

國立臺灣大學社會科學院經濟學系
碩士論文

Department of Economics
College of Social Sciences
National Taiwan University
Master Thesis

市場的力量：從性比例失衡看印度婦女地位的變化
Power of the Market:
Sex Ratio Imbalance and Women Status in India



Estelle Jiun-Chi Fu

指導教授：林明仁 博士
Advisor: Ming-Jen Lin, Ph.D.

中華民國 101 年 1 月
January, 2012

謝 辭

「因為需要感謝的人太多了，就感謝天罷。」在完成這篇論文的過程中，才漸漸明白謝天的心情；我何其幸運，人生中能遇到這麼多貴人相助！如果把所有想感謝的人事物全都列出來，只怕是謝辭要比論文還長了。

感謝爸爸、媽媽，還有已經與世長辭的奶奶、外公、外婆，一直以來在人生態度上樹立了許多典範，長輩們的教導使我的人生避過了許多不必要的顛躓，家人無盡的支持、不曾改變的包容和疼愛，總是我最堅強的後盾；感謝指導教授林明仁老師磨不完的信心，讓我即使知道自己的疑惑可能很初階、很基本、甚至有些愚蠢，都還是能放心地大膽提問，每次以為山窮水盡、甚至擔心得另覓主題之時，經過老師一番指點總是又柳暗花明；感謝駱明慶老師及江淳芳老師，在百忙中還抽空擔任口試委員，提點我可行的修正方向；感謝博士班的心嵐學姊，以及碩士班同門的賴建宇學長、區俊傑學長、張登閔學長、侑玲和哲元，還有小強、祐謙、雅婷、欣儀、美慧、朱帆、雅蔚、家慧…等多位大學同學在過程中的切磋、陪伴與鼓勵，讓我的研究所生涯更多精彩多姿；感謝擊劍校隊的李台忠教練和林士修教練，還有仲緯德沛兆洋韋翰加極宜龍逸群瑤笙饅頭懶貓夢迪子軒詩翔岳融紹軒昕頤偉修孟諶蔚霖玉翎潔柔阿苗詩哲瑾瑜小湛景亮…等一起打天下的隊友們，能有一群一起流血流汗並肩作戰的夥伴，真的是得來不易的緣分；感謝北一儀隊校友隊前後跨越四十餘載的忘年姊妹們，每次練習總不忘關心我的論文進度，工作忙碌之餘還記得我的口試時間、為我加油打氣。

最後，感謝天，讓我能夠遇見每一位出現在我生命中的你和妳！

摘 要

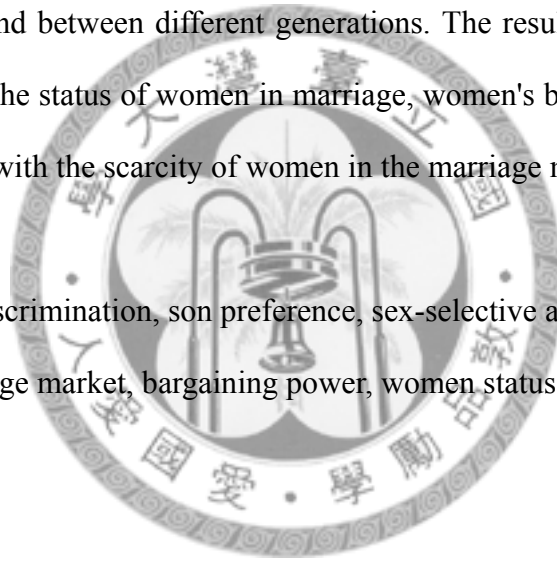
亞洲重男輕女觀念根深蒂固，missing women 的問題備受關注，本文立基於經濟學中最基本的供需理論，運用 National Family Health Survey 的之資料庫，研究印度 1980 年代起出生性比例扭曲之世代長大成人後造成的婚姻市場失衡，是否會影響婦女在家中的處境；文中以生育數量、子女夭折情況、及夫妻關係代表已婚女性在家中的地位，並藉由比較兒女差異以及世代間的不同，來了解出生性比例失衡在該世代進入婚姻市場後，對於主客觀情況變化的影響並推測其原因；研究結果發現，不論是代表客觀條件的子女狀況變數或代表主觀價值的夫妻關係變數，均受省出生性比例的高低不同影響；出生性比例扭曲的世代進入適婚年齡後造成的婚姻市場失衡，確實影響了女性在婚姻中的地位，婦女在家庭中的議價能力確實會隨著女性的稀少性而增加。

關鍵詞：性別歧視，重男輕女，性別選擇墮胎，性比例失衡，婚姻市場，議價能力，婦女地位

Abstract

The missing women issue in Asia has earned more and more concern these years, this paper discovered how does the skewed sex ratio at birth in India since 1980s influence women status by using National Family Health Survey (NFHS) datasets. I use number of birth, children mortality ratio, and conjugal relation variables to represent women status, and also try to find out the changes in circumstances after the "distorted generation" entered into the marriage market by comparing the differences between sons and daughters and between different generations. The results show that, sex ratio imbalance did affect the status of women in marriage, women's bargaining power inside family does increase with the scarcity of women in the marriage market.

Keyword: Gender discrimination, son preference, sex-selective abortion, sex ratio imbalance, marriage market, bargaining power, women status



目 錄

第一節 前言.....	1
第二節 理論說明.....	4
第三節 資料說明.....	10
第四節 實證結果.....	13
第五節 結論.....	21
參考文獻.....	23
附錄.....	30



圖目錄

《圖 1-1》2011 印度行政區及人口分布圖.....	30
《圖 1-2》印度性比例趨勢.....	31
《圖 1-3》1981-2001 印度各省幼兒性比例.....	31
《圖 3-1》小孩數時間趨勢圖.....	32
《圖 3-2》兒子數時間趨勢圖.....	33
《圖 3-3》女兒數時間趨勢圖.....	33
《圖 3-4》小孩亡存比時間趨勢圖.....	34
《圖 3-5》兒子亡存比時間趨勢圖.....	35
《圖 3-6》女兒亡存比時間趨勢圖.....	35
《圖 3-7》亡存比兒女差時間趨勢圖.....	36
《圖 3-8》曾受家庭暴力比例時間趨勢圖.....	37
《圖 3-9》曾受情緒暴力比例時間趨勢圖.....	37
《圖 3-10》曾受丈夫掌控比例時間趨勢圖.....	38
《圖 3-11》各省出生性比例時間趨勢圖.....	39

表 目 錄

《表 3-1》各被解釋變數之統計摘要：全部樣本.....	40
《表 3-2》各被解釋變數之統計摘要：1978 年(含)前出生者.....	41
《表 3-3》各被解釋變數之統計摘要：1979 年(含)後出生者.....	41
《表 3-4》各解釋變數之全國及各省平均值.....	42
《表 4-1》被解釋變數為小孩數之迴歸結果：全部樣本.....	43
《表 4-2-1》各被解釋變數之迴歸結果：全部樣本(1).....	44
《表 4-2-2》各被解釋變數之迴歸結果：全部樣本(2).....	45
《表 4-2-3》各被解釋變數之迴歸結果：全部樣本(3).....	46
《表 4-3》省出生性比例單位效果佔樣本平均數及樣本標準差比例： 全部樣本.....	47
《表 4-4》各被解釋變數之迴歸結果：1978 年(含)前出生者.....	48
《表 4-5》各被解釋變數之迴歸結果：1979 年(含)後出生者.....	48
《表 4-6》省出生性比例單位效果佔樣本平均數及樣本標準差比例： 切割樣本.....	49
《表 4-7》以出生年虛擬變數控制固定效果之迴歸結果：全部樣本...	50
《表 4-8》以出生年虛擬變數控制固定效果之迴歸結果： 1978 年(含)前出生者.....	51

《表 4-9》以出生年虛擬變數控制固定效果之迴歸結果：

1979 年(含)後出生者.....51

《表 4-10》以教育程度為樣本切割基準之迴歸結果：

受教年數三年(含)以下.....52

《表 4-11》以教育程度為樣本切割基準之迴歸結果：

受教年數超過三年.....52



第一節 前言

亞洲許多國家都有重男輕女的傳統觀念，甚至生女不算有後，如果能夠選擇，家家戶戶都希望可以生子，因為如此才能稱為有人延續香火。同時女性結婚後便是夫家的一分子，「嫁出去的女兒如同潑出去的水」這種觀念愈根深蒂固，就表示女兒成年之後愈無法回饋原生家庭，也就是父母親能從女兒身上回收的效益愈少，養育女兒的意願就愈低 (Das Gupta 2009)。印度正是一個很鮮明的例子，女性地位很低，Sen (1990) 在討論亞洲 missing women 的問題時，印度便是重點國家之一：正常情況下，每 100 位女孩應有 105 至 106 位男孩，因為大自然似乎對女性較為友善，女性天生對於疾病的抵抗力就比較好、生存力較男性強，在相似的营养條件及醫療照顧之下，女性通常比較長壽，男嬰也比女嬰容易夭折；出生時男性略多看來是大自然平衡下的結果。但在許多第三世界國家，這個自然狀態已經被重男輕女的偏好嚴重破壞，而性別歧視主要通常透過兩種管道影響性比例：一是已經被生下來的的女嬰無法得到足夠的實體資源、也沒有獲得妥善的周邊照顧，使得女嬰的夭折率不正常地偏高，因此兒童性比例高於自然值；二是母親一旦在懷胎過程中發現胚胎為女性，便直接選擇墮胎，女嬰連被生下來的機會都沒有，這就造成了出生性比例的失衡，從根本上導致了人口男多於女的現象。¹

在重男輕女的觀念下，女嬰或女童獲得的照顧不如同齡男性，已經獲得許多研究證實。Barcellos et al.(2010)研究印度父母如何對待不同性別的小孩，發現同樣是家庭中兩歲以下的嬰兒，該嬰兒若為男性，每天獲得照顧的時間約較女嬰多 20 分鐘；若為僅有一個小孩的家庭，六歲以下的男童較女童每日多享有 50 分鐘的照顧；該研究也發現，男童較女童更有可能接種疫苗、獲得更好的營養；這相當於多出了 10% 的關注！Punjab 是印度性別歧視極為嚴重的一省，Das Gupta (1987)研

¹ 常見的性比例表示方法有兩種，其一為「(男/女)*100」，其二為「(女/男)*1000」；印度官方資料多採用後者，但本文跟隨聯合國等多數國際組織採用前者。

究該省的資料，發現母親心中理想兒子數的平均值約為兩個、但理想女兒數卻一個都不到，在嬰兒最容易夭折的 1~23 個月，女嬰死亡率約為男嬰的兩倍；在衣服、醫療、食物等支出上，女嬰跟男嬰得到的資源也有落差。女嬰、女童的死亡率較高，使得幼年人口的性比例不正常地高於自然值。

印度的出生性比例亦因近幾十年社會環境現實的改變而出現變化，這使得男女比失衡的情況有了愈見嚴重的趨勢。印度 MTP 法案 (Medical Termination of Pregnancy Act) 於 1971 年通過、並於 1972 年實施，墮胎開始合法化；而該法案於 1975 年修訂，規定了墮胎條件，登記在案的墮胎數量大幅上升 (Hirve 2004)。² 另外，早期羊膜穿刺容易誤傷胎兒，導致早產或是胎兒畸形等後果，但從 1980 年代開始，超音波技術普及讓胎兒性別判定變得比較容易且安全，Arnold et al. (2002) 便認為每年約有超過 10 萬的性別選擇墮胎是發生在羊膜穿刺術或超音波檢查之後。Das Gupta (2005, 2006) 列出整體中國新生兒的統計數據，比較不同胎次的新生兒及母親過去生育歷史的性別組成，並由此推斷重男輕女的傳統觀念確實是造成出生性比例失衡的首因。Lin and Luoh (2008) 研究臺灣超過三百萬位新生兒的個體資料，藉由控制每位新生兒的胎次別以及考量同一位母親過去生育歷史中的性別組成，發現高胎次的嬰兒更有可能是男性，而若單純就第三胎的性別做分析，同一位母親的前兩胎均為女兒者，第三胎則更有可能是男性，以上結果證實了重男輕女的傳統觀念確實是造成出生性比例失衡的主因。Bhalotra and Cochrane (2010) 則研究印度性別選擇墮胎問題，運用是否經過超音波檢查、並輔以考量上述文獻中的嬰兒胎次別及嬰兒母親生育歷史加以分析，得到了相同的結論。

原本作為偵測胎兒異常與監控母親健康狀況的醫療技術成為胎兒性別鑑定的手段，配合節育觀念的推廣、生育率快速下降，及墮胎法案的通過實施，性比例失衡的情況愈加嚴重，加上印度人口眾多，於 2000 年時已跨越 10 億，2011 年之

² 印度傳統須為女兒準備嫁妝，這對於父母來說是一筆負擔，而 MTP 法案雖規定了許多墮胎條件，包括危及孕婦生命、胎兒不正常...等，其中一項卻為「家庭經濟狀況無法負荷」，與前述婚嫁傳統放在一起看，頗令人玩味。

普查顯示其人口已超過 12.1 億人(《圖 1-1》為 2011 年印度行政區及人口分布圖)，如此龐大的人口基數，使得失衡造成的缺口更難以忽視。Guilmoto (2007)專文探討印度性比例失衡，該報告便指出，若以正常出生性比例為 106 作為計算基準，1981 至 2005 年間的性別選擇墮胎可能高達 800 萬人！從《圖 1-2》可以看到，印度 0-4 歲人口的性比例從 80 年代開始飆高，同時《圖 1-3》也顯示從 1981 年至 2001 年，幼年人口性比例偏高之地區逐漸擴大。

傳統習俗與性別歧視的惡性相互加成作用，配合上醫療科技進步與節育觀念的衝擊，造成了性比例失衡的結果，而性比例失衡的後續影響深遠、層面廣泛，聯合國人口基金會 2010 年對於胎兒性別選擇的報告(Guidance Note on Prenatal Sex Selection)便指出，印度部分區域的幼兒性比例已攀升至 115；這群性比例扭曲的世代現在已經成年了，當初出生時的不均衡有 marriage squeeze 等更長期的影響，例如較窮的男性難以成婚、較窮的女性遠嫁他鄉等等。但性比例失衡對於女性而言真的是壞事嗎？失衡造成的影響主要有兩種，一是當下立即產生的變化，二是經過一段時間後才浮現出來的效果；近年已經有愈來愈多文獻投入探討失衡造成的第一種影響，也就是這些在經過選擇之下仍被生下來的女嬰們的福利狀況，而本文想進一步嘗試了解的是後者：當這群失衡的一代長大後，是否會回頭動搖失衡的起始原因，也就是女性的地位能否獲得改善的契機？或是會因為男性的勢力較過去龐大而使得婦女處境更糟？這是接下來即將探討的主題。同時，本文也藉由比較不同變數得到的結果以及世代間的差異，來了解出生性比例失衡在該世代進入婚姻市場後，對於主客觀情況變化的影響並推測其原因。

