

雙親教養態度、家庭功能與青少年憂鬱傾向關係探討

林耀盛¹、李仁宏²、吳英璋³

¹東華大學臨床與諮商心理學系

²屏安醫院

³台灣大學心理學系

摘要

目的：本研究探討雙親教養態度、家庭功能與青少年憂鬱傾向間關係，並透過追蹤一年，嘗試瞭解影響青少年憂鬱傾向的風險因子。

方法：取樣南部某所國中一年級全體學生 (N = 1028)，以「兒童憂鬱量表」、「雙親教養態度量表」和「家庭功能量表」為研究工具，評估受試者的雙親教養態度、家庭功能和目前憂鬱狀態。

結果：(1) 青少年憂鬱傾向有增加趨勢，女性的憂鬱狀況顯著高於男性。在兩次憂鬱測量上，女性在兩次的憂鬱得分呈現顯著變化，女性相較於男性得分偏高。

(2) 經兩次迴歸分析，發現女性、單親家庭、母親高度關懷、家庭責任度低和家庭衝突性高，可以顯著預測第一次憂鬱傾向。而第一次憂鬱分數、母親高度關懷、家庭衝突性高和家庭情感涉入程度高，可以顯著預測第二次憂鬱分數。

(3) 因果模式分析顯示，第一次憂鬱分數高，第二次憂鬱分數也顯著性高；低度家庭功能和青少年的憂鬱狀態，對於青少年憂鬱心理病理具有重要影響力。

結論：母親的高度關懷和家庭情感涉入反而造成青少年壓力，同時單親、家庭衝突性高和家庭獨立性低等因素造成整體家庭功能下降，這些因子可能共變形成雙重束縛，進而促發憂鬱，值得臨床心理工作者注意。不良的家庭功能會增加個體的憂鬱程度，由此臨床工作者對少年憂鬱傾向進行心理諮商時，家庭系統心理治療法的取用，可能是重要的介入策略。

關鍵字：雙親教養態度、家庭功能、青少年憂鬱

前言

青少年時期是人生的重要階段，是個體從依賴到獨立自主的過渡時期。研究顯示，青少年時期的憂鬱現象是成人憂鬱及其他主要心理疾病的重要風險因子 (Petersen, Compas, Brooks-Gunn, Stemmler, & Grant, 1993)。因此，關於憂鬱疾患的探討，也將研究對象逐漸指向青少年族群 (Lewinsohn, Hops, Roberts, Seeley, & Andrews., 1993)。

在憂鬱症形成的多重因素中，「家庭因子」是近年來漸被重視的一個因子 (Keitner & Miller,

1990)。對於青少年的發展來說，家庭是其學習與成長最重要的環境。許多研究發現家庭衝突、家庭涉入 (involvement)、父母親的精神病史、單親或是失親等因子，皆與憂鬱的形成有關 (Keitner, Miller, Epstein, Bishop, & Fruzzetti, 1987; Lewinsohn, Roberts, Seeley, Rohde, Gotlib & Hops, 1994; Petersen et al., 1993; Peter, Henk, Rebecca & Cor, 2001)。也有研究指出，「雙親教養風格」(parenting styles) 和更廣範圍的「家庭脈絡」(family context)，是對孩子行為較具影響力的兩大向度 (Campbell, 1995; Deater-Deckard, 2000)。鄭惠萍 (2002) 也指出，

通訊作者：林耀盛，花蓮縣壽豐鄉志學村大學路二段一號 東華大學臨床與諮商心理學系

Tel: (03)8635638

E-mail: yslin@mail.ndhu.edu.tw

家庭及個人發展間，存有一種牢不可破的關係，孩童時期之社會經驗，特別是父母的養育及互動關係，是子女日後人格及精神病理的重要影響因素。

雙親教養態度與青少年憂鬱

不當的雙親教養態度會導致青少年的心理健康問題，進而出現不適應行為（邱郁雯，2003；洪雪雅，2004；徐畢卿、羅文偉、龍佛衛，1999；徐世杰，2003；Birmather et al., 1996；Rosenstein, & Horowitz, 1996）。Chambers, Power, Loucks & Swanson (2000) 針對2147位青少年之研究發現，感受到雙親教養態度為低關懷者，其和心理沮喪、焦慮及憂鬱症狀有高度相關；亦有研究指出雙親教養態度過度保護者，容易導致青少年焦慮、憂鬱以及無望感（Biggam & Power, 1998）。Martin 和 Waite (1994) 從四所高中隨機抽樣681位青少年，調查雙親教養態度和青少年憂鬱症狀之關係，結果發現缺乏情感性控制（affectionless control）之教養態度，為青少年憂鬱症狀的高危險因子。

Lisa, Hyman & Betsy (2001) 指出，帶有批判的親子互動與憂鬱的負向認知有關，容易導致個體有負向歸因與較差的自我概念，進而導致憂鬱症的產生。另外，Joan 和 Ronald (1989) 也指出，雙親拒絕與青少年憂鬱症狀有關，雙親拒絕對自尊有直接與間接的影響，而個體的自尊與憂鬱有相當大的關連性。有些研究則指出，雙親教養態度對於青少年憂鬱症狀的影響，是以間接方式造成（Enns, Cox & Larsen, 2000；Sato, Uehara, Narita, Sakado & Fujii, 2000）。Kim與Ge (2000) 以華裔家庭為受試，探討父母管教與青少年憂鬱症狀間關係，結果指出父母憂鬱症狀會影響其對孩子的管教，父母管教方式會影響青少年本身對管教的認知，進而影響青少年憂鬱症狀的產生。鄭惠萍 (2002) 亦提出雙親教養態度會影響個體的人格特質，進而影響個體憂鬱症狀之形成。

