

人口學刊
第 44 期，2012 年 6 月，頁 87-124
Journal of Population Studies
No. 44, June 2012, pp. 87-124

研究論文

勞動市場條件對結婚率下降之影響

郭祐誠* 林佳慧**

* 逢甲大學經濟學系副教授，通訊作者，E-mail: kuoyc@fcu.edu.tw

** 東海大學經濟學系助理教授，E-mail: jhlin1125@thu.edu.tw

收稿日期：2011.10.18；接受刊登：2012.04.21

摘要

臺灣地區近年來未婚及晚婚趨勢十分明顯，本文利用1982-2008年人力運用調查資料，分別透過集體層次以及個別層次資料，分析社會經濟層面中，勞動市場之經濟條件改變與女性結婚傾向之間的關連，以及哪些經濟因素與結婚率的下降最為相關。本研究主要實證結果發現，一地區的男性及女性的平均就業情形，與當地女性的結婚態度存有明顯關聯性。若一地區婚姻市場有利於男性就業，則當地女性結婚的可能性會提高，此一結果某一程度而言，支持Wilson（1987）所主張當婚姻市場上適合結婚的男人多時，有助於婚姻形成的假說。另一方面，本文實證結果也發現在女性在有較多工作機會的地區，女性傾向延長其搜尋潛在伴侶的時間，不婚的可能性也會提高，此一結果間接支持女性經濟獨立的論點。而本文關於男女就業率對於結婚率的發現，即使在考慮計量模型可能存有的內生性問題下，在透過工具變數法估計後，實證結果依舊沒有改變。

關鍵詞：婚姻、女性勞動需求、產業結構變遷、人口政策

壹、導論

臺灣地區出生人口近數十年持續下降，1980年出生人數為413,881人，2009年僅剩不到一半減至191,310人，剛公布的2010年的數據新生兒人數更降至只166,886人。出生人數的快速下降，引發各界對於少子化的憂慮，近日馬總統更認為政府須以「國安層級」妥為因應，認為若放任此一人口問題惡化，將影響國家未來的發展。其實，由於臺灣未婚生子的情形並不普遍，過去也有研究指出，生育率的降低，其背後的主要原因之一，在於國人的結婚年齡的延後以及不婚的比例逐年提高（陳肇男等 2003；駱明慶 2007）。當晚婚使得生育年齡延後，將使得婦女能生育的時期減少或生產的風險將隨年齡增加，自然婦女的生育數就會減少。

根據行政院主計處2009年的統計結果顯示，國內35-44歲擁有大學或大學以上學位的女性，約有22%未婚，而同齡的非大學學歷女性未婚比僅有12%，這則統計結果的報導也引起當時各界廣泛討論（中國時報 2009）。臺灣地區近年來未婚及晚婚趨勢十分明顯，人力資源調查資料亦顯示：在1980年時25-34歲的男性及女性未曾結過婚的比例分別為31%及13%，但在同樣的年齡層，2008年的調查則顯現高達70%的男性以及52%的女性目前未婚，變化相當劇烈。直覺會認為由於臺灣教育普及以及高等教育的擴張，使得女性教育程度提高，經濟上更為獨立，婚姻的必然性也就降低，也就是說，女性自己有能力賺得「飯票」，就不需倚賴「長期飯票」。

這數十年來關於結婚率為何下降的論述相當豐富，Becker（1973, 1981）從個人理性選擇觀點出發，認為婚姻所帶來的專業分工利得下降，是造成近年來結婚率下降的主因。但不同於歐美國家的是，臺灣結婚率降低最明顯不是在教育程度較低的女性身上，而是在高教育程度的女性，此現象尤其與結婚率集中於低教育或黑人的情形不同，臺

灣的例子似乎更符合女性經濟獨立的論點，但臺灣也並非特例。Ono（2003）提出在高性別分工的社會中，女性經濟能力的提升，將降低整體結婚率，尤其是對那些高教育或高收入的女性，結婚的機會成本更高。原因為她們除了本身在工作上得力求表現外，回到家大部分的家務工作還是落在她們身上。因此，在如臺灣、南韓以及日本這種高性別分工社會中，平均而言，當女性的勞動市場條件改善時，女性將遲婚甚至不婚，尤其是對那些高教育程度的女性（楊靜利、李大正 2007）。Chiappori et al.（2009）更指出，當勞動市場對於教育的溢酬增加以及家事所花的時間減少時，傳統男女分工的形式會變得模糊，女性有可能比男性投資更多時間於教育，並將更進一步延遲進入婚姻。

臺灣女性伴隨受教機會的增加，勞動參與率也逐年攀升。年輕女性除勞動參與的程度隨時間增加外，平均的受僱實質所得也逐年上升。兩性的薪資所得差距，自1990年代以後已逐漸拉近，徐美等（2006）指出：臺灣女性薪資占男性比例在1980年代相對穩定，約在65%左右，自1992年之後開始逐步提高，這將更進一步降低婚姻所帶來的專業分工利得。此外，隨著經濟成長的腳步，臺灣產業結構也逐漸調整。一般而言，經濟發展初期會先從第一級的產業亦即農漁牧業，先移往第二級產業也就是以製造業為主，當經濟發展至成熟階段，服務業所占GDP比重會最高，臺灣服務業占實質GDP比重在1990年代後已超過六成。而伴隨產業結構調整，各產業就業人口比重也會隨之變化；服務業部門的擴張，更將進一步嘉惠於女性的就業。由於過往臺灣的相關研究大多只透過總體趨勢形成推論，並未深入探討結婚率下降的成因以及經濟因素的重要性，本研究的主題即在於分析地區勞動市場的條件與當地結婚率之間的關聯性，本研究計畫透過1982-2008年主計處「人力運用調查」分析地區勞動市場的經濟條件與結婚率之間的關聯，實證模型主要透過Probit模型估計勞動市場條件對於年輕女性結婚可能性造成的影響，之後再考慮地區的就

業水準有可能為內生的情形下，透過工具變數法（instrument variable estimation）處理此一問題。進一步來說，我們想探討對女性而言，當地區勞動市場的經濟條件改變時，是否與女性延後婚姻甚至不婚比例增加有關，以及勞動市場哪些因素與結婚率的下降較為相關，所得之結果有助於解釋婚姻市場的改變，以及做為跨國比較之基礎。

貳、臺灣婚姻與勞動市場變化趨勢 以及婚姻利得的下降

近年來晚婚趨勢明顯，男女初婚年齡皆往後延。根據內政部戶政局的統計，在1970年代，新郎初婚年齡的中位數約落在27歲，新娘則約在22-23歲，1980年代之後初婚年紀明顯增加，至2008年，新郎及新娘初婚年齡的中位數已分別上升至30.5歲及28.0歲。伴隨著晚婚，自然年輕男女單身的人口也明顯增加，圖1所示為以性別區分的25-34

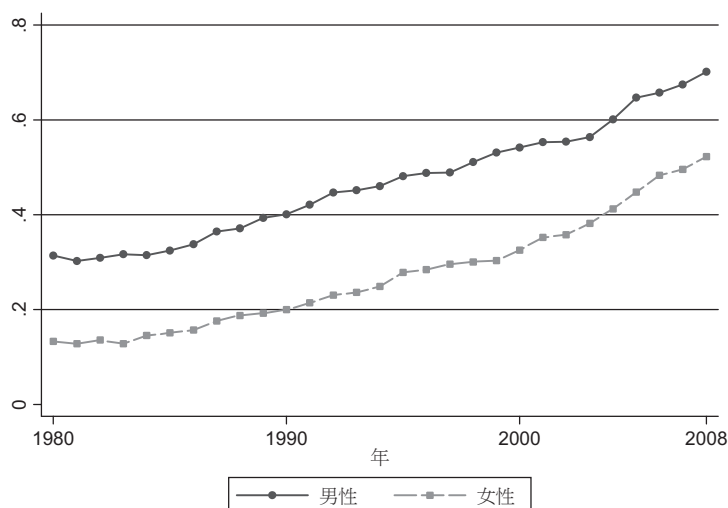


圖1 臺灣歷年婚姻趨勢的變動——以性別區分的未婚比例
(25-34歲)

資料來源：作者整理自人力運用調查。

歲人口未婚比例的時間趨勢，男女未婚比例隨時間逐步上揚，近年來比例皆已超過五成，男性更高達七成。

雖然晚婚的趨勢對男女都十分明顯，但其中還是存有差異。對女性而言，教育程度愈高，未婚的比例也就越高，且隨年齡增加，此關係仍舊存在，而這與男性不同。男性隨年齡增加，教育程度愈高，結婚的可能性也愈高，男性的經濟能力與其結婚機率有一正向關聯（Sassler and Schoen 1999）。這點也可由下列兩個圖來說明：圖2為以教育程度做區分，年齡介於25-34歲的年輕男女性未婚的比例，圖中很直覺地指出，不管是對男性或女性，教育程度高低與未婚比例之間呈現正向關係，但這圖背後所隱含的，還是教育程度愈高，愈傾向晚婚。若我們將年齡限定於較年長的人口，將會有不同的發現。圖3將樣本提高至35-44歲，這時發現對於男性而言，未婚比例最高的為學歷國中以下那組；但對女性而言，未婚比例最高仍為教育程度最高的那組。而女性超過35歲，其將來結婚的機率遠比年紀相仿的男性低，所以臺灣地區高學歷的女性，最終不婚的情形也越見普遍，這也是主要與美國不相同之處，美國結婚率的下降以及不婚的情況主要盛行於低教育程度以及黑人族群當中。