本文結構簡列如下：第二節為理論說明及相關文獻回顧，第三節將說明使用資料及各使用變項的統計特性，第四節為迴歸結果以及對於結果的詮釋和討論，第五節為結論。

第二節 理論說明

性別選擇墮胎，固然使得女性數量減少，但對於選擇後仍被生下的女孩來說，未必是壞事；直覺上這主要透過兩種管道影響女性的福利，一是當下立即反應出來的影響，二是經過時間醞釀後逐漸浮現的效果。

首先，被生下的女嬰是在父母可以選擇性別的情況下仍然被保留的胎兒，相較於無法選擇而生下的女嬰，雙親應該更有意願給予良好的照顧，畢竟如果一開始就不想要這個孩子，大可以不需要生下來，因而可以從此猜測，性別選擇墮胎雖是源自於重男輕女的傳統觀念，但或許只是讓無法獲得良好照顧的女孩從一開始就不會出生；也就是說，性別選擇墮胎對於被保留而生下來的女孩來說，不一定是壞事。Goodkind (1996)比較韓國、中國及臺灣不同年代的出生性比例和男女嬰死亡率，認為產前及產後性別選擇具有替代性。Lin et al.(2010)研究臺灣資料，分析約 280 萬人的出生與死亡記錄，其得到的結果顯示，雖然性別選擇墮胎會使得出生性比例增加，但卻也同時使得被生下來的女嬰死亡率下降；文中以第三胎以上胎次之樣本資料算得，以產前性別選擇替代產後性別選擇的比例將近一成，而如果反過來算，禁止產前性別選擇，約會使得產後性別選擇上升 7%。Hu and Schlosser (2011)使用印度資料研究胎兒性別選擇對於女孩福利的影響，發現產前性別選擇雖然不會立即由於女孩稀少而改善重男輕女的偏好，但在能選擇的情況下仍被生下的這些女孩，營養狀況卻有所改善，包括受哺乳期間延長，身高體重不足等情況也減少了。

除了當下會迅速造成的改變以外，由於性別選擇墮胎可行，這將使得出生性比例「向男性傾斜」，男嬰相對於女嬰不正常地過多；出生時的性比例失衡，在這個世代逐漸長大成人、進入適婚年齡的時候，就會演變成婚姻市場的供需失衡，潛在的新娘供給遠少於其需求，或者反過來說，潛在的新郎供給遠大於其需求，

由經濟學中最基本的供需理論我們就能夠知道，如此一來女性的稀少性便會使其價格上升、或者反過來說就是男性過多將使其價格下跌，雖然婚姻市場及家庭相處中並不存在精確的價格數字，卻能由某些特性的改變一窺究竟，從側面看到隱藏在其中的市場力量；這也是本文想探討的主題。

婚姻生活中存在之許多需要溝通協調的地方，Manser and Brown (1980)便指出，如果家庭成員的效用函數不相同，在進行家庭決策的時候，勢必透過內部的討價還價過程達成協議。家庭內部協商的結果則取決於成員的議價能力，Rainer (2008)認為，性別歧視與家庭中夫妻間的策略性互動是相互影響的，家庭中不平等的狀況來自於夫妻擁有的背景資源有差異，妻子在與丈夫討價還價的過程中無法提供可信的威脅，使得女性在家中地位低落。Beegle et al. (2001)研究印尼婦女生育保健情況，並認為一對夫婦不一定有相同的偏好，故進行決策時的談判，便取決於夫妻各人維護自己偏好的能力如何；其發現代表議價能力的諸多變數，如家庭中夫妻之間的財產分配、夫妻相對教育水準、雙方原生家庭社經地位等，都會影響決策。

性比例失衡的角色就相當於婚姻市場出現了外生衝擊；Becker (1973)就認為，家裡的資源分配跟婚姻市場均衡有關，影響婚姻市場均衡的因素有很多，性比例就是其中一個。當市場上出現了超額男性供給，會使得在婚姻關係中，男性將為此付出一些代價，也就是女性在婚姻中的議價條件變好、價格提高了，換言之，女性的地位應會獲得改善。Angrist (2002)研究美國移民第二代資料，便發現性比例上升會讓女性在婚姻市場中的議價能力增加，家庭結構及資源分配都會改變，同時因為男性面對競爭更激烈的環境，所以必須要更有吸引力、更有「效率」，包括薪資水準較高等，該文並分析五歲以下的幼兒，發現父母來自性比例偏高背景者，其家庭平均每人所得較高、經濟條件較好。Chiappori et al. (2002)亦將性比例作為兩大婚姻市場條件之一（另一項為離婚法律），以分析家庭內部決策，發現其確實會影響資源分配，人口中男性所佔比例每上升一個百分點，丈夫轉移給妻子的年

所得便隨之增加 2,163 美元；這也證實了 Becker (1991)認為婚姻市場狀況是影響家計決策過程之重要因子的論述。

由此可知，過高的性比例使婚姻市場供需失衡，女性相較於男性愈見稀少，這種稀少性給了女性一些優勢，因而提高了女性的議價能力，在此狀況下的家庭互動過程中，妻子應該會受到丈夫較好的對待，婚姻中婦女中的地位應會上升；但女性的處境或在家中握有的權利，是種抽象、主觀的概念，若欲分析其變化，必須先找到能作為代表的變數，以衡量市場力量的效果到底有多大。

Craig (2006)研究澳洲時間運用調查 (TUS) 超過 4000 個家計單位樣本，發現即使雙親都有全職給薪工作，母親仍為主要負責照顧小孩的人，且在所有與照顧小孩相關的任務中，雙親的分工並不均等，父親做的通常是陪孩子玩樂、閱讀、聊天等親子相處中比較有趣的部分，而母親則是必須處理具有時間急迫性的事務，例如用餐、洗澡等民生需求或實質身體照顧，且經常必須同時進行多工作業。Nicodemo and Waldmann (2009)發現地中海國家女性不出門從事給薪工作的原因之一便是為了照顧孩子，女性的諸多角色中，「母親」的身分還是相當重要。³ Kimmel (1998)認為女性在家中扮演了主要照顧提供者的角色，所以女性的勞動參與行為會受到託人照顧孩子的成本牽制；而我們也從 Rainer (2008)及 Beegle et al. (2001)知道，手中握有的財產是議價條件之一，進入職場工作便是增加手中掌控資源的方式，不從事市場工作便等於放棄了一種取得資源的途徑。Blau and Robins (1988)亦有同樣的結論，認為照顧小孩等生育成本主要仍由妻子負擔。Thomas (1990)運用巴西資料分析，發現隨著自己的非勞動所得增加，兩性都會減少生育，但當握有資源者是女性時減少得更多。

養育孩子不止對於母親造成的成本相對較高，還會同時讓婦女因為掌控資源

³ 將 Nicodemo and Waldmann (2009)與前述 Rainer (2008)的論述對照，可以發現相當有趣的循環：女性為了孩子留在家中，由於沒有自己的工作、能掌握的資源優勢就少、在家中的議價能力就差，承擔的家務工作就多，即使有出門工作的能力及意願，為了能妥善處理家務，工作的選擇上仍會受限，獲得的市場薪資便受影響；同時母親角色的重要性可能會提高女性的保留工資，進而使得女性決定成為全職家庭主婦的可能性提高；接下來又回到掌握資源少、議價能力差……不斷循環。

不足而使議價能力進一步下降，孩子對母親而言可能是甜蜜卻沉重的負擔。Basu (2006)便認為不只是家庭中的權力平衡影響了家計單位的決策，決策的結果也會反過來影響家庭中的權力平衡；放在此例中便是家庭內部的議價過程決定了孩子的數目，而孩子數目也反過來影響了議價條件。Wax (1998)則闡述了妻子不一定是因為喜歡家務而從事之，可能是因為議價能力低落、沒有選擇的餘地下而不得不為之。Porter (2007)使用 1949 年以後的樣本資料，研究中國的婚姻市場不均衡，運用 1959-61 大飢荒、生育率變化劇烈的時期分析，並針對夫妻年齡差的可能性，造出「婚姻市場比率」，其研究結果發現隨著性比例升高，小孩數目會隨之下降。因此本文以小孩數、兒子數、女兒數三者作為代表女性在家中地位的第一組變數，並推測當女性在家中的地位改善、決定權上升時，願意生育的數量應該會隨之下降；且若重男輕女的情況會隨著母親的議價能力而減輕，應該會看到兒子數下降得比女兒數更多。

Lundberg et al. (1997)研究英國的家庭支出資料，藉由分析家庭成員的服裝支出來檢定家庭資源的 pooling hypothesis，發現資源分配在丈夫手中或在妻子手中的使用方式並不相同，也認為當母親掌控較多資源時，孩子的福利狀況較好。Duflo (2000, 2003)分析南非老年津貼資料，研究家庭內部資源分配情形，其呈現的結果也都顯示，相較於男性，女性更傾向於將自己能獲得的資源投注於家庭和小孩身上。Thomas (1990)也得到了相同的結論，隨著父母親的非勞動所得增加，孩子的存活率會上升，但當握有資源者是母親時的效果，幾乎是父親的二十倍！Porter (2007)也發現，小孩的健康狀況及受教情形，都隨著親代婚姻市場中女性的稀少程度而有所改善。

事實上，生物學中也有許多關於親代投資及性別差異的研究，舉例來說，Clutton-Brock and Vincent (1991)便認為，繁殖潛力較高的性別（通常是雄性生物）競爭伴侶的行為會比較激烈，而這種性別差異則來自於親代投資的性別差異，繁殖潛力較高的性別比較在意「生得多」、繁殖潛力較低的性別比較在意「養得好」。

以人類而言，母親需要負擔妊娠期，女性明顯是單位時間之內可誕育子代較少的性別，也就是女性的繁殖潛力是較低的一方，重視「養得好」才能使為數不多的後代得以生存。考量女性對子代投資的特性，故本文以小孩亡存比、兒子亡存比、女兒亡存比三者作為代表女性在家中地位的第二組變數，並推測三項亡存比應該都會隨著母親的議價能力提升而下降；同時，藉由比較母親議價能力對兒子及對女兒造成的影響，探究重男輕女的偏好是否有改變，根據 Thomas (1990, 1994)所闡，母親較父親投入更多資源在女兒身上、父親則是投入較多在兒子身上，故加入亡存比兒女差藉以輔助觀察。

除了藉由兒女數、各項亡存比等兒女狀況間接顯示女性在家中的力量以外，本文亦加入家庭暴力指數、情緒暴力指數、丈夫掌控指數等三個變數作為代表女性在家中地位的第三組變數，以夫妻相處狀況直接反映妻子在家庭中受到丈夫箝制打壓的程度，故這一組變數直覺上應與出生性比例呈現負相關，也就是女性愈少，受到的待遇愈好。前兩類的兒女狀況變數與第三類夫妻關係變數，在使用上各有利弊，兒女狀況變數數據客觀，但只能間接代表本文的研究主題；夫妻關係變數雖然牽涉到主觀價值判斷，卻能夠直接捕捉女性地位的變化；將兩種變數放在一起看，便可相互輝映。

綜上所述，本文以十個被解釋變數代表女性在家中獲得的資源或待遇，分別為小孩數、兒子數、女兒數、小孩亡存比、兒子亡存比、女兒亡存比、亡存比兒女差、家庭暴力指數、情緒暴力指數、丈夫掌控指數，並藉此嘗試了解出生時性比例失衡帶來的後續效果，也就是當失衡的一代進入婚姻市場的時候，是否對婚姻中女性在家庭裡的地位產生影響。⁴ 此外，婦女地位及其代表變數，可能還受到許多其他因素影響，教育程度提高，會使得婦女的處境改善、也使其本人的個人意識上升，家庭財富狀況愈好，則妻子會受到較好地對待，Yount (2005)便得到妻子受暴情況與社經條件有關的結論；同時，性別歧視的程度也會有隨著時間減緩

⁴ 各變數詳述於下節。

的趨勢，對於生育的態度以及女性自主強度也會有所不同；婚姻存續期間愈長，子女數會愈多，婚姻關係中發生齟齬甚至動粗的可能性也會愈高。故以上因素均應納入考量。



第三節 資料說明

本文主要資料來源為 National Family Health Survey (NFHS)。NFHS 是印度政府進行的多面向大型調查，目前已經進行三波：第一波於 1992-93 舉行、第二波於 1998-99 舉行、第三波於 2005-06 舉行；本研究主要使用第三波資料當中的 individual record 作分析，該資料庫以出生年介於 1956-91 之間的女性，亦即調查當時介於 15-49 歲者為調查對象；該調查問項內容包括國民健康及福利、家庭計畫、生活習慣、健康常識等多種面向。另外，出生性別比例的來源為 Hu and Schlosser (2011) 的 Table 2a，但因印度的人口普查為十年一次，該表僅於 1961、1971、1981、1991、2001 五個年份有資料點，故使用幾何平均數內插補入 1966、1976、1986、1996，將其填補為每五年一個值。⁵

本文被解釋變數共有十個，分別為小孩數、兒子數、女兒數、小孩亡存比、兒子亡存比、女兒亡存比、亡存比兒女差、家庭暴力指數、情緒暴力指數、丈夫掌控指數。其中小孩數、兒子數、女兒數三者為受訪婦女生下的兒、女總數；小孩亡存比、兒子亡存比、女兒亡存比三者為受訪者生下的兒女中，夭折數與存活數的比值；亡存比兒女差為兒子亡存比減去女兒亡存比；家庭暴力指數為受到肢體暴力的情況，由六個子項目構成，故為 0~6 的間斷變數；⁶ 情緒暴力指數為受到言語暴力等易造成心理傷害之非肢體暴力的情況，由三個子項目構成，故為 0~3 的間斷變數；⁷ 丈夫掌控指數則為受訪者受到丈夫控制、限制，及懷疑、不信

⁵ 算術平均數與幾何平均數相差甚少，兩種內插方法所得之迴歸結果也幾乎相同。另外，部分現有省份過去並不存在，為後來劃分出來之新省份，故無另行劃分前之出生性別比例資料，本研究以其過去所屬省份之數據填補；受影響之行政區劃分變動依時間序簡列如下：Haryana 為 1966 年 11 月 1 日由 Punjab 劃出、Uttaranchal 為 2000 年 9 月 9 日由 Uttar Pradesh 劃出、Chhattisgarh 為 2000 年 11 月 1 日由 Madhya Pradesh 劃出、Jharkhand 為 2000 年 11 月 15 日由 Bihar 劃出。

⁶ 六個子項目分別為：是否曾被配偶推、搖晃或丟擲物品；是否曾被配偶掌摑；是否曾被配偶以拳頭或其他具傷害性的物品毆打；是否曾被配偶踢或拖行；配偶曾否嘗試勒或燒受訪者；配偶是否曾以刀槍或其他武器威脅或攻擊受訪者。