家庭功能與青少年憂鬱

家庭在憂鬱症形成中扮演著重要角色（Keitner, Miller, Esptein & Bishop, 1986；Keitner & Miller, 1990）。研究指出，家庭衝突是造成個體憂鬱的危險因子（Birmather et al., 1996；Joan & Ronald, 1989；Lisa, Hyman, & Betsy, 2001；Petersen et al., 1993；Rudolf et al., 1998）。Formoso, Gonzales, & Aiken (2000) 以 284 位青少年為對象，探討生長於衝突家庭中的小孩，父母的監控是否為其行為問題的潛在因子，結果發現家庭的衝突愈多、缺

乏父母監控的青少年，其憂鬱程度愈高。Keitner et al. (1987)，以38位憂鬱症的個案為對象，使用「家庭衡鑑評量表」（Family Assessment Device，簡稱FAD）為評估家庭的工具，結果發現憂鬱症組與配對組的家庭功能表現上，在急性期時，僅行為控制向度未達顯著差異，其問題解決、溝通、家庭角色、情感反應、情感涉入與整體家庭功能等向度上，均有顯著差異，而在問題解決、溝通及整體家庭功能上，更達到0.001的顯著水準。即使在緩解期時，憂鬱症組在問題解決、溝通及整體家庭功能上，仍顯著比配對組來得差。

林美珠 (1991) 曾以中文版的「家庭衡鑑評量表」（FAD）為工具，以86位憂鬱症患者及其家屬為研究對象。研究結果發現（1）憂鬱症家庭與一般家庭功能之比較結果，憂鬱症家庭在溝通、問題解決、情感反應、整體功能等向度有明顯的障礙，其訊息傳遞與交流比一般家庭要來的模糊與直接，且家庭解決問題的能力比較不足，成員間角色運作能力不足；（2）憂鬱症家庭中患者與其家屬對家庭功能的主觀知覺確實有差異，在溝通、問題解決、行為控制與整體功能的向度上，患者的主觀知覺比家屬差；（3）患者的疾病特性，如生病年數，會明顯影響家庭功能，生病愈久家庭功能運作情形愈差，而患者生活角色不同和住院次數多寡，則較無影響。

目前同時探討「家庭功能」和「雙親教養態度」對「青少年憂鬱傾向」影響的研究較少，且結果並不一致，亦缺乏長期追蹤研究，無法釐清這三者間關係（Fauber, 1990；Formoso, Gonzales & Aiken, 2000；Frosch & Mangelsdorf, 2001）。究竟這三者間存在著何種關係，值得探究。綜合上述討論，本研究擬探討的問題，主要為「驗證雙親教養態度和家庭功能對青少年憂鬱的因果模式」。

方法

（一）研究對象

本研究受試者為南部某所國中一年級全體學生，共發出兩次問卷施測，時間間隔一年，經排除智能不足與身心障礙之班級學生後，兩次均發出1200份問卷，第一次回收問卷1179份，其中男生有609人，女生有570人。第二次回收問卷1164份，其中男生有600人，女生有564人。經排除無效問卷及未與父母同住者，並扣除漏答過多或空白問卷及只填答一次問卷者共136份，總計有效問卷共1028份，其中男生有526人，女生有502人。

(二) 研究工具

本研究資料的蒐集是利用自填式問卷。問卷的內容包含四個部分：基本資料、兒童憂鬱量表、雙親教養態度量表及家庭功能量表。以上各量表均經過原作者同意後使用。

兒童憂鬱量表

兒童憂鬱量表 (Children Depression Inventory, 簡稱CDI) 是自陳式評量工具, 用來測量七到十七歲兒童的憂鬱症, 由Kovacs (1983) 根據「貝克憂鬱量表」改編而成, 總共有27道題目。每個項目均測量一個憂鬱症狀, 有三個依症狀嚴重程度不同的陳述, 由受試者按照自己最近兩個星期以來的狀況加以圈選。該量表可分成三個因素, 分別是「憂鬱情感」(depression affect)、「反向行為」(oppositional behavior) 及「個人適應」(personal adjustment)。「憂鬱情感」測量的項目有愛哭、悲傷、事情困擾、孤單、恨自己、無歡笑、沒有朋友、自覺醜陋、不想要有朋友等;「反向行為」則包括不想說話、自覺差勁、掙扎、自責、常做錯事等;「個人適應」則有自覺不如人、沒做好功課、在學校無歡樂、各科學習都很差、事情作不好、日夜焦慮不安、難做決定、常有病痛、想自殺、害怕有恐怖的事情發生、疲倦、食慾不振等題目。魏麗敏 (1994) 參酌國內兒童與青少年常見的憂鬱現象, 以Kovacs的兒童憂鬱量表做為藍本, 編修青少年適用之憂鬱量表, 以利國內憂鬱傾向學生的鑑定與輔導。經編修之正式量表共有38題, 其內部一致性係數 (Cronbach α) 為.89, 雙週重測信度為.76。

