

# 父母親職教養、家庭融洽與子女助人傾向 與心理韌性 研究報告

第十屆家庭學術研究 暨 論壇 2025



## 研究團隊

李樹甘

徐永業

曾俊基

馮哲希

2025 年 6 月

## 鳴謝

「香港樹仁大學商業、經濟及公共政策研究中心」與「維護家庭基金」由二零一三 / 一四年度共同建立的「家庭學術研究及論壇平台」正式邁進第十年，樹仁大學的獨立研究團隊於 2024 年至 2025 期間獨立進行「父母親職教養、家庭融洽及子女助人傾向與心理韌性」研究，並透過平台順利發表報告，研究團隊謹此致以衷心感謝。

感謝「維護家庭基金」、「基督教香港信義會社會服務部」及「香港明愛家庭服務」三機構共同合作辦理本次的學術研究與論壇，取得相應的資料並順利用作研究，讓香港家庭研究得以繼續承傳。

特別鳴謝 維護家庭基金總幹事 - 溫南聲先生 多年來一直支持，盡心盡力籌備、建立及維護這個平台，亦協助及召集不同的機構及專業人仕來參與這個平台工作，才能讓研究得以暢順，亦讓大家能夠看到是次研究成果。

亦特別鳴謝 基督教香港信義會社會服務部助理總幹事 - 竺永洪先生 及香港明愛家庭服務高級督導主任 - 余紀讓先生，於論壇平台的付出及籌備，讓學術研究能更加「貼地」，更能幫助香港有需要的家庭。

在此再次衷心感謝上述三位多年來的支持與付出。

是次研究得以完成，也有賴「和富社會企業」、「香港家庭福利會」、「中華基督教會香港區會」、「公教婚姻輔導會」及「教區婚姻與家庭牧民委員會」各方機構的協助。亦有賴「香港教育城」推動過程，支持教育界同工出席論壇。謹此衷心感謝各方的參與。

香港樹仁大學商業、  
經濟及公共政策研究中心

李樹甘 謹啓

## 目錄

摘要.....	3
1. 引言.....	5
2. 研究方法.....	7
3. 研究設計.....	9
4. 量表信度– Cronbach’s Alpha ( $\alpha$ ).....	12
5. 結構方程模型.....	14
a. 直接效應.....	14
b. 間接效應.....	16
6. 結論.....	20
7. 父母以外 - 個人差異與心理建構.....	21
8. 參考資料.....	22

## 父母親職教養、家庭融洽及子女助人傾向與心理韌性研究

- i. 香港樹仁大學商業、經濟及公共政策研究中心在二零二四年十二月至二零二五年四月期間，於「維護家庭基金」與「香港樹仁大學商業經濟及公共政策研究中心」建立的「家庭學術研究及論壇平台」上，獨立進行一項名為「父母親職教養、家庭融洽及子女助人傾向與心理韌性」的研究。是次研究以量性研究的問卷調查形式收集數據，並以自填問卷方成功收集共 565 對子女及父母之有效問卷，成功有效問卷達 99%。
- ii. 研究結果顯示，家庭融洽是一個最重要的中介因子，幫助調節父母親職教養，及父母情緒對子女心理韌性與精神健康的影響。父母親職教養及父母情緒狀況不僅對家庭融洽、子女心理韌性、子女助人傾向及子女情緒狀況有著直接影響，同時亦有着間接影響。
- iii. 在直接影響方面，提高父母親職教養，有助促進子女的心理韌性、強化家庭融洽及增加子女助人傾向。而子女的抑鬱情緒可能直接反映父母的抑鬱情緒，家庭融洽則可能因父母的抑鬱情緒而受到負面影響。
- iv. 在間接影響方面，父母抑鬱情緒對家庭融洽有負面影響，繼而對子女心理韌性有負面影響。父母抑鬱情緒越高，則家庭越不融洽，而子女心理韌性則越低。相反，父母親職教養程度越高，則家庭越趨融洽，而子女心理韌性亦越高。

- v. 父母親職教養對子女心理韌性的正面影響，相比父母抑鬱情緒對子女心理韌性的負面影響較大，從而彌補父母的負面情緒對子女心理韌性的負面影響。

## 1. 引言

近年不少報導及研究關於香港青少年的精神狀況都顯示現今香港青少年的狀況處於不良水平。有研究指出超過一半(54.4%)的青少年認為香港青少年的精神健康不理想 (香港家庭福利會, 2023) , 而主要關鍵原因除了因為學業成績(92.7%) , 家人期望(90.8%)及家庭關係(90.5%)也是重要的因素。跟據香港中華基督教青年會 2024 年在香港自由新聞網上的報導 , 在受訪的 826 名中學生中 , 30.6%出現抑鬱症狀 , 四分之一有焦慮狀態青少年精神狀況 (Ho, 2024) 。而於同年 , 香港青年協會報告也指出 45.1%的中學生在開學時的壓力水平達到 7 至 10 分(10 分為滿分) (The Hong Kong Federation of Youth Groups, 2024) 。這些指標都顯示出青少年的精神狀況父母參與、家庭融洽與兒童心理韌性之間的關係日益受到關注。

跟據生態系統理論 (Bronfenbrenner & Morris, 1998) , 兒童(及青少年)的發展受到多個相互連結的環境系統影響 , 由近至遠 : 近至子女與家人之間、同學與老師之間、家長與學校之間、父母朋友輩之間的互動 , 遠至社會教育政策、社區資源、社會價值觀及至整體社會環境的經歷例如疫情 , 互為影響。而在各個系統裡 , 最為直接影響青少年發展的微系統就是家庭互動 , 也就是「父母參與」。

