

原生家庭、個人成就對容貌焦慮的影響

張維芝、鄭宜茹、蔡程豐、廖梓妘、吳茂源
謝妍翎、張宥元、蔡琦芷、陳品旭

摘要

本研究旨在探討原生家庭以及個人成就對於容貌焦慮的影響，檢驗原生家庭對成年人容貌焦慮的影響是否具有持續性，以及何者是影響力較大的因子。本研究為「三鶯樹」調查，以三峽、鶯歌、樹林年滿 18 歲之民眾作為研究對象，以容貌焦慮作為依變項進行多元迴歸分析。研究結果說明：原生家庭對於成年人容貌焦慮的影響具有持續性，並且原生家庭的對容貌焦慮的作用相對大於個人的成就與養成。我國過往研究對於容貌焦慮的討論不多，且是以青少年為主，過去的研究也是以家庭多個面向各自進行研究，而非完整以「原生家庭」影響力的框架來作為探討核心，也甚少討論在離開家庭後，個人成就對於容貌焦慮的影響程度，本研究對於成人的容貌焦慮進行初探，期望在未來能夠見到更廣泛性的討論。

關鍵字：容貌焦慮、原生家庭、手足關係、個人成就

◎ 如需引用，格式如下：

張維芝、鄭宜茹、蔡程豐、廖梓妘、吳茂源、謝妍翎、張宥元、蔡琦芷、陳品旭（2023）。原生家庭、個人成就對容貌焦慮的影響。國立臺北大學社會學系《三鶯人文資料庫》。

目 錄

壹、前言	3
貳、文獻回顧與研究假設.....	4
一、容貌焦慮	4
二、原生家庭對容貌焦慮的影響	4
三、個人成就對容貌焦慮的影響	7
參、研究方法	8
一、研究架構與研究假設	8
二、研究樣本	10
三、研究工具	10
肆、研究結果	16
一、敘述統計	16
二、樣本分佈	18
三、迴歸模型	20
伍、討論	24
陸、研究限制	28
柒、參考資料	28

壹、前言

容貌焦慮 (social appearance anxiety) 是現代面臨的重要問題，在習慣戴著口罩的後疫情時代更為顯現。在我國過去的研究當中，鮮少聚焦在容貌焦慮的議題上，然而，容貌焦慮對於個人的主觀福祉有相當重要的影響，當焦慮產生時會產生心理狀態的憂鬱 (Arsalan et al.,2023)，且其被認為是具心理損害性的 (Denious et al.,2004)，可見容貌焦慮仍具有不可忽視的重要性。雖在我國的研究不多，但西方文獻倒是有著不少的討論，然而，大部分的研究僅聚焦在青少年群體，較少研究探討成人的容貌焦慮。根據過往文獻，原生家庭對個人的諸多影響多是長期的。舉例來說，父母的收入提高能夠減緩青少年身體意象問題，當家庭呈現高收入時，將會抑制小孩有負面身體意象 (Romani et al., 2023)，並且，家長的教養方式對於小孩的自我身體欣賞也有顯著的相關 (Chen et al, 2020)。而除了家庭教養之外，兄弟姐妹之間的互動方式也是家庭場域當中相當重要的一部分 (Francka et al,2019)。上述文獻揭示家庭資源和結構、教養行為對青少年容貌焦慮的作用，我們不禁想問，這樣的作用是否具有長期的影響？是否對成人的容貌焦慮也有重大影響？

其次，如前討論，對於容貌焦慮在家庭方面的探討，大多是以家庭社經條件 (socioeconomic status)、家庭教養方式、手足關係等多個面向各自進行研究，而非完整以「原生家庭」的框架來作為探討核心。此外，個人的成就對於容貌焦慮的影響程度也是研究中比較缺乏的一個部分，雖有文獻 (Webster,&Driskell,1983) 提及自我的吸引力與高社經地位具關聯性，但在其他方面，例如：個人教育程度、月收入等等，並不具有廣泛性的討論。

針對既有文獻的限制，本研究的目的是探討成年人的容貌焦慮，以原生家庭和個人成就兩面向進行討論。並且，檢驗原生家庭對於成人容貌焦慮的影響是否

具有長期的作用，同時試圖比較兩者之間，何者對於容貌焦慮是影響力較大的因子。

貳、文獻回顧與研究假設

一、容貌焦慮

容貌焦慮 (social appearance anxiety) 通常被歸類於社交焦慮中的一種 (Gao et al., 2023)，是指一個人害怕因為自己的長相而受到他人的負面批評 (Levinson et al., 2013.)，並且會將其他人對於自己身體和外表的評價視為最重要的，甚至多於自己的看法 (Dicle University, Institute of Social Sciences 等, 2021)。容貌焦慮所指涉的並不僅限於如身高、體重等一般生理特徵上的焦慮，而是更為具體仔細的特徵，如：臉部形狀、笑容的好壞等 (Doğan, 2010)，此種焦慮會使對身體和外表有負面情緒和想法的人過度在意自身的缺陷，並不斷與他人進行比較 (Turan, Nuray, 2019)。除了內心的焦慮以外，容貌焦慮還會產生過度傷害性、耗時的行為，例如：重複檢查和對容貌進行過度修飾，以隱藏其缺陷等 (Melanie J. Zimmer-Gembeck, Julia Rudolph, Haley J. Webb, Leah Henderson, Tanya Hawes, 2021)。本研究旨在探討原生家庭與個人成就對於個人容貌焦慮的影響，故本章將分成兩個部分，第一部分介紹原生家庭對於容貌焦慮的影響，第二部分則討論離開原生家庭後，個人成就對於容貌焦慮的影響。

二、原生家庭對容貌焦慮的影響

家庭是個人在社會化的過程中最早接觸的外在環境，對於個體身體意象的發展具有不容忽視的影響力 (陳俐君, 2008)，家庭的生活經驗對於一個人的人生有舉足輕重的影響，即使在成年、離開原生家庭以後，個人的生活態度、價值觀和行為模式等仍然會受到兒童時期所擁有的生活經驗影響 (林明慧, 1990)。而

在家庭這個場域裡，又包含了父母社經條件、文化資本，家庭教養和手足關係等多個面向。

（一）家庭社經地位

社會經濟地位（*socioeconomic status*），簡稱為社經地位，是資源與聲望的整合性指標，包含個人職業、教育程度和經濟狀況等（張芳全，2021）。在過去的研究中提到，原生家庭的社經條件對於孩童在容貌焦慮存在影響力，從經濟資本來看，父母的收入提高能夠減緩青少年身體意象問題，當家庭呈現高收入時，將會抑制小孩有負面身體意象與面臨退出社交生活的比例（*Romani et al., 2023*），這可能是因為父母親的社經地位會影響到小孩如何看待自己和如何進行社會互動。*Labunskaya*（2019）也提到，在家庭越不富裕的孩童將會表現出較低的自我身體欣賞和較嚴重的心理問題，並且更傾向於認同自己超重。由於家庭的社經地位等會影響到小孩的自我認同、飲食習慣和媒體使用等，這使得來自不同社經地位家庭的小孩對於容貌滿意程度出現顯著的差異性。

一般而言，家庭社經地位的測量方式會由家長教育程度和職業指數來進行計算（*林生傳, 2000*），然而，因本研究著重於成年人的容貌焦慮，希望能將家庭社經地位之兩合併概念拆開，以獨立的變項來進行檢驗，故納入父母親的教育程度，同時也在問卷中設計原生家庭社會階級相關題目，以作為本研究之自變項。此外，過往文獻（*Schneickert et al, 2020*）亦表示，所有形式的資本都會對個人被認為「缺乏吸引力」（*unattractive*）產生顯著的遞減效應，且經濟資本和文化資本都具有很強的影響力。而由於容貌焦慮的定義為「個人害怕因為自己的長相而受到他人的負面批評，並且會將其他人對於自己身體和外表的評價視為最重要的」（*Levinson et al., 2013 ; Dicle University, Institute of Social Sciences et al, 2021*），因次，當個人的外貌被他者評價為缺乏吸引力時，極有可能造成個人的容貌焦慮，於是也將上述內容納入本研究之檢測變項，最終，在家庭社經地位的部分以父母教育年數、家庭文化資本與原生家庭社會階級來進行測量。