本研究所測量的內部一致性為.76。CDI的計分方式係以受試者在每一個敘述句後的「是」或「不是」, 依其感受圈選適當數字, 計分方法為1, 2, 7, 8, 14, 17題是反向計分, 即答「不是」者給一分, 其餘題目均為正向計分, 亦即受試者圈選「是」時給一分, 最後計算總分, 得分越高者表示其憂鬱程度越高, 反之越低。

雙親教養態度量表中文版

Parker, Tupling與Brown (1979) 發展雙親教養態度量表 (Parents Bonding Instrument, 簡稱PBI) 作為雙親教養態度和個體發展的實徵研究工具, 多年以來在國外被普遍使用, 無論是在正常族群、青少年及精神疾患之精神分裂症、憂鬱症、焦慮症等, 均發現感受不良的雙親教養態度和憂鬱及焦慮狀態等心理健康問題的發生有關。徐畢卿等人 (1999)

將其翻譯為中文並檢驗其在台灣的適用性, 發現中文版之雙親教養態度適用於本國, 父親版和母親版分別有兩個因素-「關懷」與「保護」。因此, 本研究以雙親教養態度中文版來檢驗青少年自覺之雙親教養態度與其憂鬱傾向間關係。

此量表屬於自陳式四點量表, 由「非常不符合」至「非常符合」, 計分為0到3分, 由受試者回憶16歲以前雙親對於他(她)們的教養態度及行為, 共含25題, 分成關懷因素12題, 保護因素13題, 在整體內部一致性的信度指標中, 徐畢卿等人 (1999) 研究的父親版內部一致性係數為.73, 母親版為.69。在本研究中, 父親版的內部一致性係數為.86, 母親版為.82, 堪稱理想。

家庭功能量表

家庭功能量表 (Family Function Scale, 簡稱FFS) 是王淑惠 (2001) 透過國內外文獻與相關量表的回顧與整理, 再輔以本土化的質性訪談, 找出代表家庭功能的重要向度並進行整理與分析編製而成, 共分成兒童版與成人版。此量表為五點量表 (幾乎沒有、偶而有、一半有一半沒有、很常有、幾乎都有), 計分方式為0到4分。FFS共44題, 分為八個向度, 分別為凝聚力、衝突性、情感涉入、情感表達、溝通、問題解決、獨立性和家庭責任。這八個向度的分數, 除了衝突性與情感涉入兩個向度的分數需反向計分外, 其餘均為正向計分, 將此八個向度的分數累加起來, 則可得到整體的家庭功能分數。

該量表兒童版的內部一致性係數介於.71到.85, 成人版則介於.73到.90。在本研究中所採用的兒童版, 其內部一致性係數為.89, 顯示此量表有良好信度。

(三) 研究工具研究程序

第一次正式施測與問卷回收

受試學生在其便利時間以團體施測方式來填寫研究者所發之問卷。施測方式為研究人員或各班老師在施測時間發予全班同學問卷。施測前, 先說明填寫問卷之目的及研究保密原則, 並以口頭詢問學生填寫意願後執行, 填答時間約50分鐘。所有學生填答完畢時, 由老師統一收齊送回輔導室, 經確認後, 再由研究者收回所有問卷。

第二次正式施測與問卷回收

為探討憂鬱傾向之變化, 在第一次正式施測問隔一年後, 進行第二次的CDI測量, 施測程序與第一

次相同。研究者回收所有問卷後，將所有樣本資料進行建檔之工作，隨後再以SPSS與LISREL套裝統計軟體對所得資料進行相關分析。

結果

(一) 長期憂鬱與性別差異分析

為了瞭解性別在兩次測量時間上的憂鬱分數是否有差異，針對性別與兩次憂鬱分數進行雙因子變異數檢定，結果如表一所示。

根據表一，可以發現性別與憂鬱分數測量時間之間並無統計上的顯著差異 ($F(1,1026) = 3.285, p = 0.07$)，性別與測量時間無交互作用。然而，一方面，不同測量時間達到顯著差異 ($F(1,1026) = 19.91,$

$p < .001$)，表示在兩次的憂鬱測量分數是有顯著變化。另一方面，不同性別在兩次的憂鬱分數上亦有顯著差異 ($F(1,1026) = 21.31, p < .001$)，故進一步進行比較，結果如表二所示。

由表二發現，男性在兩次的平均憂鬱分數分別為13.32與12.98，在兩次的平均憂鬱分數上並未達到統計上的顯著差異 ($t = 3.39, p = 0.07$)。女性的兩次平均憂鬱分數分別為14.86與14.05，在兩次的平均憂鬱分數上，達到統計上的顯著差異 ($t = 4.53, p < .001$)。依此，表示女性在兩次的憂鬱得分是有顯著變化的，而男性卻沒有此趨勢。是故，綜合來看，女生憂鬱狀況雖然有下降，但仍穩定地較男生顯著，而在兩次施測間憂鬱變化方面，男女生之間並無明顯交互作用。

表一
憂鬱分數的變異數分析摘要表

來源	自由度	平方和	均方	F 值	P
常數	1	391355.88	391355.88	9537.20	<0.001
性別X測量時間	1	28.24	28.24	3.29	0.07
測量時間	1	171.09	171.09	19.91	<0.001
誤差	1026	8818.38	8.60		
性別	1	874.51	874.51	21.31	<0.001
誤差	1026	42101.59	41.04		

