性別失衡對婚姻前景與勞動市場的影響 — 以戰後初期移民人口性比例為工具變數的實證研究

蔡彣涓*

透過婚姻市場的運作, 性比例 (男性相對於女性人口之比值) 將會影響相關人口的婚姻前景、勞動參與及其他社經變數。然而, 實證研究普遍觀察到的性比例與社經條件之間的相關性卻可能會受到遺漏變數與同時性問題的影響而產生偏誤。本文藉由探索戰後初期外省人口大規模遷徙所形成的自然試驗, 使用 1946–1951 年移民人口的懸殊性比例做爲工具變數, 研究性比例對戰後出生世代人口婚姻前景與社經結果的影響。實證結果顯示性比例的增加會提升女性結婚的比例、擴大家庭規模, 並降低女性的勞動參與率與提高居住於自有住宅的比例。實證結果大致符合婚姻理論模型的預測, 亦即性比例的增加會提升女性在婚姻市場中的協商能力, 進而改善女性的社經條件。

關鍵詞: 性比例, 婚姻市場, 家庭分工
JEL 分類代號: D13, J12

1 前言

透過婚姻市場的運作, 性比例 (男性相對於女性人口之比值) 將會影響相關人口的婚姻前景、勞動參與及其他社經變數。性比例的變化會直接影響婚

*作者爲世新大學經濟系助理教授。本文承蒙國科會專題計畫 (編號: NSC97-2410-H-128-041-MY2) 的補助, 特此致謝。作者非常感謝駱明慶教授、林明仁教授及兩位匿名審查人對本文初稿提出的寶貴意見。本文初稿曾在台大經濟系研討會與劉克智教授紀念學術研討會上發表, 與會者提供許多意見, 作者在此一併致謝。文中如有任何缺失, 悉由作者負責。

期刊資料庫

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 39:4 (2011), 511–540。
國立台灣大學經濟學系出版

姻市場的供需力量, 並改變相關人口的結婚比例以及嫁聘的相對價格。此外, 性比例對兩性於戶內的資源分配與家庭分工亦具有決定性的影響。性比例的增加將提高女性在婚姻市場中的協商能力, 進而誘使家庭資源以有利於女性的方式進行移轉。因爲性比例的變化會改變婚姻與勞動市場的相對報酬, 故其預期會同時影響未婚及已婚相關人口的勞動參與率與經濟條件。

由於性比例通常不是外生決定的, 因此大部分的實證研究往往會遭受到遺漏變數與同時性問題的干擾而無法爲性比例與相關人口社經條件的關聯性提供一具有因果關係的解釋。本文利用戰後初期中國大陸移民人口的特殊組成, 研究性比例對個人婚姻前景與經濟結果的影響。本文的實證策略爲使用 1946–1951 年外省人口大規模遷徙所造成的懸殊性比例做爲工具變數, 估計性比例對戰後出生世代人口社經條件的影響。戰後初期外省人口的遷徙爲性比例的研究提供一自然試驗 (natural experiment): 第一、戰後大移民主要是受到外生因素如戰爭情勢驟轉的驅使, 而非戰後出生世代人口社經條件改變的影響。另外, 以軍人爲主體的移民人口與其後國軍的部署造就了台灣外省人口性比例在地區間的懸殊差異; 第二、移民人口與戰後出生世代人口性比例間亦因戰後出生世代軍人人口非隨機地移動至移民人口性比例高的地區而存在顯著的正向關係。由於國軍的地理分佈與各地區的經濟條件無關, 因此移民人口性比例將不會直接影響戰後出生世代人口的社經條件。最後, 本文著重於戰後出生世代人口社經結果的研究將可避免移民者本身未被觀察的特質混淆性比例的效果。

本文研究的社經變數涵蓋婚姻前景、家庭結構與經濟結果 (包括勞動參與、就業、本人與配偶的薪資水準, 以及住宅的所有權與來源) 等層面。本文的實證結果大致符合婚姻理論模型的預測, 亦即性比例的增加將會提高女性在婚姻市場中的協商能力, 進而改善其社經條件。本文的架構安排如下: 在第 3 節進行資料的說明與討論兩世代性比例間的關係之前, 本文首先回顧相關的理論與實證文獻。第 4 節則呈現實證模型與性別失衡對戰後出生世代人口社經條件的影響效果。第 5 節爲結論。

臺灣大學學術期刊資料庫

2 文獻回顧

2.1 性比例對婚姻與勞動市場的影響

Becker (1973) 的婚姻理論爲性比例影響婚姻前景的途徑提供了一個理論基礎。該模型假設婚姻的目的在於極大化家庭財貨的總產出; 家庭成員間資源的分配則取決於婚姻市場的均衡條件。Becker 的模型預測高性比例將使婚姻市場的男性供給增加, 致使女性的婚姻利得上升 (男性的婚姻利得下降)、女性的結婚比例增加 (男性的結婚比例降低)。[1]

由於 Becker 的模型假設家庭爲一單一決策單位 (a unitary decision maker), 故舉凡有關家庭資源分配與家庭分工等議題的研究因而受到限制。最近發展的婚姻理論則將單一決策模型放寬爲夫妻個別決策模型, 並研究婚姻市場相關因素 (如: 性比例與離婚法規等) 對夫妻雙方的協商能力 (bargaining power)、戶內的資源分配與家庭分工模式等的影響 (Chiappori et al., 2002; Grossbard-Shechtman, 1984)。

Grossbard-Shechtman (1984) 將婚姻簡化假設爲夫妻雙方家庭勞務的交易, 並考慮婚姻與勞動市場間的交互影響。該模型分析高性比例對四個市場 (男性、女性婚姻與勞動市場) 所造成的直接效果爲: 高性比例將同時增加男性對女性家庭勞務的需求以及男性家庭勞務與勞動的供給, 並導致女性家庭勞務隱含價格 (shadow price) 的上升、男性家庭勞務隱含價格與薪資的下降。家庭勞務隱含價格與薪資的變化透過所得與替代效果則更進一步地影響女性的婚姻與勞動市場: 男性家庭勞務隱含價格與薪資的下降致使其降低對女性家庭勞務的需求; 女性家庭勞務隱含價格的上升則誘使女性勞動供給的減少, 同時女性勞動的需求亦因相對便宜的男性勞動的替代而減少。綜合直接與間接效果, 該模型預測高性比例將造成女性結婚比例的增加與勞動工時的下降。另外, 由於所得效果對已婚女性勞動參與決定的影響較大, 故已婚女性的勞動供給曲線將較男性更爲後彎 (backward-bending)。

Chiappori et al. (2002) 則建構一個家庭決策的協商模型, 並將性比例

[1]在 Becker (1973) 的模型中, 婚姻利得 (gain from marriage) 係指家庭財貨的產出水準相對於個別成員單身時的產出水準。

臺灣大學學術期刊資料庫

視作外生的「分配因子 (distribution factor)」。[2] 該模型預測高性比例將使女性於家庭內更具有協商能力, 進而透過配偶所得的移轉增加其休閒時間 (或降低勞動工時)。Chiappori et al. (2002) 使用美國1989年的所得動態追蹤資料 (Panel Study of Income Dynamics, PSID), 發現性比例增加1個百分點將誘使丈夫對妻子進行額外$2,163美元的所得移轉。由於女性相較於男性更傾向將家庭資源投注至子女身上, 故協商模型隱含高性比例將有助於改善子女福祉的結論。例如: Park (2007) 的實證結果顯示當性比例增加一個標準差, 子女的標準化身高 (z score) 將會增加0.18個標準差。一般而言, Becker、Grossbard-Shechtman 與協商理論均預測高性比例將會提高女性在婚姻市場中的協商能力, 進而改善其於婚姻與勞動市場的條件。

實證文獻大多研究婚姻市場的性比例對家庭形成、離婚、嫁聘的相對價格、生育行爲與未婚生父母間關係品質的影響。實證結果大致符合婚姻理論模型的預測, 亦即高性比例將會提高女性結婚與離婚的比例 (South and Lloyd, 1992a; Svarer, 2007)、降低新娘的嫁妝金額 (Rao, 1993)、降低未婚生育的可能性 (South and Lloyd, 1992b), 並改善未婚生父母間關係的品質 (Harknett, 2008)。[3] 此外, Grossbard-Shechtman (1993) 與 Grossbard-Shechtman and Neideffer (1997) 使用美國普查資料, 發現性比例與女性勞動參與率之間呈現負向關係。

2.2 性比例的內生性問題

社會生物學家的實證研究顯示在不受社會制度或人爲的干預下初生嬰兒性比例大約介於1.04–1.07之間 (Chahnazarian, 1988)。然而, 個人所面對潛在婚姻市場的性比例卻可能極端失衡。父母可能會因爲重男輕女的偏好而選擇性地生育子女 (如: 選擇性地墮胎或養育子女), 進而影響下一世代婚姻市場的性比例 (Lin et al., 2008; Yi et al., 1993)。此外, 性別導向的人

[2] Chiappori et al. (2002) 將「分配因子」定義爲那些會影響家庭成員的協商能力, 但不會影響其個別偏好或家庭預算的因子, 亦即「分配因子」僅會影響家庭效用函數中個別成員效用加總的權數, 但不會影響個別成員的效用函數或家庭預算式。

[3] Svarer (2007) 使用丹麥1980–1995年勞動市場研究整合資料庫 (Integrated Database for Labour Market Research) 的追蹤資料, 研究工作場所的性比例對配對關係的形成 (同居或結婚) 與結束的影響。作者發現工作場所的性比例對配對關係的形成並沒有顯著的影響; 然而, 工作場所異性同事的比例愈高則愈會增加配對關係結束的風險。