⁷ 三個子項目分別為：配偶是否曾在他人面前以言語羞辱受訪者；配偶是否曾威脅要傷害受訪者或受訪者親近的人；配偶是否曾侮辱受訪者或是令受訪者感到自我價值低落。

任的情況，由六個子項目構成，故為 0~6 的間斷變數。⁸

《表 3-1》列出了各被解釋變數的樣本數、平均值、標準差、最小值、最大值。我們可以看到，平均小孩數為 2.1761、平均兒子數 1.1363、平均女兒數 1.0398，子多於女的現象符合印度重男輕女的印象；但小孩亡存比 0.0779、兒子亡存比 0.0695、女兒亡存比 0.0618，兒高於女的情況卻違反此一認知。《圖 3-1》~《圖 3-3》為不同出生年的樣本，其小孩數、兒子數、女兒數的平均值，從圖中可以發現，子女數隨著年代有穩定下降的趨勢，但在受訪者出生年約 1975 年到 1980 年之間開始，斜率有了輕微的改變；《圖 3-4》~《圖 3-6》為不同出生年的樣本，其小孩亡存比、兒子亡存比、女兒亡存比的平均值，我們可以看到，子女夭折情況的改善亦符合醫療水準隨時間進步的趨勢，同時，小孩亡存比及女兒亡存比的下降趨勢在 1980 年前稍微減緩，但其後又再度加速下降。⁹《圖 3-7》則顯示了亡存比兒女差的波動非常大，且似乎沒有明顯的時間趨勢。《圖 3-8》~《圖 3-10》則分別為曾經受到家庭暴力、曾經受到情緒暴力及曾經受到丈夫掌控的比例；圖中可以看到曾受家暴比例的趨勢在出生年為 1975 年前者緩慢上升、1975~1985 間沒有明顯趨勢、1985 年後出生者則快速下降；而受到情緒暴力的狀況則以 1980 年左右為分水嶺，其前沒有明顯時間趨勢、其後則逐漸下降；曾受丈夫掌控比例則在 1985 年後快速上升。

《表 3-2》及《表 3-3》則為將樣本依出生年為 1978 年（含）前、或 1979 年（含）後為基準做切割，兩塊子樣本各被解釋變數的樣本數、平均值、標準差、最小值、最大值。¹⁰ 以子女數而言，不論 1978 年前出生的樣本（以下簡稱年長樣

⁸ 六個子項目分別為：如果受訪者與其他男性交談，配偶是否會嫉妒或生氣；配偶是否經常指控受訪者不忠；配偶是否禁止受訪者與女性友人會面；配偶是否限制受訪者與原生家庭接觸；配偶是否堅持隨時掌控受訪者的行踪；配偶是否不信任受訪者處理任何有關金錢之事宜。

⁹ 由於變數本身變化較劇烈，故在圖中加上五年移動平均線以突顯其時間趨勢。

¹⁰ 選擇 1978 年前/1979 年後作為切割點的原因是：模型中，省出生性比例為每五年一組配給相同值，此切割點為最靠近失衡起始點、且能較均衡地分割樣本之處。舉例來說，如果分割點落在 1983 年與 1984 年之間，雖然與失衡起始點的時間距離與本文選取處一樣接近，卻會使得兩個子群體樣本數落差極大；故本文選擇目前切割處。

本)或1979年後出生的樣本(以下簡稱年輕樣本)其平均兒子數皆大於平均女兒數,與全體樣本的此項特性相同;比較兩表可以發現,不論小孩數、兒子數、女兒數,年輕樣本皆小於年長樣本。亡存比之兩塊切割樣本特性也與全體樣本相似,平均兒子亡存比高於平均女兒亡存比;年輕樣本的三項亡存比平均值都低於年長樣本,亡存比兒女差的平均值則由正轉負。比較三項夫妻關係變數,可以看到年輕樣本的家庭暴力指數及情緒暴力指數平均值都較低,但丈夫掌控指數之平均值卻較高。

《圖 3-11》繪出了各省的出生性比例,絕大多數省份的出生性比例均隨時間上升,尤其80年代以後,部分省份的男女比更急速上升。《表 3-4》列出了印度全國及分省樣本各控制變數的平均值,包括平均受教年數、平均家庭財富指數、¹¹ 平均年齡、平均婚姻存續期間指數。¹²



¹¹ 財富指數為1~5之整數,分別代表由最貧窮至最富有五個類別,全部樣本大約正好分作五等份,全國財富指數加權均值為3.1187;本表為已婚樣本的統計資料,全國財富指數加權均值為3.7232,由此可看出已婚樣本與全部樣本的統計特性差異。

¹² 婚姻存續期間指數為1~7之整數,分別代表結婚未滿5年、5年以上未滿10年、10年以上未滿15年、15年以上未滿20年、20年以上未滿25年、25年以上未滿30年、30年以上等七組。

第四節 實證結果

本文被解釋變數共有十個，分別為小孩數、兒子數、女兒數、小孩亡存比、兒子亡存比、女兒亡存比、亡存比兒女差、家庭暴力指數、情緒暴力指數、丈夫掌控指數；這些用以代表婦女地位的各项變數，可能受到許多因素影響，例如教育程度、家庭的財富狀況等。同時，隨著時代的演進，性別歧視的程度可能不再那麼嚴重，對於生育的態度也會有所不同，所以年代可能也是重要的解釋變數；此外，婚姻存續期間也會影響子女數及婚姻關係，故其也應納入模型作為控制變數。

綜上所述，模型設定如下：

$$y = \beta_0 + \alpha + \beta_1 \text{受訪者出生年該省出生性比例} \\ + \beta_2 \text{受教年數} + \beta_3 \text{家庭財富} \\ + \beta_4 \text{出生年} + \beta_5 \text{出生年}^2 + \beta_6 \text{婚姻存續期間}$$

其中 y 為各項被解釋變數，將詳述如後； β_0 為常數項， α 為省別虛擬變數； β_3 為向量：家庭財富為類別虛擬變數，除去對照組（最貧窮）後，共有較貧窮、中等、較富有、最富有等四組；出生年及出生年之平方項，用以代表觀念隨時代演進造成的影響、並考量非線性趨勢； β_6 亦為向量，婚姻存續期間除去對照組（結婚未滿 5 年）後，共有 5 年以上未滿 10 年、10 年以上未滿 15 年、15 年以上未滿 20 年、20 年以上未滿 25 年、25 年以上未滿 30 年、30 年以上等六組。其中出生年、出生年之平方項以及婚姻存續期間可以說各自具有其所代表的意義，也共同控制了時間趨勢造成的影響。¹³

被解釋變數為小孩數的結果如《表 4-1》所示，當只放入本文主要解釋變數時，樣本出生年之省出生性比例每上升 1（亦即每 100 位女性多一位男性），會使得這

¹³ 除了出生年及其平方項外，本文亦另行嘗試以出生年虛擬變數控制年代固定效果，見本節末。

位女性少生 0.156 個小孩。模型(2)控制了樣本受教年數及家庭財富分組後，效果略微下降至 0.154。模型(3)多控制了省別虛擬變數，省出生性比例的效果增加至每上升 1 會使得女性少生 0.452 個小孩，顯示若忽略了省別固定效果，會低估省出生性比例的影響。但在模型(4)加入出生年、出生年之平方項控制時間趨勢之後，效果大幅下降，但仍顯著為負，出生時每 100 位女性若多了 1 位男性，會使得女性少生 0.0404 個小孩；由此我們也可以看出年代不同對於小孩數的影響，故控制時間趨勢的確有其必要性，另外從出生年之平方項係數顯著，則可了解年代對於小孩數的影響是非線性的，以本模型所得之係數計算，年代造成的小孩數最大值約落在母親出生年 1961~1962 之間。考量結婚愈久，小孩數也會隨之增加，模型(5)再加入婚姻存續期間，為完整模型，省出生性比例的效果相較於模型(4)微幅下降，但仍顯著為負，每上升 1 會使得女性少生 0.0382 個小孩，這個下降幅度約為全部樣本小孩數平均值的 1.8%（完整模型下省出生性比例每變動一單位對各被解釋變數造成的效果佔樣本平均數及樣本標準差比例見《表 4-3》）；舉例來說，Punjab 省 1981 年之出生性比例為 106、1991 年之出生性比例為 117，出生性比例的變化會造成其他條件相似的兩位母親，小孩數相差約 0.4202 位；以本模型所得之係數計算，年代造成的小孩數最大值約落在母親出生年 1975~1976 之間。此外，表中可以看到，所有解釋變數的影響方向均符合預期：小孩數會隨著母親出生年的省出生性比例、母親受教年數、家庭財富指數上升而下降，但隨著母親結婚時間而增加；各省也的確有很大的差異。

《表 4-2-1》~《表 4-2-3》列出了本文所有被解釋變數的完整模型迴歸結果，其中《表 4-2-1》的模型(1)即為《表 4-1》中的模型(5)。¹⁴ 模型(2)及模型(3)顯示，兒子數與女兒數的省出生性比例係數皆為負、與預期相同，分別為-0.0162 及 -0.0220，單位效果分別約為全部樣本兒子平均數及女兒平均數的 1.4%及 2.1%，但

¹⁴ 小孩數、小孩亡存比、兒子數、兒子亡存比、女兒數、女兒亡存比、亡存比兒女差等七個變數的迴歸結果使用權數為 NFHS 資料庫中之 national women's weight；暴力、情緒暴力、丈夫掌控欲等三個變數的迴歸結果使用權數則為資料庫中之 national domestic violence weight。

僅有被解釋變數為女兒數者，省出生性比例的效果顯著，且不論係數絕對值或單位效果百分比均較兒子數大，此結果與預期不相同。

從《表 4-2-2》模型(4)(5)(6)及《表 4-3》可以看到小孩亡存比之省出生性比例係數為-0.00230、約為小孩亡存比平均值的 3%，兒子亡存比之係數為-0.00470、約為兒子亡存比平均值的 6.8%，女兒亡存比之係數為-0.00408、約為女兒亡存比平均值的 6.6%，三種亡存比都隨母親出生年的省出生性比例顯著下降，其他各項控制變數的係數方向也都符合預期；比較兒女亡存比的係數，則出現與前文所述兒女數目之係數比較類似的狀況，兒子亡存比係數絕對值較女兒亡存比大，與預期不一致；但《表 4-3》所列之單位效果佔平均數比例兒女相差不大，故或許是因為兒子亡存比的平均值本來就大於女兒亡存比平均值才使得係數有此差距。模型(7)的被解釋變數為亡存比兒女差，可以看到所有解釋變數對其均無顯著影響。

由於出生性比例失衡一開始就來自於對兒子的偏好加上胎兒性別鑑定技術等客觀因素的配合，失衡較嚴重的省份也就是性別歧視較強烈的地區，故兒女狀況比較本來就是由重男輕女的主觀傳統價值與女性稀少的客觀現實狀況這兩個相反的力量在拉扯，故出現這樣的結果雖不甚符合預期，也並不令人意外，只能說就目前全部樣本的迴歸結果來看，傳統的力量還是比較強。

《表 4-2-3》模型(8)為受訪者遭受家暴情況的完整模型，在控制了其他變項之後，省出生性比例對其仍有顯著負影響，出生時每 100 位女性若多了 1 位男性，會使得該年該省出生的女性進入婚姻時的家庭暴力指數下降 0.0137，這個幅度約佔全部樣本家庭暴力指數平均值的 2.8%。模型(9)也得到了符合預期方向的顯著結果，該模型被解釋變數為受訪者遭受情緒暴力的狀況，得到係數為-0.00631，約為全部樣本情緒暴力指數平均值的 3.2%。至於在模型(10)當中，省出生性比例對於丈夫掌控指數的效果雖不顯著，但方向亦為負。

家庭暴力指數、情緒暴力指數、丈夫掌控指數等三個夫妻關係變數主要亦由兩個影響方向相反的因素左右，一為女性相對稀少使妻子的議價能力增加，丈夫

不得不逐漸妥協，二為一妻難求的現實讓丈夫對妻子更緊抓不放、管束愈加劇烈；由於兩項因素會同時發生，而後者的影響會稀釋前者的效果，換言之，目前看到的應該是低估的結果。

目前為止，由省出生性比例上升帶來生育數目下降、子代夭折比率下降、受暴情況改善等結果，我們已經知道男女比例失衡確實會造成婦女處境實質上的改變，但同時也由比較省出生性比例對於兒子數、女兒數的影響大小及其對於兒子亡存比、女兒亡存比的影響大小得知，對於兒子的偏好仍然存在。

由於從《圖 3-1》～《圖 3-10》便可以發現，許多代表女性地位的變數在樣本出生年為 1980 年附近有趨勢斷裂，同時《圖 1-2》及《圖 3-11》也顯示出印度全國的兒童性比例及各省的出生性比例，在同樣的時間點亦有不自然的轉折，故接下來檢視在同樣的模型設定之下，將樣本切割為 1978 年（含）前出生及 1979 年（含）後出生兩塊子群體的迴歸結果。¹⁵

《表 4-4》及《表 4-5》為切割樣本的完整模型迴歸結果，但表中僅列出主要解釋變數的係數，其中《表 4-4》為 1978 年（含）前出生的樣本（以下簡稱年長樣本），《表 4-5》為 1979 年（含）後出生的樣本（以下簡稱年輕樣本）；分割樣本完整模型下省出生性比例每變動一單位對各被解釋變數造成的效果佔樣本平均數及樣本標準差比例見《表 4-6》。

單看年長樣本，可由(1)～(3)欄看到小孩數、兒子數、女兒數均與母親出生年的省出生性比例呈現顯著負相關，母親出生時每 100 位女性若多了 1 位男性，會使其少生 0.0385 個小孩、下降幅度約為年長樣本小孩數平均值的 1.4%，兒子數減少 0.0136、幅度約為平均值的 0.9%，女兒數減少 0.0249、幅度約佔平均值的 1.9%；這裡特別注意到，兒子數的省出生性比例係數絕對值與單位效果佔平均值比例均較女兒數小，也就是父執輩出生性比例失衡對於兒子數的影響較女兒數小。

但看到年輕樣本迴歸結果的(1)～(3)欄，小孩數的係數為-0.0554、其幅度約為

¹⁵ 同註 10。

年輕樣本小孩數平均值的 4.3%，兒子數的係數為-0.0302、約為平均值的 4.5%，女兒數的係數為-0.0251、約為平均值的 4%，雖然三者與母親出生年的省出生性比例亦均呈顯著負相關，但與年長樣本不同的是，此處以兒子數為被解釋變數所得到的省出生性比例係數絕對值高於女兒數，省出生性比例的單位變動對於兒子數變動的效果佔平均值比例也大於其對女兒數的單位效果比例，也就是出生性比例上升對於兒子數減少的影響程度大於女兒。

