

探討不同世代出生順序對教養方式、家庭資源分配與 地位取得的影響——以三鶯地區為例

社會研究方法 第一組 期末書面報告

411074265 社學四 林士翔 411274204 社學二 戴宇謙 411074266 社學四 廖珮廷

411374236 社學二 方聖予 411274217 社學二 高振鎧 411274242 社學二 簡羿飛

411274222 社學二 鄧景倫 411174210 社學三 孫浚翔 411074267 社學四 李政彥

摘要

本研究主要使用量化研究方法，透過世代作為調節作用，以出生順序為主要變項來探討家庭中父母教養方式的類型、是否需要在成年階段以前參與負擔家中經濟、家庭所給予的補習與才藝資源，以及對於個人未來的社經地位分佈與影響。結果指出，出生順序對於父母的教養方式影響相對不大，但在是否負擔家中經濟與投入的資源多寡，在一定程度上會影響到日後個人的 SES 分數高低與不同。

關鍵字：出生順序、教養方式、資源投入、社經地位、出生世代

一、前言

父母與子女是不可分割的紐帶關係，而每個父母對子女的教養方式有所差異，又常因為子女數量、男女性別的不同，決定其教養方式上的差異。

我們觀察到台灣社會世代的改變，台灣社會的家庭經歷了少子化為主的人口轉型，家庭結構由早期一個家庭育有數個子女，到如今一個家庭僅有二、三個子女，甚至獨生子女也不在少數，依據統計資料，民國 65 年育有三個以上子女的家庭比例有 37.3%，但是到了民國九十年這個比例下降至 14.9%（內政部戶政司，2024）。民國 60 年台灣社會家庭平均養育 3.71 個子女，因此家庭多屬放養教育，依據家庭資源稀缺理論（張芳全，2004；呂怡蓓、王鳳玉，2011），每個子女分到的資源有限，愈多子女代表的是資源愈少，甚至伴隨著重男輕女的觀念，早期社會有男生分配較多資源的傾向。而現今社會平均僅育有不到 1 個子女，我們想知道在家庭結構的改變之下是否對子女資源分配有顯著的差異，資源分配也伴隨著社經地位(Socioeconomic Status, SES)的調整，一般來說，得到較多資源的子女通常會有較良好的發展，也伴隨較高的社經地位（周新富，2008）。

除了子女性別之外，我們還想知道出生順序是否對資源分配有影響，我們會先將家庭社經地位進行初步分類，總共分為五個部分，並依據各自家庭環境進行細部分析，依據子女的資源取得狀況和同社經地位的家庭進行比對，檢視各家庭是否有資源分配不均的情況。

探討不同家庭類型（如組成結構、階層與社經地位）對家中出生順序的後代（是否有兄弟姊妹、出生順序等因素）在家庭培養上是否有差異，以至於在日後學歷與收入上有造成不同的影響。

二、文獻探討

家庭結構與社會經濟背景對個體的學業成就與未來收入具有深遠影響，其中出生順序是關鍵因素之一。研究指出，長子女通常獲得較多家庭資源與教育投資，而較晚出生的子女可能面臨資源稀釋的挑戰（李敦仁 & 余民寧，2005）。然而，隨著父母育兒經驗的累積，後續子女亦可能受益於較佳的教養方式，部分彌補資源分配的不均（Hiriscou & Pintea, 2024）。而在 Behrman 與 Taubman（1986）的研究中，儘管父母對出生順序的偏好對後出生的孩子更有利，但這些出生順序上的差異仍然存在，是因為對長子（或長女）的禮遇效應較強。其禮遇效應指儘管後出生的孩子在父母的偏好或資源分配上可能有較好的條件，但由於社會或家庭中的某些文化和觀念偏向於長子，這些效應使得長子仍然獲得更多的照顧和支持。

學業成就方面，張芳全（2024）透過量化研究發現，手足數量的增加會導致教育資源的分散，使長子女在學業表現上具有優勢，這與家庭資源理論（Resource Dilution Theory）相符（Downey, 2001）。此外，Yu 與 Su（2006）研究發現，台灣社會傳統的性別偏好亦影響資源分配，長子通常獲得較多教育投資，進一步強化出生順序對學歷的影響。另一方面，呂怡蓓與王鳳玉（2011）指出，較晚出生的子女雖然面臨資源減少，但可能受益於較寬鬆的教養方式與父母較高的育兒經驗，在社交能力與適應力方面有所優勢，進而影響長期職涯發展。在 De Haan(2010)的研究中，同樣提及長子的優勢，其表示長子獲得較多資源投注的機率高於其他子女。並且在同一個研究中，發現出生順序對各個規模的家庭孩子的出生程度皆有負面影響。子女出生間隔越大，其出生順序對於教育程度的影響越小，並且孩子出生間隔對教育程度無顯著影響，出生順序與間隔的交互項也不顯著，顯示兄弟姐妹間競爭並非出生順序影響的重要原因。

在收入層面，Hiriscou 與 Pinteau（2024）透過多變量回歸分析發現，長子女因教育成就較高，通常能進入高薪職業。然而，周新富（2008）指出，社會經濟背景在此關係中扮演關鍵角色，高社經地位家庭的子女能透過家族人脈與資源獲得更佳的職業機會，使出生順序的影響有所弱化。此外，獨生子女由於資源未被分散，通常獲得較多的家庭投資，在學業與職涯發展上皆佔優勢，進一步支持家庭資源分配對收入的影響（呂怡蓓 & 王鳳玉，2011）。同時，家庭規模對家庭所得具有負面影響，且出生順序對所得影響較少，而父親所得主要透過其教育程度的高低來影響子女的所得與社經地位（陳宣羽、吳世英，2025），此論點與 Blau & Duncan(1967)所提出的地位取得模型（status-attainment model）的結論相符，也一再證實階級代際流動的緣由來自於家庭的經濟資本多寡，其中高社經地位家庭會弱化其子女在出生順序上的差異。