回顧不同時間與背景相關的研究 , 都指出家人之間的互動 , 特別是父母對青少年子女的成長有密不可分的關係。父母參與教養 , 有助青少年激發其動機與正向心態 , 進而提升整體心理健康 (Hill & Tyson, 2009) , 甚至能增加青少年子女心理韌性、抗逆能力 (Savitri, Setyono, Cahyadi, & Srisayekti, 2017) 。然而父母自身的心理精神健康狀況也會對青少年產生各方面的影響。有研究指出若父母承受心理困擾時 , 情感支持能力可能下降 , 對青少年心理產生負面影響 (Chang, Schwartz, Dodge, & McBride-Chang, 2003) 。而職場的壓力或社區對家庭教養的支持度低 , 會直接影響父母可能難以完全投入教養角色 , 進而間接影響青少年成長 (Bronfenbrenner & Morris, 1998) 。除了父母的心理健康狀況 , 家庭的相處和溝通是否融洽 , 也會影響青少年成長時的「助人傾向」(或稱親社會行為傾向)。跟據文獻記載 , 在家庭中慣於合作與正向互動的青少年 , 更

有可能在家庭以外展現出助人傾向，如同理心與合作行為 (Cummings, & Davies, 2010)。也有研究指近年因疫情引起家庭問題而關注青少年健康發展指，一個融洽的家庭互動能為青少年提供一個穩定的環境，促進其情緒調節、心理韌性與社交能力 (Zhuo, Yu, & Shi, 2022)

故此，香港樹仁大學商業、經濟及公共政策研究中心 於 維護家庭基金 共同建立的 家庭學術研究及論壇平台 上繼續進行香港家庭研究，透過了解這些動態在各生態層級間的作用，分析父母參與、家庭和諧度、父母子女雙方的精神健康，及子女助人行為的關係等互為影響的關係，研究在家庭中父母親可以如何發揮角色和合作，並提升父母心理健康、鼓勵父母參與及促進家庭融洽，讓家庭有更強的承載力，協助青少年健康成長。

## 2. 研究方法

總括而言，為及能分析家庭與青少年成長的關係，本次研究將建立一個模型研究父母參與、家庭融洽、青少年心理韌性、助人傾向與情緒狀況間的相互關係。在研究過程中確認父母親職參與教養，與青少年的社會傾向之間可能的互動架構與潛在中介變項。最後能建立一個以家庭為導向、促進青少年助人傾向的理論基礎。

本次研究將跟據結構方程模型 (Kline, 2016)設立六個建構與變量，探討父母與青少年感知的心理困擾與家庭融洽、青少年心理韌性、助人傾向情緒狀態之間的相互關係。而該六個心理建構與變量，首三者的對象會是父母，而後三者的對象則是青少年子女，如下：

### 1. 父母抑鬱情緒 (Kroenke, Spitzer, & Williams, 2001)

參考 Kroenke et al. (2001) 的量表 (即常見的 PHQ-9)，用來評估父母的抑鬱情緒狀態及其嚴重程度。

### 2. 父母親職教養 (Chui W, Lee, & Tsang, 2016)

聚焦父母在教養子女時的多面向投入與行為。這包括父母承擔的教養與教育責任、對孩子學業的鼓勵、來自配偶的支持、生活供應的責任、與孩子共處的時間以及交流談話、透過讚美與愛的表達來傳遞情感、對孩子發展潛能與未來規劃的關注、對課業的輔導與功課支援，以及日常的關注與照顧等層面，這些面向共同反映父母在子女成長過程中的積極參與程度。

### 3. 家庭融洽 (Kavikondala, 等, 2016)

強調家庭整體的正向氛圍與運作。這涵蓋家庭成員之間的有效溝通、處理衝突的能力、彼此的包容、對家庭身份的認同感，以及與家人共處時所擁有的優質時光，這些要素共同構成了家庭的和諧程度與支持系統。

#### 4. 青少年心理韌性 (Anderson, Killian, Hughes, Rush, & Trivedi, 2020)

其核心組成包括自信心、情緒覺察與調節能力、面對問題的認知方式、社交技巧，以及同理心等面向

#### 5. 青少年助人傾向 (Carlo & Randall, 2002)

依據 Carlo & Randall (2002) 的架構，分為六種不同類型，每一種反映出助人動機與情境的差異：匿名助人是指在不讓他人知曉的情況下默默提供幫助；公開助人則是在眾人可見的場合下展現善行，常受社會認可或形象考量影響；利他主義代表純粹出於關心他人福祉、無私動機的幫助；情緒性助人源自目睹他人痛苦時被觸發的情感反應；順從助人則是因他人明確要求或社會規範而配合提供協助；至於緊急或危急助人，則是在他人陷入重大危機或危險時迅速伸出援手。這六種類型形成一個多面向的測量框架，用來捕捉青少年親社會行為的豐富樣貌。

#### 6. 子女抑鬱情緒 (Johnson, Harris, Spitzer, & Williams, 2002)

主要關注青少年階段可能出現的抑鬱情緒狀態。這一變項通常作為負向心理健康指標，探討它與前述心理韌性或助人傾向之間的關係，例如韌性較高或親社會行為較多的青少年，是否較不易出現抑鬱情緒，或助人行為在某些情境下是否可能成為緩衝抑鬱的保護因素。