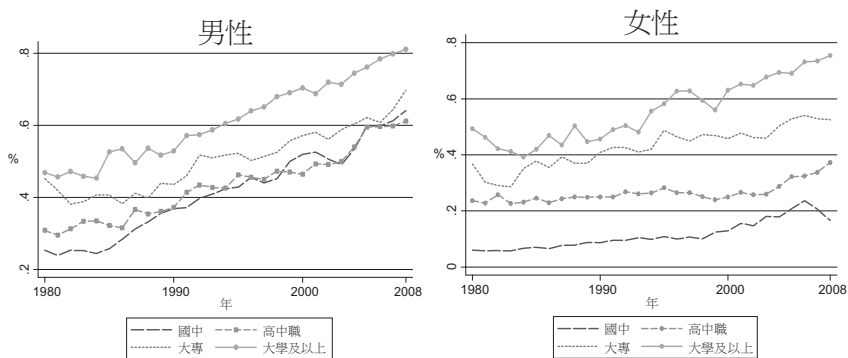


圖2 臺灣歷年婚姻趨勢的變動——以教育程度區分的未婚比例
(25-34歲)

資料來源：作者整理自人力運用調查。

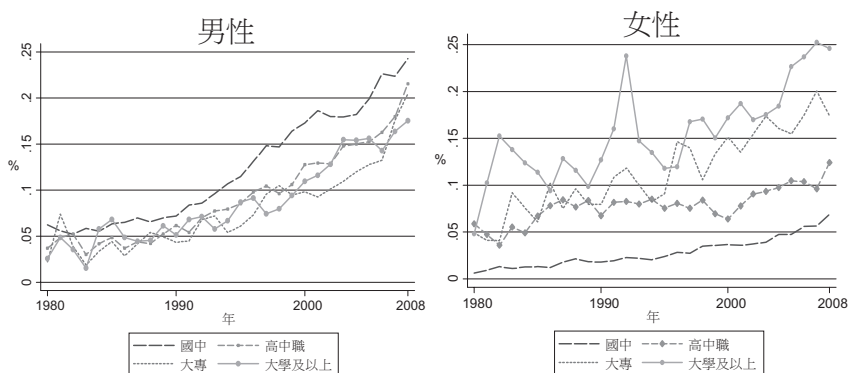


圖3 臺灣歷年婚姻趨勢的變動——以教育程度區分的未婚比例
(35-44歲)

資料來源：作者整理自人力運用調查。

臺灣地區15歲以上女性的勞動參與率，二十多年來大約上升十個百分點，近年來的勞參率都約略在50%左右。比起其他已開發國家雖然還是偏低，但增幅仍十分顯著。而女性勞動參與的增加，在年輕的族群中尤其明顯。圖4所示為臺灣地區25-34歲女性，按教育程度分類的就業率趨勢圖，¹由圖清楚可見，對所有教育程度的年輕女性，就業率皆逐年提高，且教育程度愈高，就業率愈高，這也符合標準的人力資本理論。教育程度愈高的女性，退出勞動市場的機會成本愈高，因此傾向於留在勞動市場。近年來大專教育程度以上的女性，就業率都超過七成，隨著臺灣高等教育的擴張，以及兩性受教育機會的均等，可以說大部分的女性都會進入職場。

年輕女性除了勞動參與的程度隨時間增加外，平均的受僱實質所得也逐年上升。至於兩性的薪資所得差距，自1990年代以後也逐漸拉近，徐美等（2006）還進一步指出女性生產力相較於男性的提升是造成男女薪資差距縮小的主因，此現象亦可由圖5見到。圖5顯示25-34

1 資料計算自人力運用調查，25-34歲女性就業率定義為25-34歲女性扣除軍人、監管及失蹤人口的樣本中，上周從事有酬工作者的比例。

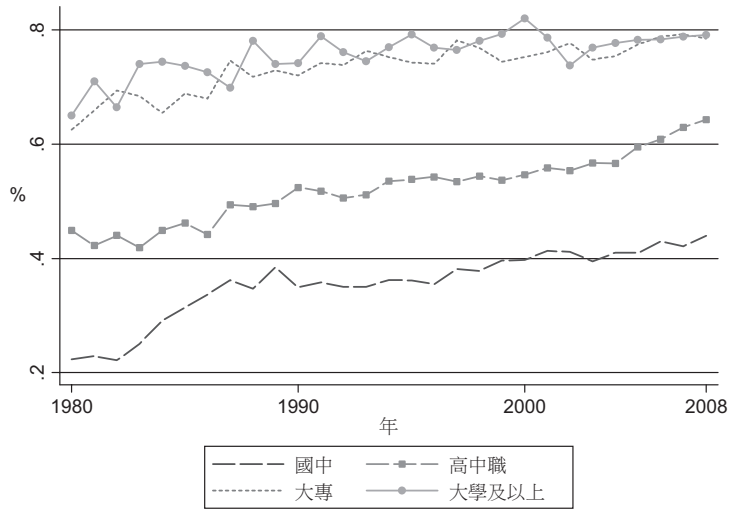


圖4 臺灣歷年女性就業趨勢的變動——以教育程度區分的就業率 (25-34歲)

資料來源：作者整理自人力運用調查。

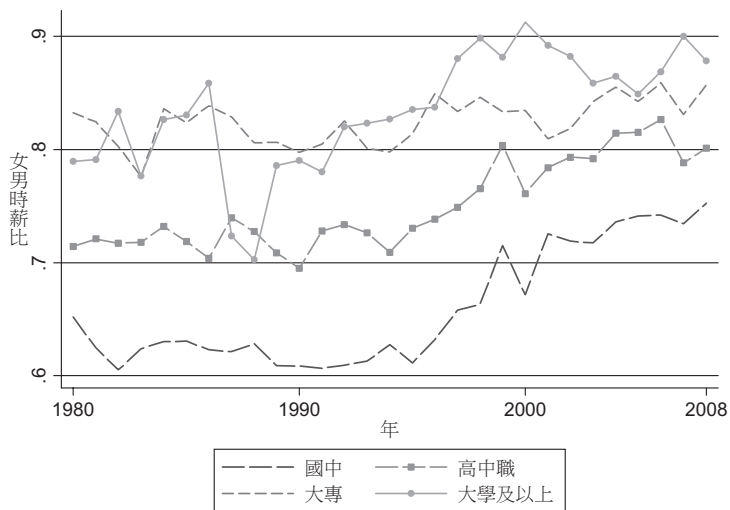


圖5 臺灣歷年年輕女／男性時薪比按教育程度分 (25-34歲)

資料來源：作者整理自人力運用調查。

歲按各教育程度區分全職受僱員工男女的時薪比，薪資比在1980年代波動後，自1990年開始，不管是何種教育程度，年輕女性相對於年輕男性的薪資所得皆明顯上升。其中尤其以高教育程度的男女薪資差距最小，近年來年輕大學女性畢業生的平均薪資約為男性的九成。總體而言，當兩性薪資漸趨平等，而這隱含勞動市場對於女性的歧視相對較低，女性進入職場的意願會提高。

隨著經濟成長，產業結構也會隨之改變。一般而言，會從第一級的產業亦即農漁牧業，先移往第二級產業也就是以製造業為主，當經濟發展至成熟階段，服務業所占GDP比重會最高。而女性一般會認為較不適合從事以體力性質為主的工作，所以整個產業發展，事實上是有利於年輕女性的就業與職涯發展。伴隨產業發展，各產業就業人口比重也會隨之調整，從圖6可看出，女性就業人口的比重，已逐漸移往服務業，製造業以及初級產業就業人口比重，自1980年代後期已逐年下滑。若進一步按照產業類別，以就業人口的性別比例進行觀察，圖7計算出各產業的女性密集度（行業中女性就業人數與男性就業人

