

台灣男性的婚姻溢酬：以內生性 選擇模型探討

陳建良、陳昱彰*

摘 要

本研究強調男性婚姻選擇性以及妻子勞動參與內生性，估計九〇年代台灣男性婚姻溢酬的變化。結果發現，男性的婚姻狀態存在顯著選擇性，忽略此選擇性可能造成估計結果偏誤。晚近已婚男性相較於未婚男性的工資函數有正的婚姻溢酬，溢酬來源與妻子的勞動供給有關。妻子參與勞動力有益於先生的人力資本累積及工資率提昇。妻子工時增加對先生工資率並無不利影響，反映台灣家戶的家務工作主要由妻子負擔，夫妻間性別分工不明顯。本研究的政策意涵是，如果能鼓勵更多已婚女性參與全職工作，可能有助於男性婚後人力資本累積及工資提昇。

關鍵詞：工資函數、婚姻溢酬、性別分工、選擇性

JEL 分類代號：C24, J22, J24, J31

* 兩位作者分別為聯絡作者：陳建良，暨南國際大學經濟學系教授，南投縣埔里鎮大學路 1 號，電話：049-2910960 轉 4510，E-mail: clchen@ncnu.edu.tw。陳昱彰，國泰人壽國際固定收益投資部國際債券三科投資分析經理，台北市仁愛路四段 296 號 21 樓，電話：02-27551399 轉 3750，E-mail: rodney@cathaylife.com.tw。作者感謝簡錦漢教授、責任編輯及兩位匿名審查人對本文初稿提供諸多建設性建議，謹致誠摯謝忱。作者感謝行政院主計處提供「人力運用調查資料」，以及中央研究院調查研究工作室與國科會社會科學研究中心提供「華人家庭動態資料庫」供本研究分析，謹此致謝。

投稿日期：民國 96 年 8 月 21 日；修訂日期：民國 97 年 4 月 17 日；

接受日期：民國 98 年 12 月 7 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 46:2 (2010), 171-216。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

自 Mincer (1974) 以降，文獻上探討人力資本變數對工資率的影響，大都於工資函數中控制教育程度、工作經驗、地區、行職業以及相關的家庭背景特性，以此解釋工資率的變異；在各項人力資本的相關變數中，重要的關注焦點之一是婚姻狀態對於工資率的影響。現有文獻一致發現，工資函數在控制相關特性之後，已婚男性的工資率顯著高於未婚男性，亦即存在正的婚姻溢酬 (marriage premium)。Schoeni (1990) 分析多國資料發現婚姻溢酬大致介於 3% 到 30% 之間；Korenman and Neumark (1991)，Loh (1996) 以及 Gray (1997) 估計的婚姻溢酬也在此範圍中。相較於國外文獻對於婚姻溢酬的重視，國內關於工資函數的研究，大多集中在教育的投資報酬率、男女工資差異及性別歧視的問題，¹ 對於婚姻溢酬的討論仍舊少見。本研究的主要目的，在探討台灣男性工資是否也存在婚姻溢酬。如果已婚男性的工資確實高於未婚男性，則婚姻溢酬的成因為何？和人力資本理論的假說是否一致？婚姻溢酬成因的釐清，有助於我們進一步了解性別分工的機制對人力資本理論的隱含，並提供勞動市場的政策建議。

文獻上解釋男性就業者婚姻溢酬的來源，有三種主要的假說，分別是生產力假說 (productivity hypothesis)、選擇性假說 (selection hypothesis) 和雇主歧視假說 (employer discrimination hypothesis)。Becker (1975) 首先提出性別分工 (gender division) 的觀念，即家庭成員依據比較利益法則，決定其在市場工作及家務工作的人力資本投資比例。Becker (1991) 由性別分工的概念引申生產力假說，強調男性與女性在市場工作與家務勞動比較利益的差別。由於起始條件的機會成本不同，加上後天工作環境的差異，使得夫妻傾向於性別分工。根

¹ 請見張清溪 (1988) 對於我國勞動市場研究主題的清楚說明。

據生產力假說的推論，夫妻雙方傾向於在市場工作與家務勞動上採取分工模式。男性婚後可以專力於勞動市場的人力資本投資，累積更高的生產力；未婚男性缺乏妻子協助，無法透過夫妻分工帶來生產力的提昇。

和生產力假說不同的是，選擇性假說認為生產力較高的男性同時擁有不可觀察且較佳的婚姻市場特質，結婚的機率也較高，因此，已婚男性平均而言比未婚男性有較高的生產力及工資率。已婚男性的高生產力與婚姻溢酬之間的因果關係，在前述兩種假說下並不相同。生產力假說認為婚後夫妻家庭分工帶來男性高生產力與高工資率。相對的，選擇性假說強調高生產力男性有較高的結婚傾向；已婚工資高於未婚的原因反映的是選擇性，而非婚姻帶來的生產力提昇。第三種假說是雇主的歧視或偏好造成男性的婚姻溢酬。雇主如果有父權心態 (paternalistic)，或是支持傳統社會價值，認為已婚男性比較有責任感，乃至對未婚男性有歧視，都可能偏好雇用已婚男性並給予較高的工資。Chun and Lee (2001) 推論傳統婚姻 (traditional marriage) 中的男性——也就是妻子不工作的先生，可能受到雇主偏好而有較高的工資。²

國內相關文獻中對於性別分工的研究並不缺乏，但多半由社會學的觀點出發，探討夫妻之間家務時間的分配，以及勞動工作與家務工作的分配與互動 (周玟琪，1994；方思文，1998；施堯啓，2001)，並由此引申到婚姻品質 (李寬芳，1994) 以及婦女的就業型態 (簡文吟與薛承泰，1996)。由經濟學角度探討與性別分工有關的研究，大致可以分成兩個主要方向，第一是已婚婦女的時間分配 (張清溪，1983；江錫久，1993；劉錦添與江錫九，1997；羅雅琴，1997)，第二是女性勞動參與各種角度的討論，包括影響婦女勞動供給之因素 (張清溪，1980；羅紀琮，1986；譚令蒂與于若

² 除了經濟學的研究之外，管理學的研究也有類似的發現；參閱 Jacobsen and Rayack (1996)。非學術研究也發現結婚是企業員工邁向管理高層的晉身之階 (Loh, 1996)。

蓉，1996；徐美，2001；徐美與林聖勳，2001），夫妻勞動供給的互動關係（單驥，1988），以及婦女就業內生性考慮下的生育與勞動供給（于若蓉與朱敬一，1988）。上述與性別分工有關的國內研究中，對於婚姻溢酬議題的著墨有限。