表二
性別在兩次憂鬱測量分數的差異T檢定

	第一次憂鬱測量分數		第二次憂鬱測量分數		t 值	p 值
	平均數	標準差	平均數	標準差		
男性	13.32	4.84	12.98	4.97	1.84	0.07
女性	14.86	5.16	14.05	4.97	4.53***	<.001

註：*** = $p < .001$ 。

(二) 影響青少年憂鬱傾向之重要預測變項

以下將探討影響青少年憂鬱傾向之重要因素：雙親教養態度（包含父親關懷、父親保護、母親關懷、母親保護）、家庭功能（包含凝聚力、衝突性、情感涉入、情感表達、溝通、問題解決、獨立性、家庭責任）等變項中，哪些是重要的預測變項？此外，也將性別與家庭類型列為預測變項。由於性別與家庭類型屬於類別變項，故先將其轉換為虛擬變項。性別以男性為基準，0為男性，1為女性。家庭類型以小家庭為基準，設立三個虛擬變項，分別是大家庭（大家庭=1，其餘家庭類型=0）、折衷家庭（折衷家庭=1，其餘家庭類型=0）和單親家庭（單親家庭=1，其餘家庭類型=0）。而後，將憂鬱得分作為研究依變項，以多元迴歸分析（multiple regression analysis）探討。因本研究共施測CDI兩次，故進行兩次迴歸分析。

第一次憂鬱分數之預測變項迴歸分析結果

在進行迴歸分析之前，須先檢查各個變項之共線性診斷，共線性分析之結果，不會造成共線之問題，condition index $5.34 < 30$ 。

本研究首先採取逐步分析法（stepwise）來進行迴歸方程式的模式建立，結果如表三所示。

由表三所示，本研究在迴歸分析第五步驟得到最佳的模式。根據統計結果，模式五的解釋變異量是所有迴歸模式中最高（調整後 $R^2 = .14$ ），且此模式達到統計上的顯著水準（ F 值為34.00, $p < .001$ ），解釋量最高達13.8%，故採取此模式作為青少年憂鬱傾向之解釋模式。

model (5)：青少年憂鬱傾向 = $a + 0.26 * 衝突性 + 0.16 * 性別女 + 0.09 * 單親家庭 - 0.10 * 獨立性 +$

$0.07 * 母親關懷 + e$ ，這個模式對於青少年憂鬱傾向的解釋率為13.8%， F 值為34, $p < .001$ 。

由以上結果可知，model (5) 解釋模式中，家庭衝突性是最重要的預測變項（Beta = .26），其次為性別變項（Beta = .16），再來是家庭獨立性（Beta = -.10），最後則是家庭類型（Beta = .09）及母親關懷程度變項（Beta = .07）。因此，女性、單親家庭、母親關懷程度、衝突性和獨立性等變項，可以用來共同預測青少年之憂鬱傾向。

此結果顯示，影響青少年憂鬱症狀之重要預測變項依序為：(1) 家庭衝突性。(2) 性別。(3) 家庭獨立性。(4) 家庭類型。(5) 母親關懷程度。當女性、單親家庭、母親關懷程度越高、家庭衝突性越高及家庭獨立性越低時，青少年之憂鬱傾向越高。

第二次憂鬱分數之預測變項迴歸分析結果

在進行迴歸分析之前，須先檢查各個變項之共線性診斷，共線性分析之結果，不會造成共線之問題，condition index $5.34 < 30$ 。

本研究首先採取逐步分析法（stepwise）來進行迴歸方程式的模式建立，結果如表四所示。

由表四所示，本研究在迴歸分析第四步驟得到最佳的模式。根據統計結果，模式四的解釋變異量是所有迴歸模式中最高（調整後 $R^2 = .47$ ），且此模式達到統計上的顯著水準（ F 值為225.86, $p < .001$ ），解釋量最高達46.7%，故採取此模式作為青少年憂鬱傾向之解釋模式。

model (4)：青少年憂鬱傾向 = $a + 0.60 * 第一次憂鬱分數 + 0.10 * 母親關懷 + 0.10 * 衝突性 + 0.09 * 情感涉入 + e$ ，這個模式對於青少年憂鬱傾向的解釋率為46.7%， F 值為225.86, $p < .001$ 。

表三
第一次憂鬱分數的預測變項（多元迴歸分析結果）

模式	未標準化係數		標準化係數	t 值
	B估計值	標準誤	Beta分配	
常數	13.25	0.21		62.618***
衝突性	0.40	0.05	0.26	7.72***
性別	1.57	0.29	0.16	5.36***
單親家庭	1.81	0.56	0.09	3.21**
獨立性	-0.12	0.04	-0.10	-3.02**
母親關懷	0.12	0.05	0.07	2.55*

註：* = $p < .05$; ** = $p < .01$; *** = $p < .001$ 。

由以上結果可知model (4) 解釋模式中，第一次的憂鬱分數是最重要的預測變項 (Beta = .60)，其次為母親關懷變項 (Beta = .10)，再來是家庭衝突性 (Beta = .10)，最後則是家庭情感涉入程度變項 (Beta = .09)。因此，第一次的憂鬱分數、家庭情感涉入程度、母親關懷程度以及家庭衝突性等變項，可以用來共同預測青少年之憂鬱傾向。