從上述六個變量中，每個變量也有不同的評估，從而在問卷調查中能夠得分析及綜合出不同的面向。

### 3. 研究設計

由上述能得知，本次研究會以問卷調查來收集數據，而問卷主要分為兩種：

1. 網上問卷
2. 實體問卷

每份問卷都設計為配對的形式，以家庭為單位，即至少一位家長配對一位青少年子女，才得以成立。而問卷的問題則會以上述研究模型中的六個變量來作數據的分析。

問卷調查時間為 2024 年 12 月至 2025 年 4 月，共收集到 571 份來自家長的問卷（以家庭為單位填答）。其中，網上填答的問卷有 340 份佔約 60%，實體（面對面）填答的問卷有 231 份佔約 40%（圖 1）。經過篩選後，有效問卷為 565 份。在有效問卷中，填答者的家長性別分布為：男性 117 人佔約 21%，女性 431 人佔約 76%（圖 2）。而子女的性別分布則為：男童 191 人佔約 34%，女童 360 人佔約 64%（圖 3）。

圖 3.1：網上與實體問卷分佈

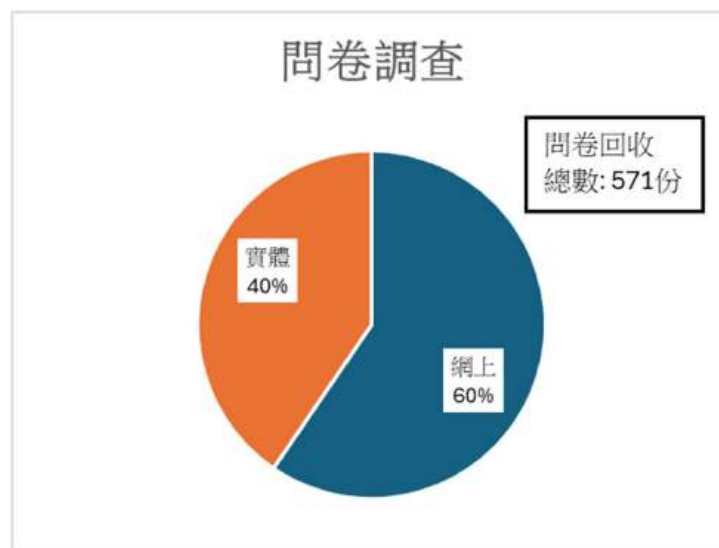


圖 3.2 : 家長性別分佈

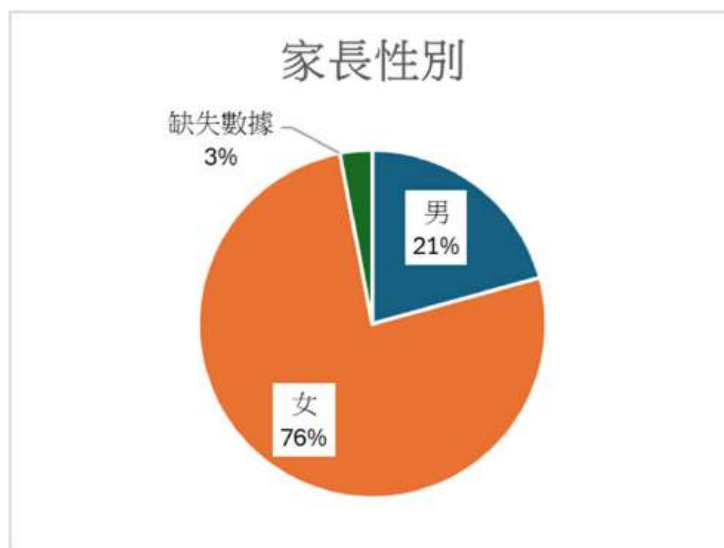
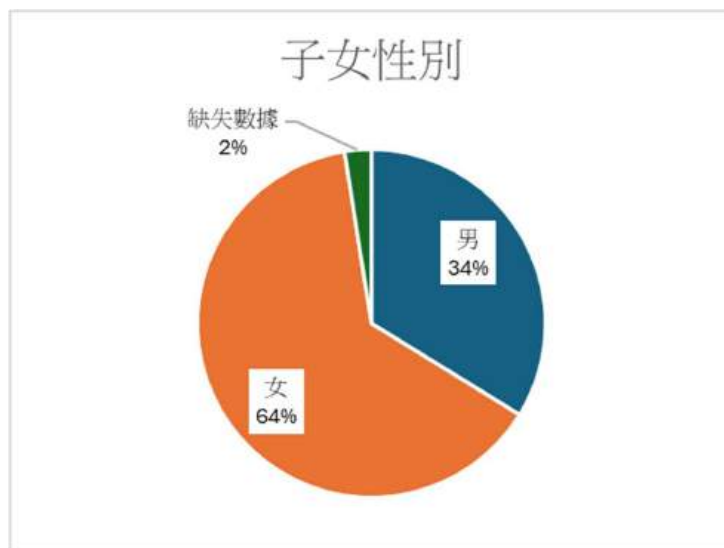