從世代差異的角度切入，魯慧中（2017）探討不同年代的台灣家庭是否基於「重男輕女」、「長子繼承」或「偏愛幼子（女）」等性別刻板印象來影響對應的教育資源配置，其中發現出生順序排名越靠後的子女，越有可能有較高的教育成就，其造成的原因來自於隨著年齡增長，家庭經濟條件得以改善的緣故。無獨有偶，Weng et al.（2019）針對中國大陸的家庭規模和子女教育程度的關聯，以及出生順序對子女教育程度上的所造成的影響，而在這當中發現到，家庭規模的增加會降低子女的教育程度，且出生順序靠後同樣有利於提高教育程度，尤其在經濟困難的家庭中更為明顯。

儘管現有研究已提供出生順序影響學歷與收入的證據，仍存在未解議題。例如，手足互動、家庭氛圍與教養風格等因素可能影響出生順序的效應。綜合來看，家庭資源的分配與教養方式深刻影響著個體的發展，無論是長子女、次子女或獨生子女，給每種成長背景都塑造了不同的優勢與短處。

（一）、世代和教養方式的關聯

首先是世代和教養方式的關聯，我們都知道隨著台灣社會的變遷，不同世代的教養觀念也有所不同，早期台灣社會的出生率較高，每個家庭有數十個子女，且因為早期台灣社會多半以農業社會為主，父親出外工作，因此家庭教養子女多半落在母親身上（黃文樹，2016），這樣的家庭型態與現代工商業社會有顯著的不同，而且現今社會因為家庭多半只育有一、兩位家庭，因此現代社會多半會責罵，與早期社會的放任式教育不同（黃文樹，2016）。華人社會對子女多半有「望子成龍、望女成鳳」的期待，因此若家庭僅生育一、兩位子女，這樣父母除了管教外，還會有良好的資源條件（呂怡蓓、王鳳玉，2011），因此現今少子化的社會，父母是否會希望子女有優秀的未來而給予其良好的資源是值得探討的。

(二)、出生順序和教養方式的關聯

與教養方式相關除了世代，還有出生順序，現今台灣社會以小家庭為主，手足數量較少，因此在手足數量較少的情況以及父母嚴厲的教養之下，子女的社會資本較少（李敦仁、余民寧，2005），因此與人互動的能力較為不足，特別是以出生順序較後的人為明顯，而手足數目較多的大家庭，則會因為父系成員較多的原因，反而能增加父母對下一輩的教養責任（李敦仁、余民寧，2005）。另外由於現今社會與早期社會的差異，現在多半是採取打罵式教育，與早期的放任式教育不同（黃文樹，2016），因此依據這樣的差異，引用自 Barumrind 發展心理學的概念，區分為專制型教養、混合型教養、民主型教養(Robinson et al, 1995)，這樣的區分方式能有效檢測家庭教養方式的不同。



(三)、資源分配和子女社經地位取得的關聯

張芳全（2024）的研究主要基於「家庭資源稀釋理論」，該理論認為，隨著子女數量的增加，家庭可分配給每個子女的資源（如時間、金錢、教育支持等）會被稀釋，從而可能導致子女的學習成就下降。然而，張教授的研究發現，擁有兩位子女的學生在學習成就上表現最佳，獨生子女和四位子女的學生之間的學習成就差異並不顯著，這與家庭資源稀釋理論的預期不完全一致。

張芳全的研究結果對家庭資源稀釋理論提出了質疑，特別是在少子化的社會背景下。研究發現，獨生子女在某些學習領域的成就不如有兄弟姐妹的學生，這可能是因為缺乏手足互動所帶來的學習刺激和競爭。此外，四位子女的學生學習成就最差，可能是因為家庭資源過度分散所致。

周新富（2008）研究結果發現，影響學業成就最主要的變項為家庭經濟資本，其次是社會階級等背景變項，社會階級是資產階級與經理階級，經濟資本愈高，則子女的學業成就愈高，而家庭文化資本變項對學業成就沒有顯著預測力，家庭社會資本變項則對學業成就的預測力相當薄弱。這項結果說明臺灣地

區國中生的學業成就受到經濟資本及父母社會階級相關變項的影響較大，顯示臺灣地區教育機會均等的落實仍有待提升。

三、研究假設

依據我們想探討的重點，我們一共分為八個研究假設：

- H1：出生順序顯著影響 SES。
- H2：出生順序顯著影響教養方式。
- H3：教養方式在出生順序與 SES 之間具有中介作用。
- H4：出生順序顯著影響資源分配。
- H5：資源在出生順序與 SES 之間具有中介作用。
- H6：教養方式與資源共同中介出生順序對 SES 的影響。
- H7：世代會調節出生順序對教養方式的影響。
- H8：世代會調節出生順序對資源的影響。

四、研究架構

根據研究假設所提出的面向，大致以世代作為調節變項，來判斷其在出生順序分別對不同教養方式，與如是否負擔家中經濟、參與補習與課外才藝的時間多寡等家庭資源分配的影響。因此所畫出如下圖 1 的研究架構圖。