國立政治大學 期刊資料庫

口移動亦是造成婚姻市場性別失衡的主要原因。例如: Khoo et al. (1984) 與 Liaw and Lin (2001) 的研究結果說明台灣25–29歲男性對經濟條件的改變相當敏感, 且容易遷移至就業機會較多的地區; 女性則受制於家庭的牽絆與婚姻狀態而較不具移動能力。Fan and Huang (1998) 則發現中國大陸落後地區的女性會爲了脫離貧困而透過人脈網絡或婚姻仲介, 遠嫁至經濟條件較佳的鄉村地區。由於上述兩項因素包括地區間父母性別偏好的差異以及個人遷移的動機等常因資料的限制而無法於迴歸模型中加以控制, 故性比例的估計結果可能會受到遺漏變數的影響而產生內生性的問題。最後, Chiappori et al. (2002) 指出某些擁有特殊產業或職業結構的地區對某一特定性別的勞動將會產生大量的需求, 因而吸引該性別人口大批地遷移至此, 進而導致當地的性比例與勞動工時之間因同時性問題的干擾而產生假性迴歸 (spurious regression) 的結果。例如: 高雄楠梓加工出口區於2002年的男女受僱工人性比例約爲 0.22 (4,423/20,110), 意謂著該地區性比例與女性勞動工時間的負向關係可能源自於當地以女性勞動爲主體的產業結構。[4]

由於個人未被觀察的遷移動機及地區特殊的產業結構可能會同時影響當地的性比例與個人的社經結果, 此時若直接使用 OLS 估計性比例的效果將會致使估計結果因爲遺漏變數與同時性的問題而產生偏誤。OLS 估計式的偏誤方向主要取決於某一重要的遺漏變數如個人未被觀察的移動能力等其與性比例以及個人的社經結果之間的關係 (Wooldridge, 2009)。給定台灣適婚年齡男性相對於女性具有較強的經濟動機進行跨地區的遷移, 個人未被觀察的移動能力預期將與性比例之間呈現正向關係 (Khoo et al., 1984; Liaw and Lin, 2001)。另外, 已婚、擁有幼齡子女或居住於自有住宅的人口則預期會受到家庭與住宅所有權的約束而具有較低的遷移動機。綜合上述兩者效果, 迴歸模型若未能有效控制個人移動能力等的相關變數將可能導致 OLS 估計式低估性比例對婚姻前景與家庭結構的影響。最後, 因爲個人傾向遷移至就業機會較多或薪資水準較高的地區, 故個人未被觀察的移動能力與就業機會、薪資水準間的正向關係將會抵消理論

[4] 2002年高雄楠梓加工出口區內各事業受僱工人的男女統計人數請參見經濟部加工出口區管理處網站。(http://www.epza.gov.tw/\%2Ffilectrl\%2Frpt613_17135327.xls)

臺灣大學學術期刊資料庫

所預期的性比例對女性經濟結果 (如勞動參與、就業與薪資水準等) 之負向影響, 進而造成眞實效果 (以絕對值衡量) 的低估。

由於大部分的實證研究並沒有考慮到性比例的內生性問題, 故其普遍觀察到的性比例與社經條件之間的相關性可能會受到遺漏變數與同時性問題的干擾而產生偏誤。最近則有兩篇實證研究嘗試解決內生性的問題 (Angrist, 2002; Francis, 2011)。Angrist (2002) 使用美國1910、1920與1940年的戶口普查資料, 探索移民政策的外生改變對11個移民族群性比例所產生的變異並利用移民族群族內通婚的現象, 藉此研究性比例對美國移民第二世代人口社經條件的影響。實證結果顯示較高的性比例將會造成女性結婚比例的增加與勞動參與率的下降。

Francis (2011) 則使用1989年的台灣地區婦女生活狀況調查, 研究1949年外省人口大規模遷徙所造成的懸殊性比例對移民世代人口嫁聘的相對價格與家庭結構的影響。作者發現性比例的增加將降低嫁聘的相對價格、降低子女規模與子女的性比例, 以及提升子女的教育程度。本文與 Francis (2011) 皆利用戰後大移民的外生性, 解決 OLS 估計的內生性問題, 並研究性比例的效果。然而, 本文計算移民人口的精確程度與使用的實證策略則與 Francis (2011) 存在顯著的差異。第一、本文使用戶口普查資料中「性別」、「年齡」、「籍別種類」等變數計算各鄉鎮市區外省人口的性比例, 藉此估算戰後大移民對台灣地區間所造成的人口衝擊。Francis (2011) 則使用1967–1989年「中華民國人口統計年刊」所刊載的縣市別人口統計資料, 再依據「內政統計提要」與「內政統計年報」的人口數據與死亡率往前推估移民世代人口的性比例。[5] 另外, 因爲台灣地區婦女生活狀況調查並無法得知受訪者的籍別種類, 故作者以受訪者慣用的語言做爲判斷的依據。

第二、本文使用1946–1951年外省人口大規模遷徙所造成的懸殊性比例做爲工具變數, 並著重於研究戰後出生世代人口的社經結果。此實證策略將可避免移民者本身未被觀察的特質混淆性比例的效果。例如: 王宏仁 (1999) 發現外省籍相對於本省籍人口有較高的比例從事軍人以及專門技術性或高階人員的職位, 此隱含移民人口具有與本土社會人口相異的特

[5] 由於 Francis (2011) 主張隨政府來台的職業軍人在1956年徵兵制度實施之前過著與一般社會大衆隔離的生活, 故其在計算性比例時排除掉職業軍人人口。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

質。[6] 另外, 移民人口的擇偶偏好與婚配情形 (如: 因戰爭而與妻子分處兩地) 皆可能會混淆性比例的效果。有鑑於此, 研究戰後大移民對移民世代本身社經結果的影響即使能解決同時性的問題, 其估計效果仍可能會因爲遺漏重要變數的問題而產生偏誤。

3 資料與兩世代性比例

3.1 資料與樣本

本文使用行政院主計處1980與1990年的戶口普查資料, 分析性比例的社經效果。由於戶口普查資料包含普查調查年度所有常住人口的個人特性、婚姻狀態、戶內組成與家庭結構等層面的重要變數, 因此該資料相當適合用以研究人口相關的議題, 特別是探索各地區人口的性別組成。

本文主要將計算自1980年戶口普查資料的鄉鎮市區別移民人口性比例串連至1990年戰後出生世代的個體資料。[7] 戰後出生世代的分析樣本包括1990年20–35歲男性與18–33歲女性。本文選擇該年齡範圍的主要考量爲男性與女性的婚配年齡通常呈現「男高女低」的現象。[8] 另外, 該年齡

[6]王宏仁 (1999) 研究戰後初期外省人口的大規模遷徙對台灣社經條件的影響。根據王宏仁的估計, 外省籍人口從事軍人、專門技術性或高階人員 (專門性、技術性及有關人員、民意代表及政府主管人員、公民營企業主管人員、監督及佐理人員)、服務人員 (買賣工作人員、服務工作人員)、第一級產業或體力工 (農、林、漁、牧、狩獵工作人員、生產及有關工人、運輸設備操作工及體力工、職業不能分類之工作者) 的比例依序爲17.95、25.26、11.53、44.87; 本省籍人口的職業分佈依序爲0.08、11.25、12.31、76.34 (王宏仁, 1999, 表4, 頁12)。

[7]台灣戰後最早的兩次戶口普查調查年度爲1956與1966年, 其後爲了符合國際普查調查時間的慣例, 而將第三次普查調查年度調整爲1980年。本文根據下列兩項理由選擇使用1980年戶口普查資料計算移民人口的性比例。第一、基於「兵籍」與「戶籍」的二元化管理制度, 1956與1966年戶口普查資料並未納入軍事人口 (有眷軍人除外) 的統計, 且戶籍登記亦存有若干缺失 (林勝偉, 2004)。第二、由於戰後初期 (1946–1951年) 正值青壯年的移民人口至1990年多半已屆齡57–79歲, 故使用1990年戶口普查資料計算移民人口將會因爲該年齡層驟增的死亡率而產生統計上的誤差。

[8]根據1990年的戶口普查資料, 20–35歲已婚男性的平均年齡爲30.77歲, 配偶的平均年齡爲28.64歲; 18–33歲已婚女性的平均年齡爲28.87歲, 配偶的平均年齡爲32.71歲。另外, 由於戰後出生世代人口省籍間通婚的情形已相當普遍, 故本文的研究對象著重於戰後出生世代不分省籍的所有適婚年齡人口。考量在20–35歲男性與18–33歲女性的樣本中外省籍人口僅占所有人口的14–15%, 而省籍間通婚占所有結婚型態的比例卻高達12%

翰林資料庫

層已婚人口的子女同時亦有較高的機率與父母同住, 進而於普查調查年度被觀察到居住在同一個家戶單位中, 是故以適婚年齡人口爲分析樣本較能反映出眞實的家庭結構。其次, 爲了能更正確地衡量各個家戶單位的家庭結構與已婚配偶間的薪資結構, 本文排除那些與戶長關係爲受僱人或寄居人, 以及從業身份爲雇主或自營作業的人口。最後, 本文亦排除當地以原住民爲主要人口組成 (原住民占比超過90%) 的16個鄉鎭市區, 藉以降低高齡移民人口與原住民通婚的可能性, 並避免該種婚配型態影響戰後出生世代人口所面臨之婚姻市場的情形。[9]