圖 3.3 : 子女性別分佈



問卷中家長與子女相關變項的基本分布情況如下(表 3.4)：

表 3.4：描述性統計表

	最少值	最大值	平均值	標準差
家長年齡	29.00	77.00	46.3923	7.18739
子女數目	1.00	5.00	1.9468	.78662
祖輩協助照顧子女程度	1.00	5.00	2.1562	1.05820
家傭協助照顧子女程度	1.00	5.00	1.8494	1.34735
婚齡(如適用)	1.00	49.00	19.1983	6.36288
家長宗教參與度	1.00	5.00	1.9737	1.18744
子女年齡	11.00	19.00	14.7821	1.80083
子女宗教參與度	1.00	5.00	1.9693	1.16060
子女最高教育程度	中一	中六	N/A	N/A

家長的年齡介於 29 歲至 77 歲之間，平均約為 46.39 歲，年齡分布相對集中於中年階段。大多數家庭有 1 至 3 個孩子。

在照顧子女的協助程度上，祖輩（祖父母等）提供的幫助程度平均為 2.16，標準差 1.06；家傭（若有）提供的協助程度平均為 1.85，對比祖輩提供幫助的標準差較大，為 1.35，顯示家傭協助的變異性較明顯。

婚齡介乎於 1 年至 49 年，平均約 19.20 年。家長自身的宗教參與程度平均為 1.97，子女的宗教參與程度則平均為 1.97，標準差相約，兩者參與程度相當接近。

子女的年齡範圍從 11 歲到 19 歲，平均約 14.78 歲，顯示樣本主要集中在青少年中期。從子女最高教育程度也能得知本次研究會以香港中學生為主。

#### 4. 量表信度– Cronbach’s Alpha ( $\alpha$ )

此部份以研究方法中的六項變量，附以樣本問題，概括出問卷中的量度數據信度的可靠程度。

以下六項變量 ( 或其副量表 ) 的  $\alpha$  值絕大部分落在 0.74–0.97 之間，僅極少數副量表略低於 0.80，整體而言均達到或超過學術研究中常用的可接受標準。一般而言，量表信度大於 0.60，其信度可靠 (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010)，這顯示出這些量表在本研究樣本中具有相當良好的內部一致性與信度，可放心用於後續分析。(見表 2)

表 4.1 量表信度

量表-Scale	副量表-Subscale	信度 ( $\alpha$ )	樣本問題 (e.g.)
病人健康問卷-9 (Kroenke et al., 2001) - 父母抑鬱情緒量表- 李克特量表 (4-point Likert scale)	N/A	0.901	做任何事都覺得沉悶或者根本不想做任何事
父母親教養量表 (Chui et al. 2016) - 父母親職教養- 李克特量表 (7-point Likert scale)	1. 教養與教育責任	0.844	為子女的行為制定規則與界限
	2. 學業鼓勵	0.921	鼓勵子女在學校要好好努力學習
	3. 配偶支持	0.817	和子女父/母親一起養育子女
	4. 生活供應	0.738	承擔為子女提供經濟支持的責任
	5. 共度時間與交流談話	0.903	在子女想要交談時，我能抽出時間與他/她交談
	6. 讚美與關愛	0.921	因子女做得好或做得對而給予肯定和讚賞
	7. 發展才能與未來規劃關注	0.841	鼓勵子女發展自己的才能
	8. 閱讀與功課支援	0.794	鼓勵子女多閱讀
	9. 關注照顧	0.842	清楚子女參加或出席的各項活動詳情

量表-Scale	副量表-Subscale	信度( $\alpha$ )	樣本問題 (e.g.)
家庭融洽量表 (Kavikondala et al. 2016) 家庭融洽- 李克特量表 (5-point Likert scale)	1. 有效溝通	0.945	家人之間直接表達愛心與關心
	2. 解決衝突	0.934	我的家人能夠建設性地解決衝突即使家人意見不同，我們也能和睦相處
	3. 包容	0.931	家人之間互相有耐心對待大家
	4. 身份認同	0.851	我為我的家人感到自豪
	5. 與家人共度的優質時光	0.971	總的來說，我對我的家庭很滿意
青少年韌性問卷 (Anderson et al. 2020) - 青少年心理韌性- 李克特量表 (5-point Likert scale)	1. 自信心	0.896	我有信心我能夠實現我設定的目標
	2. 情緒覺察能力	0.821	當我情緒低落時，我會格外特別照顧自己
	3. 負面認知	0.908	我就是能夠擺脫不好的感覺
	4. 社交技巧	0.692	我發現很容易向別人表達自己
	5. 同理心	0.744	我對那些做事不如我的人有耐心
助人傾向量表 (Carlo & Randall, 2002) -青少年助人傾向- 李克特量表 (5-point Likert scale)	1. 匿名助人	0.866	我傾向匿名捐款
	2. 公開助人	0.886	在別人面前，我最能幫助別人
	3. 利他主義	0.856	我覺得如果我幫助別人，他們應該在未來幫助我
	4. 感性助人	0.825	當我能夠安慰一個非常苦惱的人時，我感到最滿足
	5. 順從助人	0.917	當別人請我幫助他們時，我毫不猶豫去幫助他們
	6. 救急扶危	0.769	當別人遇到困難時，我最好能幫助他們
病人健康問卷-青少年 (Johnson et al., 2002) - 青少年抑鬱情量表- 李克特量表 (4-point Likert scale)	N/A	0.928	做任何事都覺得沉悶或者根本不想做任何事