（二）家庭教養

家庭中的成員是青少年對於親密感、愉悅感、心理穩定和社交性的養成的重要因素（Chung, 2005）。在過去文獻當中可以發現，家長的教養方式對於小孩的自我身體欣賞有顯著的相關性，Liu 等（2023）研究指出，容貌焦慮與家人支持度的關係為負相關，當與家人關係越緊密、支持程度越高，則越不易引起小孩的容貌焦慮，說明了積極的教養方式有益於兒童的心理健康（Pepping et al., 2015）。以更具體的教養方式來看，父母「拒絕」對於小孩的身體自我欣賞呈現負相關，而父母的「溫情」與小孩的身體欣賞呈現正相關性（Chen et al., 2020），並且，父母與青少年的關係對於紊亂行為的發展或預防具有重要意義，「權威教養」幫助小孩發展出更高的抵抗力和調節能力，可減少紊亂行為的發生，包括了在容貌焦慮裡面常見的飲食失調行為（Newman et al., 2008）。相對的，若家長與小孩處於負向關係，則易引起容貌焦慮，Zimmer-Gembeck 等（2018）也提到，在青少年階段會面臨生理上的早熟，若此時遭遇家人的嘲弄調侃，則會引起負面的身體評價。

（三）手足關係

除了父母之外，與手足間的相處情形也是家庭互動中重要的一部分。Francka 等（2019）的研究表示，擁有積極的手足關係有助於保護青少年不受負面身體感知的影響，而消極的手足關係則會使青少年的身體自我價值降低。並且，因為年長的兄、姊在手足關係當中往往是更有權力的，故可通過調侃或者負面言論來影響其他手足，使得手足關係對於弟弟和妹妹的身體自我評價有更大的影響，Yoh, E.（2018）也表示兄弟姐妹的嘲弄會嚴重影響個人的身體滿意度。由此可知，與手足之間的相處狀態會對個人的容貌自我評價帶來影響，且不同的相處狀態會有其影響的特定方向性。

三、個人成就對容貌焦慮的影響

(一) 社經地位

由於個人所屬的階級或社會群體會深刻地影響著人們的行為、態度、觀念和價值觀 (Bojorquez I&Unikel C, 2012)，在特定的文化和社會環境中生活對個人身份的形成以及他們對世界、自我的看法也會產生不同的影響。然而，對於個人社經地位對於容貌焦慮的影響，學界看法並不具一致性，Webster、Driskell 指出 (1983) 吸引力與高社經地位具有相關性，亦有研究結果顯示，自我認同為富有的人對於個人的容貌滿意度較高 (Labunskaya V, 2019)、經濟困難將會增加容貌焦慮的程度 (Ozcan et al., 2013) 等。另一部分的學者則有相反的結果，研究提到高社經地位的女性往往傾向於追求苗條的身材，這是因為在一些社會中，「瘦」被視為社會地位的象徵，這使得她們更有可能受到更高社會經濟階級的重視 (McLarenL, KuhD.2004)。由此來看，個人的成就、社經地位對於自我身體評價確實存在影響力，然而其影響效果如何尚待釐清。

(二) 親密關係

因為同儕的凝聚力和與家人的接觸是容貌焦慮的保護因素，可以為他人提供了情感支持和工具性幫助 (Levine et al.,2015)，故在親密關係當中區分為同儕與家人的關係。在同儕部分，文獻提到容貌焦慮、對苗條身材的追求以及身體不滿和人際關係有關 (Claes et al.,2012)，由於個人通常會通過同齡人的壓力和社會比較來實現他們對體重的理想，而和同齡人相互談論自己的身體，也就是所謂的「肥胖對話」，正是實現這些理想的一種特殊途徑，希望通過符合這些方式來獲得同齡人的認可 (Nichter and Vuckovic, 1994)，然而，若與朋友經常進行有關外表的談話將會增加對身體不滿意程度，並引起降低的身體自尊感 (Clark & Tiggemann, 2006)，故可看出同儕對於可看出同儕的對於容貌焦慮的巨大影響力。而在家人部分，配偶對個人體型之批評是最被在意的 (黃曬莉、

張錦華，2005），並且，過去文獻也證實家人的批評與同儕的嘲笑是身體意象的重要壓力源（Green & Pritchard, 2003）。

（三）資本

另一方面，外貌與資本的累積也是習習相關的。Schneickert 等(2020)提及，所有形式的資本都會對個人被認為「缺乏吸引力」(unattractive)產生顯著的遞減效應，換句話說，資本的累積對於吸引力有著正向的關係。其中，經濟資本和客觀化的文化資本具有最強的影響力，其次是社會資本，最後是制度化的文化資本，這也表示，當個人累積的經濟資本、制度化文化資本、社會資本越多，則越不會被認為是不吸引人的，而被評價為不吸引人時，極有可能造成個人的容貌焦慮，故將以上內容作為本研究之預測變項。根據 Bourdieu (1985) 的定義，經濟資本，指的就是就是收入；制度化的文化資本，是個人累積的文化資本被制度認可的證明，即是教育程度，而社會資本則是社會關係作為潛在資源的總和。由於社會資本的在測量上的難度較高，故本研究以「朋友特質」來取代社會資本作為測量變項。

參、研究方法

一、研究架構與研究假設

依據文獻探討結果，本研究的研究提出下列 11 項研究假設：在原生家庭部分，「家庭社經條件」為假設 1 至假設 3，「父母教養」為假設 4 至假設 6，「手足關係」為假設 7 與假設 8。

H1：家庭社會階級越高，容貌焦慮程度越低

H2：家庭文化資本越高，容貌焦慮程度越低

H3：父母教育程度越高，容貌焦慮程度越低

H4：父母對容貌管教越嚴格，容貌焦慮程度越高

H5：父母對於孩子要求越多，容貌焦慮程度越高

H6：父母對於孩子回應越多，容貌焦慮程度越低

H7：手足關係越親密，容貌焦慮程度越低

H8：手足關係越嫉妒，容貌焦慮程度越高

在個人成就部分，分為下列 6 個假設：

H9a：個人教育程度越高，容貌焦慮程度越低

H9b：個人教育程度越高，容貌焦慮程度越高

H10a：個人經濟資本越高，容貌焦慮程度越低

H10b：個人經濟資本越高，容貌焦慮程度越高

H11：自我培育文化資本越高，容貌焦慮程度越低

H12：朋友越在乎容貌，容貌焦慮程度越高

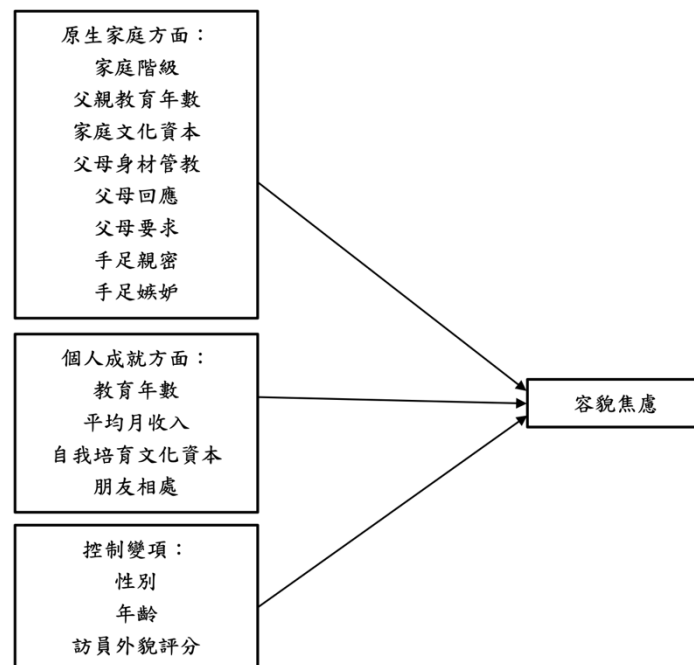


圖 1 研究架構

二、研究樣本

本研究為「三鶯樹」調查，以「三峽、鶯歌、樹林」居住之居民且受訪者年齡在 18 歲以上作為研究對象，以問卷自填的方式，進行資料蒐集。在抽樣設計方面，統計三峽、鶯歌、樹林地區 49 個里，依各里總戶數以一定比例計出應發放問卷數，進行隔戶抽樣。每抽中一戶，首先詢問該戶從 18 歲以上的人口數，再以該日訪問日期除以之，取餘數作為該家戶當中的受訪對象。舉例來說，若該戶之成年人口為 7 人，而發放問卷日期為該月 19 日，則 $19/7$ ，餘數為 5，以家中成年人當中年紀由最年輕至最年長的第 5 順位為受訪者。本次三鶯樹調查以隔戶抽樣法計算出三峽 530 份、鶯歌 391 份、樹林 82 份，總計 1003 份樣本，最終，於問卷發放結束以後，共回收 969 份，而後刪除不適用以及缺失的樣本數值，並控制迴歸模型皆以相同樣本進行分析後，本研究採用之有效樣本數為 815，另外，因考慮到抽樣上的偏誤，所有的分析都使用加權作為調整。