比較年長樣本及年輕樣本的小孩數、兒子數、女兒數，可以發現年輕樣本三者的省出生性比例係數絕對值均大於年長樣本，單位效果佔平均值比例的年代差異亦十分懸殊，可能原因如下：一是性比例變異較大時可能才會對子女數有較為明顯的影響，而 80 年代起性比例失衡狀態愈見嚴重，出現了過去未曾有過的數字，便符合了此條件；二是性比例失衡較嚴重的時間地點，因為女性的稀有性提升了議價能力，賦予女權發展的客觀條件，加以晚近印度女性意識逐漸抬頭，使得失衡帶來的效果相對強於早期，因而出現表中的結果。

《表 4-4》的(4)~(6)欄列出了年長樣本被解釋變數為三種亡存比的結果，小孩亡存比之係數為-0.00320、兒子亡存比係數為-0.00664、女兒亡存比則為-0.00406，三者與母親出生年的省出生性比例皆呈現顯著負相關，《表 4-6》則列出了省出生性比例單位效果佔各被解釋變數平均值比例，其對小孩亡存比之單位效果約為年長樣本小孩亡存比平均值之 3.6%、對兒子亡存比之單位效果約為 8.2%、對女兒亡存比之效果約為 5.6%；可以看到兒子亡存比的係數絕對值與單位效果佔平均值比例均較女兒亡存比大，也就是父執輩省出生性比例的上升使得兒子亡存比下降的幅度，比其使得女兒亡存比下降的幅度來得大。

《表 4-5》的(4)~(6)欄則為年輕樣本三種亡存比的迴歸結果，從中可以看到雖然不論被解釋變數為小孩亡存比、兒子亡存比或女兒亡存比，模型得到的省出生性比例係數均為負，卻僅有女兒亡存比的迴歸結果是顯著的，且其係數為-0.00428，較年輕樣本兒子亡存比之係數絕對值大、亦較年長樣本女兒亡存比係數

絕對值大，《表 4-6》可看到其單位效果佔平均值比例約為 11.5%，高於年輕樣本兒子亡存比的 7%，更超出年長樣本女兒亡存比的 5.6%一倍有餘。

另外，《表 4-4》及《表 4-5》的模型(7)分別為年長樣本及年輕樣本亡存比兒女差的迴歸結果，表中可以看到年長樣本此項被解釋變數之省出生性比例結果顯著為負，係數為-0.00351，單位效果佔平均值近 30%，與預期不同，但年輕樣本此項結果已不顯著，且方向不再為負。

各項亡存比相關變數出現如此結果，可能原因如下：醫療水準進步對於子女亡存比的影響雖更能反應在父母一代女性稀少的區域，但其能使亡存比下降的程度有一定限度，故年輕樣本的小孩亡存比及兒子亡存比雖仍為負卻已不顯著。而不論樣本所屬世代，省出生性比例對於女兒亡存比的影響均顯著為負、甚至年輕樣本的係數絕對值及單位效果佔平均值比例均較年長樣本還大的原因，有以下可能：一是由於印度社會傳統重男輕女，故女兒夭折情況較晚才開始改善；二是年輕樣本之世代，性別歧視情況開始改善，故女兒夭折情況改善持續的時間較兒子久。亡存比兒女差結果的年代差異也可以由上述可能性解釋。

《表 4-4》及《表 4-5》的(8)~(10)欄分別為受訪者遭受到丈夫不當肢體行為的家庭暴力指數、受到丈夫負面言語對待的情緒暴力指數，以及受到丈夫掌控限制或懷疑情形的丈夫掌控指數等三個夫妻關係變數的迴歸結果。年長樣本三個項目的省出生性比例係數都很小且不顯著，但年輕樣本的三項係數卻均顯著為負，其中被解釋變數為家庭暴力指數的省出生性比例係數為-0.0492，也就是性比例每上升 1 單位，會使家庭暴力指數下降達年輕樣本平均值的 10.9%，情緒暴力指數的係數為-0.0239，相當於出生時每 100 位女性多 1 位男性會使情緒暴力指數下降幅度約達其平均值的 13%，丈夫掌控指數的係數則為-0.0370，也就是每單位的性比例變動帶來的丈夫掌控指數變化約為年輕樣本此項平均值的 4.6%；從《表 4-4》、《表 4-5》及《表 4-6》可以發現，不論是省出生性比例的係數值或其單位效果佔平均值比例，年輕樣本所得結果均為年長樣本相同變數之係數的數倍之多。

導致夫妻關係變數出現世代差異的原因是什麼？最直覺的可能就是年輕樣本世代正值女權興起、女性自主意識上升，但無論真正的原因是什麼，性比例失衡都確實帶來了推波助瀾的效果，甚至可以說是給了該原因發展的客觀條件。但在檢視這些迴歸結果時，必須注意家庭暴力、情緒暴力以及丈夫掌控限制情形等三個夫妻關係變數，都具有一些共同特性，包括客觀事實與主觀認定的差距以及遺漏變數等問題，這些特性會使得估計產生偏誤。

首先，客觀事實與主觀認定的差距，可能會造成估計的偏誤。由於三個變數所包含的問項都僅是受訪者（妻子）的「一面之詞」，所以即使客觀條件相似、或者實際發生狀況相近，不同特性受訪者的回答卻有可能不同，舉例來說，較無主見之樣本認定為「丈夫正當管教」的相處狀況，對較有主見的樣本來說卻可能被歸為「受到丈夫侮辱」，而自我意識的強弱卻與該樣本的議價能力等因素相關，這種內生性會使得議價能力較強的樣本一方面在現實中的處境改善了，另一方面卻也因為主觀認定的差異而更有可能作出相反的回答；如果類似情況存在，就會造成省出生性比例的效果被低估。

其次，遺漏變數也會造成省出生性比例係數的估計偏誤。例如，重男輕女的程度愈嚴重，性比例失衡的狀況也會愈嚴重，但嚴重的性別歧視同時卻可能也會讓妻子違逆丈夫的情況較少，進而使得妻子因此受到丈夫不當對待的狀況較少，那麼忽略重男輕女程度這項變數則會造成性比例的效果被高估；另一方面，在其他條件不變的情況下，若議價能力較好的妻子如果對丈夫的服從性較低、比議價能力差的妻子更隨己意行事，則其因此而受到丈夫不當對待的狀況便會較多，如此一來這種反方向的間接影響，便稀釋了議價能力改善對於婦女在家庭中地位的直接效果，也就是遺漏對丈夫服從程度這項變數會造成效果低估。簡而言之，忽略了性比例之外會影響議價條件的變數，或是在議價條件變動之後會隨之改變的因素，都會造成估計出生性比例影響效果的誤差；但可惜的是這些因素多數都難以衡量或量化，是這裡面臨的困難。

除了上述模型設定之迴歸結果以外，本文亦另行嘗試以出生年虛擬變數控制年代固定效果，來取代原本模型中用出生年及其平方項控制時間趨勢的方法；雖然使用虛擬變數分別控制各出生年的固定效果，具有不受限於二次函數的優勢，但本研究中兩種模型設定所得之結果差異有限；《表 4-7》～《表 4-9》為固定效果模型之迴歸結果。另外，考量省出生性比例對於不同教育程度的受訪者可能有非線性的影響差異，本研究亦嘗試將樣本切割為受教年數三年以下及超過三年，發現性比例失衡對於兩塊子樣本子女相關變數的影響，並不存在規律差異，其顯著性的不同主要由標準誤造成，係數部分不止兩塊子樣本之間差距有限、二者與全部樣本迴歸結果亦相去不遠；但值得注意的是，夫妻關係變數中，家庭暴力指數及情緒暴力指數的迴歸結果則顯示，性比例上升時，低教育程度樣本的受暴情況改善較多，這樣的結果差異，如前所述，可能來自於「遺漏議價條件變動之後會隨之改變的因素」造成的偏誤；以教育年數切割樣本之迴歸結果見《表 4-10》及《表 4-11》。

從以上結果可知，不論是代表客觀條件的子女狀況變數或代表主觀價值的夫妻關係變數，均受省出生性比例的高低不同影響；同時由子女比較及分割樣本所得之世代交叉比較也可以發現，不論造成各項被解釋變數變動的主要原因究竟是否性比例本身，出生性比例扭曲的世代進入適婚年齡後造成的婚姻市場失衡，都確實會使家中的議價均衡發生改變；即使退一步考量各項被解釋變數變動的主要影響因素可能為醫療水準、社會價值等會隨時間地點改變卻又難以衡量的遺漏變數，市場失衡的程度最少也都使這些效果更為放大；由此可知，婦女在家庭中的地位及處境確實會隨著女性的稀少性而改善。

第五節 結論

本文立基於經濟學中最基本的供需理論，運用 National Family Health Survey 的之資料庫，研究印度 1980 年代起出生性比例扭曲之世代長大成人後造成的婚姻市場失衡，是否會影響婦女在家中的處境；文中以小孩數、兒子數、女兒數、小孩亡存比、兒子亡存比、女兒亡存比、亡存比兒女差、家庭暴力、情緒暴力、丈夫掌控欲等十個變數代表已婚女性在家中的地位，並藉由比較兒女差異以及世代間的不同，來了解出生性比例失衡在該世代進入婚姻市場後，對於主客觀情況變化的影響並推測其原因。

實證結果發現，使用全部樣本分析時，母親出生年的省出生性比例對於小孩數、女兒數的影響均為顯著為負，兒子數的係數雖亦為負卻不顯著，上一代的性比例對於女兒數的影響則大於兒子數。母親出生年的省出生性比例對於小孩亡存比、兒子亡存比、女兒亡存比等三項，皆有負的顯著影響，但兒子亡存比的係數絕對值則較女兒亡存比大；對於亡存比兒女差的影響則不顯著。夫妻關係變數方面，妻子出生年的省出生性比例對於家庭暴力及情緒暴力的影響均顯著為負，但對於丈夫掌控欲則沒有顯著影響。故由全部樣本所得結果看來，性比例失衡的市場力量對婦女的在家中的處境確實有改善的效果，但對於扭轉重男輕女的偏向上，力量仍顯不足。

將樣本切割為 1978 年（含）前出生及 1979 年（含）後出生兩塊子群體之後，以同樣的模型設定加以分析，發現不論年長樣本或年輕樣本，母親出生年的省出生性比例對於小孩數、兒子數、女兒數的影響均顯著為負；但係數絕對值的兒女比較卻出現世代差異，年長樣本的上代出生性比例對女兒數的影響較兒子數大，而年輕樣本卻是兒子數的係數絕對值較女兒數大；年輕樣本的三項係數絕對值都較年長樣本大。另外，年長樣本的三項亡存比與母親出生年的省出生性比例皆呈

現顯著負相關，且父執輩省出生性比例對兒子亡存比的影響比其對女兒亡存比的影響大，而年輕樣本雖然三項結果均為負，卻只有女兒亡存比的係數是顯著的，且其係數絕對值較年長樣本之相同變數大。至於亡存比兒女差方面，年長樣本此項結果顯著為負，但年輕樣本此項結果已不顯著。而家庭暴力、情緒暴力、丈夫掌控欲等三項夫妻關係變數的分割樣本結果也有明顯世代差異，年長樣本三個項目的省出生性比例係數都很小且不顯著，但年輕樣本的三項係數卻均顯著為負。

歸納所有迴歸結果可得，不論是代表客觀條件的子女狀況變數或代表主觀價值的夫妻關係變數，均受省出生性比例的高低不同影響；出生性比例扭曲的世代進入適婚年齡後造成的婚姻市場失衡，確實影響了女性在婚姻中的地位，婦女在家庭中的議價能力確實會隨著女性的稀少性而增加。



參考文獻

- Almond, D., Edlund, L. and Milligan, K. (2009), "Son Preference and the Persistence of Culture: Evidence from Asian Immigrants to Canada." NBER Working Paper No. 15391.
- Ananat, E. O., Gruber, J., Levine, P. B. and Staiger, D. (2009), "Abortion and selection." *The Review of Economics and Statistics*, 91(1), 124–136.
- Angrist, J. (2002), "How do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation." *Quarterly Journal of Economics*, 117(3): 997-1038.
- Arnold, F., Kishor, S. and Roy, T.K. (2002), "Sex-Selective Abortions in India." *Population and Development Review*, 28(4): 759–785.
- Barcellos, S. H., Carvalho, L. and Lleras-Muney, A. (2010), "Child Gender and Parental Investment in India: Are Boys and Girls Treated Differently?" Working paper.
- Basu, K. (2006), "Gender and Say: A Model of Household Behaviour with Endogenously Determined Balance of Power." *The Economic Journal*, 116(511): 558-580.
- Becker, G. S. (1973), "A Theory of Marriage: Part I." *Journal of Political Economy*, 81(4): 813-846.
- Becker, G. S. (1974), "A Theory of Marriage: Part II." *Journal of Political Economy*, 82(2): S11-S26.
- Becker, G. S. (1991), "A Treatise on the Family." Cambridge, Mass.: Harvard Univ. Press.

- Beegle, K., Frankenberg, E., and Thomas, D. (2001), "Bargaining Power within Couples and Use of Prenatal and Delivery Care in Indonesia." *Studies in Family Planning*, 32(2): 130-146.
- Ben-Porath, Y. and Welch, F. (1976), "Do Sex Preferences Really Matter?" *Quarterly Journal of Economics*, 90(2): 285-307.
- Bhalotra, S. and Cochrane, T. (2010), "Where Have All the Young Girls Gone? Identification of Sex Selection in India." IZA Discussion Paper No. 5381.
- Blau, D. M. and Robins, P. K. (1988), "Child-Care Costs and Family Labor Supply." *The Review of Economics and Statistics*, 70(3): 374-381.
- Chandramouli, C. (2011), "Provisional Population Totals." Census of India 2011, Office of the Registrar General & Censes Commissioner, India.
- Chiappori, P., Fortin, B. and Lacroix, G. (2002), "Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply." *Journal of Political Economy*, 110(1): 37-72.
- Clutton-Brock, T. H. (1989), "Review Lecture: Mammalian Mating Systems." *Proceedings of the Royal Society of London, Series B, Biological Sciences*, 236(1285): 339-372.
- Clutton-Brock, T. H. and Parker, G. A. (1992), "Potential Reproductive Rates and the Operation of Sexual Selection." *The Quarterly Review of Biology*, 67(4): 437-456.
- Clutton-Brock, T. H. and Vincent, A. C. J. (1991), "Sexual selection and the potential reproductive rates of males and females." *Nature*, 351: 58-60.
- Craig, L. (2006), "Does Father Care Mean Fathers Share? A Comparison of How Mothers and Fathers in Intact Families Spend Time with Children." *Gender and*

- Society, 20(2): 259-281.
- Das Gupta, M. (1987), "Selective discrimination against female children in Punjab, India." *Population Development Review* 13(1): 77-100.
- Das Gupta, M. (2005), "Explaining Asia's Missing Women: A New look at the Data." *Population and Development Review*, 31(3): 529-35.
- Das Gupta, M. (2006), "Cultural versus Biological Factors in Explaining Asia's 'Missing Women': Response to Oster." *Population and Development Review*, 32(2): 328-32.
- Das Gupta, M. (2009), "Family Systems, Political systems, and Asia's 'Missing Girls' The Construction of Son Preference and Its Unraveling." Policy Research Working Paper Series, The World Bank.
- Das Gupta, M. and Mari Bhat, P. N. (1997), "Fertility Decline and the Increased Manifestation of Sex Bias in India." *Population Studies*, 51(3): 307-315.
- Donohue, J. J. and Levitt, S. (2001), "The Impact of Legalized Abortion on Crime." *Quarterly Journal of Economics*, 116(2): 379-420.
- Dubuc, S. and Coleman, D. (2007), "An Increase in the Sex Ratio of Births to India-Born Mothers in England and Wales: Evidence for Sex-Selective Abortion." *Population and Development Review*, 33(2): 383-400.
- Duflo, E. (2000), "Child health and household resources in South Africa: Evidence from the Old Age Pension program." *American Economic Review*, 90(2): 393-398.
- Duflo, E. (2003), "Grandmothers and granddaughters: Old-age pensions and intrahousehold allocation in South Africa." *World Bank Economic Review*, 17(1): 1-25.