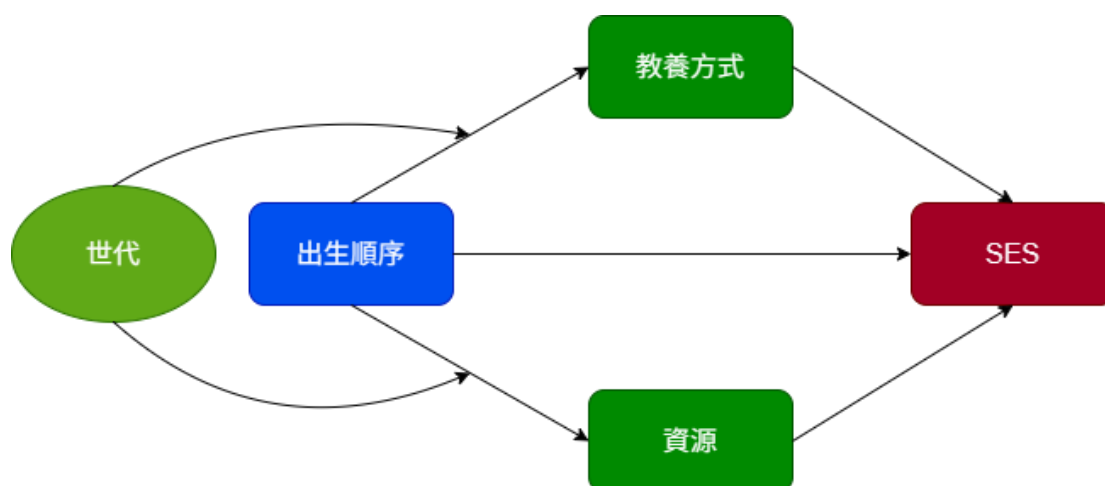


圖 1 研究架構圖

五、研究方法

(一)、資料來源

本研究對象為鶯歌區、三峽區以及樹林區南園里中 18 歲(含)以上的居民，以實體發放紙本問卷的方式，結合分層抽樣方法抽取樣本，總計發出與回收 940 份問卷。

(二)、分析方法

本研究主要使用 STATA 18 統計軟體進行統計分析，並根據不同的變項性質來操作不同的迴歸分析模型的方式以檢證假設：

- 1.連續變項：OLS 最小平方法
- 2.二元變項：邏輯迴歸分析 (logit)
- 3.類別變項：無序多類別邏輯迴歸分析 (mlogit)

(三)、變項設定

A.自變項：

1.出生順序：依照所樣本回收所得的出生順序資料來看，總共分為 1~14 的連續變項。

B.依變項：

1.父親、母親教養方式：依照量表分數與因素分析的劃分下，分為專制型、混合型、民主型三大類型進行對比(Robinson, 1995)

2.家庭資源取得主要分為兩個部分：

1. 補習時間（分為未補習~四年以上未滿五年共六個選項），與才藝時間（分為未補習~四年以上未滿五年共六個選項）的加總時長。用來反映在課外補習與才藝參與的時間多寡
2. 是否負擔家中經濟（二元變項），指在成年階段以前受訪者是否需要負擔家中經濟

3.SES 分數：使用黃毅志（2008）對應的社經地位分數對照表來展示擁有正職的受訪者所對照的社會經濟地位高低。

C.調節變項：

1.世代：根據皮尤研究中心(Pew Research Center)的劃分，將受訪者分為以下四種世代類型：

戰後嬰兒潮世代(Baby Boomers)(1946~1964)

X 世代(Generation X)(1965~1980)

Y 世代(Generation Y/Millennials)(1981~1996)

Z 世代(Generation Z)(1997~2007)

其中部分受訪者的出生世代處於在戰後嬰兒潮以前的沉默世代(Silent Generation)，但佔比較低，因此在本文中同樣被歸類為戰後嬰兒潮世代。因此相對完整的表述本研究年齡為 61 歲及以上的受訪者，稱之為「戰後嬰兒潮前後」這一世代劃分與分類。

並且因為本次研究的受訪者均為 18 歲及以上的成年人，所以在 Z 世代當中不會考慮到未成年，即 2008-2012 年出生的受訪者。

D.控制變項

1.性別：依照生理性別的劃分，為男性與女性的二元變項

2.手足數：同樣依照出生順序的邏輯，分為 1~14 個手足數這一連續變項

3.家庭（父母）社經地位分數（SES）：如果受訪者為雙親家庭者，會將父母雙方的 SES 分數加總後取平均作為其家庭整體的 SES 分數。如果受訪者為單親家庭者，則會僅考慮主要照顧他的父親或母親單獨的 SES 分數。

六、研究結果

表 1 為本研究的敘述統計表。總樣本數為 940 個受訪者資料。受訪者的年齡平均數為 45.02 歲，性別佔比中男性（51.70%）略多於女性（48.30%），出生順序平均落在 2.35 位，家庭手足數量（包括自己）的平均值為 3.58 個。受教方面個人的受教育年數則普遍落在 13.75 年，意味著平均下來有相當比例的受訪者有完成中等教育階段的教育程度。