三、研究工具

本研究之自變項分別為家庭文化資本、父母對孩子的容貌批評、父母教養方式、手足關係、朋友特質、自我培育的文化資本，依變項為容貌焦慮程度等。控制變項則是性別、年齡、訪員外貌評分。

如上所述，本研究將檢視青少年時期，原生家庭的資源和關係如何影響個人於成年以後的容貌焦慮。本研究考慮幾項可能的作用，包括原生家庭文化資本、社經條件、父母的教養行為、以及手足間的互動。由於本次調查對象皆為成年人，需由受訪者回顧其在青少年階段時期的家庭關係與社經情況，故將問題設定在「當您 15 歲時」，並以粗體字標示。

(一) 容貌焦慮

本研究的依變項為個人的容貌焦慮。在測量工具上，參考 Green 和 Pritchard (2003)所提出的「身體意象量表」問題題組。由於此問題題組是英文題組，我們

將此題組進行翻譯。題目一共分三個面向：容貌焦慮、體重焦慮及社會性焦慮，並從中挑選出 13 題。第一部分為容貌焦慮，題目包含「我不喜歡自己的長相。」等；第二部分為體重焦慮，題目有「量體重讓我感到沮喪。」、「我覺得我有一副好身材。」；第三部分為社會性焦慮，題目有「當我在店家試穿衣服時，我不敢走出去照鏡子。」、「當談論的話題有關身體外表時，我會感到不自在。」等。原本的問卷答項設計為 Likert 式五點量表，其答項的第三項選項為無意見，為避免過多受訪者填答無意見，故我們的問卷刪除無意見的選項，調整後的答項分為四類，分別是 1=非常不同意；2=不同意；3=同意；4=非常同意。

為了建構容貌焦慮變項的面向，本研究採用主軸因子分析，再以最大變異法進行轉軸，可得到兩個因子，是為「容貌焦慮」與「容貌滿意」，累積可解釋變異量為 40.08%。此二面向的信度 α 值（Cronbach's α 值）分別是 0.81 與 0.77，意味著這兩個因子符合測量面向的基本內部一致性要求。本研究將兩面向的各自題組進行平均值處理，以分數越高代表容貌焦慮程度越高。由於本研究將著眼於容貌焦慮，因此將正向容貌評價的分析做為補充分析。

在控制變項方面，我們包含了年齡（視為連續變項）、性別（以虛擬變項處理，1=女性，0=男性）、以及訪員評價的受訪者容貌身材分數。對於受訪者外貌及身材的評分，尺度 1 為不好看，至 4 非常好看，除了受訪者本身對於身材的評價外，能再以第三方的客觀的角度評分受訪者的容貌和身材，用以比對受訪者對身體意象的主觀想法。最後將訪員評分的容貌與身材進行平均值處理，以分數越高表示受訪者客觀的容貌越好看。

（二）家庭社經條件

在家庭社經條件部分，原本應以家長教育程度和職業指數來進行計算，然而，因本研究著重於成年人的容貌焦慮，希望能將家庭社經地位之兩合併概念分開，以獨立的變項來進行檢驗，故納入父母親的教育程度，題目為「請問您父親／母

親所受的教育最高到？」因選項為類別變項，故將各教育程度改為連續變項的教育年數來作為變項，並命名為「父親／母親教育年數」。同時，本研究也在問卷中設計原生家庭社會階級相關題目，題目為「假如把社會上所有的人分成上層、中上層、中層、中下層、勞工階級和下層階級，您認為 15 歲時，您的原生家庭屬於哪個階級？」，由於測量尺度為 1=上層；2=中上層；3=中層；4=中下層；5=下層階級，在後續全部進行反向編碼處理，以分數最高的 5 為上層階級、分數最低的 1 為下層階級，最後命名為「家庭階級」以作為本研究之預測變項。

（三）家庭文化資本

在家庭文化資本方面，本研究採用了鮑美秀（2014）編制之「國小學生文化資本與學習動機之調查問卷」第二部分的文化資本量表，從中挑選四題與家庭有關之問項，題目為「平時家人會帶我參觀古蹟或歷史建築，如廟宇、古厝、忠烈祠等。」、「平時家人會帶我去觀賞各種藝術表演，如：兒童劇、舞台劇、歌劇、音樂會等。」、「平時家人會帶我去參觀各種展覽，如美術展、書展、書法展等。」、「平時家人會讓我參加課業以外的才藝班，如：美術、舞蹈、電腦、圍棋。」測量尺度由原先的 Likert 式五點量表，改以頻率測量，1=從來沒有；2=偶爾如此；3=有時如此；4=經常如此，以符合問卷題目之情境。

在信度部分，本研究為確保問卷題項之可靠程度，透過信度分析之量尺法進行量表檢測，家庭文化資本題組得到之 Cronbach's α 值為 0.83，符合測量面向的基本內部一致性要求，並且在進行因素分析後，共可萃取出一個因子，累積可解釋變異量為 58.25%。最後將題組問項進行平均值處理，命名為「家庭文化資本」，以分數越高代表家庭累積之文化資本越多。

（四）父母身材管教

父母的身材管教參考自陳俐君（2018）的「社會文化因素量表」，從中挑選四題，並將原本题目的父母分開提問，問卷題目為「我的父親／母親注重身材保

養。」、「我的父親／母親鼓勵我保持好身材。」、「我的父親／母親會拿我的身材或外表開玩笑。」、「我會因為父親／母親對我的批評而改善身材。」測量尺度由原先的 Likert 式五點量表，改以頻率測量，1=從來沒有；2=偶爾如此；3=有時如此；4=經常如此，以符合問卷題目之情境。

在信度部分，本研究為確保問卷題項之可靠程度，透過信度分析之量尺法進行量表檢測，父親身材管教與母親身材管教分別得到 Cronbach's α 值為 0.82 與 0.77，符合測量面向的基本內部一致性要求，並且在進行因素分析後，可分別萃取出一個因子，將其命名為「父親身材管教」與「母親身材管教」，其中，「父親身材管教」之累積可解釋變異量為 53.27%，「母親身材管教」之累積可解釋變異量為 46.70%。最後將題組問項進行平均值處理，以分數越高代表父母對於小孩的身材管教越多。

(五) 父母教養

教養方式採丘金蘭、胡秀媛、邱紹一(2019)編制之「父母教養方式量表」，在「回應」、「要求」兩個構面當中各自挑選三題作為本組之問卷題目，並分別詢問其父母的教養情形，故父母各有六題，一共是十二題。回應面向之題目為「當我有好的表現時，我的父親／母親會讚美、獎勵我。」、「當我心情不好時，我的父親／母親會關心我、安慰我。」等，要求面向之題目為「我父親／母親會要求我照他的規定去做，但沒有說明理由。」、「我父親／母親常用責罰的方式來督促我進步。」等。問卷採用 Likert 式量表，答項為：1=非常不同意；2=不同意；3=同意；4=非常同意。