## 5. 結構方程模型

結構方程模型能夠同時估算和檢驗多個潛在變數之間的關聯關係，以本研究的六項變量為主，父母的抑鬱情緒、親職教養、家庭融洽，以及青少年的心理韌性、助人傾向和抑鬱情緒狀態之間的相互影響。其中直接效應指的是某一變數對另一變數的直接影響，而間接效應則是透過中介變數來傳遞，例如親職教養可能透過家庭融洽來影響青少年的心理韌性。

### a. 直接效應

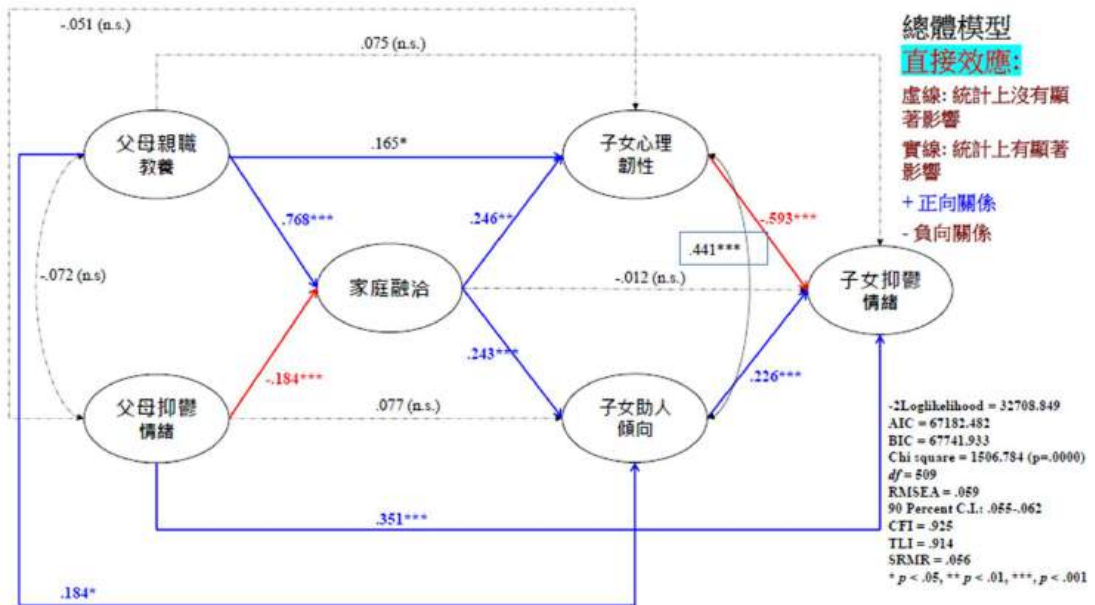
在整體模型中結果指出(圖 4)，父母親職教養與家庭融洽呈現高度正向關係，係數達到 0.768 且顯著，；父母親職教養直接促進子女的心理韌性，係數為 0.165 且顯著，並增加子女的助人傾向，係數為 0.184 且顯著，但對子女抑鬱情緒的直接影響不顯著。

父母抑鬱情緒直接帶動子女抑鬱情緒，係數為 0.351 且顯著，卻對子女助人傾向無顯著影響，而父母抑鬱情緒則對家庭融洽有負向影響，係數為 -0.184 且顯著。

家庭融洽則強化子女心理韌性，係數為 0.246 且顯著，並提升助人傾向，係數為 0.243 且顯著；子女心理韌性強烈降低抑鬱情緒，係數為 -0.593 且顯著，而助人傾向竟與抑鬱情緒正向相關，係數為 0.226 且顯著，這可能因為助人傾向強者若無法實現助人行為時會產生沮喪。

總結直接效應的方面，提高父母親職教養不僅能促進子女心理韌性，還能增加助人傾向，並強化家庭融洽；父母抑鬱情緒會帶動子女抑鬱情緒並減低家庭融洽；家庭融洽越高，子女的心理韌性、心理復原力和助人行為就越強，而心理韌性強的子女較不易出現抑鬱情緒，但要留意助人傾向強的子女可能因無法助人而感到沮喪，從而增加抑鬱風險。