爲符合相關文獻以個人居住地或工作地界定婚姻市場的慣例, 本文使用個人常住地所在的鄉鎭市區做爲劃分單位 (駱明慶, 2006)。1980與1990年戶口普查資料所記載的個人所在地資訊有著顯著的差異: 1980年戶口普查資料主要登錄個人的戶籍所在地; 1990年的普查資料則以個人過去三個月的常住地爲基準。由於本文使用1980年的戶口普查資料計算各鄉鎭市區的移民人口性比例, 因此考量戰後初期外省籍的青壯年人口至30年後已年屆5、60歲且該年齡層的人口有極低的可能性會進行跨地區的移動, 使用戶籍所在地估算移民人口性比例將不至於產生太大的偏誤。另外, 本文以1990年適婚年齡人口的常住地做爲界定婚姻市場的單位則可排除因人口進行跨地區移動所造成的估計偏誤。

表1顯示戰後出生世代樣本的基本統計量。表中說明外省籍的戰後出生世代人口比例大約爲14–15%, 且女性相較於男性更傾向結婚、擁有6歲以下子女與居住在大規模的家庭。[10] 本研究分析的經濟變數則包含勞動參與、就業、本人與配偶估計的加權時薪水準, 以及住宅的所有權與來源。因爲戶口普查並未調查所得相關變項, 故本人與配偶薪資的估計值係由1990

(本省籍、外省籍籍內通婚的比例分別爲80%與8%), 故本文判斷省籍已非戰後出生世代人口婚配的重要決定因素。

[9]由於1990年的戶口普查資料缺乏判斷族群類別的變數, 因此本文使用2007年內政部戶政司的鄉鎭市區別人口統計資料與行政院原住民族委員會所記載的全國55個平地山地鄉族別人數統計資料, 計算各鄉鎭市區的原住民占比。爲避免樣本數的大幅減少, 本文排除那些原住民占比超過90%的鄉鎭市區, 包括高雄縣茂林鄉、桃源鄉、屏東縣三地門鄉、霧臺鄉、瑪家鄉、泰武鄉、來義鄉、春日鄉、獅子鄉、牡丹鄉、台東縣延平鄉、海端鄉、達仁鄉、金峰鄉、花蓮縣萬榮鄉、卓溪鄉。

[10]戰後出生世代人口的籍別類屬係從「父親之本籍」(王甫昌, 2005)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 敍述統計量

	18–33 歲女性		20–35 歲男性	
背景				
父親爲本省籍	0.86	(0.34)	0.85	(0.36)
父親爲外省籍	0.14	(0.34)	0.15	(0.36)
年齡	26.46	(4.63)	28.45	(4.45)
教育程度	10.65	(3.01)	11.48	(2.94)
家庭結構				
現有或曾有婚姻關係	0.61	(0.49)	0.56	(0.50)
現有婚姻關係	0.59	(0.49)	0.55	(0.50)
離婚	0.02	(0.13)	0.01	(0.12)
戶長	0.13	(0.33)	0.50	(0.50)
戶內有 6 歲以下子女	0.47	(0.50)	0.42	(0.49)
戶內 6 歲以下子女人數	0.75	(0.93)	0.66	(0.89)
家庭規模	4.23	(1.84)	3.98	(1.99)
經濟條件				
勞動參與	0.45	(0.50)	0.86	(0.35)
就業	0.42	(0.49)	0.82	(0.39)
(估計) 加權時薪	39.37	(49.45)	109.76	(64.24)
(估計) 加權的配偶時薪	49.82	(73.59)	18.07	(40.53)
自有住宅	0.71	(0.45)	0.72	(0.45)
婚姻市場				
性比例	1.05	(0.24)	1.06	(0.25)
樣本數	1,438,571		1,167,542	

註: 括弧內爲標準差。

年家庭收支調查的薪資迴歸式之估計係數所預測而得。[11] 由於性比例主要

[11]爲了建構本人及配偶薪資的變數, 本文首先使用1990年行政院主計處的家庭收支調查資料, 估計不同性別的薪資迴歸式。各薪資迴歸式的應變數爲時薪水準 (受訪者的本業薪資/2000小時); 解釋變數則包含年齡、年齡的平方項、教育程度 (年)、10個產業別的虛擬變數、6個職業別的虛擬變數、2個從業身份的虛擬變數與22個縣市別的虛擬變數。接著, 本文使用戶口普查資料中的相關變數, 利用上述薪資迴歸式之估計係數預測本人及配偶的薪資水準。

期刊資料庫

是透過婚姻市場機制同時影響未婚及已婚人口的薪資結構, 因此本文遵循 Angrist (2002) 的估計方式, 將估計爲遺漏值 (missing) 之本人及配偶的薪資水準分別以零作取代。本人的加權時薪變數因而可視作是樣本觀察值的就業機率乘以個人的平均時薪水準; 配偶的加權時薪則爲樣本觀察值的結婚機率乘以配偶的就業機率, 再乘以配偶的平均時薪水準。經濟變數的敍述統計量表示女性的勞動參與率、就業比例與加權時薪水準皆遠低於男性。1990年男性的勞動參與率爲86%, 而女性的勞動參與率則約爲男性的一半。此外, 男性與女性在就業比例與薪資水準方面的差異造成男性的加權時薪水準遠高於女性。

3.2 戰後外省人口遷徙與兩世代性比例

戰後初期外省人口的大規模遷徙對台灣本土的人口結構造成外生衝擊: 在1947–1950年間, 台灣的淨遷移總數超過54萬人; 遷移人口的組成則多爲男性、年屆青壯年的軍事與文職公務人員 (林勝偉, 2004)。根據1980與1990年的戶口普查資料, 戰後初期移民人口的特殊組成反映在兩個普查調查年度中、老年人口急遽上升的性比例 (圖1)。1980年15–44歲人口的性比例平均爲1.05, 45–69歲人口性比例的平均值則驟升至1.32 (介於1.16–1.47之間); 1990年的人口組成則大致爲1980年的性比例型態向年齡層右端平移10歲, 亦即性比例的高峰移至55–74歲人口 (介於1.11–1.40之間)。圖2、3顯示兩個普查調查年度各省籍的人口金字塔。圖中發現外省籍中、老年男性人口呈現顯著的擴張現象; 對應的本省籍人口則維持相對平衡的性比例。這個現象證實圖1所觀察到的中、老年人口性別失衡的成因在於戰後初期特殊的遷徙人口。

本文以戰後初期外省人口遷徙所造成的懸殊性比例做爲工具變數, 研究性比例對戰後出生世代人口社經結果的影響。本文分別利用1980、1990年的戶口普查資料, 計算各鄉鎮市區移民人口與戰後出生世代人口的性比例。由於戰後大移民主要是發生在1946–1951年的青壯年人口, 因此本文將移民人口性比例定義爲1980年49–69歲外省籍男性 (1946–1951年20–35歲外省籍男性) 相對於47–67歲外省籍女性人口 (1946–1951年18–33歲外省籍女性) 之比值。另外, 戰後出生世代人口性比例則考量1990年

臺灣大學學術期刊資料庫

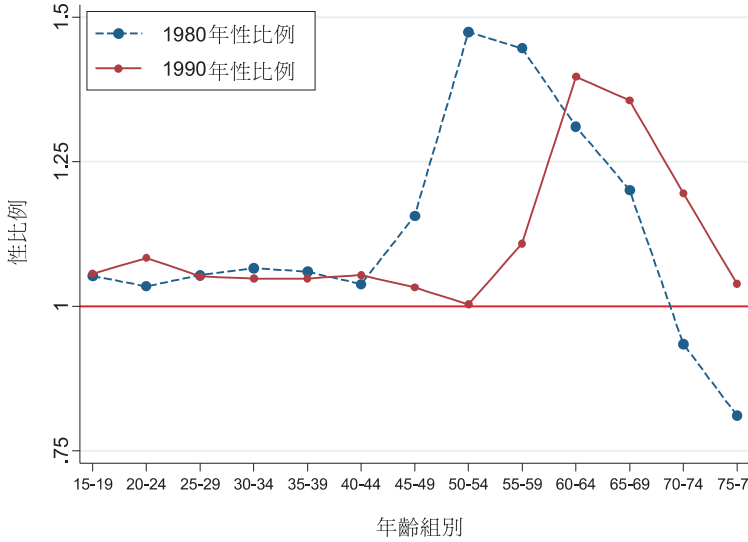
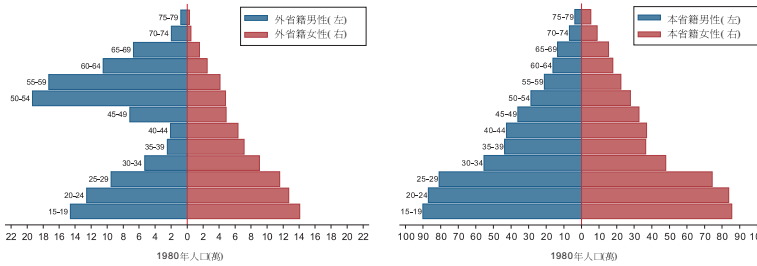