在信度部分，本研究為確保問卷題項之可靠程度，透過信度分析之量尺法進行量表檢測，父親教養與母親教養題組分別得到 Cronbach's α 值為 0.585 和 0.557，而後進行因素分析，採主軸因子分析，再以最大變異法進行轉軸，可分別得到兩個因子。父親部分，將因子命名為「父親回應」與「父親要求」，累積可解釋變

異量為 69.89%，重新進行信度分析後可得 Cronbach's α 值 0.89 與 0.84；母親部分，將因子命名為「母親回應」與「母親要求」，累積可解釋變異量為 68.61%，重新進行信度分析後可得 Cronbach's α 值 0.87 與 0.84，均符合測量面向的基本內部一致性要求。最後將題組問項進行平均值處理，以分數越高代表父母親的回應越高、要求越高。

(六) 手足關係

與手足的相處關係參考至鄭珮秀（2013）手足關係量表，將題目分為親密、嫉妒兩個面向，各挑選三題。親密面向之題目為「我和我的兄弟姐妹會彼此分享秘密，吐露心事。」、「我覺得我的兄弟姐妹很優秀，是我的榜樣。」等，嫉妒面向之題目為「我和我的兄弟姐妹在生活中會想要勝過對方。」、「我會嫉妒兄弟姐妹長的比我好看。」依此詢問受訪者與手足的相處狀況。問卷採用 Likert 式量表，答項為：1=非常不同意；2=不同意；3=同意；4=非常同意。

在信度部分，本研究為確保問卷題項之可靠程度，透過信度分析之量尺法進行量表檢測，手足關係題組可得 Cronbach's α 值 0.66，而後進行因素分析，採主軸因子分析，再以最大變異法進行轉軸，可得到兩個因子。將第一個因子命名為「手足親密」，第二個因子命名為「手足嫉妒」，累積可解釋變異量為 55.86%，重新進行信度分析後可分別得到 Cronbach's α 值 0.74 與 0.77，符合測量面向的基本內部一致性要求。最後將題組問項進行平均值處理，並且以分數越高代表與手足的關係越親密或越嫉妒。

由於個人成長、在離開原生家庭後成就的社經條件、文化資本、以及最常往來的朋友特質也可能影響到個人容貌焦慮的程度，本研究考慮的個人成就的影響因素包括：個人社經條件，也就是教育年數和月收入、朋友特質以及自我培育的文化資本。

(七) 社經地位

個人的社經條件，以教育程度和月收入作為預測變項。在教育程度部分，將原本是類別尺度的教育程度改為連續變項，並命名為「教育年數」，以數值越高代表教育年數越高。而個人每月收入部分，原始測量尺度同為類別變項，例如：1=無收入、2=1萬元以下、3=1萬以上，未滿2萬，故將答項進行重新編碼處理，取每個薪資類別的中位數，舉例來說，「1萬以上，未滿2萬」即是取中位數1.5萬元，最後將變項命名為「個人每月平均收入」。

(八) 朋友特質

最常往來朋友特質題組使用的是本組自編的問卷，共有五題，題目為「我會和朋友討論時尚或穿搭話題。」、「我朋友會經營社群媒體。」、「我朋友很注重他／她自己的外表。」、「我的朋友會定期做臉部、身體保養或醫美。」、「我的朋友會透過運動保持體態。」。問卷採用 Likert 式量表，答項為：1=非常不同意；2=不同意；3=同意；4=非常同意。

在信度部分，本研究為確保問卷題項之可靠程度，透過信度分析之量尺法進行量表檢測，朋友特質題組得到之 Cronbach's α 值為 0.72，符合測量面向的基本內部一致性要求，並且在進行因素分析後，共可萃取出一個因子，累積可解釋變異量為 44.64%。最後將題組問項進行平均值處理，命名為「朋友特質」，以分數越高代表朋友越在乎容貌。

(九) 自我培育的文化資本

在自我培育的文化資本部分，採用鮑美秀（2014）編制之「國小學生文化資本與學習動機之調查問卷」第二部分的文化資本量表，從中挑選四題，並將家人相關字詞刪去，以測量受訪者至現在個人累積之文化資本，題目為「平時家我會去參觀古蹟或歷史建築，如廟宇、古厝、忠烈祠等。」、「平時我會去觀賞各種

藝術表演，如：兒童劇、舞台劇、歌劇、音樂會等。」、「平時我會去參觀各種展覽，如美術展、書展、書法展等。」、「我會額外進修才藝學習課程，如：美術、舞蹈、電腦、圍棋。」而問卷採用 Likert 式量表，答項為：1=非常不同意；2=不同意；3=同意；4=非常同意。

在信度部分，本研究為確保問卷題項之可靠程度，透過信度分析之量尺法進行量表檢測，自我培育文化資本題組得到之 Cronbach's α 值為 0.74，符合測量面向的基本內部一致性要求，並且在進行因素分析後，共可萃取出一個因子，累積可解釋變異量為 40.08%。最後將題組問項進行平均值處理，命名為「自我培育的文化資本」，以分數越高代表自我培育之文化資本累積越多。

最後，本研究的統計分析分為下列幾個部分，描述統計、因素分析，而因素分析之結果已經於測量部分中討論，以及多變量分析。由於本組之依變項，也就是容貌焦慮，為連續變項，本研究使用多元線性迴歸分析方法來檢視自變項對容貌焦慮的作用。

肆、研究結果

一、敘述統計

表 1 呈現本研究受訪者之基本資料與使用變項的敘述統計。本研究之樣本總共有 815 份，其中，有 411 位受訪者為女性（50.5%）、403 位為男性（49.5%）。受訪者平均年齡約為 46 歲，平均月收入約為 4.9 萬元，教育年數平均約為 13.6 年，說明大部分受訪者之教育程度到達高中以上。

從依變項「容貌意象」來看，在滿分 4 當中，容貌焦慮的平均值是 2.18，容貌滿意的平均值則為 2.6，表示大部分的受訪者的容貌焦慮與容貌滿意程度大部分都維持在中等程度。在自變項的原生家庭部分，首先從家庭階級來看，平均分

數是 3.5 分，受訪者之原生家庭階級約落在中產階級與中上階級居多，接著看家庭文化資本，平均分數為 1.75 分。而「父母教育年數」中，父親平均教育年數

表 1：受訪者基本資料

變項	平均值/百分比	標準差	最小值	最大值
年齡	46.23	15.70	18	88
性別				
男	49.50%		0	1
女	50.50%		0	1
訪員容貌評分	2.74	0.80	1	4
容貌意象				
容貌滿意	2.60	0.50	1	4
容貌焦慮	2.18	0.50	1	3.88
父、母教育年數				
父親	8.79	4.62	0	22
母親	7.76	4.96	0	18
父、母親身材管教				
父親	1.99	0.23	1	4
母親	2.12	0.31	1	4
回應型教養方式				
父親	2.60	0.32	1	4
母親	2.83	0.11	1	4
要求型教養方式				
父親	2.29	0.12	1	4
母親	2.19	0.11	1	4
家庭階級	3.50	0.88	1	5
家庭文化資本	1.75	0.22	1	4
手足關係				
嫉妒	1.85	0.23	1	4
親密	2.74	0.08	1	4
個人平均收入	49365.28	60854.49	0	300000
個人教育年數	13.61	3.28	0	22
自我培育文化資本	1.97	0.24	1	4
實體社交網絡	2.62	0.18	1	4

N=815

8.79 年比母親平均教育年數 7.76 還要更高，但大致維持在國小、國中畢業的學歷。在「父母身材管教」中，母親的平均分數為 2.12 分，較父親的 1.99 分還要更高，說明母親更會對於小孩以及自身有身材方面的管教及管理。

家庭教養方式可分為回應與需求兩個面向，在「回應型教養方式」中，因母親的平均分數 2.83 比父親的分數 2.60 更高，說明母親比父親更會採取回應型的教養方式。在「要求型教養方式」中則可以發現父親的平均分數 2.29 比母親 2.19 高，表示父親比母親更多採取要求型的教養方式。在「手足關係」中分成了親密與嫉妒兩個面向，手足親密的平均值 ($m=2.74$) 的比手足嫉妒 ($m=1.85$) 更高。不過，上述的數字比較是否統計上呈現顯著差異，未來需要進一步的統計測試。