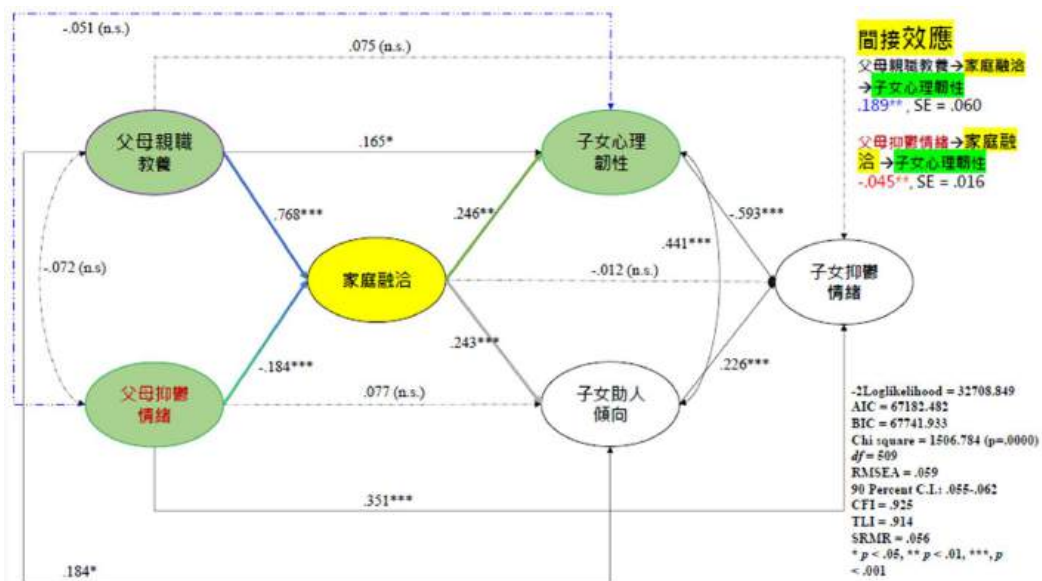
圖 5.1：直接效應



## b. 間接效應

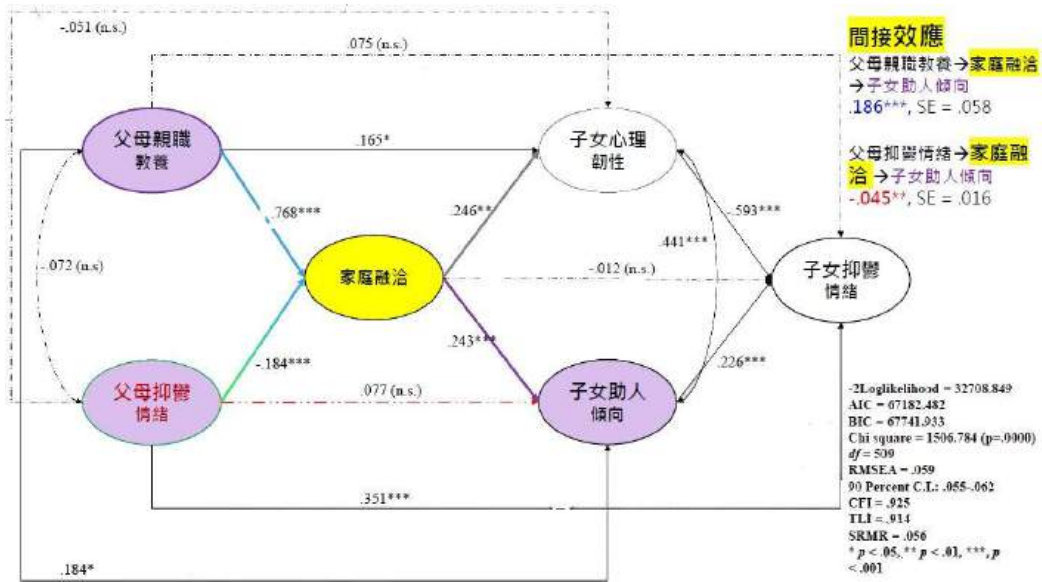
在間接效應方面，父母親職教養透過家庭融洽間接提升子女心理韌性(圖 5)，效應值為 0.189 且顯著，而父母抑鬱情緒則透過家庭融洽負向影響子女心理韌性，效應值為 -0.045 且顯著。上述顯示父母親職教養及父母抑鬱情緒會透過作為中介角色的家庭融洽而對子女產生間接性的正面及負面影響。家庭融洽有助於子女與父母及其他家庭成員建立功能性的情感連結，因此父母應堅持親職教養，幫助子女建立情感連結並使子女習慣向父母尋求實質或情感上的支持，有助子女提升心理韌性；父母不要因受情緒起伏影響而忽略親職教養的重要性。

圖 5.2：間接效應 家庭 -> 子女心理



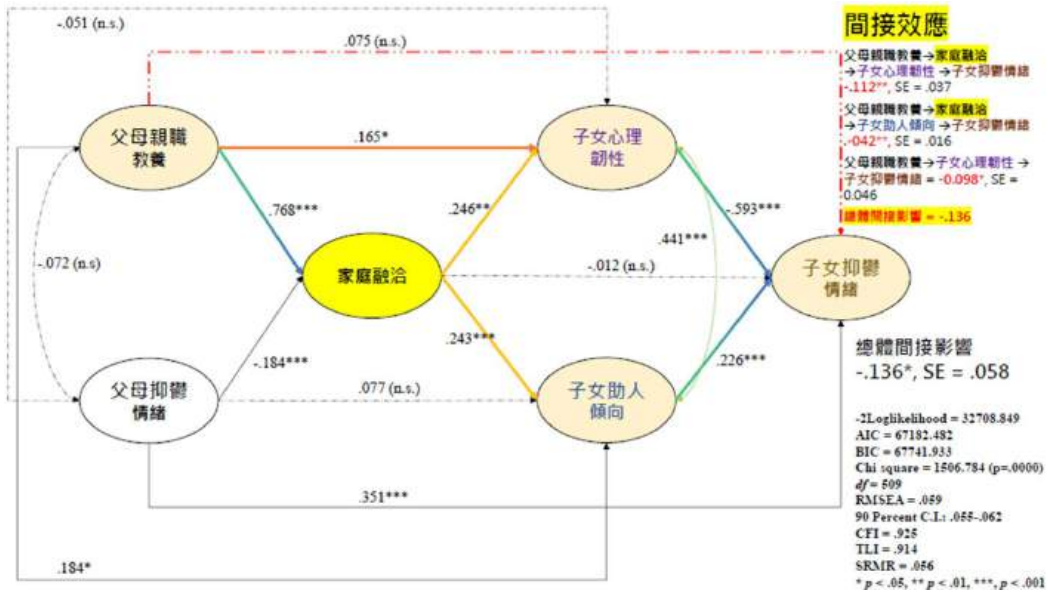
同樣地，父母親職教養透過家庭融洽間接增加子女助人傾向(圖 6)，效應值為 0.186 且顯著，父母抑鬱情緒則負向影響助人傾向，效應值為 -0.045 且顯著，家庭融洽作為中介提供平台，讓父母能直接示範助人行為，從而強化子女的相關習得。綜合父母親職教養及抑鬱情緒對家庭融洽影響從而間接影響子女的助人傾向，在此盼望再次提醒父母不要因自己的情緒起伏而忽略了親職教養，親職教養對子女助人傾向的正面間接影響比父母抑鬱情緒的負面影響大。