國外文獻關於婚姻溢酬的研究大都在男性的工資函數設定下，同時檢定生產力假說與選擇性假說，或是在考慮選擇性之下檢定生產力假說。雇主歧視的討論囿於資料限制，並不多見。關於生產力假說和選擇性假說的研究大多採用跨時追蹤資料（panel data），例如：Hersch and Stratton (1997)、Hill (1979)、Jacobsen and Rayack (1996) 與 Nakosteen and Zimmer (1987) 都採用美國追蹤調查與所得動態資料庫（Panel Study and Income Dynamics, PSID）資料進行分析，而 Daniel (1995)、Gray (1997)、Korenman and Neumark (1991) 與 Loh (1996) 則觀察美國國民追蹤調查資料庫（National Longitudinal Survey, NLS）資料。其中，Hill (1979) 和 Jacobsen and Rayack (1996) 發現婚姻狀態與男性工資率有顯著正相關，婚姻溢酬來自生產力差異；配偶專業化於家事工作的男性工資率高於配偶投入勞動市場的男性，與婚姻溢酬的生產力假設一致。

Hersch and Stratton (1997) 是少數同時探討男性與女性婚姻溢酬的研究，他們分別探討男女工資受到家事時間的影響，結果發現女性工資確實受到家事影響，但是男性則未必；透過家事時間長短與勞動市場人力資本累積的多寡，可以解釋男女工資的差異，與生產力假說一致。Korenman and Neumark (1991) 採用 NLS 資料的年輕男性樣本，比較橫斷面資料和跨時連續資料的異同，他們由橫斷面資料發現已婚男性的工資輪廓（wage profile）斜率較陡，而跨時追蹤資料則顯示婚後的工資率顯著高於婚前，由此證實婚姻溢酬的存在與生產力假說一致。Daniel (1995) 和 Gray (1997) 同樣以工具變數模型分析婚姻溢酬的成因，前者發現婚姻溢酬在男性離婚之前會顯著下降，後者發現婦女參與勞動的工時增加對先生工資有不利影響；兩者的結論同時支持生產力假說。

此外，Loh (1996) 以三個條件檢定婚姻溢酬。第一、妻子不工作的男性，其薪資應該高過妻子工作的或是未婚的男性，因為妻子不工作的男性累積人力資本的機會成本最低。第二、如果婚姻溢酬來自夫妻分工，則雇主與自營業者應該與受雇人員呈現類似的婚姻溢酬現象。第三、婚前同居和正式婚姻理應有類似的家庭分工效果，婚前就與目前配偶同居的男性婚姻溢酬也較高。Loh (1996) 的結論指出，妻子工時對於先生的工資率有正的影響，已婚的男性自營業者工資率低於未婚的，且婚前同居對於婚姻溢酬並無明顯的影響。顯然，Loh (1996) 的發現並不完全支持生產力假說引申的專業化假說 (specialization hypothesis)。

在生產力假說與選擇性假說之外，婚姻溢酬也可能來自雇主的歧視；此假說必須借重廠商層級 (firm level) 的個體資料才能檢定。Korenman and Neumark (1991) 利用 1969 年 Coleman-Rossi Life Histories Study 的廠商人事資料，在控制職業類別與工作環境等相關變數之後發現，已婚男性的職位、升遷與工作表現都優於未婚男性，證實雇主歧視的可能性。Lynch (1992) 分析不同型態的私部門在職訓練，發現已婚男性及未婚女性接受在職訓練的機率顯著高於未婚男性；Bartel and Sicherman (1993) 也有類似發現，同樣支持雇主歧視假說。

前述探討生產力假說與選擇性假說的研究大多採用跨時追蹤資料，因此可以透過固定效果 (fixed effect) 模型排除樣本中不可觀察的特性。但固定效果模型亦有其侷限，也就是結婚與否的選擇機制，及其所對應的工資水準以及婚姻溢酬，無法在模型中直接被控制 (Chun and Lee, 2001)。少數文獻在工資函數中探討婚姻選擇性，強調婚姻選擇的內生性考慮；如果忽略婚姻的選擇性，可能帶來偏誤 (biased) 的估計結果。例如，Nakosteen and Zimmer (1987) 以處置效果 (treatment effect) 模型在工資函數中加入選擇性的考慮，結果發現婚姻溢酬不再顯著，由此強調外生的婚姻溢酬來自樣本選擇性。Chun and Lee (2001) 採用當前人口調查 (Current

Population Survey, CPS) 橫斷面資料，透過轉制迴歸 (switching regression) 模型控制婚姻的內生選擇，由婚姻選擇函數和工資函數的殘差項相關係數推論婚姻溢酬的成因。³ 該研究的創見是將婚姻溢酬分解成工資津貼 (wage premium) 與工資懲罰 (wage penalty) 兩個部份。妻子參與勞動力有助於先生累積市場人力資本，因此雙薪家庭的男性工資較高；另一方面，妻子的市場工時愈長家事工時就愈短，先生分擔更多家務對工資不利。在考慮了婚姻狀態的選擇性以及妻子工時的內生性之後，該研究發現雙薪家庭的男性確實存在工資津貼效果，但是妻子工時則帶來懲罰效果。換言之，已婚男性的妻子參與勞動力對先生工資有利，但是妻子工時愈長對先生的工資愈不利，與生產力假說的預測一致。

綜上所述，生產力假說在婚姻溢酬實證研究最受關注，不過各層面探討仍未有明確結論，且國內文獻對於婚姻溢酬現象的分析仍然有限。本研究強調婚姻的選擇性以及妻子勞動參與的內生性，觀察九〇年代經濟快速發展過程中男性婚姻溢酬的現象及變化，希望對現有文獻有所補充。研究程序首先以最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 估計基本模型，並以 Hausman 檢定確認婚姻選擇性；其次以處置效果模型正確估計婚姻溢酬的大小，進而選擇已婚樣本，探討妻子勞動供給對於先生工資可能帶來的影響，由此檢定生產力假說的夫妻人力資本互補及性別分工推論。主要的發現有以下三點。第一，台灣男性的工資函數婚姻狀態都存在選擇性，忽略此選擇性可能帶來偏誤的估計結果。第二，考慮婚姻選擇性之後，已婚男性相較於未婚男性仍存在明顯的婚姻溢酬，溢酬來源與妻子的勞動參與有關，和生產力假說一致。第三，妻子參與勞動力有益於先生的人力資本累積及工資率提昇。妻子工時增加對先生工資率

³ 標準的轉制迴歸結構式應由三條估計式構成，第一條是狀態選擇迴歸式，另外兩條是兩種狀態的個別估計式；參見 Nakosteen and Zimmer (1980)。Chun and Lee (2001) 的結構式只有兩條估計式，和標準的轉制迴歸模型有出入，請見下節正文的討論。