二、樣本分佈

圖 2 至圖 5 為受訪者容貌焦慮的分佈。從全部的受訪者來看（圖 2），容貌焦慮的頻率大致呈現常態分佈，也就是說，鮮少有受訪者的容貌焦慮程度處於極高或極低的狀態，大部分的人還是維持在中間的程度。

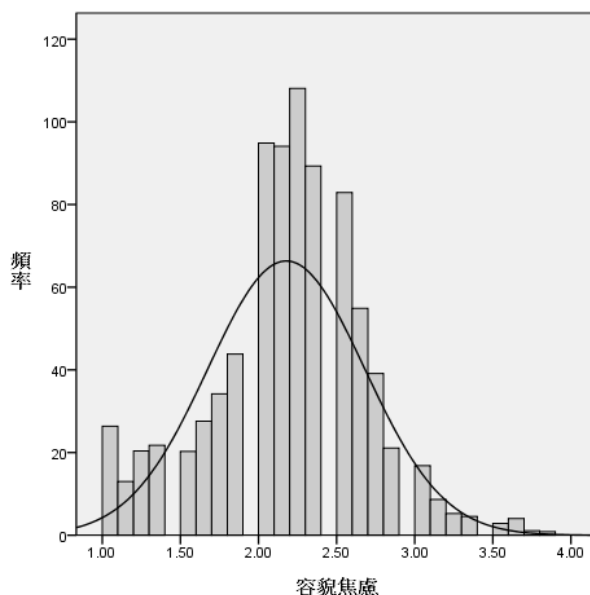


圖 2 所有樣本的容貌焦慮常態分佈圖

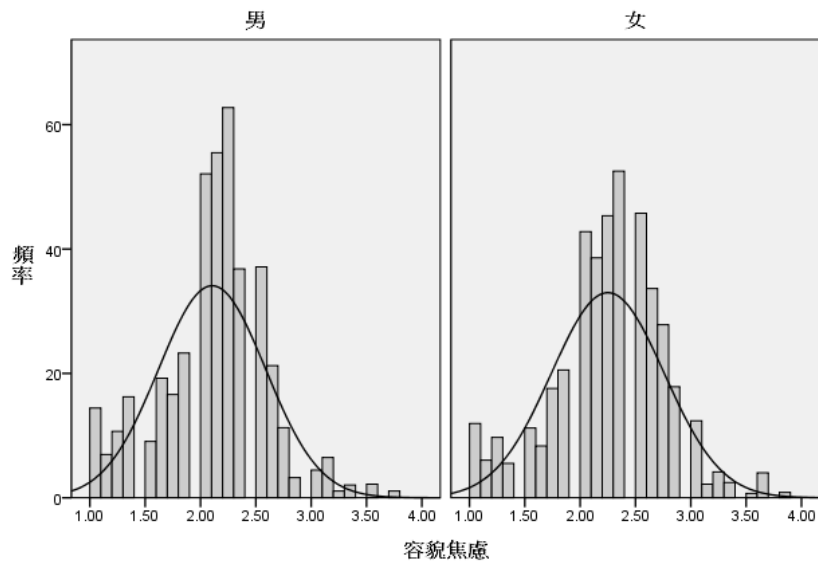


圖 3 男性及女性的容貌焦慮常態分佈圖

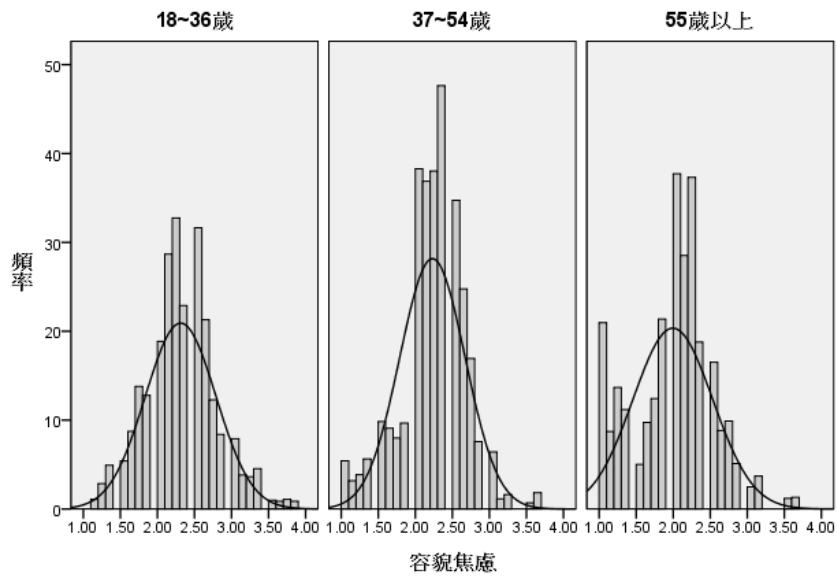


圖 4 各年齡層的容貌焦慮常態分佈圖

而根據圖 3，將樣本以性別作為區隔，大致來說，男、女性樣本都呈現常態分佈。在圖 4 的部分，將受訪者的容貌焦慮以年齡分層，可看出 18-36 歲與 37-54 歲受訪者的容貌焦慮為常態分佈，而 55 歲以上受訪者的容貌焦慮則為左偏態，表示整體來說年較大的受訪者，他們的容貌焦慮的程度較低。

三、迴歸模型

(一) 容貌焦慮

表 2 呈現了原生家庭、個人成就影響容貌焦慮的多元迴歸分析。模型 M1 為原生家庭如何影響容貌焦慮，結果顯示：在控制變項部分，性別、年齡對於容貌焦慮都呈現顯著影響，且女性呈現正相關，表示女性更容易產生容貌焦慮，年齡則呈現負相關，說明隨著年齡越大，越不容易產生容貌焦慮。控制變項裡，訪員的容貌評分是唯一未達統計上顯著的，這可能表示個人的容貌焦慮程度與他人客觀的外貌評價並無相關性，即使一個人的外貌被評價為好看，他仍然可能有容貌焦慮的傾向。

其餘自變項為原生家庭對於容貌焦慮的影響，可以看到父母的容貌管教以及母親的要求皆對於容貌焦慮有正向的顯著影響，也就是說，父母對於容貌的管教越嚴格，越容易引起小孩的容貌焦慮，與過去文獻相符（Zimmer-Gembeck et al., 2021），支持研究假設 H4，且母親要求越高，越容易導致小孩容貌焦慮，亦與過去文獻之研究結果相符（Liu 等，2023），然而，在父親的部分，則無論是回應或是要求都沒有顯著影響。因在教養部分，父親和母親具有差異性，母親要求達統計上顯著，父親則不顯著，故為部分支持假設 H5，而回應則是父母親皆未達統計上顯著，故無法支持假設 H6。在手足關係相關變項中，無論是手足親密或是手足嫉妒皆呈現顯著影響，其中，手足間越親密則越不容易產生容貌焦慮，相對的，而手足間越互相嫉妒越容易產生容貌焦慮，符合 Francka 等（2019）的研究，支持研究假設 H7 與 H8。其餘的變項，包含：父親教育年數、家庭階級以及家庭文化資本等都沒有顯著影響，因此，結果無法支持假設 H1、H2、H3，而這也代表了整體來說家庭社經條件對於個人的容貌焦慮並沒有太大的影響。