此結果顯示，影響青少年憂鬱症狀之重要預測變項依序為：(1) 第一次憂鬱的分數。(2) 母親關懷程度。(3) 家庭衝突性。(4) 家庭情感涉入程度。當第一次憂鬱分數越高、家庭情感涉入越高、母親關懷程度越高和家庭衝突性越高時，青少年之憂鬱傾向越高。

綜合來說，第一次迴歸分析和第二次迴歸分

析，共同顯著的預測因子有「母親關懷程度」和「家庭衝突性」，顯示母親關懷程度越高，家庭衝突性越高，是促發青少年憂鬱傾向的穩定維持因子。本研究顯示第一次憂鬱分數，可以顯著預測第二次憂鬱分數，因此，未來在臨床心理服務上，早期進行篩檢憂鬱傾向青少年，並予以適當心理介入，應當得以防止或緩解情緒惡化發展。為了更清楚統合兩次憂鬱分數的風險因子研究結果，進而驗證雙親教養態度和家庭功能對青少年憂鬱傾向的影響，以下呈現本研究的因果模式分析。

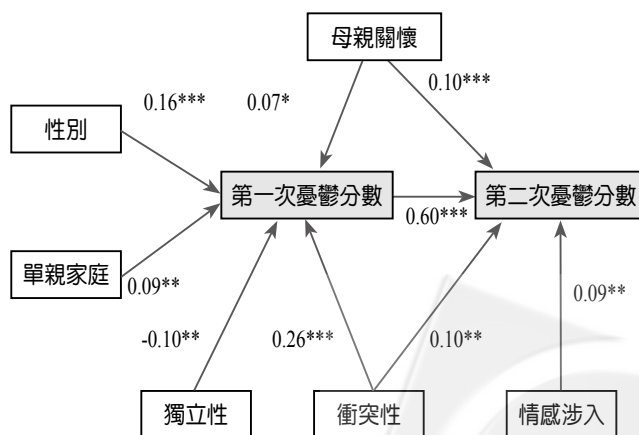
(三) 青少年憂鬱傾向因果模式

根據表三和表四的迴歸分析結果，標示出本研究的因果模式，如圖一所示。以下進一步說明。

表四
第二次憂鬱分數的預測變項 (多元迴歸分析結果)

模式	未標準化係數		標準化係數	t 值
	B估計值	標準誤	Beta分配	
常數	5.19	0.36		14.54***
第一次憂鬱分數	0.60	0.02	0.60	25.01***
母親關懷	0.15	0.04	0.10	4.28***
衝突性	0.15	0.05	0.10	3.32**
情感涉入	0.20	0.06	0.09	3.27**

註：** = $p < .01$; *** = $p < .001$ 。



圖一、性別、家庭類型、雙親教養態度及家庭功能對長期憂鬱傾向的影響模式圖。
* = $p < .05$; ** = $p < .01$; *** = $p < .001$.

雙親教養態度與家庭功能

在雙親教養態度部分，兩次迴歸分析相關並顯著的途徑為母親關懷程度越高，青少年兩次憂鬱的分數越高。與家庭功能相關的途徑有四條：家庭衝突性→第一次憂鬱；家庭衝突性→第二次憂鬱；家庭獨立性→第一次憂鬱；家庭情感涉入→第二次憂鬱。由此顯示，家庭獨立性低、衝突性高，以及過度的情感涉入，對於青少年憂鬱傾向的發展，會產生不利作用。

憂鬱傾向

除雙親教養態度和家庭功能外，影響第一次憂鬱分數的顯著因子為女性和單親家庭，而第一次憂鬱對於第二次憂鬱亦有直接的影響 ($r = .60$)，且具相當程度的影響力。因此，從健康心理學的三級預防觀點來看，若能先行衡鑑青少年的情緒發展，發現憂鬱分數偏高，及早予以適當心理介入策略，當可減緩達到臨床憂鬱指標的發生率。

討論

(一) 從「壓力—先置質素」模式反思女性因子和憂鬱傾向關係

蔡嘉慧 (1998) 研究發現，青少年平均憂鬱表現得分為10.5分。陳柏齡 (2000) 的研究也指出青少年的平均憂鬱表現得分為12.90分。相較於這兩個同樣以青少年為樣本，以CDI為評估工具的研究，本研究結果發現，第一次CDI得分，男性平均為13.32分，女性平均為14.86分，第二次的得分男性平均為12.98，女性平均為14.05。此結果顯示，本研究樣本相較於1998年與2000年來說，其憂鬱狀況有漸增的趨勢。

過去國內以CDI測量青少年憂鬱傾向發現具性別差異，女生在憂鬱傾向顯著高於男生 (陳柏齡，2000；蔡嘉慧，1998)。楊浩然 (2002) 也以追蹤研究指出，以重鬱症來說，女生的點盛行率為5.3%至5.6%，終生盛行率為25.5%至28.1%；而男生的點盛行率為1.5%至1.6%，終生盛行率為6.7%至7.7%。在輕鬱症的盛行率方面也是女生高於男生。

於一九九四年一項探討青少年心理病理的國外研究中，亦發現性別在憂鬱上的顯著差異，女生比男生有顯著較多的憂鬱症狀 (引自Peter et al., 2001)。Petersen 等人從一九九一年到一九九三年，在為期兩年的縱貫研究，同樣發現在青少年中，女生經驗到憂鬱情緒明顯超過男生 (Petersen et al., 1993)。這些研究顯示女性在心理社會或是行為反應