並無不利影響，反映台灣家戶的家務工作主要由妻子負擔，夫妻間性別分工不明顯。

在上述關於婚姻溢酬的文獻討論之後，本研究其餘部份的組織架構如下。第二節說明婚姻溢酬的理論探討與實證模型設定，在模型中考慮婚姻的選擇性以及妻子勞動參與的內生性。第三節為資料來源及基本統計量說明。第四節為實證估計結果，針對三個年度資料的三種模型設定估計結果，做深入的比較分析。第五節總結本研究發現及限制，據此提出政策建議及後續的研究方向。

2. 婚姻溢酬的理論探討與實證模型設定

Becker (1991) 由單人家戶的討論出發，假設個人將時間及所得分配在不同活動上；在效用極大化的均衡下，此個人花費在各種活動時間所產生的邊際效用皆相等（因為面對相同的機會成本，亦即工資率），且各種活動時間與消費財貨之間的邊際替代率都等於實質工資率。相對於單人家戶的時間分配，如果家計單位由一對夫妻構成，在追求效用極大化的前提下，夫妻兩人傾向在市場工作與家務勞動之間進行專業分工；夫妻間的性別分工可能來自專業化人力資本投資，也可能源於與生俱來的比較利益。例如，女性在生養子女上遠較男性有更大的生理負擔，性別的生理差異正可以說明女性通常花較多時間在家務勞動，而男性則有較多時間投注於市場工作。

Bryant (1990) 進一步指出，在時間總量固定的前提下，透過夫妻各自的比較利益進行分工，可以提昇家計單位的總產出；夫妻間的比較利益可以由市場工資和家務邊際產出的比例來衡量。以 w_f 代表妻子的市場工作工資， g_f 代表妻子家事工作的邊際生產力，則妻子在兩種工作的比較利益可以表示成 w_f / g_f （亦即機會成本比例）。與此類似，若 w_m 與 g_m 分別代表先生的市場工資及家事工作邊際生產力，先生的比較利益即為 w_m / g_m 。如果 w_f / g_f 小於

w_m / g_m ，則妻子就該專業化於家務工作而先生專業化於市場工作，亦即男主外女主內；若相反，則應女主外男主內。簡言之，每單位時間工資較高的一方應該投入市場工作，較低的一方投入家事工作。然而，在多人組成的家庭內，時間配置的最適均衡必須考慮不同成員彼此間可能的替代性或互補性。若兩性間的家務勞動存在互補性，則夫妻必須同時投入時間與人力資本才能達到最適化；兩性間比較利益差異（替代性）愈大，則夫妻在不同部門間時間分配差異也愈大。

在性別分工的前提下，如果男性在婚姻市場的特質及其所得能力存在正向相關，則所得能力較高的男性也較有可能結婚。若結婚與否並非隨機選擇，以 OLS 模型估計包含婚姻狀態在內的工資函數，結果是偏誤而不效率 (inefficient) 的。前述 Korenman and Neumark (1991)、Daniel (1995)、Loh (1996) 與 Gray (1997) 等研究，都將婚姻特性假設為不因時間而變動 (time invariant) 的因素，透過固定效果模型將婚姻的選擇性排除在外；這個作法固然避免了婚姻內生性的問題，同時也排除探討婚姻選擇機制的可能。本研究採用和 Nakosteen and Zimmer (1987) 類似的處置效果模型，⁴ 由此估計婚姻狀態以及妻子勞動供給都有選擇性考慮下的工資函數。處置效果模型是考慮婚姻控制的自變數存在自我選擇性，此選擇性是 1 (結婚) 與 0 (不結婚) 的形式，兩種情況同時都觀察得到。與此對照的 Heckman 調整模型 (Heckman, 1979) 在估計過程中考慮的是應變數的選擇性，此應變數只有在某種選擇的情況下才能觀察到；例如估計女性工資函數，必須以 Heckman 調整模型考慮女性工作與否的選擇。

考慮婚姻狀態的工資函數可以表示為：

$$\ln_wage_i^m = \beta' X_i^m + \delta \cdot marr_i + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, n. \quad (1)$$

⁴ 處置效果模型首見於 Barnow et al. (1980)，模型的設定與估計參見 Greene (1993)，應用模式可參考 Maddala (1983)。

(1) 式的變數上標 m 代表男性。其中， $\ln_wage_i^m$ 是男性對數工資率， X_i^m 是人力資本變數向量，包括教育程度、工作經驗、經驗平方、工作地點、行業別及職業別等； β 是對應的估計參數向量。婚姻狀態控制 ($marr_i$) 在已婚男性為 1，未婚男性為 0；結婚相對未婚的邊際效果 δ 就是婚姻溢酬。⁵ ε_i 是誤差項。估計 (1) 式直接面臨的問題是， δ 究竟反映婚姻帶來的生產力提昇，還是結婚與生產力高低的自我選擇 (self-selection)？如果是後者，則 OLS 將高估婚姻對工資的影響效果 (Wooldridge, 2002)。

在選擇性的考慮下，婚姻狀態可以用 probit 模型來描述。假設 $marr_i^*$ 是不可觀察的特徵變數 (latent variable)，代表結婚與否的選擇；選擇模式表示為：

$$marr_i^* = \gamma'Z_i^m + \mu_i, \quad (2)$$

其中 Z_i^m 是男性的特性變數向量， γ 是各變數對應的估計參數向量； μ_i 是殘差項。根據認定條件 (identification condition) 的要求，(2) 式的 Z_i^m 必須比 (1) 式的 X_i^m 至少多一個自變數 (Nakosteen and Zimmer, 1987)。準此，考慮婚姻選擇性的處置效果模型可以表示為：

$$\ln_wage_i^m = \beta'X_i^m + \delta \cdot marr_i + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, n. \quad (3)$$

$$marr_i^m = \gamma'Z_i^m + \mu_i, \quad (4)$$

(3) 式中實際觀察到的婚姻狀態 $marr_i$ 和 (4) 式不可觀察的 $marr_i^*$ 之間關係為：

⁵ 這是單一區間 (single regime) 的設定，假設不同婚姻狀態下的工資水準只有截距項的差異，並無斜率的差異。關於單一區間和移動區間 (switching regime) 的異同，請參考 Nakosteen and Zimmer (1987) 的討論。

$marr_i = 1$ (已婚) 若 $marr_i^* \geq 0$;

$marr_i = 0$ (未婚) 若其他情況成立。

如果婚姻確實是選擇的結果，則 ε_i 和 μ_i 之間存在相關性，兩者的雙元常態分配 (bivariate normal distribution) 共變異矩陣可以表示為 $\begin{bmatrix} \sigma & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}$ 。