圖 5.3 : 間接效應 家庭 -> 子女助人



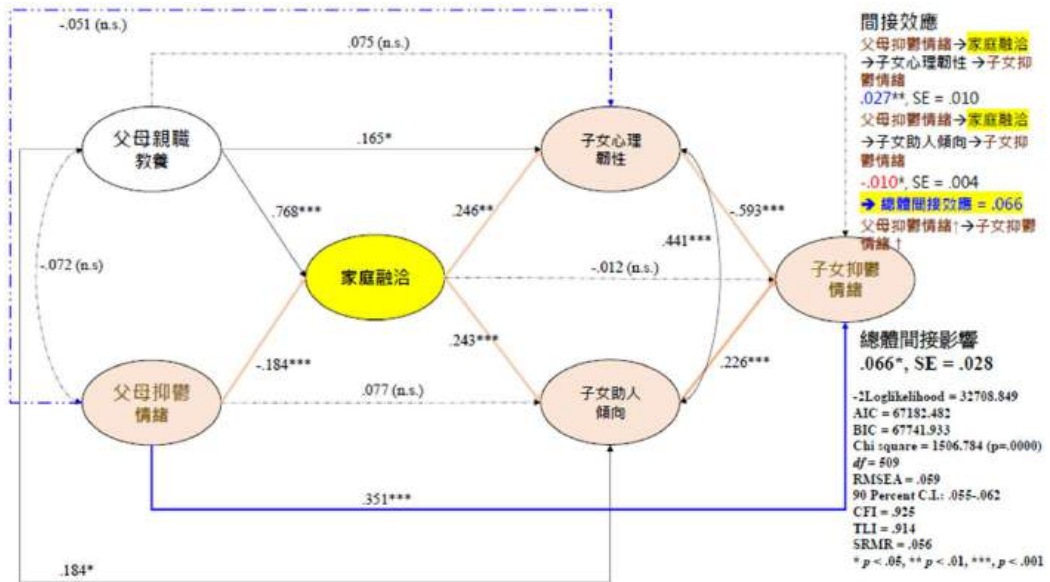
進一步探討更複雜的間接路徑，父母親職教養透過家庭融洽和子女心理韌性來降低子女抑鬱情緒(圖 7)，效應值為-0.112 且顯著，透過家庭融洽和助人傾向降低抑鬱的效應值為-0.042 且顯著，直接透過心理韌性降低抑鬱的效應值為-0.098 且顯著，總體間接影響為-0.136 且顯著，這意味著父母親職參與雖無直接降低子女抑鬱的效應，但透過這些中介路徑能有效改善子女情緒健康，因為融洽家庭提供一個安全環境，能協助子女培養心理韌性從而應對情緒困擾。

圖 5.4: 間接效應 父母親職 -> 子女抑鬱



然而父母抑鬱情緒透過家庭融洽和子女心理韌性間接增加子女抑鬱(圖 8)，效應值為 0.027 且顯著，透過家庭融洽和助人傾向的效應值為-0.010 且顯著，總體間接效應為 0.066 且顯著，加上其直接效應 0.351，總影響更大，這顯示父母負面情緒會透過相似但方向相反的路徑轉化並傳遞給子女，家庭融洽和心理韌性在此扮演雙重中介角色，父母的負面情緒轉化並傳遞至子女的心理狀態，從而負面地影響子女的心理健康。在此提醒父母在親職教養孩童時，需盡力保持心境平和，不要把自己在職場或其他環境所接受的情緒轉移到孩童身上。如在此方面實踐感到困難或自身心情容易波動，請勿吝嗇尋找社工或有助精神心理層面上任何機構的協助。

圖 5.5 : 間接效應 父母抑鬱 → 子女抑鬱



## 6. 結論

「家庭融洽」扮演一個「守門人」、中介的角色，故此調節父母親職教養與及父母的情緒，對子女心理韌性與精神健康極為重要。在對比父母的親職教養行為及父母的抑鬱情緒，親職教養透過正面途徑，對子女的助人傾向、心理韌性以及情緒調節能力所產生的間接影響，明顯大於父母自身抑鬱情緒所帶來的負面間接影響。

總括而言，希望父母們不要因為自身的情緒起伏不定，就忽略或中斷對孩子的教養責任，親職教養對孩童的成長尤其重要；然而，家長也要對自己的情緒多作留意，要避免自身的負面情緒對兒女帶來負面影響，所以家長也要照顧好自己的情緒，才能為孩子帶來一個融洽的家庭協助他們成長。