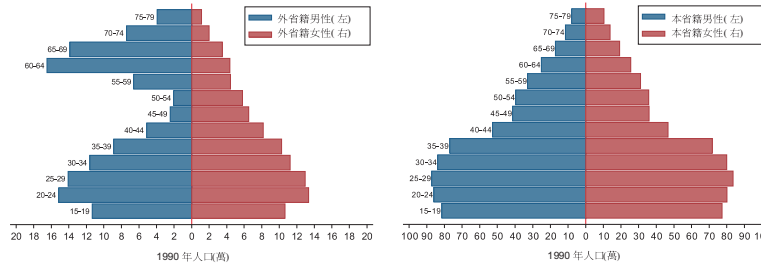
圖 1: 1980與1990年各年齡組別之性比例



(a) 外省籍人口金字塔　　(b) 本省籍人口金字塔

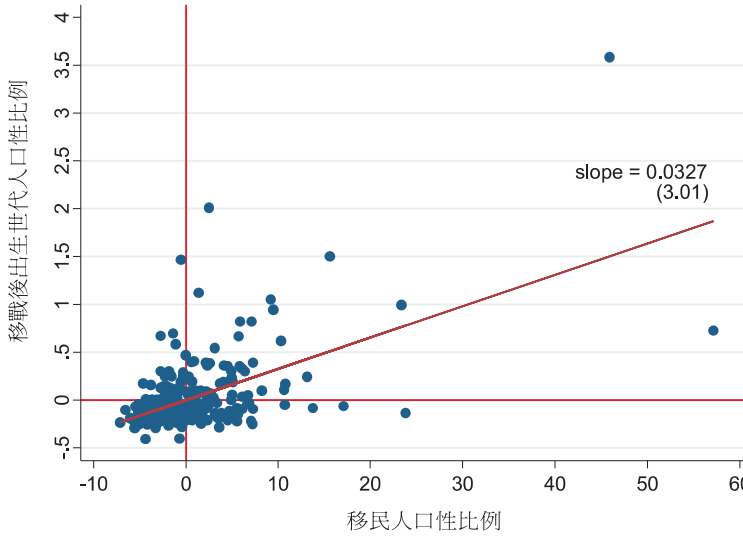
圖 2: 1980年各籍別之人口金字塔

年屆適婚年齡的男性相對於女性人口之比值 (1990年20–35歲男性相對於18–33歲女性人口之比值)。圖4說明各個鄉鎮市區移民人口的性別組成顯然對該地區的戰後出生世代人口性比例產生決定性的影響。圖中顯示移民人口與戰後出生世代人口性比例之間呈現正向相關, 其相關係數爲0.5840。若排除相關人口規模對移民人口與戰後出生世代人口性比例的影響, 並針對兩者控制人口效果後的殘差項配適一條簡單線性迴歸線, 則發



(a) 外省籍人口金字塔　　(b) 本省籍人口金字塔

圖 3: 1990年各籍別之人口金字塔



註: 移民人口性比例係爲 1980 年各鄉鎮市區 49–69 歲外省籍男性相對於 47–67 歲外省籍女性人口之比值。戰後出生世代人口性比例則爲 1990 年各鄉鎮市區 20–35 歲男性相對於 18–33 歲女性人口之比值。圖內移民人口與戰後出生世代人口性比例分別顯示控制人口效果後的殘差項數值。括弧內爲 t 值。

圖 4: 移民人口與戰後出生世代人口性比例

現迴歸係數爲 0.0327 (p-value = 0.003)。[12]

[12]本文所提「控制人口效果」係指控制1980 年 49–69 歲外省籍男性與 47–67 歲外省籍女性人口總和之自然對數值對移民人口性比例的影響, 或 1990 年 20–35 歲男性與 18–33 歲女性人口總和之自然對數值對戰後出生世代人口相關之性比例的影響。

期刊資料庫

本文所發現的移民人口與戰後出生世代人口性比例間顯著的正向關係主要歸因於戰後初期以軍人爲主體的特殊移民人口組成。根據婚姻理論, 移民人口的性別失衡會直接衝擊該世代人口所面臨的婚姻市場, 進而影響其結婚比例。然而移民人口一旦決定在某地區定居、結婚 (或同居) 與生育, 則給定人類初生嬰兒性比例維持在1.04的平衡水準與人口並不會進行跨區移動的前提假設下, 各地區戰後出生世代人口的性比例應該會趨於一致, 且移民人口與戰後出生世代人口性比例之間並不會存在顯著的關係。[13] 基於上述推論, 兩世代性比例之間顯著的正向關係主要係肇因於戰後出生世代男性非隨機地、大量地移動至移民人口性比例高的地區的緣故。

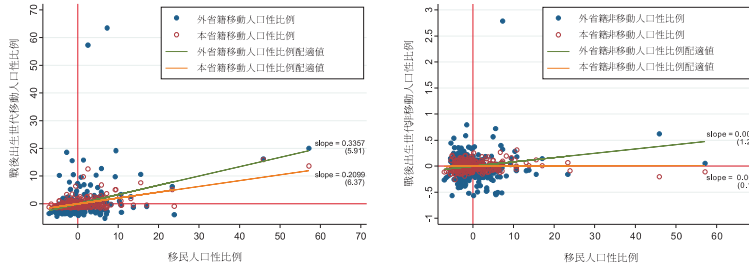
爲了證實戰後出生世代男性跨地區的移動與移民人口性比例之間的關聯性, 本文首先以1990年戶口普查資料「五年前居住地欄」判斷該受訪者是否爲移動人口 (本文排除五年前居住於「他省市」或「國外」的受訪者)。若受訪者於此欄登錄爲「同縣不同鄉」或「同台閩不同縣」, 則該受訪者即被定義爲移動人口; 反之, 則爲非移動人口。圖5顯示移民人口與戰後出生世代移動、非移動人口性比例之間的關係。圖中說明移民人口與戰後出生世代不論外省籍或本省籍移動人口的性比例之間皆呈現顯著的正向關係; 移民人口與戰後出生世代非移動人口性比例之間則無顯著的關係。這個現象證實兩世代性比例之間的正向關係主要來自於男性導向、跨地區的移動, 且外省籍相對於本省籍男性更傾向移動至移民人口性比例高的地區 (圖5)。

表2列出圖5中移民人口與戰後出生世代移動人口性比例在控制人口效果後其殘差項同時爲正的鄉鎮市區。[14] 表2顯示深受戰後大移民衝擊之地區大致位於全台的15個縣市內。根據地理位置判斷, 這些地區極可能爲軍營、眷村或榮家所在。由於1990年戶口普查資料將受訪者於標準週的工作狀況區分爲有工作、現役軍人與無工作三類, 其中現役軍人選項又因

[13] 戰後出生世代人口 (1990年20–35歲男性以及18–33歲女性) 主要出生於1955–1972年間。台灣於1974年的初生嬰兒性比例1.07雖略高於已開發國家1.05–1.06的水準, 但相較於戰後大移民所造成的人口衝擊而言 (移民人口性比例爲1.32) 已更趨於平衡。

[14] 由於簡單線性迴歸線有一特性爲殘差項之平均數爲零, 因此移民人口與戰後出生世代移動人口性比例在控制人口效果後其殘差項同時爲正的鄉鎮市區即爲那些在控制人口效果後其移民人口與戰後出生世代移動人口性比例皆高於平均值的地區。

期刊資料庫



(a) 移民人口 vs 戰後出生世代移動人口　(b) 移民人口 vs 戰後出生世代非移動人口

註: 移民人口性比例係爲 1980 年各鄉鎮市區 49–69 歲外省籍男性相對於 47–67 歲外省籍女性人口之比值。戰後出生世代人口性比例則爲 1990 年各鄉鎮市區 20–35 歲男性相對於 18–33 歲女性人口之比值。圖內移民人口與戰後出生世代人口性比例分別顯示控制人口效果後的殘差項數值。括弧內爲 t 值。

圖 5: 移民人口與戰後出生世代移動、非移動人口性比例

事關國家機密而被歸納於有工作的選項, 故本文利用戶口普查資料中「標準週工作狀況是否有工作」、「行業」與「職業」等變數估算各鄉鎮市區的軍人人口。[15] 假使兩世代性比例之間的顯著正向關係是由戰後出生世代軍人人口非隨機地移動至移民人口性比例高的地區所造成的, 則移民人口性比例理應不會對排除掉軍人人口的戰後出生世代移動人口性比例產生任何影響。本文分別針對外省籍、本省籍戰後出生世代非軍人之移動人口與移民人口性比例個別在控制人口效果後的殘差項配適簡單線性迴歸線, 發現迴歸係數依序爲0.0372 (p-value = 0.166)、0.0384 (p-value = 0.140), 實證結果因而證實國軍的地理分佈是連結兩世代性比例的關鍵因素。

爲了更進一步地分析戰後出生世代移動人口的組成, 本文亦估計戰後大移民對戰後出生世代移動人口在各教育組別、行業別或從業身份別之性比例的影響 (表 3)。各簡單線性迴歸模型的被解釋變數依序爲鄉鎮市區內戰後出生世代移動人口在各教育組別、行業別或從業身份別的性比例, 以及從軍人口 (取自然對數); 解釋變數則爲深受戰後大移民衝擊的高強度地

[15]此乃根據與行政院主計處詢問的結果。本文主要將那些有工作, 然而行業與職業卻皆爲遺漏值 (missing) 的人口判斷爲軍人人口。估算結果顯示 1990 年 20–35 歲有工作且行業與職業爲遺漏值的男性人口共有 399,416 名。此估算數字與國防部所宣稱 1997–2001 年推動的「國軍軍事組織及兵力調整規劃」已將國軍總員額降至 38 萬人相似 (國防部, 2000)。