討論了工資函數中的婚姻選擇性之後，接著進一步檢定夫妻家庭分工的生產力假說。由於家庭從事分工的前提是在於已婚夫婦之間，必須是已婚的男性工資才觀察得到，因此產生樣本截斷 (truncation)。單純選取已婚男性樣本的工資函數估計式為：

$$E[\ln_wage_i^m | marr_i = 1] = \beta' X_i^m + E[\varepsilon_i | marr_i = 1] \quad (5)$$

(5) 式的誤差項並不符合古典假設，亦即 $E[\varepsilon_i | marr_i = 1] \neq 1$ 。透過 (2) 式的 probit 模型，可以求算一個選擇性調整項，用來校正已婚男性工資函數的樣本選擇偏誤 (Heckman, 1979)。在此情況下，工資函數估計式應表示為：

$$E[\ln_wage_i^m | marr_i = 1] = \beta' X_i^m + \rho \lambda(\gamma' Z_i^m) \quad (6)$$

(6) 式中的 $\lambda = \phi(\gamma' Z_i^m) / \Phi(\gamma' Z_i^m)$ ，是婚姻選擇函數的 inverse Mills Ratio (Wooldridge, 2002)， ϕ 和 Φ 分別代表單變量標準常態分配的機率密度函數以及分配函數。 ρ 是估計係數。

根據生產力假說，如果婚姻溢酬來自夫妻的人力資本互補或家庭分工，則先生工資函數 (F) 與妻子勞動供給函數 (G) 彼此相互影響，聯立結構式表示為：

$$E[\ln_wage_i^m | marr_i = 1] = F(X_i^m, WP_i^f, \lambda) \quad (7)$$

$$WP_i^f = G(X_i^f, \ln_wage_i^m) \quad (8)$$

(7) 式和 (8) 式的變數上標 f 代表妻子， WP_i^f 為妻子勞動供給一般式， X_i^f 為妻子特性變數向量。如果忽略妻子勞動供給和先生工資的聯立性質，直接以 OLS 估計 (7) 式會得到偏誤結果。(7) 式與 (8) 式通常以兩階段 (two-stage) 模型估計，第一階段以 X_i^f 作為工具變數 (instrument variables) 搭配 X_i^m (因為 $\ln_wage_i^m$ 是 X_i^m 的函數) 估計 (8) 式的妻子勞動供給，第二階段再以 WP_i^f 配適值代入 (7) 式估計先生的工資函數。⁶

有別於傳統的婚姻溢酬研究，Chun and Lee (2001) 將妻子勞動供給對先生工資的影響，區分成工資津貼 (截距) 與工資懲罰 (斜率) 兩種效果，探討性別分工的深層意涵，是一重要貢獻。然而，他們將妻子不工作的男性與未婚男性歸於同一參考組，由此討論婚姻在男性工資的溢酬效果，也造成研究結論經濟意義解釋的限制。Chun and Lee (2001) 這個少見的設定方式其實來自模型的本然 (by construction)，因為他們在一個聯立架構中，同時處理男性結婚與否以及妻子投入勞動市場影響先生工資的問題。結婚與否的選擇必須考慮已婚及未婚的男性，因此採用全體樣本進行估計；同一組樣本轉而討論妻子是否投入勞動市場的問題時，必須將妻子工作的男性獨立分離，其他的 (包括已婚但妻子未工作的及未婚無妻子的) 男性只好歸為同一類組。⁷ 這個模型的背後，是假設未參與市場工作的妻子對先生工資無任何影響，如此才能和未婚的男性合為一

⁶ 這個估計方式仍然面臨解釋變數內生的問題，例如影響妻子勞動供給決策的子女數目與年齡分佈可能也是內生的。受限於資料可用性，類似議題之相關文獻上通常假設子女數目與年齡組成是外生的，參閱 Jacobsen and Rayack (1996) 和 Chun and Lee (2001)。

⁷ Chun and Lee (2001) 文中雖未特別強調這個模型設定的限制，但該文表 1 基本統計量下方顯示全體樣本為 2,686 個，表 3 妻子工時 Tobit 模型樣本數為 1,578 個，表 4 轉制迴歸樣本數為 2,686 個，清楚指出在妻子參與勞動市場效果的討論時，將已婚與未婚男性的樣本混合討論。如註腳 3 強調，在一個標準的轉制迴歸模型中，已婚和未婚樣本應該分屬二條迴歸式。

組。Chun and Lee (2001) 模型中隱含的強烈假設，和 Hersch and Stratton (1997), Korenman and Neumark (1991) 以及 Loh (1996) 針對已婚男性妻子的工作特性來觀察男性工資的觀點，在經濟意義的解釋有本質上的差異。因此，本研究在討論妻子參與勞動市場對先生工資的影響效果時，採用文獻上的普遍作法，針對已婚男性的子樣本進行分析。

直觀來看，妻子參與勞動力有助於先生人力資本的累積 (Loh, 1996)，對先生工資率有利；妻子工時愈長夫妻的性別分工愈困難，先生必須投入更多家務工作，可能對先生工資率不利。準此，妻子參與勞動市場對先生工資函數的影響效果，可以由兩個角度來觀察 (Chun and Lee, 2001)，表示為：

$$WP_i^f = \begin{cases} \alpha_0 \varphi_0 \\ \alpha_1 \varphi_1 + \alpha_2 WH_i^f \end{cases} \quad (9)$$

(9) 式上方的設定 φ_0 是虛擬變數 (參與者 $\varphi_0=1$ ，不參與者 $\varphi_0=0$)，此設定只考慮妻子是否參與勞動市場的截距項效果，參數 α_0 衡量妻子工作是否有助於先生人力資本累積。(9) 式下方的設定同時考慮妻子參與勞動力 (參與者 $\varphi_1=1$ ，不參與者 $\varphi_1=0$) 的截距項效果和妻子工時 WH_i^f 的斜率效果，分別對應估計參數 α_1 和 α_2 。只考慮妻子工作選擇的已婚男性工資函數表示成：

$$E[\ln_wage_i^m | marr_i = 1] = \beta' X_i^m + \alpha_0 \varphi_0 + \rho \lambda (\gamma' Z_i^m), \quad (10)$$

同時考慮妻子工作選擇和工時長度的已婚男性工資函數表示為：

$$E[\ln_wage_i^m | marr_i = 1] = \beta' X_i^m + \alpha_1 \varphi_1 + \alpha_2 WH_i^f + \rho \lambda (\gamma' Z_i^m)。 \quad (11)$$