世代層面以 Y 世代/千禧世代的佔比最多，X 世代受訪者則是第二多，戰後嬰兒潮前後出生與 Z 世代的受訪者佔比基本相等。

表 1 描述統計

	樣本數	平均數/百分比	標準差
<i>N</i> =940			
出生順序	940	2.35	1.63
年齡	909	45.02	16.33
世代	940	2.50	1.03
Z 世代	184	19.57%	
Y 世代/千禧世代	292	31.06%	
X 世代	271	28.83%	
戰後嬰兒潮前後	193	20.53%	
個人 SES 社經地位分數	803	77.03	5.75
父親教養方式	916	2.16	0.80
民主型	234	25.55%	
專制型	305	33.30%	
混合型	377	41.16%	
母親教養方式	926	2.36	0.85
民主型	230	24.84%	
專制型	131	14.15%	
混合型	565	61.02%	
補習時間	916	1.94	2.32
未參加補習	453	49.45%	
未滿一年	57	6.22%	
一年以上未滿兩年	73	7.97%	
兩年以上未滿三年	97	10.59%	
三年以上未滿四年	49	5.35%	
四年以上未滿五年	31	3.38%	
五年以上	156	17.03%	
才藝時間	910	1.17	1.98
未學習課外才藝	609	66.92%	
未滿一年	46	5.05%	
一年以上未滿兩年	66	7.25%	
兩年以上未滿三年	60	6.59%	
三年以上未滿四年	21	2.31%	
四年以上未滿五年	24	2.64%	
五年以上	84	9.23%	
是否負擔家庭經濟 (是=1)	939	31.42%	0.46
個人受教育年數	940	13.75	3.21
手足數量	940	3.58	2.02

續表 1

父親 SES 社經地位分數	828	76.01	6.40
母親 SES 社經地位分數	517	75.94	6.80
家庭（父母）SES 社經地位分數	860	75.95	6.09
性別（女=1）	940	48.30%	0.50

個人 SES 社經地位分數平均落在 77.03 分，而父母與其家庭的 SES 分數則平均分別落在 76 分左右。父母教養方式均為混合型居多，不過各自佔比略有差異。一半以上的受訪者接受過補習，但僅三成多的人接受過才藝培養。

表 2 出生順序是否影響父、母親的教養方式

	父親的教養方式	母親的教養方式
民主型為基準值		
專制	-0.0932	-0.148
出生順序	(-1.02)	(-1.20)
性別（女性）	-0.386*	0.362
	(-2.05)	(1.54)
同輩手足數（含自己）	0.238**	0.110
	(3.15)	(1.06)
家庭（父母）SES 分數	-0.0314*	-0.0353
	(-2.01)	(-1.79)
常數項	2.261	1.861
	(1.82)	(1.16)
混合		
專制	-0.0876	-0.110
出生順序	(-0.98)	(-1.21)
性別（女性）	-0.226	-0.178
	(-1.25)	(-1.06)
同輩手足數（含自己）	0.280***	0.172
	(3.78)	(1.94)
家庭（父母）SES 分數	-0.0260	-0.0326*
	(-1.66)	(-2.20)
常數項	1.828	3.123**
	(1.47)	(2.61)
N	846	849
Wald chi2	28.26	20.62
Pseudo R ²	0.0215	0.0168

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

本模型首先檢驗子女出生順序是否會影響父母對其採取的教養方式，並區分父親與母親進行分析。分析方法採用多類別邏輯迴歸模型，以「民主型」教養方式作為基準類別，比較其相對於「專制型」與「混合型」兩種教養方式的預測因子。各模型皆控制子女性別、同輩手足數（含自己）、以及家庭社經地位（SES），以釐清出生順序的獨立效果。

在針對父親教養方式的模型中，分析結果顯示子女的出生順序對父親是否採用專制型或混合型教養方式皆無顯著影響。儘管趨勢上顯示相對於長子女，較晚出生者略為傾向不被採用非民主教養方式，但此差異不顯著。

相較之下，性別對專制型父職表現具有顯著影響，男性子女較不易受到專制型教養方式，這可能反映傳統文化中對男性子女在家庭角色上的期待與互動方式的差異。此外，同輩手足數與父親採取專制型與混合型教養方式呈現正向顯著關係，顯示在多子女家庭中，父親可能因應管教與資源分配壓力，較傾向採取較具控制性的教養方式。

家庭 SES 則與父親採取專制型教養方式呈負向顯著關聯，亦即社經地位較高的家庭較不傾向以專制方式教養子女，這可能與高 SES 家庭中父職的教育背景或育兒理念有關。

在母親的教養方式模型中，出生順序同樣無顯著預測效果，無論是相對於專制型或混合型教養方式，出生順序均未呈現統計顯著的關聯。這表示在控制其他家庭與子女變項後，母親對不同出生順序子女的教養方式大致一致。

不同於父親，母親的教養方式中性別並無顯著影響，顯示母親對男性與女性子女採取相似的教養風格。在多子女家庭中，母親傾向採取混合型教養的傾向接近顯著，可能說明母親在子女人數多的情境下會在民主與權威之間取得平衡。

家庭 SES 在母親採取混合型教養方式時呈顯著負向關聯，顯示社經地位較高的家庭母親較可能偏向純民主型的教養方式，這與父職的趨勢一致。

綜合父母模型觀察，出生順序在兩者的教養方式中皆無顯著預測效果，顯示子女在家庭中的出生順序並不必然對其受到的教養方式產生決定性影響。這可能與現代家庭教養價值觀趨向平等，或因父母因應不同子女個性與需求而採取彈性策略，使得教養風格不再嚴格依據出生順序進行分類。

然而，父親與母親在某些影響因子的反應上仍有差異。父親較受子女人數與子女性別的影響，反映在傳統家庭結構中，父親可能因角色期待而展現較多的權威性與差異化對待；母親則相對呈現一致性，但受家庭社經背景影響較深。整體而言，家庭結構與社經資源仍是教養方式的重要影響因素，甚至可能比子女的出生順序更具解釋力。