表 2: 深受戰後大移民衝擊之地區與兩世代人口性比例

		移動人口				移動人口	
	移民人口	外省籍	本省籍		移民人口	外省籍	本省籍
高雄市左營區	3.99	4.66	7.70	雲林縣斗六市	7.33	2.72	1.42
台北縣林口鄉	12.39		1.79	台南縣白河鎮	16.30	21.79	6.57
台北縣三芝鄉	13.80	5.68	2.78	台南縣新化鎮	10.14	9.30	4.33
台北縣石門鄉	13.19	14.29	3.86	台南縣官田鄉	22.00	13.31	9.02
宜蘭縣蘇澳鎮	8.41	5.90	2.39	高雄縣旗山鎮	7.39	8.75	4.03
宜蘭縣南澳鄉	11.58	6.50	2.02	高雄縣林園鄉	10.63	5.20	3.84
桃園縣大溪鎮	6.85	2.98	1.80	高雄縣大樹鄉	9.20	6.94	4.08
桃園縣楊梅鎮	6.50	2.63	1.96	高雄縣仁武鄉	9.53	3.02	2.82
桃園縣龜山鄉	8.17	2.41	2.26	高雄縣燕巢鄉	29.71	8.89	6.60
桃園縣龍潭鄉	9.82	2.83	2.69	屏東縣內埔鄉	19.02	4.80	3.23
桃園縣平鎮市	7.84	1.97	1.55	花蓮縣花蓮市	4.72	2.13	1.90
新竹縣湖口鄉	15.10	11.88	6.48	花蓮縣新城鄉	13.58	4.06	5.18
新竹縣五峰鄉	17.33	68.00	3.68	花蓮縣吉安鄉	6.67		1.64
苗栗縣通霄鎮	10.26	4.33	1.66	花蓮縣豐濱鄉	12.76	10.17	3.61
苗栗縣後龍鎮	9.97		1.49	花蓮縣秀林鄉	10.59		2.63
台中縣外埔鄉	14.70	3.45	1.69	台東縣台東市	7.44	4.09	3.65
台中縣烏日鄉	11.64	3.07	2.05	台東縣卑南鄉	12.65	4.47	3.70
台中縣太平市	7.28	1.68	1.54	台東縣太麻里鄉	8.29		1.60
台中縣和平鄉	17.00	4.77	4.58	台東縣東河鄉	11.30		2.02
台中縣后里鄉	12.54	5.45	3.60	台東縣綠島鄉	54.40	20.60	17.55
台中縣神岡鄉	13.09	6.53	2.53	台東縣蘭嶼鄉	67.00	25.00	15.41
台中縣大雅鄉	12.01	5.11	4.35	澎湖縣馬公市	7.55	17.85	11.15
台中縣新社鄉	12.92	15.53	8.34	澎湖縣湖西鄉	11.16	60.45	14.09
彰化縣田中鎮	17.26	6.00	2.49	澎湖縣白沙鄉	15.43	4.92	1.91
彰化縣埤頭鄉	10.57	9.89	1.74				

註: 本表列出圖5 中移民人口與戰後出生世代移動人口性比例在控制人口效果後其殘差項皆爲正的鄉鎮市區。

區 (虛擬變數)。[16] 若以表3第一列結果爲例, 第四欄即呈現戰後大移民對各

[16]高強度地區定義爲移民人口性比例在控制人口效果 (1980 年 49–69 歲外省籍男性與 47–67 歲外省籍女性人口總和之自然對數值) 後其殘差項爲正的鄉鎮市區 (亦即移民人口性比例在控制人口效果後其比例高於平均值的地區); 低強度地區則定義爲移民人口性比例在控制人口效果後其殘差項爲零或負的鄉鎮市區 (亦即移民人口性比例在控制人口效果後其比例等於或低於平均值的地區)。

期刊資料庫

表 3: 大移民對戰後出生世代移動人口在各教育組別、行業別或從業身份別性比例的影響

	外省籍移動人口				
	平均男性人口	平均女性人口	係數	*t* 值	樣本數
1. 教育程度					
小學以下	6.10	5.36	−0.2277	(-1.39)	189
國中	20.99	14.23	−0.2386*	(-1.74)	249
高中或高職	70.58	76.72	0.0785	(0.71)	298
專科或大學以上	85.84	72.97	0.1131	(0.78)	289
2. 行業					
農、牧、狩獵業	1.57	1.67	0.3157	(1.31)	129
林業及伐木業	0.18	1.00	0.3889	(0.95)	11
漁業	2.88	1.31	−1.5641*	(-1.78)	16
業及土石採取業	0.81	1.00	−0.0833	(-0.15)	16
製造業	56.83	44.77	−0.1128	(-1.19)	284
水電燃氣業	5.34	2.33	0.7195	(0.62)	58
營造業	24.34	7.23	0.9613	(0.97)	125
商業	40.08	41.87	−0.2134***	(-2.68)	258
運輸、倉儲及通信業	31.36	14.92	0.6890	(1.46)	155
金融、保險、不動產及工商服務業	24.48	27.29	−0.0542	(-0.53)	197
公共行政、社會服務及個人服務業					
公共行政服務業	15.52	12.62	0.4461	(1.52)	196
國防事業	7.96	7.11	0.0046	(0.01)	110
環境衛生服務業	3.26	1.51	−1.4881***	(-2.75)	35
教育訓練服務業	8.63	19.85	−0.1279**	(-2.10)	255
大眾傳播事業	9.33	9.71	−0.0927	(-0.47)	105
學術研究及服務業	5.48	3.64	0.8830	(0.75)	61
醫療保健服務業	6.07	15.20	−0.0750	(-1.28)	201
社會福利服務業	0.90	2.29	0.1371	(0.68)	78
3. 從業身份					
雇主	20.43	7.04	−0.0233	(-0.03)	99
自營作業	23.53	9.76	−0.7319**	(-2.58)	211
私人僱用	117.09	116.25	0.0093	(0.14)	299
政府僱用	34.10	34.34	0.1653	(1.06)	285
無酬工作者	1.46	5.64	0.0223	(0.26)	213
4. 軍人 (推測)	235.66	-	0.5285**	(2.04)	254

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	本省籍移動人口				
	平均男性人口	平均女性人口	係數	*t* 值	樣本數
1. 教育程度					
小學以下	114.52	71.54	0.2448**	(2.11)	313
國中	297.94	148.95	−0.0009	(-0.01)	315
高中或高職	399.79	364.50	0.1070*	(1.83)	315
專科或大學以上	284.79	203.37	0.4789**	(2.31)	314
2. 行業					
農、牧、狩獵業	48.07	22.08	−0.0798	(-0.27)	304
林業及伐木業	1.72	1.28	1.5278	(1.67)	36
漁業	13.02	2.69	0.4631	(0.36)	111
業及土石採取業	4.12	1.55	−0.2919	(-0.51)	74
製造業	399.04	282.66	−0.0274	(-0.36)	314
水電燃氣業	18.57	3.83	3.2188	(1.02)	135
營造業	142.29	19.45	0.2886	(0.33)	270
商業	200.49	171.59	−0.0430	(-0.87)	313
運輸、倉儲及通信業	88.05	25.60	0.2323	(0.49)	284
金融、保險、不動產及工商服務業	56.18	68.36	0.0004	(0.01)	304
公共行政、社會服務及個人服務業					
公共行政服務業	49.66	23.04	0.9583*	(1.67)	304
國防事業	10.30	6.00	0.0315	(0.12)	144
環境衛生服務業	6.89	2.96	−0.7999	(-1.09)	90
教育訓練服務業	31.48	63.64	0.0577	(1.42)	311
大眾傳播事業	24.16	25.31	−0.1786	(-0.83)	158
學術研究及服務業	6.46	4.07	0.2946	(0.93)	137
醫療保健服務業	14.39	34.61	0.0062	(0.12)	304
社會福利服務業	1.00	3.44	0.0824	(0.93)	154
3. 從業身份					
雇主	83.04	15.06	−0.5407	(-0.90)	219
自營作業	205.76	62.28	0.0333	(0.21)	312
私人僱用	678.86	567.30	0.1203*	(1.95)	315
政府僱用	136.80	99.89	0.4814**	(2.22)	315
無酬工作者	17.65	49.31	0.4452**	(2.56)	306
4. 軍人 (推測)	886.42	_	0.9201***	(3.05)	279

註: 各簡單線性迴歸模型的被解釋變數依序爲鄉鎮市區內戰後出生世代移動人口在各教育組別、行業別或從業身份別的性比例, 以及從軍人口 (取自然對數); 解釋變數爲深受戰後大移民衝擊的高強度地區 (虛擬變數)。高強度地區定義爲移民人口性比例在控制人口效果後其殘差項爲正的鄉鎮市區。*** 代表1% 的統計顯著性; ** 代表5% 的統計顯著性; * 代表10% 的統計顯著性。

期刊資料庫

鄉鎮市區內小學程度以下之戰後出生世代男性相對於女性移動人口之比值的影響。估計結果說明外省籍男性人口主要遷移至移民人口性比例高的地區從事軍職; 本省籍男性移動人口則多具有高中職以上的教育程度, 且傾向遷移至移民人口性比例高的地區從事公職的工作 (公共行政服務業或爲政府所僱用) 或從軍。值得注意的是, 本省籍從事公職工作的男性移動人口其平均規模均較從軍人口爲低; 本省籍從軍的平均男性移動人口數約爲從事公職工作人口的 6–18 倍。本文發現的結果因而與其他研究省籍間代內或代間社會流動的文獻一致。[17]