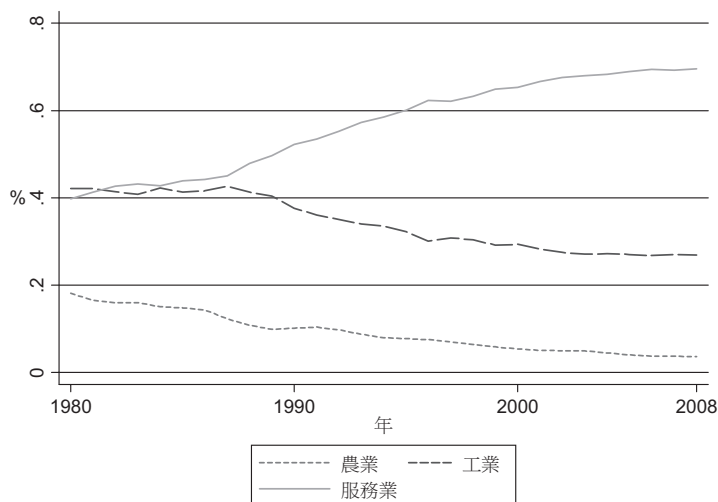


圖6 歷年來產業間女性就業人數比例

資料來源：人力資源統計年報，行政院主計處。

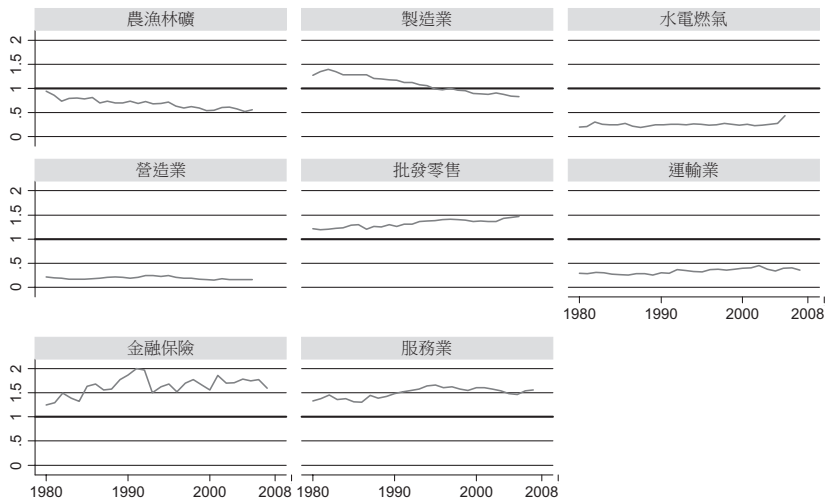


圖7 歷年來產業間女性相對密集度

資料來源：作者整理自人力運用調查。

數之比率) 相對於全部就業市場的女性密集度, 若比例大於一, 代表該行業相對較為女性密集, 反之若小於一, 則相對為男性密集。從結果來看, 批發零售、金融保險以及服務業皆屬於女性相對密集產業, 且相對密集度女性逐年上升。而製造業的女性相對密集度則大幅下降, 1990年代中期後已轉變為男性相對密集。所以在臺灣產業結構逐漸轉為第三部門為主的情形下, 將更進一步促進女性的就業, 而這也有可能間接造成女性晚婚與不婚。

女性勞動市場的條件改善對於婚姻市場可能造成的影響, 可藉由延伸Freiden (1974) 的簡單模型來進行說明。假設一理性個人會決定結婚是當其結婚後所得之效用高於單身狀態的效用水準, 亦即某人 m_i 會與 f_i 結婚, 當 $V_h^{m_i} \geq V_s^{m_i}$ 與 $V_h^{f_i} \geq V_s^{f_i}$, 其中 V_h 及 V_s 分別指的是結婚下及單身下的效用。若將所有男性單身下的效用 $V_s^{m_i}$ 由高至低加以排序, 婚姻市場的男性供給線基本上為變數 $V_s^{m_i}$ 的累進機率密度的分配。同理, 女性供給線為變數 $V_s^{f_i}$ 的累進機率密度的分配。又 $V_h = V_h^m + V_h^f$ 或 $V_h^m = V_h - V_h^f$, 女性在婚姻市場的供給與男性在結婚下的效用 $V_h^{m_i}$ 呈負

相關，因此可解釋為女性在婚姻市場上對丈夫的引伸需求。據此，此引伸需求線的截距可寫成 $V_h - \min(V_{fi})$ 且此線為負斜率。如圖8所示，為簡化起見假設女性的總人數（ \bar{N}^f ）與男性的總人數（ \bar{N}^m ）相同下，在原均衡也就是 D_0 與 S_0 相交處， N_h^f / \bar{N}^f 的女性會嫁給 N_h^m / \bar{N}^m 比例的男性且獲得 $V_h^f = V_h - V_h^m$ 的效用。當女性勞動市場的條件改善，如女性薪資上升或就業條件改善時，將減少女性來自婚姻的利得因而使女性對丈夫的需求線左移至 D_1 ，在新均衡點男女結婚數目會下降且會等於圖中所示的 $N_h^{f'} / \bar{N}^f = N_h^{m'} / \bar{N}^m$ ，此時不婚的人口會增加。

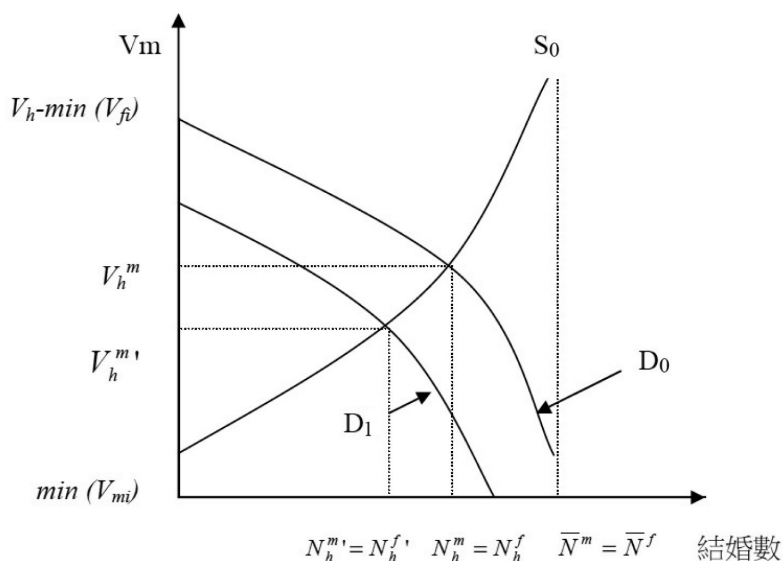


圖8 薪資差距改變所造成的婚姻市場變化

參、文獻回顧

婚姻的形成混雜著社會與個人層面，也包含許多文化與經濟因素。導致結婚率下降的原因，文獻上也有豐富的討論（見White and Rogers 2000），因此本節僅針對與本文較為相關部分擇要進行介紹。

一般而言，Becker（1973, 1981）從個人理性選擇觀點出發，認為婚姻所帶來的專業分工利得的下降，咸認是造成近年來結婚率下降的主因。傳統性別分工的運作模式，隨著女性教育程度的提升以及更多的勞動市場參與，對於男女雙方而言，來自婚姻的效益降低，自然結婚的可能性就會減少，而這也與美國1970年代之後的總體趨勢符合。Blackburn and Korenman（1994）與Gray（1997）也都利用個體資料發現，美國近年來的婚姻溢酬（marriage premium）顯著地降低，來自婚姻中的分工利得降低。

但女性經濟能力的提升導致婚姻吸引力下降的觀點，隱含著高教育或高所得女性應比低教育或低所得女性不婚的可能性更高，然而這點卻與許多國家（例如美國）的情況不符合。許多研究利用美國資料發現（見Oppenheimer 1997），高教育程度的女性雖明顯傾向晚婚，但不婚的現象卻在更集中於低教育程度及黑人女性。原因大多認為雖然女性經濟能力的上升會導致來自家庭內專業分工利得下降，可是卻忽略了透過婚姻的正向配對模式，女性的所得提升也會對家庭經濟福祉做出貢獻，女性的所得有可能反而增加結婚的可能性（Kuo 2005; Oppenheimer 1997）。

Moffitt（2000）認為兩性之間的薪資差距縮小，的確有可能使分工的效益降低，因而使結婚的誘因減少。但傳統分析忽略了夫妻雙方的總所得增加與結婚之間的關係，當女方的所得上升，假設在男方所得不變的情形下，有可能由於雙方總和的收入增加，因而使一起生活的成本降低、效用增加，提升結婚的可能性。Moffitt更進一步指出：對低教育程度者來說，結婚率下跌是男性薪資下跌的結果；對高教育程度者而言，結婚率的下跌是起源於女性薪資提高的關係，但由於低教育程度的女性，其結婚率下降的幅度較高教育程度的女性來得大，因此使在橫剖面資料上會呈現女性的薪資與結婚率有一正向的關聯。Moffitt（1992）也研究及整理文獻分析美國社會福利政策如貧困家庭臨時援助方案（temporary assistance to needy families）是否影響女性

結婚的意願，其歸納結果主張這些社會福利政策也許有部分影響，但並非為美國低所得女性結婚率下降的主因。

如前所述，女性就業的增加對於整個社會的家庭結構的改變有著極大的影響，而隨著經濟發展，對於女性勞動力需求增加，將更進一步提升女性的勞動參與。當然，女性勞動力需求增加與女性的勞動參與上升的因果關聯很難有定論（Cotter et al. 1998），但許多研究已指出，女性所面對的經濟條件，相當程度的影響著他們的婚姻乃至於生育的決策。Lichter et al.（1991）分析美國不同區域的勞動市場後發現，一地區女性的勞動參與率與當地已婚女性的比例成反比，更有研究指出年輕女性若居住於較有利於女性就業產業結構的都會區，則當地的結婚率會相對較低（Cox and Hermsen 1996），不過研究也發現產業結構對不同種族之間的影響並不一致。

其他實證研究方面，Grossbard-Shechtman（1984）與Grossbard-Shechtman and Neuman（1988）發現若女性擁有越多在婚姻市場受歡迎的特質，其勞動參與意願會越低。Blau et al.（2000）也利用美國人口普查資料指出：對白人而言，當一都會區的勞動市場條件對女性愈有利，對男性愈不利，則當地的結婚率愈低。另有許多實證研究透過資料的分析，檢視男女性別比例（男性人數相對於女性人數）高低對於婚姻市場的影響。比較著名的是Angrist（2002）發現男女性別比例的提高，有助於提高女性結婚的可能性。另值得一提的是，Francis（2011）利用臺灣的資料，研究1949年當國民黨撤退來臺時，帶來大量的軍隊，使得性別比例外生地大幅增加，也對婚姻市場造成影響，研究結果發現性別比例的提高，使得聘金相對嫁妝的價值顯著地提高，而女性在家庭內的議價能力（bargaining power）也隨之提升。

換個角度，婚姻市場中男性的經濟條件及素質也會影響女性結婚的可能性。Wilson（1987）提出一重要假說：美國黑人的結婚率較低或未婚生子的比例之所以較高是因為黑人男性的高失業率，造成黑人女性「可以結婚」的男性太少，因此不願屈就。Willis（1999）隨後利