本模型的分析結果指出，若欲理解父母的教養方式差異，應更進一步關注父母的社經條件與子女數量的壓力結構，而非僅以出生順序作為主要解釋變項。

表 3 出生順序是否影響個人 SES

	M1	M2	M3
出生順序	-0.039 (-0.22)	-0.06 (-0.32)	-0.12 (-0.65)
父親教養方式		0.09 (0.30)	0.21 (0.67)
母親教養方式		-0.01 (-0.03)	-0.05 (-0.17)
是否需負擔家中經濟			-0.09 (-0.17)
家庭資源 (補習與課外才藝年數)			0.16* (2.19)
性別 (女性)	-0.40 (-0.94)	-0.394 (-0.91)	-0.44 (-0.99)
同輩手足數 (含自己)	0.19 (1.31)	0.19 (1.30)	0.33* (2.06)
家庭 (父母) SES 分數	0.13*** (3.78)	0.14*** (3.79)	0.13*** (3.38)
常數項	66.51*** (23.62)	66.14*** (22.17)	66.03*** (21.77)
N	735	715	686
F	3.76	2.52	2.65
Adj R ²	0.0148	0.0126	0.0189

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

為了探討出生順序是否會對個人社經地位產生影響，本研究建構三個階層式線性迴歸模型 (M1 至 M3)，以受訪者目前的個人 SES 為依變項，檢視出生順序在控制一系列人口與家庭變項後的預測力。模型逐步加入父母教養方式、家庭經濟參與與教育資源等因素，進行更細緻的分析。

A. 出生順序的影響並不顯著

在三個模型中，出生順序對個人 SES 的迴歸係數皆為負向，顯示若僅從數值趨勢來看，出生較後的子女其社經地位略低於較早出生者。然而，在統計檢

定上，這些影響均未達顯著水準，無論是在僅控制基本變項的模型 M1，或是在進一步控制父母教養方式 (M2) 與家庭資源投入 (M3) 之後，出生順序的影響皆維持不顯著。這顯示，在本研究樣本中，出生順序並非影響個人社經地位的重要預測因子。

此結果與部分強調「長子優勢」或「資源稀釋理論」的文獻有所差異，可能原因包括：本研究樣本中的家庭資源分配方式不完全依照出生順序運作；或者隨著家庭教育與社會資源的普及，出生順序在形塑社會地位上的作用已逐漸淡化。

B. 儘管出生順序不具顯著影響，其他家庭相關因素則顯示出更強的解釋力：

家庭 SES 在三個模型中皆呈現高度顯著的正向關係，代表來自社經地位較高家庭的個體，未來取得較高社經地位的機會也較高。這一結果支持社會再製理論，指出家庭階層會透過資源累積與文化傳承持續影響下一代。

同輩手足數 (含自己) 在模型 M3 中達顯著水準，呈現正向影響。這與資源稀釋假說的預期略有不同，可能顯示在某些家庭中，多子女反而有助於彼此學習、分擔壓力，或家庭總體資源相對充足，使子女數量未對資源分配造成壓力，甚至形成正向支持效果。

家庭教育資源 (以補習與課外才藝活動年數為指標) 在 M3 中呈現顯著正向效果，說明家庭對子女的教育投資能有效提升其未來社經地位，尤其在高度競爭的教育與就業市場中，這類非正式教育資源日益重要。

C. 父母教養方式與性別影響有限

在 M2 與 M3 模型中，納入父母教養方式後並未顯著提升模型解釋力，且兩者對個人 SES 皆未呈現顯著影響。這顯示，父母是否採取民主、專制或混合型的教養方式，對成年後子女的社經地位影響較小，可能因其對人格、情緒或親密關係的影響較直接，而非對結構性社會階層移動。

同樣地，性別在三個模型中皆無顯著差異，顯示在本樣本中，性別對個人 SES 並無系統性不平等現象，可能反映女性教育與就業機會的改善。然而亦需注意，SES 構成中可能未能完全捕捉職場中更細緻的性別不平等。

三個模型的調整後 R 平方分別為 0.0148、0.0126 與 0.0189，解釋力相對有限，顯示個人 SES 仍受許多未納入模型的外部因素影響。然而從顯著變項來看，家庭原生的社經背景與教育投入仍為關鍵因素。這些結果再次印證，社會階層的再製過程中，結構性的家庭資源與教育資本扮演重要角色，而出生順序的作用則較為間接或微弱。

總結而言，本研究結果不支持「出生順序會顯著影響個人社經地位」的假設。政策與教育實踐若希望促進世代間社會流動，應更聚焦於縮小家庭間的教育資源差距與提高基礎社經資源的可近性，而非僅著重於家庭內部的順序性差異。

表 4 出生順序對家庭資源的影響

	M4 是否分擔	M5 補習+才藝年數
無須負擔作為基準值	需要負擔	
出生順序	-0.11 (0.06)	0.048 (0.09)
性別（女性）	0.07 (0.16)	0.46* (0.23)
同輩手足數（含自己）	0.36*** (0.01)	-0.69*** (0.08)
家庭（父母）SES 分數	-0.04** (0.01)	0.12*** (0.02)
常數項	1.08 (0.01)	-3.79* (1.52)
N	860	830
F	188.48***	65.16***
Adj R ²	0.1597	0.2364

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

透過表 4 的內容，從 M4 的模型可以看到出生順序對於是否負擔家庭經濟不構成顯著影響。而不過在同輩手足數（含自己）與家庭 SES 分數上均呈現顯著性。以表示隨著父母的社經地位越低，和家中包括自己的同輩手足數越多者，其越不需要在未成年時期參與負擔家中經濟的重任。