模型 M2 為原生家庭的基礎上，加入個人成就相關的變項，包含：朋友特質、自我培育文化資本、教育年數與平均月收入，透過 M2 模型可檢驗原生家庭帶來

表 2：多元迴歸分析：容貌焦慮

預測變項	M1	M2	標準化係數
女性	0.2(0.03)***	0.21(0.03)***	0.22
年齡	-0.01(0.00)***	-0.01(0.00)***	-0.13
訪員外貌評分	-0.01(0.02)	-0.02(0.02)	-0.03
父親教育年數	0.00(0.00)	0.00(0.00)	0.01
家庭階級	-0.03(0.02)	-0.04(0.02)	-0.03
父親容貌管教	0.03(0.01)***	0.04(0.01)***	0.14
母親容貌管教	0.02(0.01)**	0.02(0.01)**	0.12
父親回應	0.00(0.01)	0.00(0.01)	0.00
父親要求	0.01(0.01)	0.01(0.01)	0.06
母親回應	0.00(0.01)	0.00(0.01)	0.00
母親要求	0.03(0.01)***	0.02(0.01)**	0.11
手足親密	-0.03(0.01)***	-0.02(0.01)**	-0.07
手足嫉妒	0.07(0.01)***	0.07(0.01)***	0.23
家庭文化資本	-0.01(0.01)	-0.01(0.01)	-0.03
朋友相處		-0.01(0.00)*	-0.06
自我培育的文化資本		-0.02(0.01)*	-0.06
受訪者教育年數		0.02(0.01)**	0.09
個人每月平均收入		0.00(0.00)	0.01
adjusted R ²	0.31	0.32	

註：括號內數值為標準誤，*p<0.05、**p<0.01、***p<0.001

的影響是否具有持續性，並且探討在原生家庭之外，個人成就對於容貌焦慮的影響效果為何。結果顯示，性別、年齡、父母容貌管教和母親要求的部分皆維持原來方向性與顯著性，不過在個人成就變項的加入，母親要求的顯著性隨著稍微下降。手足親密的部分，也隨著新變項加入，顯著性降低，不過仍呈現負向的顯著效果，手足嫉妒則維持原來的顯著效果，其餘變項則仍然維持不顯著的結果。

聚焦在個人成就的變項中，朋友特質以及自我培育的文化資本皆呈現負向的邊際顯著，表示在受訪者的朋友特質中，越常進行社交活動，談論與流行、外貌等有關的話題，容貌焦慮程度越低，在這個部分與過去文獻(Clark & Tiggemann,

2006) 呈現相反的結果，故資料無法支持研究假設 (H12)。而自我培育的文化資本越高，容貌焦慮程度越低，則符合文獻 (Christian Schneickert et al., 2020)，並也支持假設 11。有趣的是，受訪者的教育年數與容貌焦慮的關係呈現正向顯著性，說明受訪者教育年數越高，反而容貌焦慮程度越高，支持假設 H9b。在個人成就當中，個人平均月收入是唯一不顯著的變項，使結果無法支持假設 H10a、H10b。

最後，關注模型 M2 的標準化係數，分析顯示，原生家庭的作用相對大於個人的成就與養成。手足間的競爭忌妒關係對個人容貌焦慮的影響最大，標準化係數為 0.23，其次是父、母的容貌管教，標準化係數為 0.14、0.12，和母親的嚴格要求，標準化係數是 0.11，而個人的教育年數也有重要的影響，標準化係數為 0.09。

(二) 容貌滿意

本研究主要針對容貌焦慮進行探討，然而，在對容貌焦慮相關資料進行處理時，也同步進行了容貌滿意相關之分析，故在此簡單呈現。

表 3 為原生家庭、個人成就影響「容貌滿意」的多元迴歸分析。模型 M1 為原生家庭影響容貌滿意之結果，根據分析：在控制變項當中，僅有訪員容貌評分達到顯著性，並且呈現正相關，表示一個人對於容貌的滿意程度與他人對自己容貌的評分有顯著的相關性，而女性和年齡則未達統計上顯著。原生家庭相關變項當中，僅有家庭階級、母親容貌管教與母親回應呈現正向顯著性。而在家庭教養部分，雖只有母親回應達到顯著統計，並且呈現正相關，但仍支持 Rieves 和 Cash (1996) 的結果，此外也與文獻 (Newman et al., 2008)：家人支持度與容貌滿意程度呈現正相關相符合。

與容貌焦慮作為依變項的迴歸模型相比，當依變項轉換為容貌滿意時，女性、年齡、父親容貌管教、母親回應與手足關係，都由顯著性轉為不顯著。同時，無

表 3：多元迴歸分析：容貌滿意

N=815

預測變項	M1	M2	標準化係數
女性	-0.03(0.03)	-0.03(0.03)	-0.04
年齡	0.00(0.00)	0.00(0.00)	0.03
訪員外貌評分	0.04(0.02)*	0.04(0.02)*	0.07
父親教育年數	0.00(0.01)	0.00(0.01)	0.04
家庭階級	0.1(0.02)***	0.1(0.01)***	0.12
父親容貌管教	-0.01(0.01)	-0.01(0.01)	-0.03
母親容貌管教	0.02(0.01)*	0.02(0.01)*	0.09
父親回應	0.02(0.01)	0.02(0.01)	0.07
父親要求	0.01(0.01)	0.01(0.01)	0.02
母親回應	0.02(0.01)*	0.03(0.01)*	0.11
母親要求	0.01(0.01)	0.01(0.01)	0.03
手足親密	0.01(0.01)	0.01(0.01)	0.01
手足嫉妒	-0.01(0.01)	-0.01(0.01)	-0.01
家庭文化資本	0.02(0.01)	0.01(0.01)	0.04
朋友相處		0.01(0.00)	0.00
自我培育的文化資本		0.03(0.01)***	0.11
受訪者教育年數		-0.01(0.01)	-0.04
個人每月平均收入		0.01(0.01)	0.04
adjusted R ²		0.10	0.11

註：括號內數值為標準誤，*p<0.05、**p<0.01、***p<0.001

論是在容貌焦慮或是在容貌滿意的迴歸模型當中，母親容貌評價都具有顯著性，且都呈現正相關，因此可以得出母親容貌管教對於容貌焦慮或是滿意上，都具有影響力。另一方面，父親的容貌管教無論是容貌焦慮與容貌滿意的模型中，都未達統計上顯著性，這也表示母親可能是兩者之間影響力較大的因子。另外，與容貌焦慮的迴歸模型相比，影響容貌焦慮的是母親要求，而在本次的迴歸模型當中，影響容貌滿意的則變為母親回應。

此外，家庭階級與容貌滿意的關係呈現高度顯著，並且為正相關，與既有的研究相符（Romani et al., 2023），表示在越高的家庭階級中成長的小孩，對於自己的容貌會越滿意。與容貌焦慮的迴歸模型 M1 相比，家庭階級並未達統計上顯

著，而當把依變項改為容貌滿意以後，則呈現正向顯著相關，由此可推測，階級對於建立外在、身體意象的自信有所幫助，但卻不是影響容貌焦慮的主要因素。

另一個有趣的發現是，本研究發現作為控制變項的訪員外貌評分呈現正向顯著性，表示大眾越是對於自己的外貌保持正向態度，自己對於容貌的滿意度也會顯著的增加，這一點與容貌焦慮的模型相比有很大的差異。在容貌焦慮的模型當中，訪員外貌評分並未達到統計上顯著，說明即便他人對於自己外貌的評價很高，他們仍然會感到焦慮。

模型 M2 為原生家庭的基礎上，加入個人成就相關的變項。可以發現，在模型 M1 有達到顯著的多個自變項：訪員外貌評分、家庭階級、母親容貌管教、母親回應與自我培育的文化資本在模型 M2 仍然有達到顯著效果。換句話說，家庭對於個人容貌滿意的影響會持續的存在。此外，在個人成就方面，自我培育文化資本為正向高度顯著，表示個人在離開原生家庭以後自行累積、培育的文化資本越多，則對於自身的容貌會有更高的滿意程度，與過去文獻 (Christian Schneickert et al.,2020) 結果相符。在容貌焦慮的模型 M2 當中，也有相同的發現，即在自我培育文化資本越多其容貌焦慮會越低。而朋友特質和受訪者教育年數則未達統計上顯著。

最後，關注模型 M2 的標準化係數，分析顯示，原生家庭的作用也是相對大於個人的成就與養成。影響力最大的因子是家庭階級，標準化的係數為 0.12，其次為母親回應和自我培育文化資本，其標準化係數皆為 0.11，而訪員的外貌評分也有重要的影響，標準化係數為 0.07。

伍、討論

本研究旨在探討原生家庭以及個人成就對於容貌焦慮的影響，首先檢驗原生家庭對於成年人容貌焦慮的影響是否具有持續性，以及對於成年人的容貌焦慮而言何者是影響力較大的因子。在研究方法部分，本研究為「三鶯樹」調查，以三