用經濟分析建立一般均衡模型，進一步具體化Wilson的想法。不過，Wood（1995）利用美國人口普查的資料檢驗Wilson的假說，結果發現「可以結婚」男性的下降僅能解釋黑人低結婚率的一小部分，不過Brien（1997）則指出這有可能導因於測量誤差（measurement error）。

至於國內文獻部分大多著墨於近年來婚姻趨勢的變遷以及婚姻配對模式的改變，如李美玲（1994）與涂肇慶、李美玲（1994）利用人口普查的資料來驗證臺灣地區初婚年齡的延後，以及近年來不婚人口的增加。在婚姻配對模式方面，蔡淑玲（1994）發現臺灣婚姻配對仍以內婚為主，亦即男女配對傾向找尋與自己社經地位相近者，而早期世代普遍存在的男高女低的婚配形式，隨著女性教育程度的提升，明顯受到壓縮。楊靜利等（2006）利用比較近期的資料，也持類似的觀點。

部分國內研究連結女性勞動市場與婚姻的變遷，楊靜利、李大正（2007）使用人力運用調查資料，指出隨著已婚與未婚者薪資差距的縮小，對婚後仍就業的女性，結婚的機會成本會下降。相對地，對於婚後退出勞動市場的女性來說，結婚的機會成本則上升。李大正（2002）分析婦女勞動參與類型與歷程的變遷，指出近二十年婦女勞動參與類型並無太大變化，但比較明顯的改變是婦女從未工作者的比例大幅下降。陳婉琪、吳慧靖（2011）採用華人家庭動態資料庫探討女性就業及其經濟獨立是否會提高離婚風險，其研究結果發現處於就業狀態的女性，其離婚發生的機會確實較高，但同時卻也發現女性於婚後若長期處於未就業狀態，也同樣有顯著較高的離婚機會，此結果顯示出就業量與離婚機會呈現了U型關係。

總結上述國內外文獻，Becker（1973）所提出的傳統性別分工的婚姻理論，近來在許多後續實證研究中受到質疑。Oppenheimer（1997）即主張為性別分工所帶來的婚姻利得是婚姻關係的基礎，此論點在當前處於快速變遷的社會型態中已過時，其研究亦指出女性就業對於女性進入婚姻狀態也具有正向的影響，雖然後續文獻的研究結果指出在女性的所得提高對結婚可能性的影響似乎尚未有定論。

由於國內相關研究大多依據總體趨勢形成推論，並未進一步檢驗究竟結婚率的下降與哪些經濟因素的關聯性較高，本文利用1982-2008年人力運用調查資料，分別透過集體層次以及個別層次資料，分析社會經濟層面中，勞動市場之經濟條件改變與女性結婚傾向之間的關聯，以及哪些經濟因素與結婚率的下降最為相關，本文的目的期望透過實際資料來探索此一問題。

肆、資料說明與實證方法

本研究計畫採用1982-2008年行政院主計處「人力運用調查」，由於新竹市及嘉義市於1982年才改制為直轄市，某些更早期資料並無法取得，所以在此選用此樣本期間，未使用較早的人力資源調查資料。如第貳節所述，男性的未婚較高的機率反映的是晚婚，然而女性一旦超過適婚年齡，之後結婚的可能性相對較低。由於本文研究重心在於探討結婚的決策，所以我們將樣本限制在25-34歲的年輕女性，這些女性大多已完成學業且最有可能面臨婚姻的抉擇，而超過35歲仍未婚的女性將來結婚的可能性很低。但將樣本限制在年齡25-34歲，主要可能產生的問題是忽略那些教育程度較低的女性，為使分析更為完整，我們亦選取年齡22-30歲的樣本做為後續的補充分析，²關於相關變數的時間趨勢及描述請參見第貳節。由於本文主要的研究問題著重在女性的婚姻決策，因此採用的樣本限制在女性，男性樣本只用來計算婚姻市場及勞動市場男性相關的解釋變數。

2 由於本文的研究期間為1982-2008年，跨越超過二十年，在1980年代女性初婚年齡的中位數約在23-25歲之間，2000年後已上升至26-28歲，選取的樣本區間應是女性結婚可能性最高的年齡層，選用25-34歲的樣本對近期的年輕女性或許適當，但對早期的女性有可能太晚，尤其是教育程度較低的女性，後文我們也將20-30歲樣本做為補充樣本進行分析，期望使本文的主要結果不會因年齡層的選擇而有所不同。

由於本文計劃利用地區性的差異，來檢驗勞動市場就業機會的變化對於婚姻市場的影響，所以這裡選用臺灣本島行政區22個縣市做為單位進行分析，首先以每年及各縣市為單位，建立相關的婚姻及勞動市場指標，也就是利用跨區跨時的變異做為分析的基礎，我們先按照不同縣市，分別計算每一年所需要變數的數值，建立類似追蹤資料的形式，之後再進行迴歸分析。基本的實證模型設定如下：

$$y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 X_{jt} + \beta_2 M_{jt} + \beta_3 L_{jt} + \delta_t + u_{jt} \dots\dots\dots (1)$$

其中 β_0 為常數項， δ_t 為時間（年）的控制項， u 為隨機干擾項。應變數 y_{jt} 代表的是某一縣市 j ，在 t 年時25-34歲女性人口中目前在已婚狀態或曾結過婚的比例，透過此變數來衡量一地區的結婚率。在解釋變數方面， X 為一組變數代表一地區25-34歲人口中男性及女性分別的平均教育程度。如果一地區的男性平均教育程度較高，某一程度代表該地區男性的平均素質較佳，則女性的結婚意願應會提升；另一方面，從經濟獨立的觀點來看，女性的平均教育程度高低則會與當地的結婚率成反比。式中 M 為控制地區婚姻市場狀態的變數，文獻中有許多關於婚姻市場變數的探討。在此首先探索包含該地區的人口規模以及男女性別比例。這裡人口規模所使用的為縣市人口數的對數值，性別比例為地區25-34歲人口中男性相較於女性的比例，一般而言，一地區的男女性別比例愈高或是人口較多，愈有利於女性尋找伴侶。最後將臺灣本島各縣市區分為北、中、南及東四區域，並將北部設為比較組。

如前述相關文獻所論及，女性的結婚意願也相當程度取決於地區中的經濟條件， L 這組解釋變數則涵蓋了對於地區勞動市場條件的相關變數，其中包含用來衡量女性結婚機會成本的平均男女薪資比，以及男性就業率、女性就業率與其他關於地區勞動需求高低的指標。透過「人力運用調查」我們可計算特定年及特定縣市中25-34歲樣本平均男女時薪比，和男性就業率、女性就業率等指標。這裡薪資的計算

所選用的樣本為25-34歲全職受雇者樣本，全職指的是每週工時在35小時以上。透過這些樣本可推算出地區內全職男性或女性的平均每工時實質工資，³平均每工時工資指標可視為個人對於地區平均勞動報酬的預期。就專業分工論而言，當女性的平均薪資愈高，男性的平均薪資愈低，來自婚姻的利得愈低，也愈不利婚姻的形成。

關於就業率方面，透過之前的文獻介紹，當一地女性的就業率愈高，則應代表女性的經濟獨立程度愈高，則女性傾向延長搜尋伴侶的時間。反之，若男性的就業率較高，反應此區女性可以找尋的潛在伴侶增加，對結婚的形成，則有正面影響。在接下來實證分析時本文所使用的就業率指的是地區25-34歲分析樣本中，前一週從事有酬工作的比例，計算時將現役軍人、監管人口、及失蹤人口排除在外。

由於考慮可能有地區存有部分的文化背景及隨時間不變但不易觀察的因素，加上之前已經考慮的跨區總體一般趨勢，模型設定可以考量用兩固定因素效果（two-way fixed effect）模型，亦即模型也可設定如下：

$$y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 X_{jt} + \beta_2 M_{jt} + \beta_3 L_{jt} + \delta_t + \alpha_j + u_{jt} \dots\dots\dots (2)$$

上述模型建立在總體資料的架構下，可觀察到當地區的勞動市場條件改變時，地區整體婚姻行為的變化。我們也可透過資料連結個人資訊：透過個別層級的資料（individual level data），衡量當地區勞動市場的條件改變時，如何關聯到個人的婚姻決策。據此，可將實證模型設定如下：

$$P(y_{ijt}=1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 X_{ijt} + \beta_2 M_{ijt} + \beta_3 L_{ijt} + \delta_t + u_{ijt}) \dots\dots\dots (3)$$

3 這裡每工時工資的計算為每月薪資除以（每週工時 4.43）。薪資計算以2006年為基期，並以消費者物價指數平減之。對於每月薪資超過上限者（top coded），處理方式為資料上限值乘以1.5倍。此外，若資料中觀察值所計算出之每工時工資不到法定基本薪資（時薪）的一半時，在計算地區平均每工時工資時將此觀察值剔除。

式中 $\Phi(\cdot)$ 為標準常態分配的累進分配函數。 $y_{ijt}=1$ 代表某一女性 i ，在地區 j ，在 t 年是否有結婚經驗， X 則為一組變數代表對個人社經背景的控制，其中包含個人的年齡及教育程度。其他在衡量地區勞動或婚姻市場條件的變數方面，則與之前雷同。此外，模型設定也可考量一個兩固定因素效果模型，亦即模型也可設定如下：

$$P(y_{ijt}=1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 X_{ijt} + \beta_2 M_{jt} + \beta_3 L_{jt} + \delta_t + a_j + \varepsilon_{ijt}) \dots\dots\dots (4)$$