而在 M5 的模型中可以表示出生順序同樣在補習與才藝年數這類家庭資源的投入不構成顯著影響。不過相較於 M4 是否負擔家中經濟的模型，在同輩手足數（含自己）與家庭 SES 分數具有顯著性的基礎上，性別同樣作為具有顯著性的變化與差異。表示說女性相較於男性會更傾向獲得課外補習與才藝培養的投入，以及隨著父母的社經地位越高，和家中包括自己的同輩手足數越少者，其越有較大的可能性獲得課外補習與才藝培養的投入。

表 5 當中對於 M7 是否負擔家中經濟這一方面可以看出，其顯著性仍就不形成顯著性而在 M8 面向補習與才藝時間的投入上，則可以發現到家庭資源的投入時間會對個人的 SES 分數產生影響，表示出每增加一年的補習與才藝投入，對於未來個人 SES 分數會增加 0.15 分的正面影響。不過 H4.H5 不成立。

M9 模型則是呈現出生順序在透過教養方式與家庭資源投入是否影響個人 SES 分數。其中整體顯著，但其解釋力偏低。且家庭社經地位、資源投入與手足數多寡會影響到個人的社經地位高低，呈現階級複製的情形。

表 5 家庭資源對個人 SES 分數與出生順序透過中介變項對個人 SES 的影響

	M7 是否分擔	M8 補習+才藝年數	M9 個人 SES
出生順序	-0.048 (0.17)	-0.09 (0.17)	-0.17 (-0.65)
是否分擔	-0.33 (0.47)		
家庭資源 (補習與課外才藝年數)		0.15** (0.07)	0.16* (2.19)
父親教養方式			0.21 (0.67)
母親教養方式			-0.05 (0.17)
性別 (女性)	-0.40 (0.42)	-0.44 (0.43)	-0.44 (0.99)
同輩手足數 (含自己)	0.21 (0.15)	0.31** (0.15)	0.33* (2.06)
家庭 (父母) SES 分數	0.13*** (0.04)	0.12** (0.04)	0.13*** (3.38)
常數項	66.74*** (2.84)	66.48*** (2.86)	66.03*** (21.77)
N	735	706	686
F	3.11**	4.07**	2.65**
Adj R ²	0.0141	0.0213	0.0189

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

接著，則需要去了解世代作為調節變項如何影響出生順序對於教養方式的作用。表 6 呈現出父親教養方式模型與母親教養方式模型呈顯著性，其解釋力基本低於 5%。

以父親 (M10) 的模型來看，在家庭中有越多子女會更傾向於採用專制型，而對於女性和家庭社經地位越高的狀況下，則會越不採用專制型；戰後嬰兒潮前後出生者更容易受到父親給予混合型的教養方式。

從母親 (M11) 的模型來看，相較於民主型在專制型的變項均不顯著。不過在 X 世代和戰後嬰兒潮前後出生者更容易受到母親給予混合型的教養方式，同時家庭社經地位越高的狀況下，其母親越不採用混合型。

H7 的調節效應 (世代×出生順序) 在父親與母親的專制型、混合型教養模型中均不存在統計顯著性。表示出生順序未受世代背景調節。

表 6 出生順序對教養方式的影響（與世代的調節作用）

	M10 父親	M11 母親
民主型（基準組）		
專制型		
出生順序	-0.24 (.28)	-0.75 (.59)
世代（Z 世代為基準）		
Y 世代/千禧世代	0.74 (.58)	1.00 (.95)
X 世代	0.95 (0.58)	1.05 (0.92)
戰後嬰兒潮前後	0.39 (0.68)	.75 (1.07)
出生順序 X 世代（Z 世代為基準）		
Y 世代/千禧世代	0.23 (0.32)	0.39 (0.62)
X 世代	0.12 (0.29)	0.69 (0.59)
戰後嬰兒潮前後	0.16 (0.29)	0.53 (0.61)
性別（女性）	-0.43 (0.19)**	0.38 (0.24)
同輩手足數（含自己）	0.19 (0.08)**	0.02 (0.12)
家庭（父母）SES 分數	-0.03 (0.02)	-0.03 (0.02)
常數項	1.73 (1.40)	1.01 (1.85)
混合型		
出生順序	-0.22 (0.25)	-0.08 (0.24)
世代（Z 世代為基準）		
Y 世代/千禧世代	0.48 (0.55)	0.43 (0.53)
X 世代	0.68 (0.54)	0.87 (0.50)
戰後嬰兒潮前後	1.53 (0.62)*	0.96 (0.56)

續表 6

出生順序 X 世代 (Z 世代為基準)		
Y 世代/千禧世代	0.27 (0.30)	0.18 (0.29)
X 世代	0.21 (0.28)	-0.07 (0.25)
戰後嬰兒潮前後	0.10 (0.27)	-0.05 (0.24)
性別 (女性)	-0.19 (0.19)	-0.17 (0.17)
同輩手足數 (含自己)	0.11 (0.08)	0.10 (0.10)
家庭 (父母) SES 分數	-0.02 (0.02)	-0.03 (0.02)
常數項	0.97 (1.39)	2.33 (1.30)
N	846	850
Pseudo R ²	0.0484	0.0460
Wald chi2(8)	85.11 ***	67.54 ***

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

在研究結果的最後則會呈現表 7 有關世代作為調節作用下，出生順序對於是否負擔家中經濟與家庭資源投入的影響。在解釋力方面，是否負擔解釋力為 11.13%，補習與才藝時間解釋力為 36.28%。