- Duggal, R. (2004), "The Political Economy of Abortion in India: Cost and Expenditure Patterns." *Reproductive Health Matters* 12(24): 130–137.
- Duggal, R. and Vimala, R. (2004), "The Abortion Assessment Project – India: Key Findings and Recommendations." *Reproductive Health Matters*, 12: 122–129.
- Dyson, T. and Moore, M. (1983), "On Kinship Structure, Female Autonomy, and Demographic Behavior in India." *Population and Development Review*, 9(1): 35–60.
- George, S. M. (2002), "Sex Selection/Determination in India: Contemporary Developments." *Reproductive Health Matters*, 10(19): 190–192.
- Goodkind, D. (1996), "On Substituting Sex Preference Strategies in East Asia: Does Prenatal Sex Selection Reduce Postnatal Discrimination?" *Population and Development Review*, 22(1): 111–125.
- Guilmoto, C. Z. (2007), "characteristics of sex-ratio imbalance in India, and future scenarios." 4th Asia Pacific Conference on Reproductive and Sexual Health and Rights, UNFPA.
- Hirve, S. S. (2004), "Abortion Law, Policy, and Services in India: a Critical Review." *Reproductive Health Matters*, 12(24): 114–121.
- Hu, L. and Schlosser, A. (2011), "Prenatal Sex Selection and Girls' Well-Being: Evidence from India." Federal Reserve Bank of Chicago.
- International Institute for Population Sciences (IIPS) and Macro International (2007), "National Family Health Survey (NFHS-3), 2005-06: India." Mumbai: IIPS.
- Jayachandran, S. and Kuziemko, I. (2010), "Why Do Mothers Breastfeed Girls Less than Boys? Evidence and Implications for Child Health in India." NBER Working Paper No. 15041.

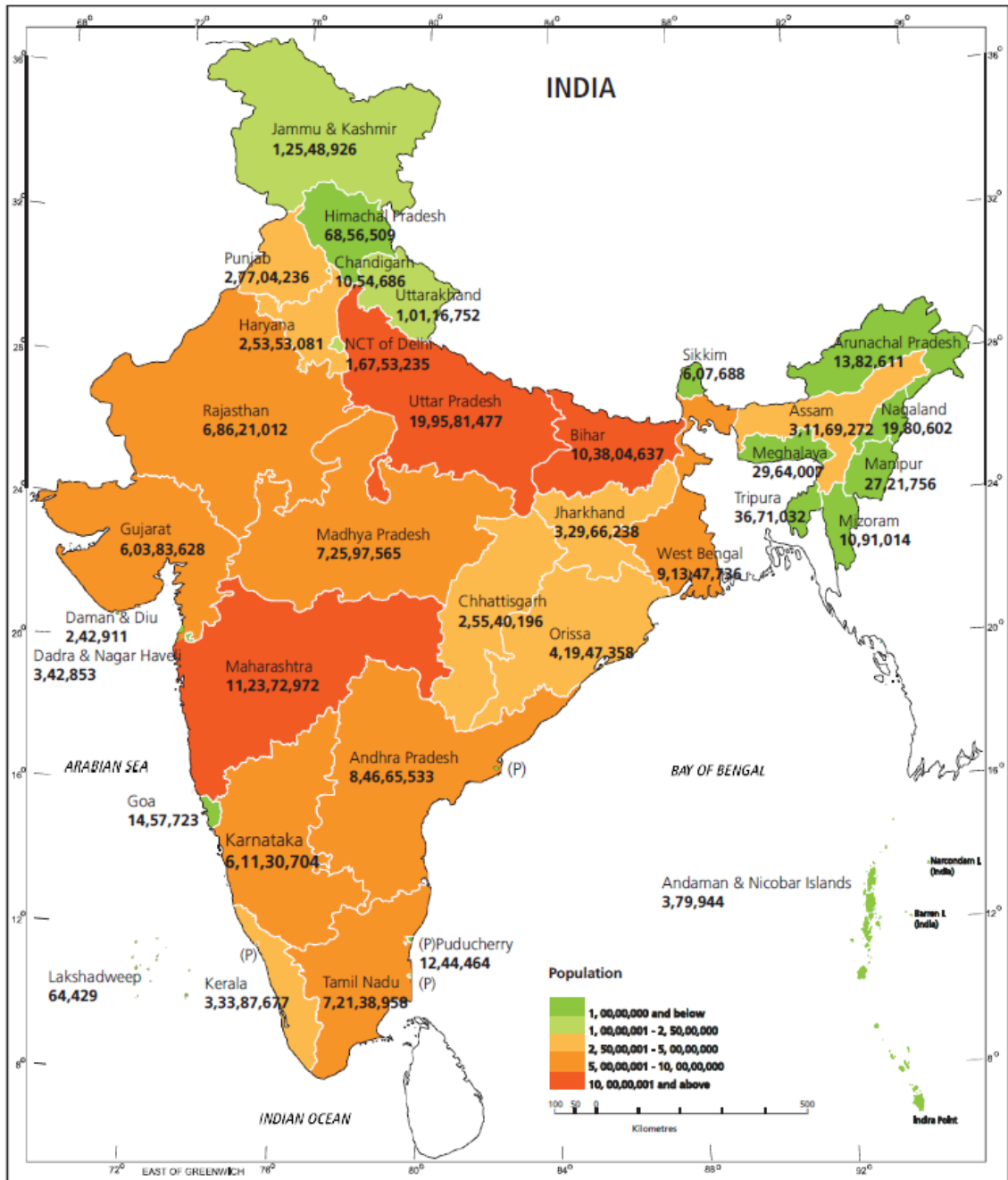
- Johnston, H. B. (2002), "Abortion practice in India: A review of literature." Abortion Assessment Project – India, Centre for Enquiry into Health and Allied Themes.
- Kimmel, J. (1998), "Child Care Costs as a Barrier to Employment for Single and Married Mothers." *The Review of Economics and Statistics*, 80(2): 287-299.
- Kishor, S. (1993), "May God Give Sons to All: Gender and Child Mortality in India." *American Sociological Review*, 58(2): 247-265.
- Kishor, S., and Gupta, K. (2009), "Gender Equality and Women's Empowerment in India." National Family Health Survey (NFHS-3), India, 2005-06. Mumbai: International Institute for Population Sciences; Calverton, Maryland, USA: ICF Macro.
- Lin, Ming-Jen and Ming-Ching Luoh (2008), "Can Hepatitis B Mothers Account for the Number of Missing Women? Evidence from Three Million Newborns in Taiwan." *American Economic Review*, 98(5), 2259-2273.
- Lin, Ming-Jen, Liu, Jin-Tan and Qian, N. (2010), "More Missing Women, Fewer Girls Dying: The Impact of Abortion on Sex Ratios at Birth and Excess Female Mortality in Taiwan." NBER Working Paper w14541 and CEPR Discussion paper No. DP6667.
- Lundberg, S. and Pollak, R. A. (1993), "Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market." *Journal of Political Economy*, 101(6): 988-1010.
- Lundberg, S. and Pollak, R. A. (1994), "Noncooperative Bargaining Models of Marriage." *American Economic Review*, 84(2): 132-137.
- Lundberg, S. and Pollak, R. A. (1996), "Bargaining and Distribution in Marriage." *The Journal of Economic Perspectives*, 10(4): 139-158.
- Lundberg, S., Pollak, R. A. and Wales, T. (1997), "Do Husbands and Wives Pool

- Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit." *Journal of Human Resources*, 32(3): 463-480.
- Manser, M. and Brown, M. (1980), "Marriage and household decision-making: A Bargaining Analysis." *International Economic Review*, 21(1): 31-44.
- Nicodemo, C. and Waldmann, R. (2009), "Child-Care and Participation in the Labor Market for Married Women in Mediterranean Countries." IZA Discussion Paper No. 3983.
- Oster, E. (2005), "Hepatitis B and the Case of the Missing Women." *Journal of Political Economy*, 113(6): 1163-1216.
- Oster, E. (2006), "Explaining Asia's Missing Women: A New Look at the Data - Comments." *Population and Development Review*, 32(2): 323-327.
- Pollak, R. (1994), "For Better or Worse: The Roles of Power in Models of Distribution within Marriage." *American Economic Review*, 84(2): 148-152.
- Porter, M. (2007), "Imbalance in China's Marriage Market and Its Effect on Bargaining within the Household." Manuscript, University of Chicago, July 2007.
- Qian, N. (2008), "Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance." *Quarterly Journal of Economics*, 123(3): 1251-1285.
- Rainer, H. (2008), "Gender Discrimination and Efficiency in Marriage: The Bargaining Family under Scrutiny." *Journal of Population Economics*, 21(2): 305-329.
- Rosenzweig, M. R. and Schultz, T. P. (1982), "Market Opportunities, Genetic Endowments, and Intrafamily Resource Distribution: Child Survival in Rural India." *The American Economic Review*, 72(4): 803-815.

- Seiz, J. A. (1995), "Bargaining Models, Feminism, and Institutionalism." *Journal of Economic Issues*, 29(2): 609-618.
- Sen, A. (1990), "More than 100 million Women are Missing." *New York Review of Books* (December 20).
- Sen, A. (1992), "Missing Women." *BMJ*, 304: 586-587.
- Sen, A. (2003), "Missing Women – Revisited." *BMJ*, 327: 1297-1299.
- Thomas, D. (1990), "Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach." *Journal of Human Resources*, 25(4): 635-664.
- Thomas, D. (1994), "Like Father, Like Son; Like Mother, Like Daughter: Parental Resources and Child Height." *Journal of Human Resources*, 29(4): 950-988.
- Trivers, R. L. and Willard, D. E. (1973), "Natural Selection of Parental Ability to Vary the Sex Ratio of Offspring." *Science*, 179(4068): 90-92.
- UNFPA (2010), "Guidance Note on Prenatal Sex Selection." UNFPA.
- Wax, A. L. (1998), "Bargaining in the Shadow of the Market: Is There a Future for Egalitarian Marriage?" *Virginia Law Review*, 84(4): 509-672.
- Yount, K. M. (2005), "Resources, Family Organization, and Domestic Violence against Married Women in Minya, Egypt." *Journal of Marriage and Family*, 67(3): 579-596.

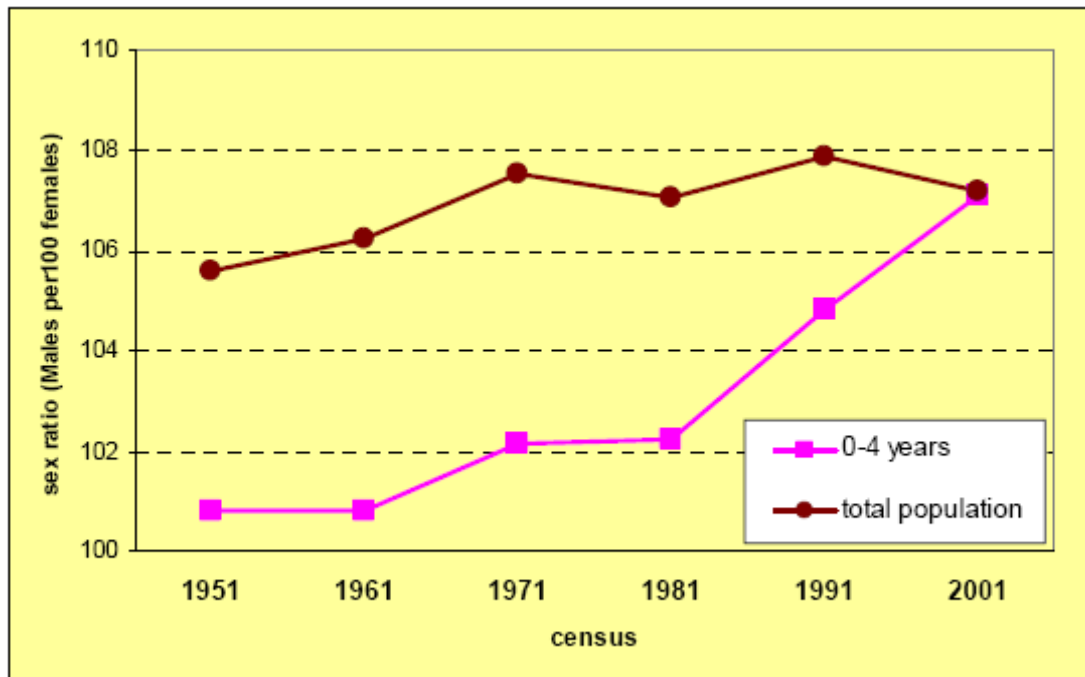
附錄

《圖 1-1》2011 印度行政區及人口分布圖



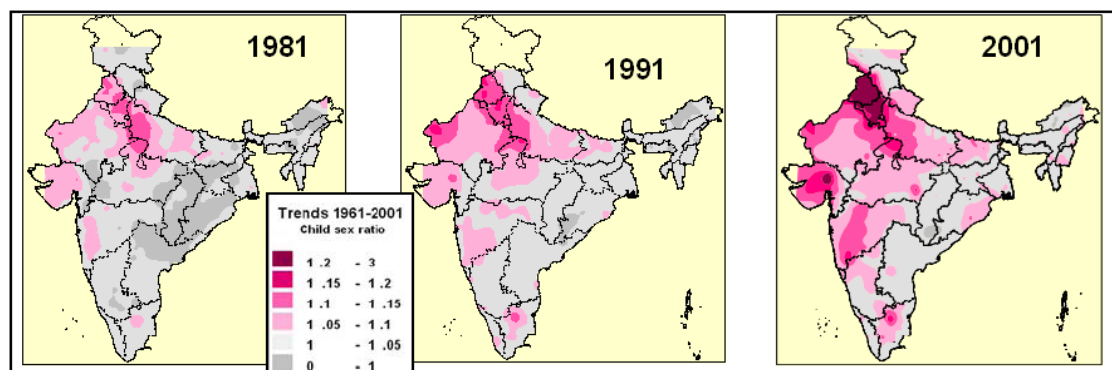
資料來源：Chandramouli (2011), “Provisional Population Totals”, 頁 37。