(10) 式表示已婚男性的工資率高低可能與內生的妻子參與勞動市場有關，估計方法和前述婚姻選擇的模型類似，也是處置效果模

型。(11) 式中妻子工時長短是一個左邊截斷 (left truncation) 的觀察值，我們以 Tobit 模型配適妻子工時 (Jacobsen and Rayack, 1996；劉錦添與江錫九，1997)，再代入男性工資函數進行處置效果模型估計。

本文全部的實證估計程序大致分成兩個部份：第一部份執行 OLS 和處置效果模型估計全體男性工資函數，然後以 Hausman test 檢定婚姻選擇性，據以檢討已婚與未婚者之間的婚姻溢酬現象；第二部份選取已婚男性樣本，加入男性已婚選擇性的調整項 inverse Mills ratio 之後，以處置效果模型分析妻子的勞動參與對先生工資率的影響，由此檢定生產力假說的幾個隱含。我們以 Unix SAS 執行 OLS 迴歸分析，選擇性及內生性模型的估計方式則以 STATA 執行。

3. 人力運用調查資料說明及樣本特性

本研究使用的資料是行政院主計處提供的「人力運用調查」(Manpower Utilization Survey, MUS)。MUS 從 1962 年開始調查，歷經多次的主辦機關變動；1978 年開始由行政院主計處主辦，對外公開的原始磁帶資料也由同一年度開始。MUS 的調查目的是為了解民間人口的人力供應情形，因此針對十五歲以上、自由從事經濟活動之民間人口，針對年齡、性別、教育程度、從業身分、行職業等社會人口與社會經濟特性，以每人一筆資料的方式登錄。不過，MUS 的資料取得過程是家計調查 (household survey) 的形式，⁸ 透過個別樣本共用調查戶號的連結，可以還原家戶資料，進而定義家戶內的戶長、戶長配偶、父母以及子女等家庭成員，並歸納家庭背景因素加入分析。

本文選用 1990、1995 和 2000 年三個年度的原始磁帶資料，比

⁸ 也就是先以家戶為單位抽樣，然後針對家戶中 15 歲以上人口登錄詳細的個人資料。關於 MUS 的資料收集過程，請參閱人力資源調查統計年報 (2000)。

較台灣九〇年代婚姻溢酬的變化趨勢。原則上所有已婚與未婚的就業男性資料都應該納入分析樣本，但是 MUS 的資料登錄方式，除了戶長及其配偶之間的夫妻關係有明確定義之外，其餘家庭成員彼此間的夫妻關係無法由資料中連結。⁹ 由於 MUS 定義的是戶口名簿的戶口戶長而非家中所得最高的經濟戶長，因此戶長的年齡偏高。¹⁰ 某些與將退休或已退休的父母同住的成年子女，他們是家中的經濟戶長及戶長配偶，也才是探討婚姻溢酬的主要對象。如果只採用戶口戶長及其配偶的樣本，可能面臨樣本涵蓋不全的缺點。為了避免 MUS 戶口戶長定義可能造成的樣本選擇偏誤，我們以戶長及戶長配偶為基準，向上延伸到戶長親代，向下延伸到戶長子代，將所有的夫妻配對組合篩選出來。¹¹

三個年度的樣本中，已婚有偶之戶口戶長樣本數大約介於 11,500 至 12,500 個之間；戶長子代已婚有偶的約為 2,000 個。戶長親代有偶的只有少數，最多的年度不超過 130 個。單身男性（包含未婚及離寡）樣本約為有偶男性的半數。我們選擇年齡介於 20-65 歲之間有所得的就業男性為樣本進行分析。工資率的計算是每月薪資所得除以每月工時。¹² 教育程度以虛擬變數表示，區分為國小、國中、高中、大專、大學以及研究所以上等六個階層。潛在工作經驗 (potential experience) 為年齡減教育年數再減 8。¹³ 主要工作地

⁹ 例如某一家戶中有戶長、配偶、兩位成年兒子（與戶長關係為子女，性別為男性）以及一位媳婦（與戶長關係為子女配偶，性別為女性）同住。在 MUS 中，這五個獨立登錄的樣本戶號一樣同住一戶，但這位媳婦是哪位兒子的配偶無法從資料中定義。

¹⁰ 請見陳建良 (2001) 中關於「家庭收支調查」與「人力運用調查」兩個資料庫特性的比較討論。

¹¹ 戶長父母的情形相對單純，與戶長關係是父母且可以組成一對夫妻的就篩選為樣本；與戶長關係是子女的，則選擇只有一個已婚兒子和一個媳婦的可認定情形，組成一對夫妻加入樣本。

¹² MUS 只登錄每週工時，每月工時是每週工時乘以 4.33；這是國內文獻的標準作法。

¹³ 教育年數分別為國小 6 年、國中 9 年、高中職 12 年、大專 14 年、大學 16 年、研究所以上 18 年。由於台灣男性大多數服義務役，因此潛在工作經驗的計算減 8 年。

點以虛擬變數表示，分為台北、高雄、省轄市以及其他四種分類。從業身份分為雇主、自營作業者、受政府雇用者及受私人雇用者等四種。¹⁴ 行業別分為農林漁牧業、製造業和服務業等三種型態，職業別則分為農林漁牧工作人員、專門技術人員及勞動人員等三種型態。¹⁵ 婚姻狀況在 MUS 中分為未婚、已婚、離婚（包括分居）以及寡居等四種；隨著探討主題變化，迴歸分析選取各種婚姻狀態的子樣本進行分析。

三個年度資料之基本統計量如表 1 所示，1990、1995 和 2000 年由左而右分列。首先是婚姻狀態的分佈，可以發現就業男性大多已婚，不過已婚比例逐年下降（從 68.1% 下降為 65.4%），未婚比例稍微增加（從 29.1% 上升到 31.1%）；離寡的比例大致穩定。其次是男性學歷在九〇年代有很大增進，特別是高中及大專教育的比例呈穩定增加的現象；平均人力素質的提昇為該期間重要的勞動力特性。潛在工作經驗平均約為 20 年，變動不大。樣本的居地分佈因 MUS 的樣本比例及每年的抽樣結果略有變動，台北地區大概佔 9% 左右，高雄地區介於 5.5% 和 7.5% 之間；省轄市的樣本比例從 12.1% 上升到 15.6%，反映都市地區工作人口比例逐漸上升。以從業身分的比例來看，雇主身分大約佔 7%，自營作業者維持在 25% 上下，受政府雇用的比例由 12.6% 下降為 10.0%，受私人雇用為參考組。至於行職業的分佈，製造業大致在 43% 左右，服務業比例由 42.8% 上升至 44.1%；職業別的主管人員從 20.5% 上升到 26.9%，技術人員則穩定維持在 62% 上下，參考組的農林漁牧人員