峽、鶯歌、樹林年滿 18 歲之民眾作為研究對象，使用問卷自填的方式進行資料蒐集，扣除掉缺失值、不適用等，並通過資料處理使迴歸模型皆使用相同的樣本數，最後得到有效樣本 815 份。

研究以容貌焦慮作為依變項進行多元迴歸分析，結果顯示，女性、年齡對於容貌焦慮都呈現顯著影響，女性比起男性更容易產生容貌焦慮，若不分性別的話，年齡越大越不容易容貌焦慮，與一般的生活經驗相符。在生活當中，女性因為社會的壓力以及社會化的影響，更傾向於注重外表，而人們也會隨著年紀變大，接受自己的衰老的事實，而不再有過度的壓力。

在原生家庭部分，父母的容貌管教以及母親的要求皆對於容貌焦慮有顯著的正向影響，意味著父母對於容貌的管教越嚴格，越容易導致容貌焦慮，與過去研究 (Zimmer-Gembeck 等, 2018) 的結果相符，並支持研究假設 H4。針對這一點，可進一步討論。由於本研究在問卷設計階段，挑選了回應和要求兩個面向的題目，並也納入了和容貌批評、父母身材管教的相關問題，而後在進行探索性因素分析時，發現與容貌相關的題目會被萃取出一個獨立的因子，而非經轉軸後被納入原先預設的兩個面向裡面，可見父母的「容貌管教」是獨立於典型的回應、要求型的另一種教養方式，且對於小孩在容貌上的自我評價有很大的影響。

而在典型的家庭教養裡面，母親要求越高，越容易容貌焦慮，與文獻 (Liu et al., 2023) 研究結果相符，但因父親要求未達統計上顯著，故為部分支持假設 H5。而無論是父親還是母親的回應，對於容貌焦慮的影響皆未達統計上顯著，無法支持假設 H6。綜合上述討論，可看出三種父母教養對於小孩容貌焦慮的影響，僅直接具有外貌、身材上的管教才會有比較大的影響，一般常見的要求型教養影響力較小，回應型教養甚至不具有顯著性。並且，父親的回應和要求在容貌焦慮和正向容貌評價裡，而母親要求在容貌焦慮達到正向顯著、母親回應在容貌滿意也是正向顯著，可見在父母兩者之中，母親具有較大的影響力。由於母親在家庭裡通常扮演著主要照顧者的角色，作為小孩積極的社會化代理者 (林惠雅, 2000)，

對於孩童價值觀的形塑有重要影響，因此，母親的教養方式對於孩童心理健康的影響力會大於父親（耀盛，李仁宏，吳英璋，2006）。

而在手足部分，親密和嫉妒的手足關係皆呈現顯著性，且越是親密的手足關係會有越小的容貌焦慮程度、越是互相嫉妒則越容易產生容貌焦慮，符合 Francka 等人（2019）的研究，並支持假設 H7、H8。當個人在離開家庭以後，或許會認為兄弟姐妹對其帶來的影響力可能會變得薄弱，然而，手足關係實際上具有持久性，對於個人的生命也具有貫穿性（Goetting, 1986）。

模型在加入個人成就相關的變項以後，研究結果顯示，性別、年齡、父母容貌管教和母親要求的部分皆維持原來的影響。手足關係的部分，隨著新的變項加入，無論是親密或是嫉妒，都仍具有顯著效果。聚焦在個人成就部分，朋友特質以及自我培育的文化資本皆呈現負向的顯著影響。這表示若受訪者最常來往的朋友特質是越常進行社交活動，談論與流行、外貌等有關的話題，會讓受訪者的容貌焦慮程度越低，與既有文獻（Clark & Tiggemann, 2006）呈現相反結果，無法支持研究假設 H12。這是一個相當特殊的發現，一般來說，我們會認為當身邊的人越是在意容貌，則可能會連帶影響到自己，但分析結果顯示並不是這樣，反而是和朋友的在意程度呈現負向顯著性，推測可能是因為，當一個人的朋友對於容貌非常在意時，可解釋為其實是朋友具有容貌焦慮，那麼其本身可能會趨向於避免陷入一樣的狀況，使得自己是相對不那麼在意容貌的。而自我培育的文化資本越高，容貌焦慮程度越低，符合文獻（Christian Schneickert et al., 2020）結果，支持研究假設 H11。另外，受訪者教育年數與容貌焦慮的關係呈現正向顯著性，說明受訪者教育年數越高，反而容貌焦慮程度越高，支持研究假設 H9b，推測可能是因為擁有學歷往往會伴隨著較好的職業，而整體就業環境對於外貌的要求是比較嚴格的，這才導致高教育程度與高容貌焦慮有所關聯。

最後，回應研究問題，究竟原生家庭對於成年人容貌焦慮的影響是否具有持續性呢？比較容貌焦慮迴歸模型 M1 與 M2 的結果，顯示在加入個人成就變項以

後，原生家庭相關的變項仍然維持原本的顯著性，說明家庭對一個人帶來的影響並未消失，並且以模型 M2 的標準化係數來看，結果顯示，原生家庭的對容貌焦慮的作用相對大於個人的成就與養成。

由於我國過往的研究對於容貌焦慮的討論不多，而既有的大多是以青少年為研究主體，少有以成年人為主體的相關研究。此外，過去的研究也是以家庭社經條件（、教養方式和手足關係，等多個面向各自進行研究，而非完整以「原生家庭」影響力的框架來作為探討核心，並也甚少討論在離家家庭後，個人成就對於容貌焦慮的影響程度，本研究以此為題，對於成人的容貌焦慮進行初探，期望在未來能夠見到更廣泛性的討論。

表 4：家庭相關假設結果

	家庭相關假設	結果
H1	家庭社會階級越高，容貌焦慮程度越低。	拒絕
H2	家庭文化資本越高，容貌焦慮程度越低。	拒絕
H3	父母教育程度越高，容貌焦慮程度越低。	拒絕
H4	父母對容貌管教越嚴格，容貌焦慮程度越高。	部分接受
H5	父母對於孩子要求越多，容貌焦慮程度越高。	部分接受
H6	父母對於孩子回應越多，容貌焦慮程度越低。	拒絕
H7	手足關係越親密，容貌焦慮程度越低。	接受
H8	手足關係越嫉妒，容貌焦慮程度越高。	接受

表 5：個人成就相關假設結果

	個人成就相關假設	結果
H9a	個人教育程度越高，容貌焦慮程度越低。	拒絕
H9b	個人教育程度越高，容貌焦慮程度越高。	接受
H10a	個人經濟資本越高，容貌焦慮程度越低。	拒絕
H10b	個人經濟資本越高，容貌焦慮程度越高。	拒絕
H11	自我培育文化資本越高，容貌焦慮程度越低。	接受
H12	朋友越在乎容貌，容貌焦慮程度越高。	拒絕

陸、研究限制

本研究具有以下幾點研究限制：首先，變項之間無法確定因果關係方向性。對於部分變項，如：個人累積的文化資本，由於本研究並無檢測當「自我培育的文化資本」作為依變項、容貌焦慮作為自變項時，兩者的影響效果是否相同，故無法肯定究竟是個人是因為容貌焦慮，進而產生更多的自我培育行為，抑或是因為個人累積較多的文化資本，而使其容貌焦慮程度變低。

其二，具有回溯性問題以及結果代表性不足。由於本研究主要測量受訪者在 15 歲時原生家庭的教養方式、手足關係、家庭文化資本等多個自變項，而研究對象為成年人，因此，在問卷當中本組使用的是回溯性問題，請受訪者回憶 15 歲時的家庭狀況。從樣本敘述統計來看，涵蓋了 18 歲至 88 歲的受訪者，對於年長的受訪者而言，父母的教養方式可能記憶久遠以致於無法追溯。此外，本研究為「三鶯樹」調查，以三峽、鶯歌、樹林之成年人作為研究對象，由於問卷施策範圍限縮於以上三個地區，而非是全國性抽樣調查，故難以確定是否將對於全國人民也有相同的施策結果。