《圖 1-2》印度性比例趨勢



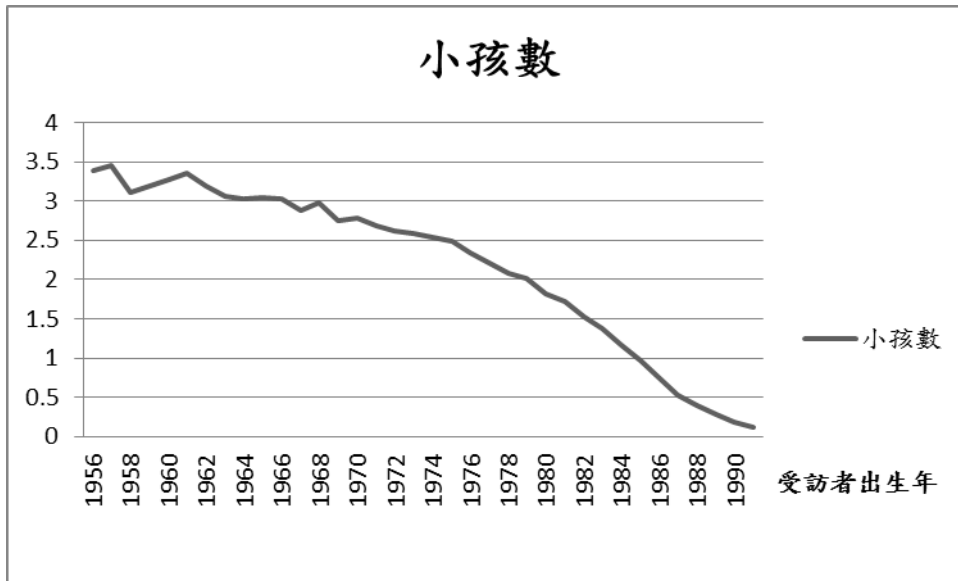
資料來源：Guilmoto (2007), “characteristics of sex-ratio imbalance in India, and future scenarios”, 頁 3。

《圖 1-3》1981-2001 印度各省幼兒性比例

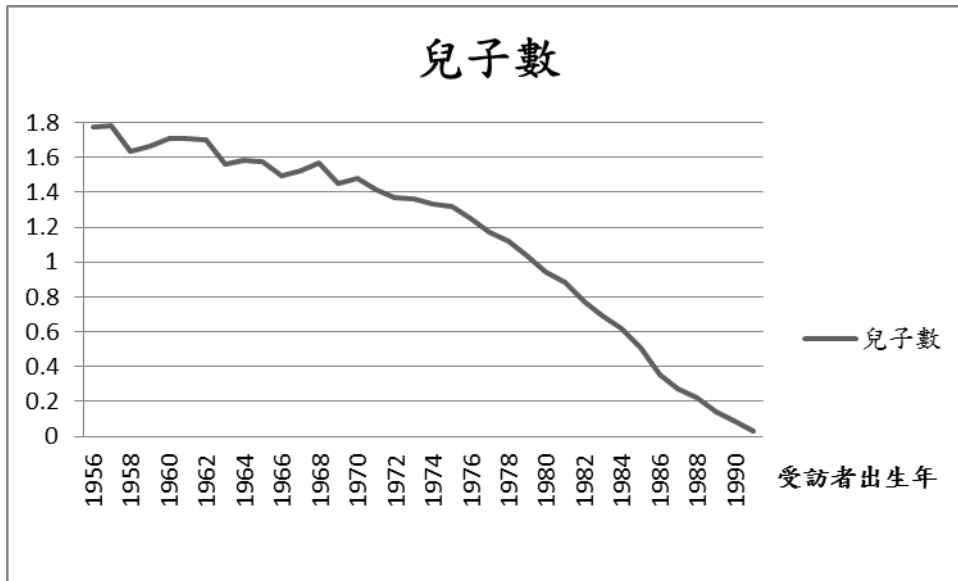


資料來源：Guilmoto (2007), “characteristics of sex-ratio imbalance in India, and future scenarios”, 頁 4。