本文重點之一，在於觀察地區的勞動市場因素與結婚率之間的關聯，在其他條件不變的情形下，若一地區的產業發展有利於女性，亦即對於女性的勞動需求愈高，女性傾向進入或留在勞動市場的可能性也就愈高，則女性理論上應傾向晚婚或不婚。所以在此我們建構一個女性的勞動需求指標，這指標類似於Katz and Murphy (1992) 或Blau et al. (2000) 所建立的，我們將之定義如下：

$$D_{ijt} = \sum_o (S_{ot} \cdot \frac{E_{ojt}}{E_{ot}}) \dots\dots\dots (5)$$

其中 o 為行業—職業類別。由於為避免出現某些人口較少的縣市中出現某一些行、職業別中選樣人數過少，影響到估計的精準度，在計算此一女性的勞動需求指標時，將擴大樣本年齡的選擇至18至65歲。並將行業粗劃分為三級，第一級為農漁林礦業等初級產業，第二級為製造業為主的工業，第三級包含批發零售及服務業。而職業則簡單分為兩類：一為專技及行政人員，其他為非專技人員，因此行業—職業類別共有六組。 S_{ot} 為 o 行業—職業類在 t 年占全國就業人口的比重， E_{ojt} 為女性在 j 區 o 行業—職業類在 t 年占全區就業人口的比重， E_{ot} 則為女性 o 行業—職業類在 t 年占全國就業人口的比重。也就是說， D_{ijt} 為女性在一地區某一行業—職業類的就業比例相較於全國女性同一行業—職業類就業比例的比重，然後用全國的行業—職業類就業比重當作權數進行加總。此指標可視為在給定整體（全國）各產業中性別區隔程度及地區的產業組成結構下，地區勞動市場預期的女性所應占有的比重。

伍、實證結果

一、集體層次資料分析

在按照不同縣市不同年份，建構虛擬長期追蹤模型資料做為分析的基礎後，即可透過估計式（1）觀察各經濟因素對於各縣市的平均結婚率高低的關聯程度為何，由於各縣市的人口規模不同，比較好的處理方式為加權最小平方法（weighted least square, WLS），在此所選用之權數為縣市人口數的平方根，也就是說人口數較多的縣市在估計係數時所占的比重會調高，經由加權最小平方法估計結果列於表1中，⁴表中所有模型設定皆有對不同年份進行控制。

首先，由表1所列之結果可發現，雖然男性教育程度的係數並不顯著，結果指出一地女性的結婚比例與當地的男性平均教育程度成正比，而與當地的女性平均教育程度則顯著地成反比，這些發現與預期一致。女性教育程度的提高，將有助於就業，也讓女性在經濟上更為獨立。而男性平均教育程度較高的地區，則隱含該婚姻市場男性的平均素質較佳，而這將有利於女性找到合適之伴侶。關於其他婚姻市場的變數方面，即便關聯性相對微弱，但也有如同預期的方向，女性的結婚比例隨性別比例增加而增加，與人口規模則有負向關聯。在區域方面，在控制其他條件下，相對於北部地區，其他區域的結婚比例皆較低。至於本文研究重心勞動市場條件的影響方面，估計結果指出縣市的經濟條件與結婚率之間有明顯關聯。一地區的女性與男性薪資比越高，亦即性別間工資的差距越小，當地的已婚比例越低。此外，男女就業率與結婚率之間呈現十分顯著關係，已婚比例高低與女性就業率有負向關聯，而與男性就業率之間則有正向關聯。而這隱含著一

4 除了WLS之外，我們亦採用未加權的普通最小平方法估計，唯兩估計方法所得之結果差異不大，因此在表1中僅列出WLS之結果。

表1 集體層次資料加權最小平方法迴歸分析結果

解釋變數	(1)	(2)	(3)
男性平均教育程度(年)	0.012 (0.007)	0.020 (0.007)**	0.021 (0.007)**
女性平均教育程度(年)	-0.044 (0.006)**	-0.052 (0.006)**	-0.038 (0.006)**
男女性別比	-0.017 (0.017)	-0.011 (0.017)	-0.010 (0.019)
人口數(對數)	-0.008 (0.004)**	-0.008 (0.004)**	0.059 (0.024)**
相對薪資比	-0.008 (0.001)**	-0.004 (0.001)**	0.000 (0.001)
男性就業率(%)	0.334 (0.064)**	0.271 (0.057)**	0.218 (0.053)**
女性就業率(%)	-0.183 (0.038)**	-0.151 (0.034)**	-0.272 (0.034)**
女性勞動需求指標	-	-0.783 (0.099)**	-0.485 (0.094)**
中部	-0.025 (0.007)**	-0.012 (0.006)**	-
南部	-0.039 (0.006)**	-0.026 (0.005)**	-
東部	-0.061 (0.009)**	-0.038 (0.009)**	-
常數項	1.141 (0.087)**	1.270 (0.087)**	-
縣市固定效果	無	無	有
年度固定效果	有	有	有
R^2	0.893	0.906	0.932
樣本數	594	594	594

註：1. 括弧中為以縣市為群集所調整過之標準誤（cluster adjusted standard error）。

2. **表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於零。

地區的勞動市場愈有利於女性就業時，女性整體來說傾向於遲婚或不婚，而一地區的男性就業率較高，代表一地的男性的經濟條件平均較佳，對於婚姻的形成則有正向助益。

緊接著模型中加入女性的勞動需求指標，透過此指標可衡量地區產業結構發展對於結婚率的影響，估計結果列於表1中第(2)欄。在加入新的變數後，原先那些解釋變數估計係數值大多變化不大，正負符號也都沒有改變，差別只在於男性教育程度的係數轉為顯著。表中女性的勞動需求指標係數為正且顯著，代表一地區的產業結構整體來看與當地的已婚比例有相當程度的關聯。當一地區的產業發展有利於女性，反映出對於女性的勞動需求愈高，女性傾向進入或留在勞動市場的可能性也就愈高，則平均而言女性傾向更晚婚或不婚。

最後，考量有可能存有一些屬於地區的背景因素影響到整體的婚姻概況，模型中可進一步加入縣市的固定效果，估計結果置於表1中第（3）欄。⁵在加入縣市的固定效果下，男女平均教育程度，男女就業率以及女性勞動需求指標皆維持其先前符號及顯著程度，但相對薪資比的係數不再顯著，推測是因為地區的固定效果與相對薪資比之間存有相當程度的線性相關，使得相對薪資比的影響程度下降。此外，人口數則由原先不顯著，轉為有顯著正向的影響，隱含人口數的增加，使可遇到潛在的伴侶增加，有助於提高地區的結婚率。簡而言之，表1的主要發現為一地區的男性及女性的平均就業情形及產業結構，與當地女性的結婚率有最明顯的關聯。

二、個別層次資料分析

以上的分析指出，臺灣地區各縣市的平均婚姻狀態確實受該地區的勞動市場條件所影響，類似的分析也可透過個別層級的資料，觀察當地區勞動市場的條件改變時，如何關聯到個人的婚姻決策。

在個人的背景方面，我們加入個人年齡以及教育程度二組變數，年齡25-34歲共有十組，將25歲設為參考組；⁶教育程度則分為四組，教育程度為國中者做為參考組。至於其他關於地區婚姻市場及勞動市場的變數，則於之前分析相同。由於毫無意外地，年紀愈高，結婚的可能性愈高，為簡便起見，各年齡的係數並未報告於表中，其他主要變數的分析結果列於表2。首先由表2第（1）欄的形式為最基本的迴歸模型，第（2）欄則加入女性的勞動需求指標，注意到表2所有模型中皆有控制不同年份的時間效果。結果顯示，即使在控制其他條件後，女性教育程度與目前結婚的可能性仍成反比，這也再次驗證圖2

5 若想要檢定固定效果設定是否適當，可經由檢定是否所有縣市固定效果同時為零，檢定結果在OLS設定下， F 值為11.93 (p 值=0.00)；WLS設定下 F 值為12.23 (p 值=0.00)，兩者設定下皆拒絕，意指縣市固定效果模型應較為恰當。

6 也就是我們共加入9個年齡的虛擬變數，我們也嘗試加入年齡的平方項以捕捉年齡的非線性效果，唯估計結果差異不大。

表2 個別層次資料Probit模型實證結果

解釋變數	(1)		(2)		(3)	
	係數	邊際效果	係數	邊際效果	係數	邊際效果
教育程度						
高中職	-0.429 (0.012)**	-0.143	-0.431 (0.012)**	-0.144	-0.427 (0.012)**	-0.142
專科	-0.867 (0.014)**	-0.319	-0.869 (0.014)**	-0.319	-0.865 (0.014)**	-0.318
大學以上	-1.241 (0.018)**	-0.458	-1.242 (0.018)**	-0.459	-1.239 (0.018)**	-0.457
男女性別比	0.045 (0.054)	0.015	0.027 (0.055)	0.008	-0.068 (0.070)	-0.022
人口數 (對數)	-0.025 (0.012)**	-0.008	-0.026 (0.011)**	-0.008	0.203 (0.078)**	0.066
相對薪資比	-0.022 (0.003)**	-0.007	-0.016 (0.003)**	-0.005	0.004 (0.003)	0.001
男性就業率 (%)	0.832 (0.182)**	0.270	0.682 (0.175)**	0.221	0.579 (0.158)**	0.188
女性就業率 (%)	-0.371 (0.103)**	-0.120	-0.324 (0.098)**	-0.105	-0.648 (0.098)**	-0.210
女性勞動需求指標	-	-	-1.399 (0.300)**	-0.453	-0.350 (0.254)	-0.113
中部	-0.051 (0.018)**	-0.017	-0.032 (0.018)*	-0.010	-	-
南部	-0.108 (0.016)**	-0.036	-0.085 (0.016)**	-0.028	-	-
東部	-0.226 (0.026)**	-0.078	-0.188 (0.026)**	-0.064	-	-
常數項	0.757 (0.241)**		1.104 (0.251)**		-2.574 (1.186)**	
縣市固定效果		無		無		有
年度固定效果		有		有		有
Pseudo R ²		0.192		0.192		0.194
樣本數		158,073		158,073		158,073