¹⁴ 雇主與自營作業者的薪資計算方式和一般受雇人員雖不完全相同，但相關文獻在檢定夫妻分工假說時，仍依同一方式計算工資率；參閱 Loh (1996)。本文為初步研究，先進行全體樣本估計，未來依文獻嘗試不同從業身分婚姻溢酬之分析，可能仍需以工資率為比較之基礎。作者感謝審查人之一對此問題之提醒。

¹⁵ 本研究將行職業大致分成三類，除了農林漁牧之外，依行業標準分類，將製造業及水電燃氣歸類為製造業，商業、運輸、金融保險及法律工商服務業，歸為服務業；另依照職業分類標準，將行政主管、教師以及技術助理歸類為專業人員，事務工作人員、服務工作人員、技術工、機械設備操作工等，歸類為技術人員。

在這段期間大幅減少。

表 1 下方是妻子特性。已婚女性的教育程度和男性類似，在這段期間也有明顯提升。夫妻年齡差距則略有縮減（由 2.5 歲下降到 2.0 歲），顯示愈晚近的世代夫妻年齡愈接近。妻子從事有酬工作的比例在 1990 年為 31.4%，1995 年和 2000 年提高為 34%；參與勞動市場的妻子（樣本數介於 4,000 個到 6,000 個之間）平均工時從 1990 年的 45.91 小時增加到 1995 年的 46.18 小時，2000 年為 46.71 小時。顯然，已婚婦女參與市場工作的意願及時間長度，都隨著經濟發展而增加。表 1 最下方是家庭子女數及人口組成。由於 MUS 在 1991 年變更子女年齡分組的定義，1990 年的子女數分成 0-5 歲和 6-17 歲兩個級距，1995 年及 2000 年分成 0-2 歲、3-5 歲、6-14 歲以及 15-17 歲等四個級距。雖然子女年齡間隔定義不同，仍可清楚看出未成年子女數近年快速減少的趨勢（從 1990 年的 1.39 個下降到 2000 年的 0.76 個）。除了子女數之外，Chun and Lee (2001) 強調和親屬同住的婦女工作時間較長，因為有更多人可以分擔家務，家事分工的可能性愈大。對台灣家庭而言，擴展家庭可能較為傳統，不管這對夫妻是和父母同住或是與已成年的子女同住，擴展家庭中妻子的角色和核心家庭可能有所差異，勞動供給的意願及時間長短也有不同。MUS 資料顯示，九〇年代的台灣家戶大約有 42.9%~47.5% 屬於擴展家庭。¹⁶

在觀察各年度基本統計量之後，接著討論各種婚姻狀態下的平均年齡、實質工資率以及樣本分佈。¹⁷ 表 2 由左到右分別是未婚、已婚、離婚和寡居，由上而下是三個觀察年度。表中清楚顯示，平均實質工資率以已婚最高，其次是離婚及未婚，寡居最低；工資率高低與婚姻狀態的趨勢在三個年度間完全相同。十年期間，已婚和離婚的平均工資率增加幅度大於未婚與寡居。不同婚姻狀態間的年

¹⁶ 根據 Hayashi (1995)，本文以二十四歲以上的家庭成員稱為一代；兩代以上同住為擴展家庭。

¹⁷ 各年度實質工資率以名目工資率平減消費者物價指數，1996 = 100。

表 1 台灣 20-65 歲就業男性及相關變數之基本統計量－MUS 1990, 1995, 2000

變數名稱	1990		1995		2000	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
婚姻狀態						
未婚	0.291	0.454	0.294	0.456	0.313	0.464
已婚	0.681	0.466	0.674	0.469	0.654	0.476
離婚	0.016	0.125	0.019	0.138	0.021	0.142
寡居	0.012	0.110	0.012	0.107	0.012	0.109
男性教育程度與工作特性¹						
男性－國中	0.211	0.408	0.223	0.416	0.214	0.410
男性－高中職	0.267	0.443	0.300	0.458	0.325	0.468
男性－大專	0.087	0.282	0.107	0.309	0.139	0.346
男性－大學	0.066	0.248	0.068	0.251	0.086	0.280
男性－研究所以上	0.006	0.078	0.010	0.100	0.022	0.146
參考組－小學以下						
工作經驗	20.169	13.270	20.808	13.250	20.786	13.174
工作地點與性質						
工作地點－台北	0.109	0.312	0.089	0.285	0.093	0.291
工作地點－高雄	0.075	0.263	0.059	0.235	0.055	0.228
工作地點－省轄市	0.077	0.267	0.148	0.355	0.156	0.363
參考組－縣轄市						
從業身分						
男性－雇主	0.070	0.255	0.068	0.252	0.076	0.264
男性－自營作業者	0.264	0.441	0.254	0.435	0.248	0.432
男性－受政府雇用	0.126	0.332	0.116	0.320	0.100	0.299
參考組－受私人雇用						
男性－製造業	0.429	0.495	0.433	0.489	0.435	0.492
男性－服務業	0.428	0.495	0.439	0.482	0.441	0.494
參考組－農、林、漁、牧業						
男性－主管人員	0.205	0.404	0.239	0.426	0.269	0.443
男性－技術人員	0.615	0.487	0.628	0.483	0.618	0.486
參考組－農、林、漁、牧人員						

表 1 台灣 20-65 歲就業男性及相關變數之基本統計量—MUS 1990, 1995, 2000 (續前頁)

變數名稱	1990		1995		2000	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
就業男性妻子特性²						
妻子—國中	0.109	0.312	0.128	0.334	0.125	0.331
妻子—高中職	0.127	0.333	0.162	0.368	0.196	0.397
妻子—大專	0.030	0.170	0.038	0.191	0.054	0.226
妻子—大學	0.019	0.137	0.023	0.151	0.032	0.176
妻子—研究所以上	0.001	0.030	0.001	0.032	0.005	0.070
夫妻年齡差距	2.501	4.048	2.254	3.410	2.009	3.183
妻子參與勞動力 (工作=1, 其他=0)	0.314	0.464	0.340	0.474	0.340	0.474
妻子工時 ³	45.911	9.200	40.175	8.745	46.705	8.799
子女特性						
子女數 0-5 歲	0.385	0.734				
子女數 6-17 歲	1.004	1.255				
子女數 0-2 歲			0.113	0.371	0.087	0.322
子女數 3-5 歲			0.152	0.449	0.137	0.423
子女數 6-14 歲			0.475	0.889	0.400	0.808
子女數 15-17 歲			0.188	0.536	0.159	0.466
居住於擴展家庭 ⁴	0.429	0.495	0.475	0.500	0.458	0.500
樣本數	18,282		19,148		17,998	