《圖 3-1》小孩數時間趨勢圖



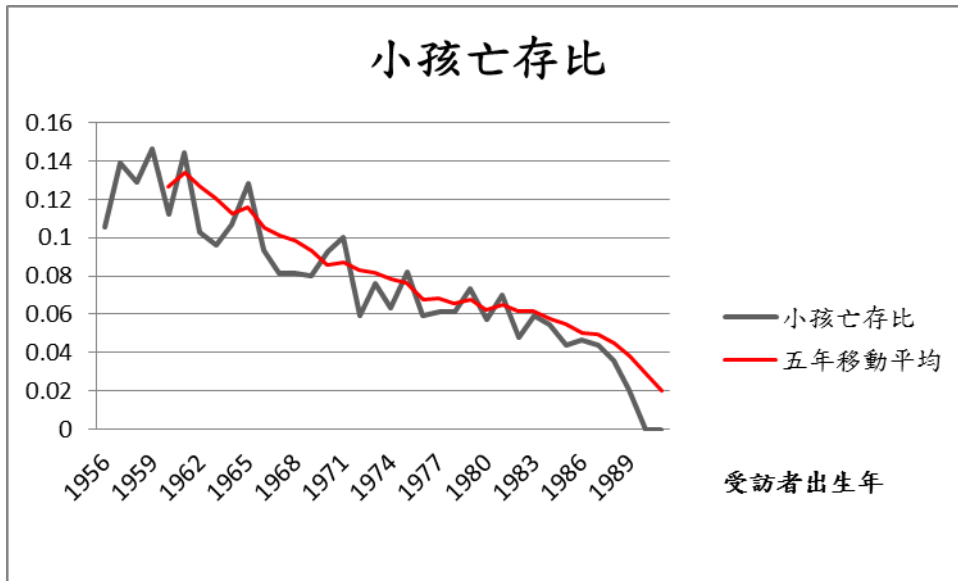
《圖 3-2》兒子數時間趨勢圖



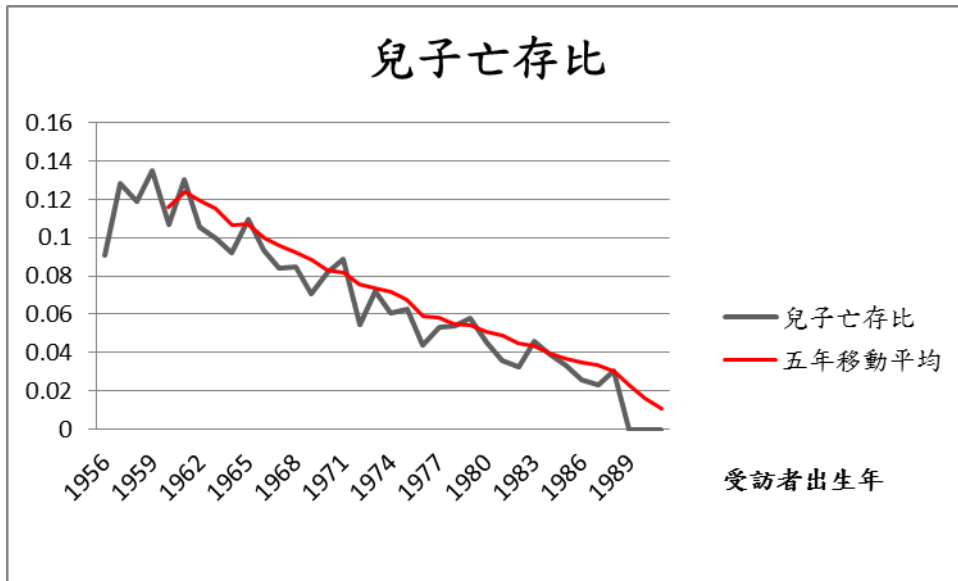
《圖 3-3》女兒數時間趨勢圖



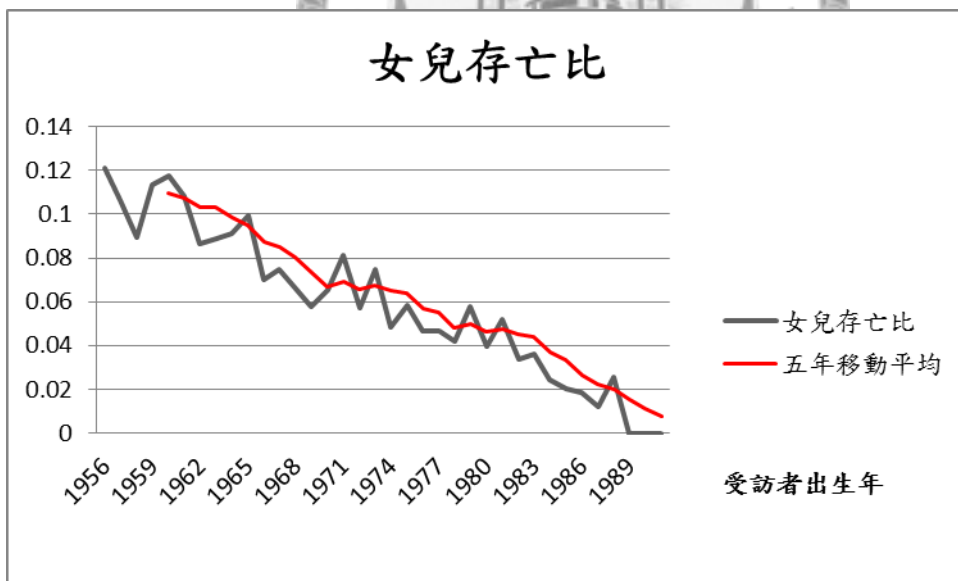
《圖 3-4》小孩亡存比時間趨勢圖



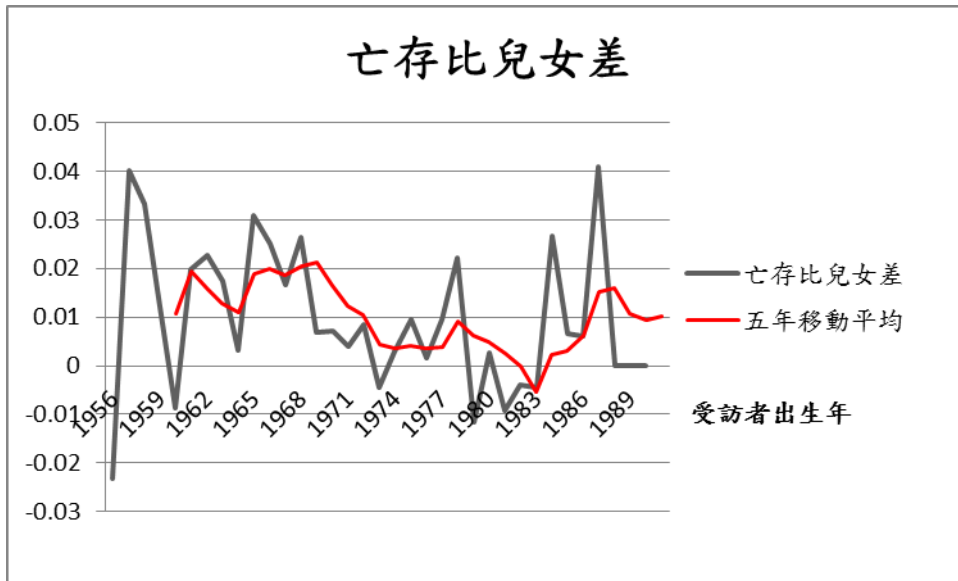
《圖 3-5》兒子亡存比時間趨勢圖



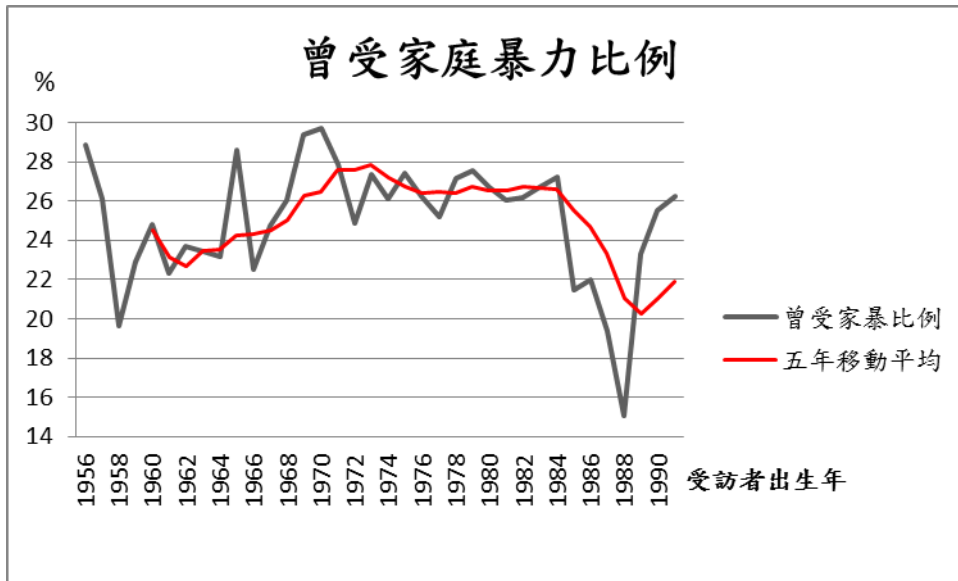
《圖 3-6》女兒亡存比時間趨勢圖



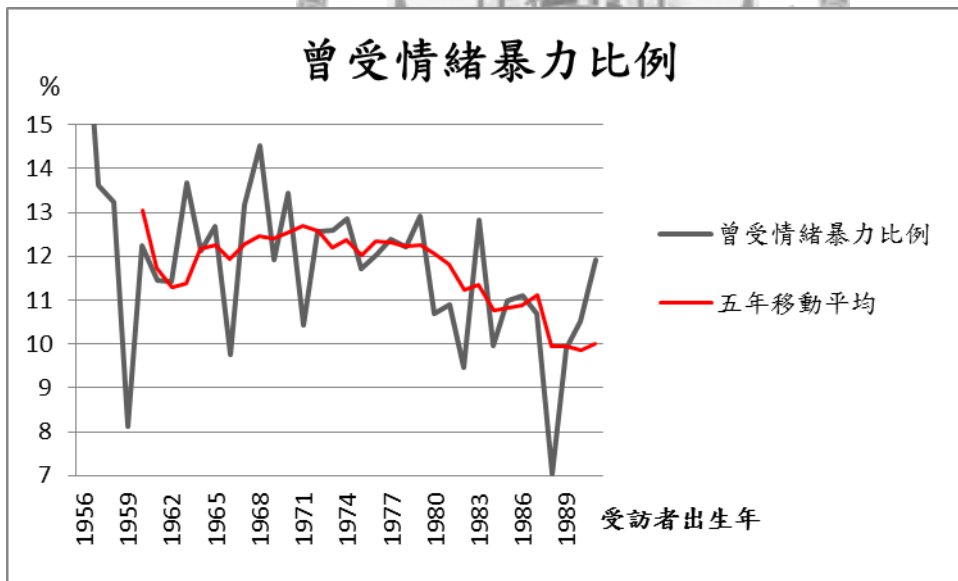
《圖 3-7》亡存比兒女差時間趨勢圖



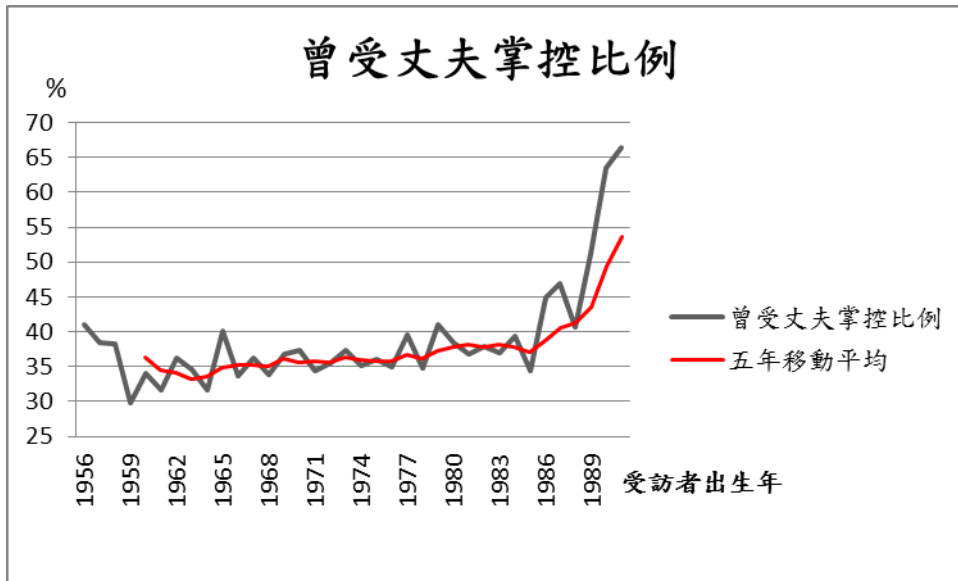
《圖 3-8》曾受家庭暴力比例時間趨勢圖



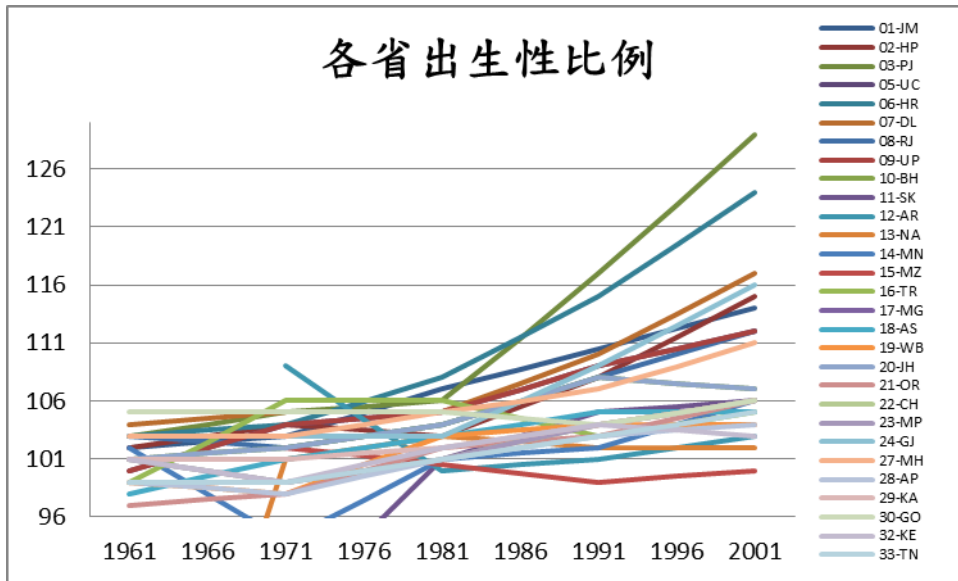
《圖 3-9》曾受情緒暴力比例時間趨勢圖



《圖 3-10》曾受丈夫掌控比例時間趨勢圖



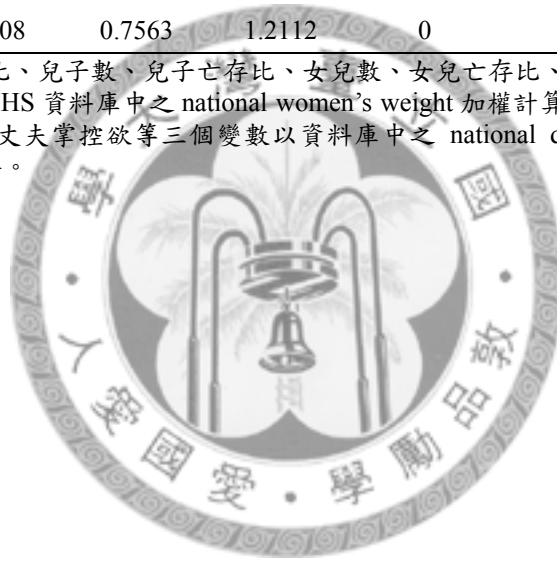
《圖 3-11》各省出生性比例時間趨勢圖



《表 3-1》各被解釋變數之統計摘要：全部樣本

	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
小孩數	53812	2.1761	1.5133	0	13
兒子數	53812	1.1363	1.0051	0	9
女兒數	53812	1.0398	1.0776	0	9
小孩亡存比	47234	0.0779	0.2535	0	4
兒子亡存比	37725	0.0695	0.2691	0	6
女兒亡存比	34101	0.0618	0.2506	0	4
亡存比兒女差	24592	0.0092	0.3703	-3.5	6
家庭暴力指數	39984	0.4810	1.0287	0	6
情緒暴力指數	39992	0.1946	0.5942	0	3
丈夫掌控指數	40008	0.7563	1.2112	0	6

註：小孩數、小孩亡存比、兒子數、兒子亡存比、女兒數、女兒亡存比、亡存比兒女差等七個變數以 NFHS 資料庫中之 national women's weight 加權計算而得；家庭暴力、情緒暴力、丈夫掌控欲等三個變數以資料庫中之 national domestic violence weight 計算而得。



《表 3-2》各被解釋變數之統計摘要：1978 年（含）前出生者

	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
小孩數	35277	2.7433	1.4870	0	13
兒子數	35277	1.4388	1.0240	0	9
女兒數	35277	1.3045	1.1597	0	9
小孩亡存比	33706	0.0883	0.2623	0	4
兒子亡存比	28596	0.0808	0.2895	0	6
女兒亡存比	25512	0.0720	0.2697	0	4
亡存比兒女差	20402	0.0118	0.3878	-3.5	6
家庭暴力指數	26744	0.5019	1.0561	0	6
情緒暴力指數	26749	0.2016	0.6010	0	3
丈夫掌控指數	26760	0.7211	1.1872	0	6

註：小孩數、小孩亡存比、兒子數、兒子亡存比、女兒數、女兒亡存比、亡存比兒女差等七個變數以 NFHS 資料庫中之 national women's weight 加權計算而得；家庭暴力、情緒暴力、丈夫掌控欲等三個變數以資料庫中之 national domestic violence weight 計算而得。

《表 3-3》各被解釋變數之統計摘要：1979 年（含）後出生者

	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
小孩數	18535	1.3025	1.0739	0	7
兒子數	18535	0.6704	0.7701	0	5
女兒數	18535	0.6321	0.7775	0	5
小孩亡存比	13528	0.0566	0.2332	0	4
兒子亡存比	9129	0.0403	0.2047	0	4
女兒亡存比	8589	0.0373	0.1954	0	2
亡存比兒女差	4190	-0.0013	0.2917	-2	2
家庭暴力指數	13240	0.4494	0.9850	0	6
情緒暴力指數	13243	0.1841	0.5836	0	3
丈夫掌控指數	13248	0.8098	1.2449	0	6

註：小孩數、小孩亡存比、兒子數、兒子亡存比、女兒數、女兒亡存比、亡存比兒女差等七個變數以 NFHS 資料庫中之 national women's weight 加權計算而得；家庭暴力、情緒暴力、丈夫掌控欲等三個變數以資料庫中之 national domestic violence weight 計算而得。

《表 3-4》各解釋變數之全國及各省平均值

	受教年數	家庭財富指數	受訪者年齡	婚姻存續期間指數
India	3.8359	3.7232	30.4567	2.9692
Jammu and Kashmir	4.1185	4.2708	32.4980	2.9591
Himachal Pradesh	4.3758	4.1739	32.2647	3.1014
Punjab	4.3663	4.5886	31.8727	3.0036
Uttaranchal	4.3831	4.1791	31.0259	2.9708
Haryana	4.1806	4.2843	29.3195	2.7951
Delhi	4.2750	4.8340	33.0804	3.1794
Rajasthan	3.7942	4.0193	28.7362	2.7678
Uttar Pradesh	4.1641	3.5692	29.1718	2.8226
Bihar	3.7359	3.5219	28.1821	2.8083
Sikkim	3.7184	4.1608	30.0260	2.7378
Arunachal Pradesh	3.5761	3.4784	28.6430	2.6558
Nagaland	3.5346	3.5218	31.8504	2.9597
Manipur	3.8598	3.6893	32.6126	2.7916
Mizoram	3.5349	4.1336	32.8567	3.0349
Tripura	3.4597	3.1502	30.8021	2.9866
Meghalaya	3.4658	3.4921	30.7957	2.8219
Assam	3.6392	3.1142	30.5290	2.8747
West Bengal	3.4846	3.2455	30.0340	2.9926
Jharkhand	3.8592	3.2022	28.4487	2.7522
Orissa	3.6066	3.0908	30.8626	3.0013
Chhattisgarh	3.7320	3.0404	28.7082	2.7331
Madhya Pradesh	3.8694	3.2085	29.4233	2.9635
Gujarat	3.6680	4.2158	31.3158	3.0364
Maharashtra	3.7586	3.9678	30.8098	3.0284
Andhra Pradesh	3.7316	3.8060	29.6045	3.0537
Karnataka	3.7181	3.7373	30.4174	2.8766
Goa	4.1309	4.4809	34.2255	2.7884
Kerala	4.0369	4.3137	33.9471	3.2374
Tamil Nadu	3.9345	3.6085	32.1657	3.1353

註：本表內容以 NFHS 資料庫中之 national women's weight 加權計算而得。

《表 4-1》被解釋變數為小孩數之迴歸結果：全部樣本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	小孩數	小孩數	小孩數	小孩數	小孩數
省出生性比例	-0.156*** (0.0226)	-0.154*** (0.0233)	-0.452*** (0.0353)	-0.0404* (0.0234)	-0.0382* (0.0198)
受教年數		-0.0604*** (0.0116)	-0.0658*** (0.00630)	-0.0547*** (0.00567)	-0.0230*** (0.00440)
次貧		0.0420 (0.0684)	-0.0345 (0.0509)	-0.0869* (0.0455)	-0.0566 (0.0419)
中等		-0.00930 (0.0895)	-0.156*** (0.0575)	-0.237*** (0.0517)	-0.166*** (0.0475)
次富		-0.0279 (0.107)	-0.304*** (0.0671)	-0.454*** (0.0586)	-0.301*** (0.0528)
最富		-0.191 (0.131)	-0.699*** (0.0842)	-0.968*** (0.0719)	-0.661*** (0.0643)
出生年				14.36*** (1.467)	15.25*** (1.433)
出生年 ²				-0.00366*** (0.000372)	-0.00386*** (0.000363)
結婚 5~9 年					0.957*** (0.0249)
結婚 10~14 年					1.507*** (0.0451)
結婚 15~19 年					1.884*** (0.0567)
結婚 20~24 年					2.478*** (0.0682)
結婚 25~29 年					3.168*** (0.0845)
結婚 30 年以上					3.821*** (0.147)
省別虛擬變數	否	否	是	是	是
常數項	18.13*** (2.297)	18.27*** (2.334)	50.36*** (3.647)	-14,057*** (1,447)	-15,052*** (1,414)
樣本數	53,234	53,234	53,234	53,234	53,234
R ²	0.072	0.081	0.278	0.391	0.482

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。

《表 4-2-1》各被解釋變數之迴歸結果：全部樣本 (1)

	(1) 小孩數	(2) 兒子數	(3) 女兒數
省出生性比例	-0.0382* (0.0198)	-0.0162 (0.0107)	-0.0220** (0.00982)
受教年數	-0.0230*** (0.00440)	-0.00724** (0.00317)	-0.0158*** (0.00376)
次貧	-0.0566 (0.0419)	-0.0232 (0.0307)	-0.0334 (0.0223)
中等	-0.166*** (0.0475)	-0.0918*** (0.0325)	-0.0741*** (0.0279)
次富	-0.301*** (0.0528)	-0.148*** (0.0353)	-0.153*** (0.0285)
最富	-0.661*** (0.0643)	-0.326*** (0.0407)	-0.335*** (0.0311)
出生年	15.25*** (1.433)	8.204*** (0.746)	7.046*** (0.802)
出生年 ²	-0.00386*** (0.000363)	-0.00208*** (0.000189)	-0.00178*** (0.000203)
結婚 5~9 年	0.957*** (0.0249)	0.502*** (0.0153)	0.455*** (0.0161)
結婚 10~14 年	1.507*** (0.0451)	0.813*** (0.0285)	0.694*** (0.0286)
結婚 15~19 年	1.884*** (0.0567)	1.015*** (0.0378)	0.869*** (0.0301)
結婚 20~24 年	2.478*** (0.0682)	1.309*** (0.0402)	1.168*** (0.0406)
結婚 25~29 年	3.168*** (0.0845)	1.664*** (0.0517)	1.504*** (0.0518)
結婚 30 年以上	3.821*** (0.147)	2.027*** (0.0665)	1.794*** (0.0961)
省別虛擬變數	是	是	是
常數項	-15,052*** (1,414)	-8,098*** (735.6)	-6,954*** (791.6)
樣本數	53,234	53,234	53,234
R ²	0.482	0.300	0.216