層面對於憂鬱都存有其脆弱性，因此，相較於男生來說，女生有較高的風險經驗到憂鬱情緒，本研究也顯示，在兩次憂鬱測量上，女性在兩次的憂鬱得分呈現顯著變化，女性相較於男性得分偏高。

然而，性別在青少年憂鬱傾向的角色，可能只是脆弱性因素，未來研究仍得考量青少年時期的特有壓力狀態，以期從相互關係的「先置質素-壓力」模式 (diathesis-stress model)，探討青少年憂鬱傾向的多重成因。Wisdom, Rees, Riley & Weis (2007) 的研究就指出，青少年對憂鬱的性別脈絡 (gendered context) 知覺，會受到社會預期和文化訊息的影響，如社會文化會傳遞出一種青少男要能呈現男子氣概，不要呈現負向情緒的普遍印象資訊。同時，也易顯示青少年在青春期的身體特徵變化，也可能因此較易衍生憂鬱情緒之訊息。再加上青少年發展階段可能遭遇到人際疏離與被拒絕的經驗，都可能影響心理健康 (Wisdom, Rees, Riley & Weis, 2007)。因此，青少年時期的性別脈絡與憂鬱知覺間關係，仍得長期審慎探討，以釐清多元因素的影響。

(二) 雙重束縛家庭教養對憂鬱傾向的預測力

本研究以迴歸分析預測可能影響青少年憂鬱傾向的重要風險因子，結果顯示在兩次的分析中，母親關懷度高、家庭衝突性高、家庭獨立性低和家庭情感涉入高，對於青少年憂鬱傾向發展，具有顯著的影響。母親關懷度高，家庭情感涉入高，看似緩衝心理病理的保護因子，本研究的結果呈現為脆弱因子。從過去以親子互動角度探討憂鬱的相關研究發現，大多數的研究都聚焦於母子間互動關係，認為母親與孩子的互動關係與個體的憂鬱較有關連，母親對個體日後憂鬱發展的影響，比父親要來得大 (Fergusson, Horwood, & Lynskey, 1995；Sheeber, & Sorensen, 1998；Tarullo, DeMulder, Martinez, & Radke-Yarrow, 1994)。本研究在雙親教養態度方面，雖有父親保護、父親關懷、母親保護和母親關懷四個層面，也發現只有母親關懷程度和青少年憂鬱傾向有關。

Petersen et al. (1993) 的研究發現，家庭中情感的不易獲得、親子互動不良、家庭衝突性高是青少年憂鬱的主要風險因子。Joan & Ronald (1989) 針對300位青少年的研究也發現缺乏溫暖、頻繁的衝突、高度的控制與單親家庭，對於青少年的憂鬱有很大的影響。因此，根據本研究結果，母親的高度關懷和情感涉入反而造成青少年壓力，同時單親、高家庭衝突和低家庭獨立性因素造成整體家庭功

能下降，這些因子可能共變形成雙重束縛（double bind），如此「既關照又衝突」的不一致家庭功能運作會影響青少年憂鬱傾向變化，甚至可能衍生造成其他心理病理現象，值得臨床心理工作者注意（Davison & Neale, 2001）。不良的家庭功能會增加個體的憂鬱程度；但相對地，家庭關係和家庭連結度（family connectedness），也可能是青少年心理健康的保護因子（Hall-Lande, Eisenberg, Christenson & Neumark-Sztainer, 2007）。由此，臨床工作者對少年憂鬱傾向進行心理諮商時，家庭系統心理治療法的適當取用，可能是重要的介入策略。

（三）低度家庭功能和心理病理發展的關係

本研究顯示，單親家庭對於第一次憂鬱分數，具有顯著影響力。過去研究顯示，父母離異或是喪親的家庭環境，是青少年憂鬱的危險因子（Lewinsohn et al., 1994；Petersen et al., 1993）；國內的研究也指出單親家庭是個體產生適應性疾患的重要相關變項（李素芬，2002）。本研究結果指出，不同家庭類型的青少年，其家庭類型為單親的青少年，其憂鬱傾向顯著高於其他家庭類型的青少年，和過去研究結果大致相符。

雖然目前已有許多針對個體心理健康之病因學或病理學的研究，都將重點指向家庭功能的缺損，認為不良的家庭功能對於個體的心理適應會造成負面的影響（王淑惠，2001；薛雪萍，2000；Olsson et al., 1999；Peter et al., 2001；Son & Kirchner, 2000）。但是，若從家庭系統理論的觀點來看，青少年的憂鬱傾向可能不存在「憂鬱實體」（depressive realism），而是一種「憂鬱亞型」（sub depression），個體可能不屬於臨床指標的憂鬱狀態，個體只是家庭憂鬱團塊的代理人（agent），故家庭功能與家庭類型在憂鬱心理病理因子的意義，未來仍須持續探討（Davison & Neale, 2001）。