在是否負擔 (M12) 模型中，X 世代和戰後嬰兒潮前後出生者更傾向在未成年時期參與負擔家中經濟。而且家庭規模越大越需要家庭子女負擔經濟狀況，以及家庭社經地位越高的狀況下，個人越不需參與負擔經濟狀況。

從補習與才藝時間 (M13) 模型中，可以發現調節作用在所有變項呈顯著差異。其中女性、社經地位越高、手足數量越少、出生世代越晚者，和家中出生順序越靠前越有機會在補習與才藝時間上投入更多時間。

因此得出 H8 的調節效應 (世代×出生順序) 在是否負擔家中經濟上不存在顯著性。不過 H8 的顯著效應在補習和才藝時間上存在顯著性。

表 7 出生順序對是否負擔家中經濟與資源投入的影響（世代為調節作用）

	M12 是否負擔 有負擔	M13 補習才藝時間
出生順序	-0.10 (0.42)	-1.10 (0.33) ^{***}
世代（Z 世代為基準）		
Y 世代/千禧世代	0.70 (0.79)	-2.99 (0.78) ^{***}
X 世代	1.26 (0.76)	-5.16 (0.67) ^{***}
戰後嬰兒潮前後	1.43 (0.79)	-6.45 (0.67) ^{***}
出生順序 X 世代（Z 世代為基準）		
Y 世代/千禧世代	0.11 (0.44)	0.81 (0.40) [*]
X 世代	0.02 (0.42)	1.03 (0.33) ^{***}
戰後嬰兒潮前後	-0.04 (0.42)	1.31 (0.33) ^{***}
性別（女性）	0.08 (0.16)	0.36 (0.20) [*]
同輩手足數（含自己）	0.27 (0.07) ^{***}	-0.31 (0.06) ^{***}
家庭（父母）SES 分數	-0.03 (0.01) [*]	0.09 (0.02) ^{***}
常數項	-0.17 (1.24)	1.58 (1.44)
N	860	830
Pseudo R ² / R ²	0.1113	0.3628
Wald chi2(10)/F-value	87.71 ^{***}	57.16 ^{***}

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

鑒於家庭資源投入（補習與才藝時間的多寡）與世代作為調節作用是具備其顯著性的，因此透過 STATA 的 marginsplot 指令繪製出圖 2。其中可以看出 Z 世代相較於其他世代在資源投入的時間上是最多的，且出生順序越靠後，資源投入的變化也會降低的最為明顯。Y 世代與 X 世代在資源投入分別位居第 2.3 位，且同樣隨著出生順序越靠後，資源投入會越少，但不及 Z 世代的降幅那麼明顯。戰後嬰兒潮前後世代則與以上三者相反，出生順序越靠後者所能得到的資源投入越多，意指家中越有經濟能力可以支持出生順序較小者的資源投入。

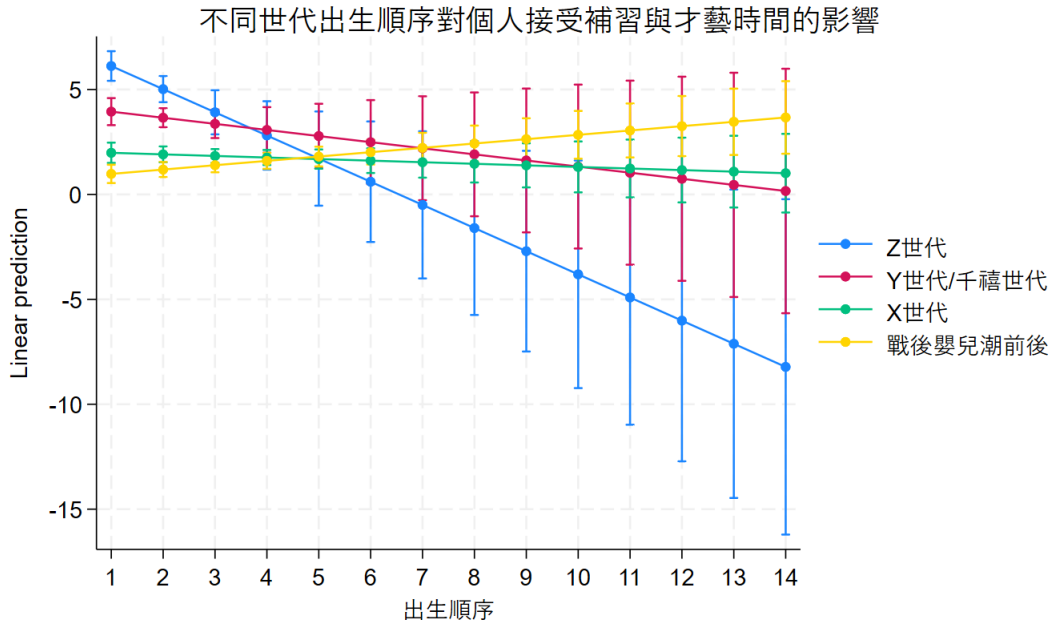


圖 2 不同世代出生順序對個人接受補習與才藝時間的影響

七、討論與結論

研究假設	是否支持
H1：出生順序顯著影響 SES	X
H2：出生順序顯著影響教養方式	X
H3：教養方式在出生順序與 SES 之間具有中介作用	X
H4：出生順序顯著影響資源分配	是否負擔經濟 O 補習才藝時間 X
H5：資源在出生順序與 SES 之間具有中介作用	是否負擔經濟 X 補習才藝時間 O
H6：教養方式與資源共同中介出生順序對 SES 的影響	教養方式 X 家庭資源 O
H7：世代會調節出生順序對教養方式的影響	X
H8：世代會調節出生順序對資源的影響	是否負擔 X 家庭資源 O

