 家庭

我們非常希望瞭解您的家庭狀況及跟父母相處的情形。下列題目每一個敍述句後面都有五個選項,分別爲「吻合」、「還算吻合」、「不太吻合」、「不吻合」、「已經很久不在」,想想看,在最近半年生活中,您與父親或母親相處的情形,**在右方選項中挑選一個最適當的答案**,**直接圈選**。問題的答案無所謂的「對」或「錯」,依照你個人的實際情況和感受坦白作答就好了。

		還算	不太	不
	吻合	吻合	吻合	吻合
1.我父親常和我討論事情或談心。	1	2	3	4
2.父親會和我討論我的事並共同做決定。	1	2	3	4
3.我母親常和我討論事情或談心。	1	2	3	4
4.母親會和我討論我的事並共同做決定。	1	2	3	4
5.父親的意見,對我來說十分重要。	1	2	3	4
6.母親的意見,對我來說十分重要。	1	2	3	4
7.我父親很關心我。	1	2	3	4
8.我母親很關心我。	1	2	3	4
9.我父母親常會發生激烈的爭吵或打架。	1	2	3	4
10 我與家人的關係很和睦(和好)。	1	2	3	4
11.我喜歡與家人到戶外活動。	1	2	3	4
12.我曾因爲與家人爭吵或不愉快而想要逃家。	1	2	3	4
13.我覺得家裡沒有人的行爲表現值得我學習模仿。	1	2	3	4

### C 學校

學校生活有歡笑也有痛苦,我們非常希望瞭解您的學校生活。在這一部份的題目,每一個句子都是有關你在學校的情形。請你仔細的閱讀,並自上學期以來跟同學相處、老師互動及課業感受的實際情況,**在右方選項中挑選一個最適當的答案,直接圈選**。問題的答案無所謂的「對」或「錯」,請依照你個人的實際情況和感受坦白作答就好了。

		還算	不太	不
	吻合	吻合	吻合	吻合
1.我有困難時,朋友會主動幫我忙。	1	2	3	4
2.我喜歡和朋友交換彼此的感覺和想法。	1	2	3	4
3.朋友有需要時,我能安慰他、支持他。	1	2	3	4
4.我的朋友都很了解我。	1	2	3	4
5.朋友很重視我提出的意見。	1	2	3	4
6.沒有什麼事能破壞我和朋友之間的感情。	1	2	3	4
7.碰到困難時,我知道如何開口請朋友幫忙。	1	2	3	4
8.我覺得老師經常發脾氣。	1	2	3	4
9.老師常用威脅的方式管教我。	1	2	3	4
10.我經常莫名奇妙被老師責備。	1	2	3	4
11.老師就像朋友一樣對待我。	1	2	3	4
12.我覺得老師上課方式很活潑。	1	2	3	4
13.我覺得老師很尊重學生的意見。	1	2	3	4
14.老師要求的東西我一定都會準備好。	1	2	3	4
15.老師經常讚美我的表現。	1	2	3	4
16.我能按時完成作業。	1	2	3	4
17.我對課本感興趣。	1	2	3	4
18.我喜歡目前學校所學的科目。	1	2	3	4
19.我很認真學習學校中的課業。	1	2	3	4
20.我能遊戲時盡情地玩,做功課時專心地做。	1	2	3	4
21.我會主動規劃自己的學習計劃及時間。	1	2	3	4

#### D污為

下面列舉了一些有關你們這樣年齡的同學有可能做的一些活動或事情,請你仔細閱讀每一個句子後,想想看,**在右方選項中挑選一個最適當的答案,直接圈選**。這些題目是想了解你曾經做過哪些活動或事情,具有那種經驗,而不是想瞭解別人對這些活動或事情的看法和評價,因此,也就無所謂「該做」與「不該做」,只有你「做過」或「沒做過」。請據實填寫,並且謝謝你的合作。

	經常	偶爾	從不
1.你會經常幫忙做家事嗎?	1	2	3
2.你經常在家裡看書嗎?	1	2	3
3.你經常參加社區活動或志願性的工作嗎?	1	2	3

# 想想看,在最近一年生活中,你是不是有下列行為?共幾次?

	從未	1-2次	3-5 次	6-10次	10 次以上
1.逃學蹺課。	1	2	3	4	5
2.逃家在外過夜。	1	2	3	4	<u>5</u>
3.閱讀黃色書刊或觀看色情錄影帶。	1	2	3	4	5
4.出入不良場所。	1	2	3	4	5
5.發生性關係。	1	2	3	4	5
6.賭博。	1	2	3	4	5
7.抽煙。	1	2	3	4	5
8.毀損學校設備或公共設備。	1	2	3	4	<u>5</u>
9.破壞汽、機車。	1	2	3	4	5
10.未經許可使用他人腳踏車、機車。	1	2	3	4	5
11.攜帶刀械或其他危險物品。	1	2	3	4	5
12.與他人打架。	1	2	3	4	5
13.參加幫派活動。	1	2	3	4	5
14.恐嚇取財。	1	2	3	4	5
15.吸食或販賣違禁藥品。	1	2	3	4	5
16.未經許可拿走他人財物。	1	2	3	4	5
17.飆車。	1	2	3	4	5
18.跟老師發生爭吵。	1	2	3	4	5
19.喝酒。	1	2	3	4	5
20.跟父母發生爭吵。	1	2	3	4	5

由衷地感謝您的協助,請再檢查一遍,看看有無漏答。 再次向您說聲:「謝謝」!