本研究採取追蹤一年的研究方式蒐集資料，雖然發現第一次憂鬱分數可以預測第二次憂鬱傾向，但隨著青少年生理與心理的發展，外在環境對於青少年的影響可能也隨著個體的發展而會有所差異。因此建議後續研究考量延長追蹤時間，以瞭解不同時期個體發展對於青少年心理健康影響之關係，從而建構出最有效的預防介入策略。此外，本研究發現女性、單親家庭及家庭獨立性低，出現在第一次迴歸分析顯著預測因子，家庭情感涉入程度高，出現在第二次迴歸分析顯著預測因子，顯示兩次施測的預測風險因子略有差異，可能的解釋是在兩次憂鬱傾向施測期間，受試者的家庭成員人數或成員相

互關係有所變動，亦即家庭情感涉入程度可能屬於心理病理的潛在因子，兩次施測期間，受試者家庭可能發生一些事件促發家庭系統的不穩定，情感過度涉入造成情緒糾結（enmeshment）（Davison & Neale, 2001），再加上既有的家庭衝突性和低度獨立性狀態，引發青少年憂鬱情緒。不過，進一步的心理病理中介機制，尚待未來以更長期的追蹤方式，進行深入系統性探討。

參考文獻

- 王淑惠（2001）。「由家庭功能與性格特質探討婦女憂鬱焦慮之共病現象」。國立成功大學行為醫學研究所碩士論文。
- 李素芬（2002）。「憂鬱症患者早期家庭經驗及其影響之分析研究」。國立高雄師範大學輔導研究所碩士論文。
- 林美珠（1991）。「憂鬱症患者家庭功能之研究」。東海大學社會工作所碩士論文。
- 邱郁雯（2003）。家庭功能、父母管教態度對4-6歲學齡前兒童行為與情緒問題之影響。國立成功大學行為醫學研究所碩士論文。
- 洪雪雅（2004）。「影響青少年偏差行為的家庭因素之整合分析」。國立高雄師範大學輔導研究所碩士論文。
- 徐世杰（2003）。「青少年憂鬱與社會畏懼、雙親教養態度之相關研究」。彰化師範大學諮商與輔導研究所碩士論文。
- 徐畢卿、羅文倬、龍佛衛（1999）。雙親教養態度量表中文版之信效度研究。「護理研究」，7（5），479-89。
- 陳柏齡（2000）。「青少年生活壓力、失敗容忍力與憂鬱傾向之關係研究」。國立高雄師範大學教育研究所碩士論文。
- 楊浩然（2002）。「青少年憂鬱疾患及憂鬱症狀之追蹤研究」。國立台灣大學流行病學研究所博士論文。
- 鄭惠萍（2002）。「雙親教養態度、人格特質、社會支持、生活事件與青少年心理健康」。國立成功大學護理學系碩士班碩士論文。
- 薛雪萍（2000）。「青少年家庭功能、親子衝突、因應策略與生活適應之相關研究」。國立臺灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文。
- 蔡嘉慧（1998）。「青少年的社會支持、生活壓力與憂鬱傾向之關係研究」。國立高雄師範大學教育研究所碩士論文。

- 魏麗敏 (1994)。憂鬱量表的編製及其在輔導上的應用。「諮商與輔導」, 108, 15-19。
- Biggam, F. H., & Power, K. G. (1998). The quality of perceived parenting experienced by a group of Scottish incarcerated young offenders and its relation to psychological distress. *Journal of Adolescence*, 21, 161-176.
- Birmather, M.D., Ryan, N.D., Williamson, D.E., Brent, D.E., Kaufman, J., Dahl, R.E., Perel, J., & Nelson, B. (1996). Childhood and adolescent depression : A review of the past 10 years. Part I. *The American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, (35)11, 1427-1439.
- Campbell, S. B. (1995). Behavior problems in preschool children: A review of recent research. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Discipline*, 36, 113-149.
- Chambers, J. A., Power, K. G., Loucks, N., & Swanson, V. (2000). Psychometric properties of the parental bonding instrument and its association with psychological distress in a group of incarcerated young offenders in Scotland. *Social Psychiatry Epidemiology*, 35, 318-325.
- Davison, G. C. & Neale, J. M. (2001). *Abnormal psychology (8th Ed.)*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Deater-Deckard, K. (2000). Parenting and child behavioral adjustment in early childhood: A quantitative genetic approach to studying family processes. *Child Development*, 71, 468-484.
- Enns, M. W., Cox, B. J., & Larsen, D. K. (2000). Perceptions of parental bonding and symptom severity in adults with depression: Mediation by personality dimensions. *Canadian Journal of Psychiatry*, 45 (3), 263-269
- Fauber, R. (1990). A mediational model of the impact of marital conflict on adolescent adjustment in intact and divorces families: *The role of disputed parenting*. *Child Development*, 61, 1112-1123.
- Fergusson, D.M., Horwood, L.J., & Lynskey, M.T. (1995). Maternal depressive symptoms and depressive symptoms in adolescents. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 36, 1161-1178
- Formoso, D., Gonzales, N. A., and Aiken, L. S. (2000). Family conflict and children's internalizing and externalizing behavior: Protective factors. *American Journal of Community Psychology*, 28(2), 175-199.
- Frosch, C. A., & Mangelsdorf, S. C. (2001). Marital behavior, parenting behavior, and multiple reports of preschoolers' behavior problems: Mediation or moderation? *Developmental Psychology*, 37, 502-519.
- Hall-Lande, J. A., Eisenberg, M. E., Christenson, S. L. & Neumark-Sztainer, D. (2007). Social isolation, psychological health, and protective factors in adolescence. *Adolescence*, 42(166), 265-286.
- Joan, F. Robertson & Ronald L. Simons (1989). Family factors, self-esteem, and adolescent depression. *Journal of Marriage and the Family*, 51, 125-138.
- Keitner, G. I., Miller, I. W., Epstein, N. B., Bishop, D. S., & Fruzzetti, A. E. (1987). Family functioning and the course of major depression. *Comprehensive Psychiatry*, 28(1), 54-64.
- Keitner, G. I., Miller, I. W. (1990). Family functioning and major depression: An overview. *American Journal of psychiatry*, 147, 1128-1137
- Kim, S. Y., & Ge, X. (2000). Parenting practices and adolescent depressive symptoms in Chinese American families. *Journal of Family Psychology*, 14(3), 420-435.
- Lewinsohn, P.M., Hops, H., Roberts, R.E., Seeley, J.R., Andrews, J.A. (1993). Adolescent psychopathology I : Prevalence and incidence of depression and other DSM-III-R disorders in high school students. *Journal of Abnormal Psychology*, (102), 133-144.
- Lewinsohn, P. M., Roberts, R.E., Seeley, J.R., Rohde, P., Gotlib, I.H., & Hops, H. (1994). Adolescent psychopathology II : Psychosocial risk factors for depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 103(2), 302-315.
- Lisa, S., Hyman, H., & Betsy, D. (2001). Family processes in adolescent depression. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 4(1), 19-35.
- Olsson, G. I., Nordstrom, M. L., Arinell, H., & Knorrning, A. L. (1999) Adolescent depression : Social network and family climate- A case-control study. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 40(2), 227-237
- Martin, G., & Waite, S. (1994). Parental bonding and vulnerability to adolescent suicide. *Actual Psychiatric Scandinavica*, 89(4), 246-254.
- Parker, G., Tupling, H., & Brown, L. B. (1979). A parental bonding instrument. *Journal of Medical*