最後，因虛擬社交變項設計不足，致使研究缺乏了在虛擬或線上社交方面的施測。本研究原先在進行變項設計時，預期以社群媒體上的社群網絡、觀看的内容進行分析，但在問卷的測量方向則較偏向個人的網路媒體使用狀態，使得該變項並未符合預期，故無納入分析。然而，在許多既有文獻中皆有提及虛擬社交和網路的使用對於個人容貌焦慮有高度影響力，因此，沒有進行虛擬社交狀況作為容貌焦慮的自變項分析同為本研究的限制之一。

柒、參考資料

丘金蘭、胡秀媛、邱紹一（2019）。父母教養方式、教師期望與同儕互動關係之研究：以北區大學生為例。《育達科大學報》，47，75-118。

- 李傑 (2018)。論審美水準與社會地位不對稱帶來焦慮的問題研究。《上海管理科學》。(1005-9679), 40 (4), 72。
- 巫博瀚、賴英娟、施慶麟 (2013)。[Rosenberg 自尊量表] 之試題衡鑑：評等量尺模型的應用。《測驗學刊》。60(2), 263-289。
- 林耀盛, 李仁宏, 吳英璋 (2006)。雙親教養態度、家庭功能與青少年憂鬱傾向關係探討。《臨床心理學刊》, 3(1), 35-45。
- 林生傳 (2005)。《教育社會學》。臺北: 巨流。
- 林惠雅 (2000)。母親與幼兒互動中之教養行為分析。《應用心理研》。(6), 75-96。
- 林明慧 (1990)。家庭因素與學齡兒童攻擊行為關係之研究-以台北國小學童為例。《中國文化大學兒童福利研究所》, 未出版。
- 陳俐君 (2008)。青少年身體意象困擾及其影響因素之研究。
- 陳婉琪、徐崇倫(2011)。愛的教育，鐵的紀律？父母教養方式與青少年心理健康之相關。《教育研究集刊》。
- 張芳全 (2021)。家庭社經地位與閱讀學習成就關聯：多重中介變項探究。
- 張芳全、王瀚 (2014)。新移民與非新移民子女的家庭社經地位, 家庭文化資本與家庭氣氛之縱貫性研究。《教育研究與發展期刊》, 10(3), 57-94。
- 鮑美秀 (2014)。高雄市國小學生文化資本與學習動機關係之研究。
- 鄭珮秀 (2013)。青少年的親子關係與父母教養差異對手足關係之影響。
- Arsalan Haider , Zhang Wei, Shagufta Parveen and Arshad Mehmood.(2023).The association between comorbid body dysmorphic disorder and depression: moderation effect of age and mediation effect of body mass index and body image among Pakistani students. *Middle East Current Psychiatry*,30(11).
- Bojorquez I and Unikel C.(2012). Body Image and Social Class. In: Thomas F. Cash, editor. *Encyclopedia of Body Image and Human Appearance*,1,153–159.
- Bourdieu, Pierre. [1985] 1986. "The Forms of Capital." Pp. 241–58 in *Handbook for Theory and Research for the Sociology of Education*, edited by J. G. Richardson.
- Denious, Jean Elizabeth.(2004). Understanding the relationship of shame to eating -disordered symptomatology.Arizona State University ProQuest Dissertations Publishing.

- Doğan, T. (2010). Adaptation of the Social Appearance Anxiety Scale (SAAS) to Turkish: A validity and reliability study. *Hacettepe University Journal of Education*, 39, 151–159.
- Dicle University, Institute of Social Sciences, Çelik, E., Dicle University, Faculty of Literature, & Tolan, Ö. (2021). The Relationship Between Social Appearance Anxiety, Automatic Thoughts and Depression-Anxiety-Stress in Emerging Adulthood. *International Journal of Progressive Education*, 17(5), 345–363.
- Francka, Baylee A. (2019). The Relative Impacts of Sibling Relationships on Adolescent Body Perceptions. *The Journal of genetic psychology*, 180(2-3), 130-143.
- Gao, J., Feng, Y., Xu, S., Wilson, A., Li, H., Wang, X., Sun, X., & Wang, Y. (2023). Appearance anxiety and social anxiety: A mediated model of self-compassion. *Frontiers in public health*, 11, 1105428.
- Goetting, A. (1986). The developmental tasks of siblingship over the life cycle. *Journal of Marriage and the Family*, 48, 703-714.
- Johnson, Emma L., Elizabeth H. Blodgett Salafia (2022). Mediating Effects of Intimacy Between Body Talk and Girls' Body Dissatisfaction: The Forgotten Sibling Relationship. *Journal of Youth and Adolescence*, 51(6), 1230-1240.
- Jin, C., Dai, X., Mishra, G. D., Wang, Y., & Xu, X. (2023). Childhood socioeconomic disadvantage and risk of physical multimorbidity in later life: The mediating role of depression. *Maturitas*, 167, 17-23.
- Labunskaya V. (2019). Relationship Between Satisfaction and Concern with Own Appearance and Subjective Estimation of Economic Status. *Behavioral sciences (Basel, Switzerland)*, 10(1), 9.
- Levinson, C. A., Rodebaugh, T. L., White, E. K., Menatti, A., Weeks, J. W., Lacovino, J. M., & Warren, C. S. (2013). Social appearance anxiety, perfectionism, and fear of negative evaluation: Distinct or shared risk factors for social anxiety and eating disorders? *Appetite*, 67, 125–133.
- McLaren L, Kuh D(2004). Women's body dissatisfaction, social class, and social mobility. *Soc Sci Med*, 58, 1575–84
- Newman, K., Harrison, L., Dashiff, C., & Davies, S. (2008). Relationships between parenting styles and risk behaviors in adolescent health: An integrative literature review. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 16(1), 142–150.

- Nichter, M., & Vuckovic, N. (1994). Fat talk. Many mirrors: Body image and social relations, 109, 132.
- Palladino Green, S., & Pritchard, M. E. (2003). Predictors of body image dissatisfaction in adult men and women. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 31(3), 215–222.
- Pepping, C. A., O'Donovan, A., Zimmer-Gembeck, M. J., & Hanisch, M. (2015). Individual differences in attachment and eating pathology: The mediating role of mindfulness. *Personality and Individual Differences*, 75, 24–29.
- Rieves, L., & Cash, T. F. (1996). Social developmental factors and women's body-image attitudes. *Journal of Social Behavior and Personality*.
- Romani, A. Q., Brandão, M. P., Sudzina, F., Bo, I. G., & Mikkelsen, B. E. (2021). Does parental socioeconomic background influence body image and attachment style among university students? Evidence from a European cross-sectional study. *Current Psychology*, 1-12.
- Rosenberg, M. (1986). Self-concept from middle childhood through adolescence. In J. Suls, & A. G. Greenwald (Eds.). *Psychological perspectives on self* (pp.107-136). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Romani, A. Q., Brandão, M. P., Sudzina, F., Bo, I. G., & Mikkelsen, B. E. (2021). Does parental socioeconomic background influence body image and attachment style among university students? Evidence from a European cross-sectional study. *Current Psychology*, 1-12.
- Schneickert, C., Steckermeier, L. C., & Brand, L.-M. (2020). Lonely, Poor, and Ugly? How Cultural Practices and Forms of Capital Relate to Physical Unattractiveness. *Cultural Sociology*, 14(1), 80–105.
- Turan, N., Özdemir Aydın, G., Kaya, H., Aksel, G., & Yılmaz, A. (2019). Male Nursing Students' Social Appearance Anxiety and Their Coping Attitudes. *American journal of men's health*, 13(1), 1557988319825922.
- Webster MJ and Driskell JEJ (1983) .Beauty as Status. *American Journal of Sociology*, 89(1):140–165.
- Yoh, E. (2018). Teasing from Parents and Siblings about Appearance Affecting Body Satisfaction and Self-Este.
- Zimmer-Gembeck, M. J., Hawes, T., & Pariz, J. (2021). A closer look at appearance and social media: Measuring activity, self-presentation, and social comparison

and their associations with emotional adjustment. *Psychology of Popular Media*, 10(1), 74–86.