註：1. 表中所列之標準誤為以縣市為群集所調整過之標準誤 (cluster adjusted standard error)。

2. *表示在10%的顯著水準下估計值顯著異於零，**表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於零。

的簡單意涵，其他解釋變數所得到之結果，則多與表2的意涵相似。女性的結婚可能性與當地平均男性的就業率成正比，與平均女性的就業率則呈現反向關聯。此外，一地的男女工資愈接近，女性則傾向於遲婚或不婚。

進一步加入隨時間不變但屬於該地區的縣市固定效果，所得到的估計結果置於表2第(3)欄。在採用兩固定因素效果的設定下，相較於未加入縣市固定效果，兩性的薪資比及女性勞動需求指標的估計係數值轉為不顯著，而這與上一節分析結果類似，可能是因為地區的固定效果與指標之間存有線性相關，使得在控制地區的固定效果下，這兩個指標的影響程度下降。但值得一提的是，男性及女性平均就業率的影響仍十分顯著，尤其是女性平均就業率係數值甚至變大，這代表勞動市場所有經濟條件中，就業機會似乎最為重要。若女性取得就業的機會增加，會降低女性結婚的可能性。另一方面，若男性取得工作較易，隱含當地男性的平均經濟條件較佳，則女性會傾向於較早結婚。

由於Probit模型為非線性之模型，因此不應直接將各變數的係數估計值當作是變數對女性結婚可能性之邊際影響，所估計的係數並無法像一般迴歸模型係數直接解讀，而需透過下式將估計值轉換成邊際效果。

$$\frac{\partial \hat{P}_i}{\partial x_i} = b_i \hat{P}_i (1 - \hat{P}_i) \dots\dots\dots (7)$$

其中 b_i 為解釋變數 x_i 在最大概似法下之估計式， \hat{p}_i 為由解釋變數之平均值所估算出的預測值，亦即在此我們使用 $\phi(\bar{x}b) \cdot b$ 來衡量邊際效果，其中 $\phi(\cdot)$ 為常態分配的機率密度函數。據此，透過轉換之後的邊際效果亦列於表2。

從邊際效果來看，女性教育程度若為大學畢業以上程度，其目前已婚的可能性平均會比國中畢業生平均下降大約46%，比高中畢業

生下降大約32%，也比大專程度低約14%，由此顯見教育程度確實為影響女性結婚傾向的重要因素。在所有勞動市場條件中，男性及女性的就業率與地區結婚率之間的關聯性最強。男性的就業率增加1%，女性結婚的可能性會上升19-27%，而女性的就業率每增加1%，女性結婚的可能性則會下降10-21%，程度大小取決於哪一個模型設定，其他變數的影響則相對微弱。由分析結果來看，學歷越高的女性結婚的可能性越低，一般認為女性的教育程度越高，經濟上更為獨立，婚姻的必然性降低，結婚意願下降，此研究結果亦和過去許多文獻之結果相同，並間接支持了經濟獨立的論點。除此之外，一地區的就業情況顯然與當地女性的結婚態度有最明顯關聯。若一地區的勞動市場中，男性的就業率較高，有利於女性搜尋到較合適的伴侶，則女性較傾向結婚，此一結果某程度而言支持Wilson的假說。反之，一勞動市場若有利於女性就業，則不利於婚姻的形成。女性在工作機會較多的地區，由於自身經濟條件的提高，若加上傳統男高女低的婚配狀態沒有太大改變下，女性將傾向延長其搜尋潛在伴侶的時間，因而導致晚婚，甚至若仍未找到合適對象不婚的可能性也會提高。

三、強韌性檢定（robustness checks）：樣本選擇以及內生性問題

我們在之前的分析，主要觀察的樣本是年齡25-34歲的女性。為使分析更為完整，我們亦選取年齡22-30歲的樣本做為補充分析，除了女性的勞動需求指標外，其他經濟指標在計算時也皆使用22-30歲的樣本，所得之結果可視為進一步強韌性檢定，仿照表2模型設定下的邊際效果，結果列於表3。採用不同年齡層所得之結果大多與之前表2所列之邊際效果類似，這說明分析結果對於樣本年齡的選擇並不敏感。但注意到之前分析勞動需求指標在加入縣市固定效果之後會變成不顯著，但在此組樣本中在縣市固定效果下仍為顯著，而這代表一地區的產業結構與當地的已婚比例之間仍有相當程度的關聯。

表3 個別層次資料Probit模型實證結果（邊際效果）：
女性樣本22-30歲

解釋變數	(1)	(2)	(3)
教育程度			
高中職	-0.237 (0.004)**	-0.238 (0.004)**	-0.237 (0.004)**
專科	-0.422 (0.004)**	-0.423 (0.004)**	-0.423 (0.004)**
大學以上	-0.530 (0.004)**	-0.531 (0.004)**	-0.531 (0.004)**
男女性別比	0.023 (0.023)	0.018 (0.023)	0.026 (0.024)
人口數（對數）	-0.017 (0.004)**	-0.017 (0.004)**	0.001 (0.029)
相對薪資比	-0.009 (0.001)**	-0.008 (0.001)**	-0.0003 (0.002)
男性就業率（%）	0.315 (0.055)**	0.259 (0.055)**	0.247 (0.053)**
女性就業率（%）	-0.229 (0.037)**	-0.211 (0.036)**	-0.298 (0.038)**
女性勞動需求指標	-	-0.521 (0.109)**	-0.383 (0.107)**
中部	-0.026 (0.007)**	-0.020 (0.007)**	-
南部	-0.048 (0.007)**	-0.040 (0.007)**	-
東部	-0.103 (0.010)**	-0.090 (0.010)**	-
縣市固定效果	無	無	有
年度固定效果	有	有	有
Pseudo R^2	0.270	0.271	0.272
樣本數	147,878	147,878	147,878

註：1. 括弧中以縣市為群集所調整過之標準誤（cluster adjusted standard error）。

2. **表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於零。

另一與年齡相關的潛在問題為女性有可能結婚的對象，不一定侷限於同年齡層的男性。從歷年來男女平均初婚年齡來看，男性約比女性年長2-5歲，因此有可能女性在觀察男性的經濟條件時，所限定不僅是同年齡層的男性，而是年齡層範圍更廣的男性。在表3的相同設定及樣本下，我們將計算男性就業率的年齡擴大範圍至22-40歲，甚至至20-50歲，男性就業率係數的邊際效果摘要列於表4。從表4得知，在不同設定及年齡選擇下，男性就業率對女性結婚傾向的影響依舊為正且顯著，結果未因男性的年齡的選擇而有所不同。

表4 不同年齡設定下男性就業率估計結果（邊際效果）

解釋變數	(1)	(2)	(3)
男性就業率（%）——22-40歲	0.417 (0.070)**	0.365 (0.069)**	0.266 (0.061)**
男性就業率（%）——20-50歲	0.511 (0.086)**	0.472 (0.083)**	0.296 (0.069)**

註：1. 括弧中以縣市為群集所調整過之標準誤（cluster adjusted standard error）。

2. **表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於零。

計量模型估計中另一可能存在的問題為內生性問題，若模型中出現忽略重要的解釋變數（omitted variable）或有同時性（simultaneity）的問題時，則關注的解釋變數會因與誤差項相關因而導致迴歸估計係數偏誤。例如假使一地區由於歷史因素或其他變化使得該地區民風較為開放，對於未婚的偏見相對較淡，單身未婚的比例因此較高，但同時這也鼓勵女性發展職業生涯，因而使更多的工作條件較佳的單身女性移入，使女性的就業率也隨之提升。亦即結婚率之間的因果關聯，有可能是較高的單身比率使得當地的就業率提高。同理，男性的就業率也可能發生內生性的問題，比如若一地的經濟條件或新政策使某些高科技產業較為密集，因此提供較多傳統上偏向技術男性勞工的工作機會，增加男性就業率，而此同時也可能因此吸引那些較偏好結婚的女性移入尋找合適配偶。

為解決就業率的內生性問題，這裡採取工具變數法（instrument variable estimation）或稱兩階段最小平方法（two-stage least square）來處理此一問題。適當的工具變數必須符合兩項原則，一為須與原迴歸估計式的誤差項無關，也就是滿足所謂外生性的假設；二為須與有內生性問題之變數有某一程度的相關，亦即不能為所謂的弱工具變數（weak instrument variable）。由於在此的應變數為二元變數，除了透過典型線性機率模型（linear probability model）設定下的工具變數法分析外，考量到模型的非線性特質，我們也透過Newey（1987）所提供的兩階段最小卡方估計方法（minimum chi-square estimation）來得出具一致性之估計。