4 性別失衡對戰後出生世代成年人的效果

4.1 實證模型

本研究的實證策略涉及性比例的效果評估。藉由探索 1946–1951 年外省人口大規模遷徙對台灣本土人口結構所造成的外生衝擊以及兩世代性比例之間顯著的關聯性, 本文將可解決性比例潛在的內生性問題, 並評估性比例對個人婚姻前景與社經條件的影響效果。

戰後出生世代人口性比例對個人社經結果的影響可以下列迴歸模型表達:

$$\text{Outcome}_{ij} = \alpha + \delta \text{SGR}_j + \gamma' X_i + \pi' Y_j + \varepsilon_{ij}, \tag{1}$$

其中, Outcome_{ij} 表示戰後出生世代人口 i 居住於鄉鎮市區 j 的社經結果, 包括家庭結構變數 (現有或曾有婚姻關係、現有婚姻關係、離婚、戶長、戶內有 6 歲以下子女、戶內 6 歲以下子女人數、家庭規模) 與經濟變數 (勞動參與、就業、本人與配偶估計的加權時薪水準、自有住宅); SGR_j 表示 i 居住於鄉鎮市區 j 所面對的婚姻市場性比例 (20–35 歲男性相對於 18–33 歲女性人口之比值); X_i 爲一個人特質的向量, 包括父親爲外省籍的虛擬變數、15 個年齡虛擬變數與教育程度; Y_j 爲一地區特質的向量, 包括居住地

[17] 大多數的實證研究並無法直接獲得軍人的統計資料。然而王宏仁 (1999) 發現外省籍相對於本省籍人口有較高的比例從事軍人、專門技術性或高階人員; 吳乃德 (1997) 使用 1994 年的社會意向調查研究計劃資料, 發現外省籍不論父代或子代相對於本省籍人口有相當高的比例集中於上層階級或低層白領階級 (包括軍警人員)。其他省籍相關文獻則著重於研究不同省籍代間的社會流動 (教育、職業等) (陳婉琪, 2005; 駱明慶, 2001)。

國立臺灣大學圖書館 期刊資料庫

參考族群人口數 (取自然對數)、工作求學地區 15–65 歲男性與女性人口數 (取自然對數), 以及縣市別失業率、農業就業人口占總就業人口比率、製造業就業人口占總就業人口比率與平均受僱人員薪資水準。

由於個人未被觀察的遷移動機及地區特殊的經濟條件與產業結構可能會同時影響當地的性比例與個人的社經結果, 此時若直接使用 OLS 估計式 (1) 中性比例與個人社經結果之間的關係, 估計結果將會因爲遺漏變數與同時性問題的影響而產生偏誤 (Chiappori et al., 2002)。本文主要使用縣市別的經濟指標變數包括失業率、農業就業人口占比、製造業就業人口占比與平均受僱人員薪資水準控制各地區特有的經濟條件與產業結構, 據以降低因經濟導向的跨區移動所造成的同時性問題。另外, 本文亦使用移民人口性比例 (1946–1951 年 20–35 歲外省籍男性相對於 18–33 歲外省籍女性人口之比值) 做爲戰後出生世代人口性比例的工具變數, 並採用完全認定 (just identified) 的兩階段估計方法 (2SLS), 解決性比例的內生性問題, 藉以評估性比例的效果。

以移民人口性比例做爲工具變數將能滿足工具變數具有外生性的假設 (亦即移民人口性比例與式 (1) 中 ε_{ij} 無關的假設): 由於 1946–1951 年 18–35 歲的外省籍人口至 1990 年已年屆 57–79 歲高齡, 因此該移民人口預期將有極低的機率會影響戰後出生世代人口的婚姻市場結果。另外, 本文於第 3.2 小節亦論述以軍人爲主體的移民人口與其後國軍的部署是造成台灣移民人口性比例於地區間存在懸殊差異的主要原因。爲了證實國軍地理分佈的外生性, 本文使用 1990 年的戶口普查資料, 分別估計各鄉鎮市區之軍人人口 (取自然對數) 與 15–65 歲人口 (取自然對數) 對該地區的勞動參與率、就業率、農業就業人口占總就業人口比率以及製造業就業人口占總就業人口比率的影響。[18]估計結果顯示國軍的地理分佈 (以取對數值的軍人人口衡量) 除了與各地區的農業就業人口占比間呈現顯著的負向相關 (估計係數 $= -0.0417$; p-value $= 0.000$) 外, 其與勞動參與率 (估計係數 $= 0.0003$; p-value $= 0.934$)、就業率 (估計係數 $= -0.0011$; p-value $= 0.290$) 及製造業就業人口占比 (估計係數 $= -0.0054$; p-value $= 0.316$) 之間並不存在任何顯著的關係, 該項結果因而初步證明了移民人口性比例

[18]各迴歸式係數之標準誤差的估計皆允許居住縣市的集群效果 (clusters)。

臺灣大學學術期刊資料庫

其地區性變異之外生性。綜合上述, 考量移民人口性比例的地區性變異係肇始於隨政府遷台的大批軍事人口之駐軍所在, 且移民人口的地理分佈除了會影響各地區戰後出生世代人口的性比例外並不會影響該世代人口的婚姻與勞動市場結果, 移民人口性比例將爲性比例的研究提供了一個可行的工具變數。

假設自戰後初期至1990年期間除了外省人口遷徙所造成的人口衝擊外並沒有其他同時會影響戰後出生世代人口婚姻與勞動市場的因素存在, 則式 (1) 中性比例效果 (δ) 的工具變數估計值將可視作是性比例的眞正影響效果 (causal effect)。[19]

4.2 估計結果

表4顯示兩階段迴歸模型的第一階段迴歸結果。估計結果說明移民人口與戰後出生世代人口性比例之間呈現具1%統計顯著水準的正向關係: 移民人口性比例增加1個百分點將使戰後出生世代人口性比例增加0.02–0.03個百分點。若以移民人口性比例的平均值8.07計算, 則戰後大移民預估將造成戰後出生世代人口地區別的性比例增加0.16–0.24。該估計值與圖4未調整其他控制變數的估計值相若 (0.0327), 且不易受到父親省籍與縣市別經濟指標變數的影響。此外, 第一階段迴歸式中檢定工具變數係數爲零的 F 統計量介於16.81–19.94之間, 遠大於實證文獻判斷工具變數強弱的臨界值10的水準, 說明本文的 2SLS 估計式將不會因爲使用弱工具變數 (week instruments) 而產生有限樣本的偏誤 (Bound et al., 1995; Staiger and Stock, 1997)。

表5呈現性比例對18–33歲女性社經條件之影響效果的 OLS 與 2SLS 估計值。OLS 估計結果說明性比例對18–33歲女性的婚姻前景有著影響不大但統計顯著的效果。當性比例增加 0.1 (10個百分點) 時, 女性結婚、擔任戶長與擁有6歲以下子女的機率預估將分別增加0.004、降低0.004與

[19]唯一可能影響戰後出生世代人口婚姻與勞動市場的因素爲移民政策的開放, 包括外籍勞工的引進與外籍新娘的大規模遷徙。其中, 台灣直至1992年5月才正式制定公布「就業服務法」, 藉以規定外籍勞工的引進與管理。另外, 本國男性與外籍配偶 (東南亞國家或中國大陸) 通婚的現象則是在1997年之後才逐漸普遍 (1997年之前東南亞國家的女性其國籍歸化取得人數累計約爲500人)。

國立政治大學 期刊資料庫

表 4: 第一階段迴歸結果

	18–33 歲女性			20–35 歲男性		
移民人口性比例	0.0239***	0.0239***	0.0261***	0.0283***	0.0283***	0.0305***
	(4.10)	(4.10)	(4.27)	(4.45)	(4.46)	(4.46)
F 統計量	16.81	16.82	18.24	19.76	19.85	19.94
樣本數	1,438,571	1,438,571	1,438,571	1,167,542	1,167,542	1,167,542
控制:						
父親省籍	N	Y	Y	N	Y	Y
縣市別經濟指標變數	N	N	Y	N	N	Y

註: 所有迴歸模型亦控制15個年齡虛擬變數、教育程度、居住地參考族群人口數 (取自然對數)、工作求學地區 15–65 歲男性人口數 (取自然對數)、工作求學地區 15–65 歲女性人口數 (取自然對數)。縣市別經濟指標變數包括失業率、農業就業人口占總就業人口比率、製造業就業人口占總就業人口比率、平均受僱人員薪資水準。括弧內爲計算自允許居住縣市集群效果 (cluster) 的標準誤差的 *t* 值。*F* 統計量檢定工具變數係數爲零的虛無假設。*** 代表1%的統計顯著性; ** 代表5%的統計顯著性; * 代表10%的統計顯著性。

增加0.004。另外, 高性比例亦會降低女性勞動參與、就業的機率與加權時薪水準。

由於 OLS 估計式可能會受到遺漏變數與同時性問題的影響而產生偏誤, 故本文使用 2SLS 估計式評估性比例的效果。表5顯示 2SLS 估計結果呈現與 OLS 估計係數符號一致但影響效果更大的估計值: 2SLS 估計值大約爲 OLS 估計值的1–4倍。例如: 性比例每增加0.1 (10個百分點), 女性結婚、擔任戶長與擁有6歲以下子女的機率、戶內6歲以下子女的人數、家庭規模將分別增加0.009、降低0.005、增加0.010, 以及增加0.020人與0.048人。另外, 性比例的增加預期將改變女性家庭勞務與薪資的相對價格, 進而影響其勞動市場結果: 性比例每增加0.1 (10個百分點) 將導致女性的勞動參與和就業機率分別降低0.008、加權時薪水準降低約1元。最後, 2SLS 估計結果建議高性比例將提升女性居住於自有住宅的機率。綜合上述, 實證結果大致符合婚姻理論模型的預測, 亦即性比例的增加將改變婚姻與勞動市場的供需力量, 並提升女性結婚的比例及降低其勞動參與率。其中, 估計結果說明高性比例有助於降低女性擔任戶長的機率 (例如: 單親女性戶長的可能性)、提高其居住於自有住宅的比例隱含性比例的增加會提升女性在婚姻市場中的協商能力, 進而改善女性的社經條件。