表 8 是否支持對應研究假設

結合本研究欲從出生順序對於教養方式、家庭資源分配與地位取得的影響，將以上研究結果整理成表 8 的內容加以呈現出結果。

從中認識到當中出生順序本身對社會經濟地位 (H1) 和父母教養方式 (H2) 未顯著影響，而結果顯示個人社經地位高低主要受到家庭本身的社經地位所影響。而教養方式作為出生順序與 SES 分數之間的中介變項 (H3)，也未能達到顯著效果。不過出生順序對於是否負擔家中經濟這點是有顯著影響的，且表明出生順序越靠後者越不需要在未成年期間負擔家中經濟 (H4)，但對於

家庭資源投入上並不形成顯著性。

而在控制性別、同輩手足數與家庭社經地位分數的影響下，個人在求學期間是否負擔家中經濟與日後個人 SES 分數並無顯著關聯，不過在補習與才藝的資源投入上的則與對個人社經地位呈現正向作用 (H5)。在納入教養方式與資源投入變項共同進行的中介分析下，除家庭資源投入有部分呈現顯著效果以外，其餘均未有顯著性 (H6)。

最終將世代作為調節作用下觀察對於教養方式與資源投入的影響中，可以得出父母在出生順序未受到世代因素所調節 (H7)。在資源投入方面，是否負擔家中經濟這點不存在顯著性，但在補習與才藝投入時間上則存在世代層面的顯著差異 (H8)。

因此本研究雖然在出生順序是否影響到教養方式上基本沒有明顯差異與發現，不過涉及到是否因為家庭經濟狀況窘迫而需要負擔經濟，以及在課外補習與才藝時間上的投入對於個人社經地位方面，則有些許的發現。其中也呼應到張芳全的家庭資源稀釋理論與 Blau & Duncan 的地位取得模型。意味著以三鶯地區作為代表的台灣社會，家庭本身的經濟條件與對於不同出生順序子輩的栽培會呈現在階級複製的表現。因此針對這類社會階級/層的變化仍需要更多的關注，以及彌補家庭間階級不平等所存在的差異。

八、參考資料

1. Behrman, J. R., & Taubman, P. (1986). Birth order, schooling, and earnings. *Journal of labor economics*, 4(3 Pt. 2), 121–150.
<https://doi.org/10.1086/298124>
2. Blau, P. M., & Duncan, O. D. (1967). *The American occupational structure*. John Wiley & Sons Inc.
3. De Haan, M. (2010). Birth order, family size and educational attainment. *Economics of Education Review*, 29(4), 576-588.
4. Downey, D. B. (2001). Number of siblings and intellectual development: The resource dilution explanation. *American psychologist*, 56(6-7), 497.
5. Hiriscau, A., & Pintea, M. (2024). Birth order, socioeconomic background and educational attainment. *Education Economics*, 32(3), 395-412.
6. Lindert, P. H. (1977). *Sibling position and achievement*, 199-200.
7. Robinson et al(1995). *AUTHORITATIVE, AUTHORITARIAN, AND PERMISSIVE PARENTING PRACTICES: DEVELOPMENT OF A NEW MEASURE*. 1, 822.
8. Twenge, J. M. (2023). *Generations: the real differences between Gen Z, Millennials, Gen X, Boomers, and Silents—and what they mean for America's future*. Simon and Schuster.
9. Weng, Q., Gao, X., He, H., & Li, S. (2019). Family size, birth order and educational attainment: Evidence from China. *China Economic Review*, 57, 101346.
10. Yu, W. H., & Su, K. H. (2006). Gender, sibship structure, and educational inequality in Taiwan: Son preference revisited. *Journal of Marriage and Family*, 68(4), 1057-1068.
11. 內政部 (2025) 。01. 出生數及粗出生率(按登記及發生)(36) 。中華民國內政部戶政司全球資訊網 。<https://www.ris.gov.tw/app/portal/346>
12. 呂怡蓓；王鳳玉(2011) 。淺談父母教育期望對獨生子女之影響 。家庭教育雙月刊，(29)，14-29。
13. 李敦仁、余民寧 (2005) 。社經地位、手足數目、家庭教育資源 與教育成就結構關係模式之驗證： 以 TEPS 資料庫資料為例。台灣教育社會學研究，5(2)，1-47。
14. 周新富(2008) 。社會階級對子女學業成就的影響：以家庭資源為分析架構。臺灣教育社會學研究，8(1)，1-43。

15. 張芳全 (2024)。國中生的手足數、家庭學習資源及學習興趣與學習成就的關聯之研究。學校行政，(154)
16. 陳宣羽、吳世英 (2025)。家庭規模與出生排序對跨代所得彈性的影響。經濟研究，61(1)，1-47。
<https://www.airitilibrary.com/Article/Detail?DocID=10181245-N202503040013-00001>
17. 黃文樹 (2016)。當前美濃地區客家族群教養觀之實徵研究。北商學報，27~30，175-176。
18. 黃毅志 (2008)。如何精確測量職業地位？“改良版台灣地區新職業聲望與社經地位量表”之建構。臺東大學教育學報，19(1)，151-159。
<https://doi.org/10.6778/NTTUERJ.200806.0151>
19. 魯慧中 (2017)。性別偏好與出生排序效果：重新檢視台灣家戶對子女教育資源之配置。經濟論文叢刊，45(4)，579-637。
[https://doi.org/10.6277/TER.201712_45\(4\).0003](https://doi.org/10.6277/TER.201712_45(4).0003)