Newey (1987) 兩階段最小卡方估計方法，事實上為一種控制函數 (control function) 的估計法，應用在當應變數為二元變數，而又解釋變數當中存有內生變數時。亦即，假設應變數為所代表的指標函數 $D = I(X'\beta + \mu \geq 0)$ ，其中 D 等於1或0， X 為解釋變數組， u 為隨機干擾項。當解釋變數組中的某些 X^e 為有內生性的變數，亦即 $\text{cov}(X^e, u) \neq 0$ 。假設 $X^e = F(Z) + \varepsilon$ ， Z 為工具變數組，若再進一步假設 $F(Z, \varepsilon)$ 為線性函數，且 (u, ε) 為二元常態分布 (bivariate normal distribution) 以及 (u, ε) 兩者皆獨立於 Z 。簡單而言，兩階段的估計步驟為透過OLS先估計 X^e 的迴歸式，得出估計的殘差 $\hat{\varepsilon}$ 。接下來將 $\hat{\varepsilon}$ 加入 $D = I(X'\beta + \mu \geq 0)$ 的估計中，視之為 X 外增加的解釋變數，一起進行Probit模型的估計。注意到由於模型中必須假設聯立方程式中殘差項間為一個二元常態分配，所以在此所得出之係數值並無法直接與之前Probit模型所得出之係數值直接進行比較 (見Dong and Lewbel 2012; Wooldridge 2010)。

這裡一個合格的工具變數必須符合與男女就業率有顯著關係，但應與女性結婚決策的迴歸估計式中誤差項無關。或者是說工具變數若要與個人的結婚選擇有所關係，必須是透過男性或女性就業率來形成影響。據此，本研究所使用的工具變數主要參考林明仁、劉仲偉 (2006) 及Lin (2008) 在探討失業率對犯罪率影響時，由於失業率可能存有內生性，所採用的幾組工具變數，其中包含能源價格與日圓、美元對臺幣的匯率三個時間序列資料分別與地區製造業員工比例相乘的三組工具變數。能源價格及日圓、美元對臺幣的匯率與結婚決策之間理論上應無關聯，若存在關係也應是由於總體經濟環境變化，因而對勞動市場造成影響來進行。一般而言，當原油價格改變時，能源密集度高的產業 (通常是製造業) 生產成本將上升，使得該產業就業機會減少，因而降低就業率。至於日圓、美元對臺幣的匯率，也有類似的效果，雖然臺灣中央銀行對於匯率會有部分影響力，但央行因

為就業率的高低進而干預匯市的可能性也相當低。⁷基於上述所言，這些工具變數對於婚姻的選擇上應符合外生性，且經由對於就業市場的改變間接對地區的婚姻市場造成影響。

由於外在總體經濟波動對於不同地區就業的影響並不一定會一致，舉例來說：當原油價格上升時，若該縣市的製造業比重愈高時，則該地勞動市場所受之衝擊也應愈大，失業率上升的幅度也應更明顯，因此這裡將能源價格與日圓、美元對臺幣的匯率分別與製造業員工比例的乘積創造出最後使用的三組工具變數。關於工具變數的資料來源方面，國際原油價格選自「臺灣經濟新報」資料庫中的杜拜原油價格，而日圓、美元對臺幣的匯率則得自中央銀行網站，製造業員工比例取自「中華民國臺灣地區勞動力調查研究分析」以及「人力資源調查統計年報」。透過兩階段最小平方方法並將模型設定在縣市固定效果下，也就是表3第(3)欄的設定，在進一步假設無異質性問題下，所得到之估計結果按模型設定置於表5，相關工具變數檢定的統計值也一併列於表中。

由於之前在計算女性勞動需求指標時，需用到各行業的受雇人員占縣市就業人口的比例，這將使得所計算出的勞動需求指標會與各縣市的製造業員工比例有某一程度的線性相關，為避免影響到工具變數在估計上的有效性。所以在接下來採用工具變數法的估算中，未將女性勞動需求指標納入。從表5的結果來看，不管是在線性機率模型或非線性模型，男性的就業率對於女性的結婚傾向維持為正向關聯，女性的就業率則維持為負向，此外男性及女性的就業率在10%的統計水準下也都是顯著的，也就是說在透過工具變數法所得之結果基本上仍舊支持本文先前的發現。⁸在工具變數相關檢定方面，線性機率模型

7 關於能源價格與日圓、美元對台幣的匯率與就業率之間的關聯，與其理論上做為工具變數的說明，詳見林明仁、劉仲偉(2006)。

8 注意到即使我們所使用的工具變數為有效的，在解讀係數時仍須謹慎。由於工具變數有可能只作用在樣本中的一小群人，係數的標準誤會大幅增加，所以係數大小不宜作進一步推論。

表5 個別層次資料縣市固定效果下工具變數法實證結果

解釋變數	線性機率模型	非線性模型
教育程度		
高中職	-0.102 (0.003)**	-0.426 (0.009)**
專科	-0.259 (0.004)**	-0.862 (0.012)**
大學以上	-0.390 (0.004)**	-1.233 (0.013)**
男女性別比	0.080 (0.036)**	0.145 (0.138)
人口數 (對數)	0.212 (0.053)**	0.465 (0.198)*
相對薪資比	0.003 (0.001)**	0.009 (0.005)*
男性就業率 (%)	1.421 (0.302)**	3.039 (1.141)**
女性就業率 (%)	-0.912 (0.333)**	-2.213 (1.247)*
常數項	-3.585 (0.907)**	-8.576 (3.423)**
縣市固定效果	有	有
年度固定效果	有	有
內生性測試F值 (Wu-Hausman <i>F</i> test)	8.609 (<i>p</i> =0.000)	
外生性檢定 (Wald test of exogeneity)		4.64 (<i>p</i> =0.098)
過度判別限制卡方值 (test of overidentifying restrictions)	3.18 (<i>p</i> =0.07)	0.154 (<i>p</i> =0.694)
最小特徵值統計量 (minimum eigenvalue statistics)	238.522	

註：1. 括弧中為標準誤。

- *表示在10%的顯著水準下估計值顯著異於零，**表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於零。
- 過度判別限制在線性機率模型所列為Sargan (score) 卡方統計值，在非線性模型時所列為Amemiya-Lee-Newey最小卡方統計值 (minimum chi-sq statistic)，檢定拒絕代表有證據支持工具變數為無效。
- 最小特徵值統計量是為測試弱工具變數，2SLS size of nominal 10% Wald檢定的臨界值為13.43。

下，經由Wu-Hausman的內生性檢定，所得到的 P 值皆小於0.01，有證據支持並非所有解釋變數皆為外生，工具變數法應有其必要性。接下來我們進行過度判別限制卡方值 (Sargan score test)，檢定之結果為一介於邊緣的情形，在顯著水準為5%下是不拒絕的，也就說沒有絕對證據支持本文所採用的工具變數是無效的。我們也必須檢定所使用

的工具變數是否為弱工具變數，弱工具變數將使得2SLS估計結果有偏誤，更嚴重的是2SLS所得到的標準誤也是有偏誤的，據此所做的假設檢定也有問題。由於本文模型中有二個可能存有內生性問題的解釋變數，也有過度認定的情形（工具變數個數為3），因此我們所採用的檢定為文獻上（Stock et al. 2002）根據Cragg and Donald（1993）所得出的最小特徵值統計量（minimum eigenvalue statistics），得到統計量皆大於臨界值，意涵本文所使用的工具變數應是有效的，亦即弱工具變數的問題應不至於太嚴重。

至於非線性模型下的Wald外生性檢定，在顯著水準5%下，不拒絕虛無假設，也就是沒有足夠證據排除男性及女性就業率兩變數為內生。透過Amemiya-Lee-Newey過度判別限制卡方值檢定，得出最小卡方統計值僅有0.154，也支持所有工具變數應是有效的。總結來說，即使在考慮地區男性及女性的就業水準有可能為內生性的情形下，透過工具變數法，地區勞動市場的變動仍會影響女性的結婚決策，實證結果仍支持女性的就業率對於結婚的可能性存有負面影響，而男性的就業率則會提高女性結婚的可能性。

陸、結論與討論

臺灣地區近年來未婚及晚婚趨勢十分明顯，未婚及晚婚比例的增加最直接的後果就是生育年齡的延後，而這也是造成臺灣目前少子化及人口老化問題日漸嚴重的重要原因。當然影響結婚的因素眾多，其中包含個人、社會及經濟層面的因素，本文利用1982-2008年人力運用調查資料，分別透過集體層次以及個別層次資料，分析社會經濟層面中，勞動市場之經濟條件改變與女性結婚傾向之間的關聯，以及哪些經濟因素又與結婚率的下降最為相關。

本研究主要實證結果發現，一地區男性及女性的平均就業情形，與當地女性的結婚態度有最明顯的關聯。若一地區男性就業率高，有

利於女性搜尋到較合適的伴侶，則當地女性結婚的可能性會提高，此一結果就某程度而言，支持Wilson所主張當婚姻市場上適合結婚的男人多時，有助於婚姻形成的假說；另一方面，若女性的勞動市場條件提升時，則不利於婚姻的形成。本文實證結果也發現女性在有較多工作機會的地區，傾向延長其搜尋潛在伴侶的時間，不婚的可能性也會提高，此一結果間接支持女性經濟獨立的論點。而此關於就業率的發現，即使在考慮計量模型可能存有的內生性問題下，在透過工具變數法估計後，實證結果依舊沒有改變。

除了就業率之外，本研究也發現在控制地區經濟及婚姻市場條件下，教育程度為影響女性結婚傾向的重要因素，女性教育程度高低與目前結婚的可能性仍成反比，這也驗證臺灣不婚的情況的確較易發生在高教育女性上。本研究也發現一地區對女性的勞動需求高低與當地女性已婚的可能性有負向關聯，隨時間當一地區由於產業結構的發展，因而增加對女性的勞動需求時，則平均而言，當地女性結婚的可能性會降低。