由於女性家庭勞務與薪資的相對價格取決於其人力資本的多寡, 故性比例預期將會對低教育與高教育程度的女性產生不同的影響。表6說明性比例的增加主要會衝擊高教育程度女性的婚姻前景與家庭結構: 當性比例增加0.1 (10個百分點) 時, 高教育程度女性結婚與擁有6歲以下子女的機率、戶內6歲以下子女的人數將分別增加0.009、0.011與0.021人。相反地, 性比例則對低教育程度女性的經濟結果具有決定性的影響: 性比例的增加將使低教育程度女性就業的機率降低0.010。

表7則顯示性比例對20–35歲男性婚姻前景與社經結果的影響。2SLS 估計結果說明性比例的改變主要影響男性的婚姻前景, 惟影響效果較女性爲小: 性比例每增加0.1 (10個百分點) 將使男性結婚的機率增加0.005。此外, 男性與女性估計結果最大的不同在於性比例對男性的經濟條件並不具任何統計顯著的影響。

最後, Durbin-Wu-Hausman 內生性檢定結果指出性比例的內生性問

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 性比例對18–33歲女性家庭結構、經濟條件的影響

	模型		DWH 檢定	
18–33歲女性	OLS	2SLS	*F* Ratio	Prob > *F*
家庭結構				
現有或曾有婚姻關係	0.0343**	0.0874***	6.18	0.022
	(2.50)	(3.63)		
現有婚姻關係	0.0362**	0.0931***	5.66	0.027
	(2.54)	(3.67)		
離婚	−0.0021	−0.0059	0.89	0.356
	(−1.52)	(−1.61)		
戶長	−0.0364***	−0.0523*	0.38	0.547
	(−4.29)	(−1.75)		
戶內有6歲以下子女	0.0350**	0.1031***	6.49	0.019
	(2.42)	(2.76)		
戶內6歲以下子女人數	0.0540**	0.1994***	6.76	0.017
	(2.10)	(2.62)		
家庭規模	0.1151*	0.4779**	4.29	0.051
	(1.82)	(1.99)		
經濟條件				
勞動參與	−0.0706***	−0.0783*	0.08	0.783
	(−3.06)	(−1.77)		
就業	−0.0819***	−0.0847*	0.01	0.919
	(−3.20)	(−1.87)		
(估計) 加權時薪	−9.3360***	−10.5800**	0.21	0.649
	(−3.60)	(−2.23)		
(估計) 加權的配偶時薪	2.0353	5.1245	0.36	0.555
	(0.64)	(1.03)		
自有住宅	0.0003	0.1166*	3.76	0.067
	(0.01)	(1.69)		

註: 所有迴歸模型亦控制父親爲外省籍的虛擬變數、15個年齡虛擬變數、教育程度、居住地參考族群人口數 (取自然對數)、工作求學地區15–65歲男性人口數 (取自然對數)、工作求學地區15–65歲女性人口數 (取自然對數)、縣市別失業率、縣市別農業就業人口占總就業人口比率、縣市別製造業就業人口占總就業人口比率、縣市別平均受僱人員薪資水準。括弧內爲計算自允許居住縣市集群效果 (clusters) 的標準誤差的 *t* 值。DWH 檢定量檢定內生變數爲外生的虛無假設。*** 代表1%的統計顯著性; ** 代表5%的統計顯著性; * 代表10%的統計顯著性。

期刊資料庫

表 6: 性比例對18–33歲低教育與高教育程度女性家庭結構、經濟條件的影響

	2SLS			
18–33歲女性	低教育程度女性 (教育水準 <= 9年)		高教育程度女性 (教育水準>9年)	
1. 第二階段迴歸結果				
家庭結構				
現有或曾有婚姻關係	0.0695**	(2.42)	0.0858***	(3.63)
現有婚姻關係	0.0869***	(2.83)	0.0893***	(3.59)
離婚	−0.0177***	(−2.87)	−0.0031	(−0.97)
戶長	−0.0678	(−1.57)	−0.0474*	(−1.82)
戶內有6歲以下子女	0.0713**	(2.49)	0.1128***	(2.76)
戶內6歲以下子女人數	0.1667**	(2.34)	0.2113***	(2.67)
家庭規模	0.6378*	(1.94)	0.4363**	(1.98)
經濟條件				
勞動參與	−0.0879	(−1.47)	−0.0508	(−1.27)
就業	−0.1008*	(−1.68)	−0.0521	(−1.31)
(估計) 加權時薪	−6.1005	(−1.28)	−7.1486*	(−1.76)
(估計) 加權的配偶時薪	−2.8958	(−0.36)	8.1343*	(1.80)
自有住宅	0.2037	(1.54)	0.0856*	(1.79)
2. 第一階段迴歸結果				
移民人口性比例	0.0179***	(4.05)	0.0301***	(4.25)
F 統計量	16.39		18.07	
樣本數	560,429		878,142	

註: 所有迴歸模型亦控制父親爲外省籍的虛擬變數、15個年齡虛擬變數、教育程度、居住地參考族群人口數 (取自然對數)、工作求學地區15–65歲男性人口數 (取自然對數)、工作求學地區15–65歲女性人口數 (取自然對數)、縣市別失業率、縣市別農業就業人口占總就業人口比率、縣市別製造業就業人口占總就業人口比率、縣市別平均受僱人員薪資水準。括弧內爲計算自允許居住縣市集群效果 (clusters) 的標準誤差的 *t* 值。*** 代表1%的統計顯著性; ** 代表5%的統計顯著性; * 代表10%的統計顯著性。

題出現在婚姻前景、家庭結構與女性居住於自有住宅的迴歸模型中, 因此使用 OLS 估計相關的迴歸式將會產生具偏誤、不一致性的估計式。由於

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 性比例對20–35歲男性家庭結構、經濟條件的影響

	模型		DWH 檢定	
20–35歲男性	OLS	2SLS	*F* Ratio	Prob > *F*
家庭結構				
現有或曾有婚姻關係	0.0012	0.0535**	8.15	0.010
	(0.17)	(2.28)		
現有婚姻關係	−0.0002	0.0526**	7.64	0.012
	(−0.02)	(2.22)		
離婚	0.0014	0.0009	0.04	0.847
	(1.26)	(0.38)		
戶長	−0.0042	0.0416	3.09	0.094
	(−0.28)	(1.62)		
戶內有6歲以下子女	−0.0029	0.0387	3.90	0.062
	(−0.37)	(1.47)		
戶內6歲以下子女人數	−0.0045	0.0827	4.36	0.050
	(−0.26)	(1.59)		
家庭規模	−0.0299	0.0912	1.05	0.318
	(−0.42)	(0.63)		
經濟條件				
勞動參與	−0.0008	0.0225	2.34	0.142
	(−0.13)	(1.29)		
就業	−0.0054	0.0277	3.36	0.082
	(−0.90)	(1.29)		
(估計) 加權時薪	−5.1200***	−1.0071	1.33	0.262
	(−4.57)	(−0.30)		
(估計) 加權的配偶時薪	−0.6317	2.4333	2.37	0.140
	(−0.77)	(1.10)		
自有住宅	−0.0262	0.0300	1.38	0.254
	(−1.25)	(0.60)		

註: 所有迴歸模型亦控制父親爲外省籍的虛擬變數、15個年齡虛擬變數、教育程度、居住地參考族群人口數 (取自然對數)、工作求學地區15–65歲男性人口數 (取自然對數)、工作求學地區15–65歲女性人口數 (取自然對數)、縣市別失業率、縣市別農業就業人口占總就業人口比率、縣市別製造業就業人口占總就業人口比率、縣市別平均受僱人員薪資水準。括弧內爲計算自允許居住縣市集群效果 (clusters) 的標準誤差的 t 值。DWH 檢定量檢定內生變數爲外生的虛無假設。*** 代表1%的統計顯著性; ** 代表5%的統計顯著性; * 代表10%的統計顯著性。

臺灣人口學會 期刊資料庫

性別導向、未被觀察的人口移動是造成性比例內生決定的重要因素之一，因此給定個人未被觀察的移動能力與性比例之間的正向關係，以及移動能力與已婚狀態、擁有幼齡子女以及居住於自有住宅間的負向關係，OLS 估計式預期將低估性比例對家庭結構與住宅所有權的影響效果。表5、7所呈現的性比例對家庭結構、女性居住於自有住宅之 2SLS 估計效果高於對應的 OLS 估計值即說明了個人未被觀察的移動能力是造成 OLS 估計式向下偏誤的主要原因。另外，在女性勞動參與、就業與加權時薪水準的模型中，Durbin-Wu-Hausman 內生性檢定結果以及 OLS 與 2SLS 估計係數之間不具統計顯著的差異則顯示相關迴歸模型並無內生性的問題。[20]