資料來源：主計處人力運用調查 (MUS) 原始磁帶資料，本研究自行估計整理。

說明：1. 各變數之參考組如表中所示；

2. 只計算已婚夫妻樣本；

3. 只計算參與勞動力的妻子工時，樣本數介於 4,000 個到 6,000 個之間；

4. 家庭成員 24 歲以上定義為一代，兩代以上直系親屬同住的歸類為擴展家庭。

齡變化並不一致，已婚及離寡的就業男性平均年齡在九〇年代變化不大，但未婚的平均年齡由 27.92 歲增加到 29.36 歲，反映男性結婚年齡逐漸延後。各種婚姻狀態佔全體樣本的比例相當穩定，已婚比例略降而未婚比例略升。進一步比較已婚與未婚男性的工資差異，可以發現兩者的平均工資率有逐漸擴大的趨勢，由 1990 年的 35.92 元增加到 2000 年的 52.29 元。以每週工作四十個小時計算，已婚與未婚男性實質月薪的差距從 6,221 元擴大到 9,057 元，似乎隱含國內男性的婚姻溢酬有逐漸擴大的趨勢。

MUS 雖然登錄了夫妻個別的就業市場工作時數，但是缺乏家務時間的資料。為了進一步了解台灣家戶夫妻的時間運用狀況，我們引用華人家庭動態資料庫 (Panel Study of Family Dynamics, PSFD) 進行分析；資料庫簡介請參閱章英華與朱敬一 (2001) 的說明。本研究採用 1999 年和 2000 年 PSFD 主樣本 (RI1999 和 RI2000) 原始資料，選取先生從事有酬工作的樣本 (去除過錄值和遺漏值後有 1,642 個樣本)，觀察夫妻的每週時間分配。附表 1 上半段顯示，2000 年前後台灣就業男性的週工時平均為 48.92 小時，參與勞動市場的妻子 (樣本有 1,064 個) 平均週工時為 45.73 小時，和前述 MUS 的結果相近。全部樣本的先生家務每週平均時數只有 4.78 小時，不到妻子 (17.70 小時) 的 1/3；夫妻在家務工作和市場工作的時數分配顯然不同。如果只選擇妻子參與勞動市場的樣本，如上半段下方兩行所示，先生的家務時數微增為 4.89 小時，妻子的則小幅下降為 15.64 小時。顯然，台灣家戶夫妻分工的型態並不明顯，家務工作主要由妻子承擔；即使妻子參與勞動市場，先生對家務工作的分攤仍然有限。

附表 1 下半段是夫妻間的工作及家務時數彼此相關性。先生工時和妻子工時呈正相關 (相關係數 0.45)。先生工時和自己的家務時數為負相關 (相關係數 -0.11)，和妻子的家務時數為正相關 (相關係數 0.03)；與此對照，妻子工時和先生家務時數為正相關 (相關係數 0.01)，和自己的家務時數為負相關 (相關係數 -0.01)。由

表 2 台灣 20-65 歲就業男性各種婚姻狀態下的工資率與年齡分佈
— MUS 1990, 1995, 2000

	未婚		已婚		離婚		寡居	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
1990								
工資率	115.43	60.19	151.36	98.95	135.52	64.91	107.11	132.00
男性年齡	27.92	9.25	43.09	10.88	45.24	11.05	57.09	9.93
樣本數(比例)	5,315	(0.29)	12,457	(0.68)	288	(0.02)	222	(0.01)
1995								
工資率	142.47	65.24	187.45	185.84	176.34	240.81	140.62	133.16
男性年齡	28.55	8.49	44.19	10.76	45.08	97.26	58.52	9.54
樣本數(比例)	5,639	(0.29)	12,914	(0.67)	372	(0.02)	223	(0.01)
2000								
工資率	150.65	73.96	202.94	155.77	189.19	120.47	132.70	88.16
男性年齡	29.36	8.00	44.91	10.49	45.25	8.57	58.56	10.06
樣本數(比例)	5,629	(0.31)	11,779	(0.65)	373	(0.02)	217	(0.01)

資料來源：同表 1。

說明：工資率均為實質工資率 (1996 = 100)。

上述夫妻間的時間分配型態來看，先生工時愈長妻子工時也傾向增加。另一方面，夫妻各自的工時和家務時數都呈負相關，夫妻彼此間的工時與家務時數則呈正相關，雖然和生產力假說的前提一致，但相關係數的絕對值只有 0.01~0.03，關係不很明顯。對照先生和妻子在家務工作上的投入，顯示台灣家戶的先生偏重市場工作，妻子不管是否工作，都負擔絕大比例的家務。上述夫妻之間在市場工作與家事勞務的各種趨勢，提供以下檢定生產力假說的重要依據。

4. 男性就業者婚姻溢酬之實證分析

關於實證模型的設定，男性工資函數的應變數是實質工資率取對數值；自變數除了不同婚姻狀態下的虛擬變數，人力資本變數包

括六個教育階層虛擬變數、潛在工作經驗及其平方、四個工作地點虛擬變數、四個從業身分虛擬變數、三個行業與三個職業虛擬變數。妻子勞動供給函數的設定有兩個層次，應變數分別是勞動參與以及市場工時，自變數集合包含妻子的教育程度（也分成六個階層）、未成年子女數以及擴展家庭虛擬變數。

4.1 基本模型估計結果比較—OLS 模型

首先以 OLS 估計三個年度的工資函數，每個年度嘗試三種模型設定。基本模型是人力資本模型加入婚姻控制項（模型 I），另外針對已婚男性的子樣本，再加入妻子工作（模型 II）和妻子工作與工時（模型 III），討論妻子工作的津貼效果與懲罰效果；三個年度完整的估計結果詳列於附表 2-1 至 2-3。表中顯示，各年度教育程度和經驗變數的參數值大小以及符號正負，都和人力資本文獻的發現一致。台北、高雄及省轄市的工資率高於其他地區。雇主以及政府僱員的薪資顯著高於其他從業身份。製造業與服務業的薪資高於農業，主管人員與技術人員的薪資也高於農林漁牧人員。模型 II 和模型 III 的結果顯示，妻子教育程度和先生工資率呈現正向相關，表示有正的婚配選擇，也有可能是教育程度愈高的妻子可以幫助先生在工作上力求表現。夫妻年齡差距對於先生工資則有不利影響。