由於年輕女性的教育程度提高以及整體產業結構的發展趨勢，政策上不可能去扭轉女性勞動參與逐漸增加的情形。臺灣相對而言仍屬高性別分工的社會，如同導論所言，當男女在家務上的分擔不均，加上女性的勞動市場條件改善，女性會傾向遲婚甚至不婚。由於短期間要改變社會態度並不容易，因此實務上可從提供完整托育照顧與支持系統，降低女性在家務負擔的方向著手。另一方面，我們的實證結果也發現年輕男性就業率的提升將有助於提高結婚率，如果青壯年的就業條件持續惡化，將不利於整體社會婚姻的形成。據此，政府若能提出適當政策改善青壯年就業問題，尤其是針對在產業結構變化下不易就業的男性，如此也將有助於女性找尋到合適對象，提高結婚意願。

女性經濟能力對於婚姻形成的影響有可能隨著時間而有所變遷，本文雖然有加入時間固定效果用以降低不同時間點的影響，但並無法直接觀察不同世代的差異，這是本文的研究限制。如果婚配的模式隨

時間明顯改變，由傳統負向配對（男高女低）轉向男女經濟能力相當的正向配對或更進一步轉為女高男低的模式，此時女性的經濟條件的改善，反而將有助於婚姻形成，這是未來研究可進一步探討的主題。

臺灣結婚率的下降，有一部分的確可歸因於地區勞動市場經濟條件的改變。當然，結婚與否除了經濟因素外，還受到許多社會或文化的影響，例如社會風氣的改變，使男女的關係也可能由正式的婚姻關係轉為同居關係，同居也同樣可帶來家庭內專業分工的好處，女性未婚比例增加有一部分原因可能是同居愈來愈普遍。此外，臺灣自1991年後開放外籍新娘來臺，也會對臺灣的婚姻市場造成衝擊，這些都是本文受限於資料並未探討的，也可做為將來的研究方向。

謝誌

本文承蒙逢甲大學專案研究計畫補助，僅此致謝。作者特別感謝兩位匿名評審的寶貴建議，本文初稿曾於2011年臺灣人口學會年會暨學術研討會發表，也感謝與會者給的寶貴意見。文中若有任何疏誤，均屬作者之責。

參考文獻

- 李大正（2002）臺灣地區婦女勞動參與歷程的變遷。南華大學教育社會學研究所碩士論文。
- 李美玲（1994）二十世紀以來臺灣人口婚姻狀況的變遷。人口學刊，16: 1-16。
- 林明仁、劉仲偉（2006）失業真的會導致犯罪嗎？以臺灣1978年至2003年縣市資料為例。經濟論文叢刊，34(4): 445-483。
- 徐美、陳明郎、方俊德（2006）臺灣產業結構變遷和性別歧視對男女薪資溢酬變動趨勢之影響。經濟論文，34(4): 505-539。
- 高學歷熟女不婚 亞洲男慧眼不識英雌？中國時報，2009年8月25日。
- 涂肇慶、李美玲（1994）臺灣地區婚姻週期之變遷。人口學刊，16: 17-28。
- 陳婉琪、吳慧靖（2011）女性就業與離婚風險。人口學刊，42: 81-114。
- 陳肇男、駱明慶、吳惠林（2003）應該用政策鼓勵生育嗎？經濟前瞻，85: 10-20。
- 楊靜利、李大正（2007）臺灣婚姻機會成本之變遷。建立永續發展的家庭、人口、健康、社區與勞動保障體系學術研討會論文，臺北：臺灣社會福利學會，5月26、27日。
- 楊靜利、李大正、陳寬政（2006）臺灣傳統婚配空間的變化與婚姻行為之變遷。人口學刊，33: 1-32。
- 蔡淑玲（1994）臺灣之婚姻配對模式。人文及社會科學集刊，6(2): 335-371。
- 駱明慶（2007）臺灣的總生育率下降的表象與實際。研究臺灣，3: 37-60。

- 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.
- Becker, G. S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Blackburn, M. and S. Korenman. 1994. "The Declining Marital-Status Earnings Differential." *Journal of Population Economics* 7(3): 247-270.
- Blau, F. D., L. M. Kahn, and J. Waldfogel. 2000. "Understanding Young Women's Marriage Decisions: The Role of Labor and Marriage Market Conditions." *Industrial and Labor Relations Review* 53(4): 624-647.
- Brien, M. J. 1997. "Racial Differences in Marriage and the Role of Marriage Markets." *The Journal of Human Resources* 32(4): 741-778.
- Chiappori, P. A., M. Iyigun, and Y. Weiss. 2009. "Investment in Schooling and the Marriage Market." *American Economic Review* 99(5): 1689-1713.
- Cotter, D. A., J. DeFiore, J. M. Hermsen, B. M. Kowalewski, and R. Vanneman. 1998. "The Demand for Female Labor." *American Journal of Sociology* 103(6): 1673-1712.
- Cox, A. C. and J. M. Hermsen. 1996. *The Effect of Employment Opportunities on U.S. Women's Marriage Rates: A Metropolitan Area Analysis*. Paper presented at the American Sociological Association Annual Meetings, New York Hilton and Sheraton New York, August 16-20, New York.
- Cragg, J. G. and S. G. Donald. 1993. "Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variable Models." *Econometric Theory* 9(2): 222-240.

- Dong, Y. and A. Lewbel. 2012. "Simple Estimator for Binary Choice Models with Endogenous Regressors." Working Papers 111204. <http://www.economics.uci.edu/files/economics/docs/workingpapers/2011-2012/dong-04.pdf> (Date visited: January 13, 2012).
- 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.
- Freiden, A. 1974. "The United States Marriage Market." *Journal of Political Economy* 82(2): S34-S53.
- Gray, J. S. 1997. "The Fall in Men's Return to Marriage: Declining Productivity Effects or Changing Selection?" *Journal of Human Resources* 32(3): 481-504.
- Grossbard-Shechtman, S. A. 1984. "A Theory of Allocation of Time in Markets for Labor and Marriage." *The Economic Journal* 94: 863-882.
- Grossbard-Shechtman, S. A. and S. Neuman. 1988. "Women's Labor Supply and Marital Choice." *Journal of Political Economy* 96(6): 1294-1302.
- Katz, L. F. and K. M. Murphy. 1992. "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors." *The Quarterly Journal of Economics* 107(1): 35-78.
- Kuo, Y. C. 2005. *Marriage, Fertility, and Labor Market Prospects in the United States, 1960-2000*. Department of Economics, Texas A&M University.
- Lichter, D. T., F. B. LeClere, and D. K. McLaughlin. 1991. "Local Marriage Markets and the Marital Behavior of Black and White Women." *American Journal of Sociology* 96(4): 843-867.

- Lin, M. J. 2008. "Does Unemployment Increase Crime? Evidence from US State Data 1974-2000." *Journal of Human Resources* 43(2): 413-436.
- Moffitt, R. 1992. "Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review." *Journal of Economic Literature* 30(1): 1-61.
- Moffitt, R. 2000. "Female Wages, Male Wages, and the Economic Model of Marriage: the Basic Evidence." Pp. 302-319 in *The Ties that Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation*, edited by L. J. Waite. New York: Aldine de Gruyter.
- Newey, W. K. 1987. "Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables." *Journal of Econometrics* 36(3): 231-250.
- Ono, H. 2003. "Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender." *Journal of Marriage and Family* 65(2): 275-286.
- Oppenheimer, V. K. 1997. "Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model." *Annual Review of Sociology* 23: 431-453.
- Sassler, S. and R. Schoen. 1999. "The Effect of Attitudes and Economic Activity on Marriage." *Journal of Marriage and the Family* 61(1): 147-159.
- Stock, J. H., J. H. Wright, and M. Yogo. 2002. "A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments." *Journal of Business and Economic Statistics* 20(4): 518-530.
- White, L. and S. J. Rogers. 2000. "Economic Circumstances and Family Outcomes: A Review of the 1990s." *Journal of Marriage and Family* 62(4): 1035-1051.

- Willis, R. J. 1999. "A Theory of Out-of-Wedlock Childbearing." *Journal Political Economy* 107(6): S33-S64.
- Wilson, W. J. 1987. *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Wood, R. G. 1995. "Marriage Rates and Marriageable Men: A Test of the Wilson Hypothesis." *The Journal of Human Resources* 30(1): 163-193.
- Wooldridge, J. M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed. Boston: MIT Press.

The Influence of Labor Market Conditions on Marriage Rates in Taiwan

Yu-Chen Kuo* Jia-Huey Lin**

Abstract

A growing number of individuals have postponed their first marriage and are currently single in Taiwan. This paper employs the Manpower Utilization Survey (MUS) during the period of 1982-2008 to investigate the connection between local marriage propensity and local labor market conditions. Our empirical results indicate that young women are more likely to get married in an area with a higher male employment rate and a lower female employment rate. Women tend to stay single longer when the labor market for women improves or the labor market for men worsens. These findings remain even after we adopt the instrument variable estimation to consider the potential endogeneity problem of local male or female employment rates in the settings.

Keywords: *marriage, female labor demand, industrial structure change, population policy*

* Associate Professor, Department of Economics, Feng Chia University.
E-mail: kuoyc@fcu.edu.tw

** Assistant Professor, Department of Economics, Tunghai University.
E-mail: jhlin1125@thu.edu.tw

Received: October 18, 2011; accepted: April 21, 2012.