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。

《表 4-2-2》各被解釋變數之迴歸結果：全部樣本（2）

	(4) 小孩亡存比	(5) 兒子亡存比	(6) 女兒亡存比	(7) 亡存比兒女差
省出生性比例	-0.00230* (0.00124)	-0.00470** (0.00226)	-0.00408** (0.00183)	-0.00207 (0.00175)
受教年數	-0.00415*** (0.00121)	-0.00267** (0.00115)	-0.00125 (0.00110)	-0.000911 (0.00205)
次貧	0.00233 (0.0105)	-0.00103 (0.0142)	0.0108 (0.0112)	-0.0203 (0.0224)
中等	-0.0230** (0.00959)	-0.0204 (0.0135)	-0.0185** (0.00915)	-0.00212 (0.0182)
次富	-0.0380*** (0.0101)	-0.0392*** (0.0124)	-0.0302*** (0.0108)	-0.00375 (0.0169)
最富	-0.0658*** (0.00970)	-0.0646*** (0.0126)	-0.0571*** (0.0115)	-0.00468 (0.0177)
出生年	0.333** (0.160)	0.492** (0.213)	0.480*** (0.151)	-0.0540 (0.327)
出生年 ²	-8.42e-05** (4.06e-05)	-0.000124** (5.41e-05)	-0.000122*** (3.83e-05)	1.40e-05 (8.28e-05)
結婚 5~9 年	0.0239*** (0.00625)	0.0168*** (0.00633)	0.0138*** (0.00525)	-0.00903 (0.00815)
結婚 10~14 年	0.0409*** (0.00642)	0.0410*** (0.00707)	0.0301*** (0.00570)	0.00596 (0.0113)
結婚 15~19 年	0.0559*** (0.00884)	0.0599*** (0.00972)	0.0391*** (0.00812)	0.00505 (0.0140)
結婚 20~24 年	0.0790*** (0.0103)	0.0937*** (0.0119)	0.0628*** (0.0107)	0.0246 (0.0161)
結婚 25~29 年	0.133*** (0.0133)	0.153*** (0.0144)	0.109*** (0.0144)	0.0216 (0.0231)
結婚 30 年以上	0.157*** (0.0176)	0.185*** (0.0243)	0.146*** (0.0193)	0.0267 (0.0309)
省別虛擬變數	是	是	是	是
常數項	-328.6** (158.0)	-486.8** (210.7)	-473.3*** (149.3)	52.36 (322.4)
樣本數	46,667	37,209	33,615	24,157
R ²	0.037	0.034	0.036	0.002

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。

《表 4-2-3》各被解釋變數之迴歸結果：全部樣本 (3)

	(8) 家庭暴力指數	(9) 情緒暴力指數	(10) 丈夫掌控指數
省出生性比例	-0.0137** (0.00597)	-0.00631* (0.00328)	-0.00249 (0.00704)
受教年數	-0.0238*** (0.00473)	-0.00794*** (0.00300)	-0.0133** (0.00518)
次貧	-0.131*** (0.0464)	-0.00188 (0.0260)	-0.0728 (0.0522)
中等	-0.282*** (0.0469)	-0.0663*** (0.0241)	-0.162*** (0.0513)
次富	-0.430*** (0.0459)	-0.129*** (0.0234)	-0.297*** (0.0553)
最富	-0.648*** (0.0500)	-0.203*** (0.0214)	-0.476*** (0.0495)
出生年	2.166*** (0.754)	0.212 (0.454)	-1.841** (0.816)
出生年 ²	-0.000546*** (0.000191)	-5.30e-05 (0.000115)	0.000470** (0.000207)
結婚 5~9 年	0.215*** (0.0321)	0.0633*** (0.0141)	0.138*** (0.0328)
結婚 10~14 年	0.281*** (0.0362)	0.0847*** (0.0187)	0.256*** (0.0357)
結婚 15~19 年	0.353*** (0.0427)	0.107*** (0.0251)	0.314*** (0.0500)
結婚 20~24 年	0.429*** (0.0579)	0.123*** (0.0279)	0.353*** (0.0574)
結婚 25~29 年	0.522*** (0.0727)	0.144*** (0.0397)	0.378*** (0.0669)
結婚 30 年以上	0.664*** (0.102)	0.167*** (0.0435)	0.390*** (0.0934)
省別虛擬變數	是	是	是
常數項	-2,145*** (743.8)	-210.7 (448.2)	1,802** (805.0)
樣本數	39,595	39,604	39,619
R ²	0.077	0.032	0.095

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。

《表 4-3》省出生性比例單位效果估樣本平均數及樣本標準差比例：全部樣本

	平均值	標準差	β_1	$\beta_1/\text{平均值}$	$\beta_1/\text{標準差}$
小孩數	2.1761	1.5133	-0.0382	-0.017554	-0.025242
兒子數	1.1363	1.0051	-0.0162	-0.014257	-0.016118
女兒數	1.0398	1.0776	-0.022	-0.021158	-0.020415
小孩亡存比	0.0779	0.2535	-0.0023	-0.029537	-0.009072
兒子亡存比	0.0695	0.2691	-0.0047	-0.067674	-0.017463
女兒亡存比	0.0618	0.2506	-0.00408	-0.066020	-0.016278
亡存比兒女差	0.0092	0.3703	-0.00207	-0.225684	-0.005590
家庭暴力指數	0.4810	1.0287	-0.0137	-0.028482	-0.013318
情緒暴力指數	0.1946	0.5942	-0.00631	-0.032421	-0.010620
丈夫掌控指數	0.7563	1.2112	-0.00249	-0.003292	-0.002056

註： β_1 為完整模型之省出生性比例係數。



《表 4-4》各被解釋變數之迴歸結果：1978 年（含）前出生者

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	小孩數	兒子數	女兒數	小孩亡存比	兒子亡存比	女兒亡存比	亡存比兒女差	家庭暴力指數	情緒暴力指數	丈夫掌控指數
省出生性比例	-0.0385*** (0.0132)	-0.0136* (0.00792)	-0.0249*** (0.00672)	-0.00320** (0.00159)	-0.00664** (0.00271)	-0.00406** (0.00200)	-0.00351* (0.00196)	-0.00661 (0.00606)	0.000294 (0.00304)	-0.00702 (0.00691)
樣本數	34,699	34,699	34,699	33,139	28,080	25,026	19,967	26,355	26,361	26,371

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。表中所有欄位均為完整模型，但僅列出主要解釋變數的係數及樣本數。

《表 4-5》各被解釋變數之迴歸結果：1979 年（含）後出生者

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	小孩數	兒子數	女兒數	小孩亡存比	兒子亡存比	女兒亡存比	亡存比兒女差	家庭暴力指數	情緒暴力指數	丈夫掌控指數
省出生性比例	-0.0554*** (0.0133)	-0.0302*** (0.00833)	-0.0251** (0.00974)	-0.00345 (0.00258)	-0.00282 (0.00324)	-0.00428* (0.00246)	0.00348 (0.00731)	-0.0492** (0.0207)	-0.0239** (0.0101)	-0.0370* (0.0222)
樣本數	18,535	18,535	18,535	13,528	9,129	8,589	4,190	13,240	13,243	13,248

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。表中所有欄位均為完整模型，但僅列出主要解釋變數的係數及樣本數。

《表 4-6》省出生性比例單位效果估樣本平均數及樣本標準差比例：切割樣本

1978 年（含）前出生者

	平均值	標準差	β_1	$\beta_1/\text{平均值}$	$\beta_1/\text{標準差}$
小孩數	2.7433	1.4870	-0.0385	-0.014034	-0.025891
兒子數	1.4388	1.0240	-0.0136	-0.009452	-0.013281
女兒數	1.3045	1.1597	-0.0249	-0.019087	-0.021472
小孩亡存比	0.0883	0.2623	-0.0032	-0.036248	-0.012200
兒子亡存比	0.0808	0.2895	-0.00664	-0.082215	-0.022934
女兒亡存比	0.0720	0.2697	-0.00406	-0.056397	-0.015056
亡存比兒女差	0.0118	0.3878	-0.00351	-0.296450	-0.009051
家庭暴力指數	0.5019	1.0561	-0.00661	-0.013171	-0.006259
情緒暴力指數	0.2016	0.6010	0.000294	0.001458	0.000489
丈夫掌控指數	0.7211	1.1872	-0.00702	-0.009735	-0.005913

1979 年（含）後出生者

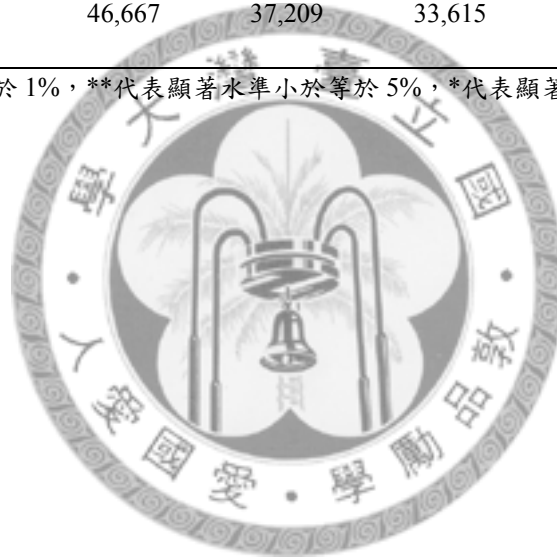
	平均值	標準差	β_1	$\beta_1/\text{平均值}$	$\beta_1/\text{標準差}$
小孩數	1.3025	1.0739	-0.0554	-0.042533	-0.051586
兒子數	0.6704	0.7701	-0.0302	-0.045045	-0.039214
女兒數	0.6321	0.7775	-0.0251	-0.039709	-0.032284
小孩亡存比	0.0566	0.2332	-0.00345	-0.060929	-0.014793
兒子亡存比	0.0403	0.2047	-0.00282	-0.070013	-0.013778
女兒亡存比	0.0373	0.1954	-0.00428	-0.114746	-0.021906
亡存比兒女差	-0.0013	0.2917	0.00348	-2.774898	0.011928
家庭暴力指數	0.4494	0.9850	-0.0492	-0.109480	-0.049950
情緒暴力指數	0.1841	0.5836	-0.0239	-0.129832	-0.040953
丈夫掌控指數	0.8098	1.2449	-0.037	-0.045693	-0.029722

註： β_1 為完整模型之省出生性比例係數。

《表 4-7》以出生年虛擬變數控制固定效果之迴歸結果：全部樣本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	小孩數	兒子數	女兒數	小孩亡存比	兒子亡存比	女兒亡存比	亡存比兒女差	家庭暴力指數	情緒暴力指數	丈夫掌控指數
省出生性比例	-0.0443** (0.0205)	-0.0192* (0.0113)	-0.0251** (0.00984)	-0.00299** (0.00137)	-0.00507** (0.00239)	-0.00408** (0.00188)	-0.00228 (0.00155)	-0.0133** (0.00600)	-0.00518 (0.00325)	-0.000823 (0.00700)
樣本數	53,234	53,234	53,234	46,667	37,209	33,615	24,157	39,595	39,604	39,619

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。表中所有欄位均為完整模型，但僅列出主要解釋變數的係數及樣本數。



《表 4-8》以出生年虛擬變數控制固定效果之迴歸結果：1978 年（含）前出生者

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	小孩數	兒子數	女兒數	小孩亡存比	兒子亡存比	女兒亡存比	亡存比兒女差	家庭暴力指數	情緒暴力指數	丈夫掌控指數
省出生性比例	-0.0405*** (0.0139)	-0.0138* (0.00818)	-0.0267*** (0.00693)	-0.00359** (0.00174)	-0.00658** (0.00279)	-0.00366* (0.00202)	-0.00365** (0.00173)	-0.00598 (0.00621)	0.00115 (0.00320)	-0.00528 (0.00720)
樣本數	34,699	34,699	34,699	33,139	28,080	25,026	19,967	26,355	26,361	26,371

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。表中所有欄位均為完整模型，但僅列出主要解釋變數的係數及樣本數。

《表 4-9》以出生年虛擬變數控制固定效果之迴歸結果：1979 年（含）後出生者

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	小孩數	兒子數	女兒數	小孩亡存比	兒子亡存比	女兒亡存比	亡存比兒女差	家庭暴力指數	情緒暴力指數	丈夫掌控指數
省出生性比例	-0.0972*** (0.0197)	-0.0622*** (0.00872)	-0.0350*** (0.0126)	-0.00655 (0.00394)	-0.00732 (0.00483)	-0.00294 (0.00265)	-0.0123 (0.0100)	-0.0668** (0.0265)	-0.0259** (0.0104)	-0.0554** (0.0250)
樣本數	18,535	18,535	18,535	13,528	9,129	8,589	4,190	13,240	13,243	13,248

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。表中所有欄位均為完整模型，但僅列出主要解釋變數的係數及樣本數。

《表 4-10》以教育程度為樣本切割基準之迴歸結果：受教年數三年（含）以下

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	小孩數	兒子數	女兒數	小孩亡存比	兒子亡存比	女兒亡存比	亡存比兒女差	家庭暴力指數	情緒暴力指數	丈夫掌控指數
省出生性比例	-0.0359*	-0.0184*	-0.0176	-0.00239	-0.00478	-0.00530**	-0.00123	-0.0193**	-0.0154***	0.000225
	(0.0192)	(0.00988)	(0.0112)	(0.00175)	(0.00337)	(0.00223)	(0.00345)	(0.00947)	(0.00546)	(0.0101)
樣本數	22,344	22,344	22,344	19,710	15,768	14,480	10,538	16,709	16,713	16,721

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。表中所有欄位均為完整模型，但僅列出主要解釋變數的係數及樣本數。

《表 4-11》以教育程度為樣本切割基準之迴歸結果：受教年數超過三年

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	小孩數	兒子數	女兒數	小孩亡存比	兒子亡存比	女兒亡存比	亡存比兒女差	家庭暴力指數	情緒暴力指數	丈夫掌控指數
省出生性比例	-0.0390*	-0.0141	-0.0249**	-0.00229	-0.00481**	-0.00312	-0.00286	-0.00954	0.000864	-0.00566
	(0.0226)	(0.0127)	(0.0114)	(0.00165)	(0.00224)	(0.00215)	(0.00235)	(0.00860)	(0.00393)	(0.00794)
樣本數	30,890	30,890	30,890	26,957	21,441	19,135	13,619	22,886	22,891	22,898

註：括號內數值為標準差。***代表顯著水準小於等於 1%，**代表顯著水準小於等於 5%，*代表顯著水準小於等於 10%。表中所有欄位均為完整模型，但僅列出主要解釋變數的係數及樣本數。