- Psychology*, 52, 1-10.
- Peter, M., Henk, S., Rebecca, S., and Cor, M. (2001). Protective and vulnerability factors of depression in normal adolescents. *Behaviour Research and Therapy*, 39, 555-565.
- Petersen, A.C., Compas, B.E., Brooks-Gunn, J., Stemmler, M., Ey, S., & Grant, K.E.(1993).Depression in adolescence. *American Psychologist*, 48(2), 155-168.
- Rosenstein, D. S, & Horowitz, H. A. (1996). Adolescent attachment and psychopathology. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64(2), 244-253.
- Rudolf, H. Moos., Ruth, C. Cronkite., & Bernice, S. Moos (1998). The long-term interplay between family and extrafamily resources and depression. *Journal of Family Psychology*, 12(3), 326-343.
- Sato, T., Uehara, T., Narita, T., Sakado, K., and Fujii, Y. (2000). Parental bonding and personality in relation to a lifetime history of depression. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 54, 121- 130.
- Sheeber, L., & Sorensen, E. (1998). Family relationships of depressed adolescents: A multimethod assessment. *Journal of Clinical Child Psychology*, 27, 268-277.
- Son, S. E., and Kirchner, J. T. (2000). Depression in children and adolescents. *American Family Physician*, 60(10), 2297-2311.
- Tarullo, L.B., DeMulder, E.K., Martinez, P.E., & Radke-Yarrow, M. (1994). Dialogues with preadolescents and adolescents: Mother-child interaction patterns in affectively ill and well dyads. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 22, 33-51.
- Wisdom, J. P., Rees, A. M., Riley, K. J. & Weis, T. R. (2007). Adolescents' perceptions of the gendered context of depression: 'Tough' boys and objectified girls. *Journal of Mental Health*, 29(2), 144-162.

初稿收件：2007年05月14日

完成修正：2007年10月15日

正式接受：2007年10月19日



Exploring the relationships among the parental bonding, family function and adolescents' depression

Yaw-Sheng Lin¹, Jen-Hung Lee², Yin-Chang Wu³

¹Department of Clinical and Counseling Psychology, National Dong Hwa

²Pin-an Hospital

³Department of Psychology, National Taiwan University

Abstract

- Objective:** The purpose of this study was to explore relationships among parental bonding, family function and depression in adolescent populations through a one- year follow- up study. Risk factors and possible explanations for adolescent depression were also investigated.
- Method:** The subjects of this study were 1028 junior high school students in a city of the Southern Taiwan. The parental attitudes and behaviors, family function, and depression disposition currently perceived by the adolescents were evaluated using the Parental Bonding Instrument (PBI), the Family Function Scale-child edition (FFS)and the Children Depression Inventory (CD).
- Result:** The results revealed that (1) Demographic variables of gender and family type was significantly different for adolescents' depression dispositions; depression index in girls was significantly higher than in boys during the one year interval and depression index in the single-parent family was significantly higher than in the other family type. (2) Regression analysis found that female, single-parent family, high family conflict, high mother caring, low family responsibility and high family involvement were the most significant variables to predict the depression disposition in adolescents. (3) Low family function and the depression disposition previously given had the important impact to affect the depression states in adolescents.
- Conclusion:** It is important to conduct the family therapy for the adolescents' depression than through the individual therapy.
- Key Word:** Parental bonding, Family function, Adolescents' depression