5 結論

許多實證文獻嘗試探索婚姻市場的性別失衡與個人社經結果之間的關係 (South and Lloyd, 1992a; Svarer, 2007)。然而，實證研究普遍觀察到的性比例與社經條件之間的相關性可能會受到遺漏變數與同時性問題的影響而產生偏誤。本文則探索1946–1951年外省人口大規模遷徙對台灣本土所造成的人口衝擊，並使用移民人口性比例做爲工具變數，估計性比例對戰後出生世代人口社經條件的影響。本文論證移民人口的特殊組成 (主要爲軍人人口) 外生改變了台灣地區間軍人人口的地理分佈，進而影響戰後出生世代軍人人口的空間移動行爲。戰後大移民所造成的懸殊性比例因此爲性比例的研究提供一個可行的工具變數。

實證結果顯示性比例對戰後出生世代人口的婚姻前景與家庭結構具有決定性的影響。性比例的增加會直接改變婚姻市場的供需力量，提升相關人口的結婚比例，並改善女性的協商能力，進而改變女性的家戶組成以及增加其居住於自有住宅的機率。另外，性比例的改變則強烈地影響女性的勞動市場結果。透過婚姻與勞動市場相對報酬的改變，高性比例會降低女性勞動參與、就業的機率與加權時薪水準。2SLS 估計結果說明性比例所誘使的結婚機率每增加1個百分點將造成女性勞動參與的機率下降超過五

[20]本文使用 Stata 統計軟體中 *lincom* 的指令檢定 OLS 與 2SLS 估計係數是否具有統計顯著的差異。在女性勞動參與、就業與加權時薪水準的模型中，三者的 2SLS 估計係數並無法統計顯著地拒絕與對應的 OLS 估計值相異的虛無假設。

期刊資料庫

分之四個百分點 (表5顯示性比例對女性勞動參與的影響效果約爲性比例對現有婚姻關係效果的五分之四), 該估計結果略高於 Angrist (2002) 所估計性比例對美國女性勞動參與的影響約爲性比例之結婚效果的三分之二。該結果的政策意涵爲, 若婚姻市場中每位女性可額外增加10位潛在配偶 (1/0.0931), 則該婚姻市場的女性其結婚機率將會提高1個百分點、就業的機率會降低0.8個百分點。最後, 性比例與女性勞動參與率之間顯著的負向關係亦間接地證實 Grossbard-Shechtman (1984) 的主張: 性比例所造成的所得效果對已婚女性勞動參與行爲的影響較大, 故已婚女性的勞動供給曲線較男性更爲後彎。

參考文獻

王宏仁 (1999), “一九五〇年代的台灣階級結構與流動初探”, 《台灣社會研究季刊》, 36, 1–35。(Wang, Hong-Zen (1999), “Taiwan’s class structures and mobility in the 1950s”, *Taiwan: A Radical Quarterly in Social Studies*, 36, 1–35.)

王甫昌 (2005), “由「中國省籍」到「台灣族群」: 戶口普查籍別類屬轉變之分析”, 《台灣社會學》, 9, 59–117。(Wang, Fu-Chang (2005), “From Chinese original domicile to Taiwanese ethnicity: An analysis of census category transformation in Taiwan”, *Taiwanese Sociology*, 9, 59–117.)

吳乃德 (1997), “檳榔和拖鞋, 西裝及皮鞋: 台灣階級流動的族群差異及原因”, 《台灣社會學研究》, 1, 137–167。(Wu, Nai-Teh (1997), “Bin lang huo tuo xie, xi zhuang ji pi xie: Taiwan jie ji liu dong de zu qun cha yi ji yuan yin”, *Taiwanese Sociological Review*, 1, 137–167.)

林勝偉 (2004), “「戶籍」與「兵籍」: 戰後台灣人口統計二元化之成因及其影響”, 台灣人口學會年會論文。(Lin, Sheng-Wei (2004), “Hu ji yu bing ji: Zhan hou Taiwan ren kou tong ji er yuan hua zhi cheng yin ji ji ying xiang”, Annual Meeting of Population Association of Taiwan.)

國防部 (2000), 《國防報告書》, 台北市, 國防部。(Ministry of National Defense (2000), *National Defense Report, the Republic of China*, Taipei: Ministry of National Defense.)

臺灣大學學術期刊資料庫

陳婉琪 (2005), “族群、性別與階級：再探教育成就的省籍差異”, 《台灣社會學》, 10, 1–40。(Chen, Wan-Chi (2005), “Ethnicity, gender and class: Ethnic difference in Taiwan’s educational attainment revisited”, *Taiwanese Sociology*, 10, 1–40.)

駱明慶 (2001), “教育成就的省籍與性別差異”, 《經濟論文叢刊》, 29(2), 117–152。(Luoh, Ming-Ching (2001), “Differences in educational attainment across ethnic and gender groups in Taiwan”, *Taiwan Economic Review*, 29(2), 117–152.)

——— (2006), “教育成就的性別差異與國際通婚”, 《經濟論文叢刊》, 34(1), 79–115。(Luoh, Ming-Ching (2006), “Gender differences in educational attainment and international marriages”, *Taiwan Economic Review*, 34(1), 79–115.)

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.

Becker, G. S. (1973), “A theory of marriage: Part I”, *Journal of Political Economy*, 81(4), 813–846.

Bound, J., Jaeger, D. A., and Baker, R. M. (1995), “Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak”, *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 443–450.

Chahnazarian, A. (1988), “Determinants of the sex ratio at birth: Review of recent literature”, *Social Biology*, 35(3–4), 214–235.

Chiappori, Pierre-André, Fortin, B., and Lacroix, G. (2002), “Marriage market, divorce legislation, and household labor supply”, *Journal of Political Economy*, 110(1), 37–72.

Fan, C. C. and Huang, Y. (1998), “Waves of rural brides: Female marriage migration in China”, *Annals of the Association of American Geographers*, 88(2), 227–251.

Francis, A. M. (2011), “Sex ratios and the red dragon: Using the Chinese communist revolution to explore the effect of the sex ratio on women and children in Taiwan”, *Journal of Population Economics*, 24(3), 813–837.

Grossbard-Shechtman, A. (1984), “A theory of allocation of time in markets

臺灣大學學術期刊資料庫

for labour and marriage", *Economic Journal*, 94, 863–882.

Grossbard-Shechtman, S. (1993), *On the Economics of Marriage: A Theory of Marriage, Labor, and Divorce*, Boulder, CO.: Westview Press.

Grossbard-Shechtman, S. and Neideffer, M. (1997), "Women's hours of work and marriage market imbalances", in Inga Persson and Christina Jonung (eds.), *Economics of the Family and Family Policies*, 100–118, London: Routledge.

Harknett, K. (2008), "Mate availability and unmarried parent relationships", *Demography*, 45(3), 555–571.

Khoo, S.-E., Smith, P. C., and Fawcett, J. T. (1984), "Migration of women to cities: The Asian situation in comparative perspective", *International Migration Review*, 18(4), 1247–1263.

Liaw, K.-L. and Lin, J.-P. (2001), "Primary migration of the Taiwanese young labor force in the context of economic restructuring and globalization: An explanation based on the 1990 Census", *Journal of Population Studies*, 29, 7–27.

Lin, M.-J., Qian, N., and Liu, J.-T. (2008), "More women missing, fewer girls dying: The impact of abortion on sex ratios at birth and excess female mortality in Taiwan", National Bureau of Economic Research, working paper no. 14541.

Park, C. (2007), "Marriage market, parents' bargaining powers, and children's nutrition and education", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 773–793.

Rao, V. (1993), "The rising price of husbands: A hedonic analysis of dowry increases in rural India", *Journal of Political Economy*, 101(4), 666–677.

South, S. J. and Lloyd, K. M. (1992a), "Marriage opportunities and family formation: Further implications of imbalanced sex ratios", *Journal of Marriage and the Family*, 54(2), 440–451.

——— (1992b), "Marriage markets and nonmarital fertility in the United States", *Demography*, 29(2), 247–264.

Staiger, D. and Stock, J. H. (1997), "Instrumental variables regression with weak instruments", *Econometrica*, 65(3), 557–586.

Svarer, M. (2007), "Working late: Do workplace sex ratios affect partnership formation and dissolution?", *Journal of Human Resources*, 42(3), 583–595.

Wooldridge, J. M. (2009), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Florence, KY: South-Western Cengage Learning, 4th edition.

臺灣大學學術期刊資料庫

Yi, Z., Ping, T., Baochang, G., Yi, X., Bohua, L., and Yongpiing, L. (1993), "Causes and implications of the recent increase in the reported sex ratio at birth in China", *Population and Development Review*, 19(2), 283–302.

投稿日期: 2010年4月29日, 接受日期: 2010年12月6日

Imbalanced Sex Ratios, Marriage Opportunities and Labor Market Outcomes: A Natural Experiment Based on Chinese Migration in the Late 1940s

Wehn-Jyuan Tsai

Department of Economics, Shih Hsin University

Sex ratios (i.e., the relative numbers of men and women) can affect marriage opportunities, labor force participation and other socioeconomic outcomes. A common problem with many studies, however, is omitted variable bias and reverse causality in the observed correlation between sex ratios and socioeconomic outcomes. This paper exploits the natural experiment provided by the Chinese migration during the period from 1946 through 1951 to identify the effect of sex ratios on the native-born generation. The empirical results suggest that high sex ratios had a large positive effect on the likelihood of female marriage, family size and the homeownership rate, and a large negative effect on female labor force participation. The empirical results thus provide evidence consistent with the theory of marriage in which an increase in the sex ratio increases female bargaining power in the marriage market, leading to a change in socioeconomic outcomes that is favorable for women.

Keywords: sex ratio, marriage market, intrahousehold bargaining
JEL classification: D13, J12

臺灣大學學術期刊資料庫