## 7. 父母以外 - 個人差異與心理建構

在家庭核心父母與子女的關係以外，本研究也另有三項的發現，也可作為兒童成長的一些額外的參照。

祖父母的參與程度與青少年的心理韌性也呈現顯著正向關係，效應值為 0.112，祖父母參與越多，孩子的心理韌性越強，亦即是指祖父母在參與教養上也能夠對青少年產生正面的影響。也許因應祖父母對孫兒的關懷及照顧，也能夠成為青少年舒緩情緒的一個方向。

而宗教參與程度與青少年的心理韌性也呈正向關係，效應值為 0.088，宗教參與程度越高，青少年的心理韌性也越強。大多數宗教團體也會向青少年提供不同方向的支援，在於群體建立、個人成長及面對逆境也有幫助。

然而青少年的教育程度(由中一升至中六)與其抑鬱情緒呈顯著正向關係，效應值為 0.115，年級越高，以香港中學體制作反映，即越接近公開試或越接近離開中學校園生活的日子，青少年越容易感受到抑鬱情緒。

此三項的結果也提供一些另類的協助青少年成長方案及父母應要注意的事項，本研究核心是在於父母親與子女的關係，此三項的結果不應用作推卸父母親職教養的責任，但也屬於一些額外可提供家庭協助青少年成長的想法，盼望我們的後代也能被建立於一個有不同支援的環境，健康成長。

## 8. 參考資料

- Anderson R.J., Killian M., Hughes L.J., Rush J.A., & Trivedi H.M. (2020). The Adolescent Resilience Questionnaire: Validation of a Shortened Version in U.S. Youths. *Frontiers in Psychology*, 11.
- Bronfenbrenner U., & Morris A.P. (1998). The ecology of developmental processes. Damon W. In, & Lerner M.R., *Handbook of child psychology: Theoretical models of human development* (P. 993 – 1028). John Wiley & Sons, Inc..
- Carlo G., & Randall A.B. (2002). The development of a measure of prosocial behaviors for late adolescents. *Journal of Youth and Adolescents*, 31-44.
- Chang Lei, Schwartz David, Dodge Kenneth A., & McBride-Chang Catherine. (2003). Harsh Parenting in Relation to Child Emotion Regulation and Aggression. *Journal of Family Psychology*, 17(4), 598 – 606.
- Chui WY., Lee K.S., & Tsang K.C. (2016). Father Involvement in Hong Kong: By multitrait-multimethod model and item response theory (IRT). *Personality and Individual Differences*, 98, 333-344.
- Cummings, E. Mark, & Davies T. Partrick. (2010). *Marital Conflict and Children: An Emotional Security Perspective*. New York: The Guildford Press.
- Eccles, J. S., & Harold, R. D. (1993). Parent-school involvement during the early adolescent years. *Teachers College Record*, 94(3), 568–587.
- Hair F.J., Black C.W., Babin J.B., & Anderson E.R. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson Prentice Hall.
- Hawkins, A. J., Bradford, K. P., Palkovitz, R., Christiansen, S. L., Day, R. D., & Call, V. R. A. (2002). The Inventory of Father Involvement: A pilot study of a new measure of father involvement. *The Journal of Men's Studies*, 10(2), 183–196.
- Hill Nancy E, & Tyson Diana F. (2009). Parental involvement in middle school: A meta-analytic assessment of the strategies. *Developmental Psychology*, 45(3), 740 – 763.
- Ho Kelly. (2024, September 23). Hong Kong Free Press. *Almost half of Hong Kong secondary school students may not seek help over mental distress: survey finds*: <https://hongkongfp.com/2024/09/23/almost-half-of-hong-kong-secondary-school-students-may-not-seek-help-over-mental-distress-survey-finds/>

- Johnson G.J., Harris S.E., Spitzer L.R., & Williams B. W.J. (2002). The Patient Health Questionnaire for Adolescents: Validation of the depression module in a sample of adolescent primary care patients. *Journal of Adolescent Health, 30*(3), 196-204.
- Kavikondala S., Stewart M.S., Ni Y.M., Chan H. Y.B., Lee H.P., Li K.-K., . . . Leung M.G. (2016). Structure and validity of Family Harmony Scale: An instrument for measuring harmony. *Psychological Assessment 28*(3), 307-318.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). The Guilford Press.
- Kroenke K., Spitzer L.R., & Williams B. W.J. (2001). The PHQ-9 - Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine, 16*, 606-613.
- Savitri J, Setyonol. L, Cahyadi S, & Srisayekti W. (2017). The role of parental involvement in student' s academic achievement through basic needs satisfaction and school engagement: Construct development. Amarina Ashar Ariyanto, Hamdi Muluk, Peter Newcombe, Fred Piercy, Elizabeth Kristi Poerwandari, & Sri Hartati Suradijono, *Diversity in Unity: Perspectives from Psychology and Behavioral Sciences* (P. 662). London: Routledge/Taylor & Francis Group.
- The Hong Kong Federation of Youth Groups. (24, October 24). *Youth Mental Health Conditions Survey*: <https://hkfyg.org.hk/en/2024/10/24/youth-mental-health-conditions-survey/>
- Zhuo Ran, Yu Yanhua, & Shi Xiaoxue. (2022). Family Resilience and Adolescent Mental Health during COVID-19: A Moderated Mediation Model. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 4801*.
- 香港家庭福利會. (2023). 家福會. <https://www.hkfw.org.hk/news/press-release/adolescent-mental-health-survey>