附表 2-1 至 2-3 中婚姻溢酬的相關變數摘要列於表 3 進行討論，由上而下是三個年度資料。1990 年資料估計結果顯示，模型 I 中已婚男性工資較未婚高 15.4%，離婚較未婚高 8.6%，寡居和未婚則無顯著差異；婚姻溢酬為正。對已婚男性而言，在加入妻子教育程度、勞動供給狀態以及子女數之後，模型 II 已婚的男性工資比未婚（包含寡居）高 18%，離婚比未婚高 11.5%；模型 III 已婚的男性工資比未婚高 13.8%，離婚比未婚高 6.8%。三個不同模型下的男性婚姻溢酬大致介於 14%-18% 之間。針對模型 II 與模型 III 來看，可以發現妻子參與勞動力對先生的工資率有 -3.4% 的影響，

但妻子工時對先生的工資率沒有顯著影響。家中有 0-5 歲及 6-17 歲的子女存在時，也不影響先生工資。¹⁸

1995 年資料男性婚姻溢酬大致介於 8.6% 與 12.0% 之間；離婚者工資比未婚高 7.6%。妻子參與勞動力對先生的工資率有 -1.7% 的負向影響。妻子工時對先生工資率的影響不是線型（一次項為正，平方項為負），由估計參數設算，妻子工時對先生工資的影響效果在 23 小時以下為正，超過 23 小時之後轉而為負。¹⁹ 18 歲以下子女數目對先生的工資率並無顯著影響。2000 年資料的男性婚姻溢酬約在 8.6% 至 14.9% 之間；離婚者工資率比未婚者高約 11.6%。妻子工作與否的效果不再顯著，但是妻子工時的效果和 1995 年近似。未成年子女數目對於就業男性工資率的影響並不顯著，只有 3-5 歲子女數目符號顯著為正。

上述 OLS 模型的估計結果一致顯示男性婚姻溢酬的存在，溢酬規模的大小在 Schoeni (1990) 估計的十二國資料範圍內，和 Korenman and Neumark (1991) 及 Loh (1996) 的 OLS 模型估計結果相近。與生產力假說相關的妻子勞動供給與工時長短，卻在不同年度呈現歧異的結果。妻子參與勞動力在 1990 年及 1995 年和先生工資率呈負向相關，但是到了 2000 年此效果不再顯著。相反的，妻子工時的影響一直存在，1990 年妻子工時和先生的工資率呈負向相關，1995 年和 2000 年妻子工時的邊際效果為正，工時平方的邊際效果為負；此結果隱含妻子參與勞動力的津貼效果與懲罰效果同時存在的可能性。然而，前述多數文獻強調結婚與否是選擇的行為，婚姻關係中夫妻的勞動供給決策更是雙方談判協議的內生結

¹⁸ 此處妻子工時的控制若只加入一次項，工時與子女數皆為顯著；加入平方項之後兩者都不顯著。可能的原因是早年妻子工時的變異性不大，只需一次項即可描述。後續 1995 年和 2000 年妻子工時的一次項和平方項都顯著，為求模型一致性，此處也加入一次項和平方項。

¹⁹ 妻子工時及妻子工時平方除以 100 的係數分別為 0.5% 和 -1.1%，妻子工時對先生工資率的邊際效果可以表示成 $5-0.22* \text{妻子工時}$ ，超過 23 小時之後總效果由正轉負。

表 3 男性工資函數估計—OLS 模型

變數名稱	I 基本模型		II 加入妻子工作		III 加入妻子工時	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
1990						
已婚	0.154**	0.01	0.180**	0.033	0.138**	0.019
離婚	0.086**	0.028	0.115**	0.042	0.068**	0.032
寡居	0.009	0.032	--	--	--	--
妻子工作	--	--	-0.034**	0.009	--	--
妻子工時	--	--	--	--	-0.001	0.001
妻子工時平方/100	--	--	--	--	-0.001	0.002
子女數 0-5 歲	--	--	0.016**	0.007	0.002	0.007
子女數 6-17 歲	--	--	0.012**	0.004	0.006	0.004
樣本數	18,261		12,938		12,938	
調整後 R ²	0.372		0.39		0.377	
F 值	542.4		297.194		277.652	
1995						
已婚	0.120**	0.011	0.091**	0.038	0.086**	0.038
離婚	0.076**	0.028	0.065	0.047	0.060	0.047
寡居	0.029	0.036	--	--	--	--
妻子工作	--	--	-0.017*	0.010	--	--
妻子工時	--	--	--	--	0.005**	0.001
妻子工時平方/100	--	--	--	--	-0.011**	0.002
子女數 0-2 歲	--	--	0.022	0.014	0.022	0.014
子女數 3-5 歲	--	--	0.005	0.010	0.004	0.010
子女數 6-14 歲	--	--	-0.003	0.005	-0.003	0.005
子女數 15-17 歲	--	--	0.012	0.008	0.013	0.008
樣本數	19,127		13,476		13,475	
調整後 R ²	0.345		0.353		0.356	
F 值	506.132		246.436		241.498	
2000						
已婚	0.149**	0.014	0.086*	0.050	0.086*	0.050
離婚	0.116**	0.036	0.099	0.061	0.095	0.061
寡居	0.060	0.046	--	--	--	--
妻子工作	--	--	0.003	0.013	--	--
妻子工時	--	--	--	--	0.005**	0.001
妻子工時平方/100	--	--	--	--	-0.011**	0.002
子女數 0-2 歲	--	--	0.011	0.021	0.010	0.021
子女數 3-5 歲	--	--	0.029*	0.015	0.028*	0.015
子女數 6-14 歲	--	--	0.005	0.008	0.005	0.008
子女數 15-17 歲	--	--	0.015	0.013	0.015	0.013
樣本數	17,977		12,338		12,337	
調整後 R ²	0.248		0.248		0.250	
F 值	298.470		136.840		134.051	

資料來源：同表 1。

說明：1. 模型 I 的參考組為未婚，模型 II 和模型 III 的參考組為寡居。

2. * 與 ** 分別代表兩尾檢定在 10% 與 5% 之顯著水準。

果，以 OLS 模型直接估計婚姻狀態以及妻子參與勞動力對男性工資函數的影響，結果可能是偏誤的。

4.2 控制婚姻選擇性與妻子工作內生性－處置效果模型

在婚姻溢酬的估計中針對婚姻狀態的選擇性，我們選取結婚與未婚男性的子樣本，透過 Hausman 檢定確認結婚選擇性，然後在處置效果模型下進行估計。前述處置效果模型的設定必須滿足認定條件，此處以年齡、年齡平方、政府僱員、居住於台北以及是否居住於擴展家庭作為估計婚姻選擇的工具變數。在了解婚姻選擇性之後，接著討論已婚男性工資與妻子工作的互動關係。首先估計婚姻選擇函數的選擇性調整項，然後選取已婚男性的子樣本估計工資函數，加入此選擇性調整項校正樣本選擇性。²⁰ 妻子參與勞動力的內生性模型設定和婚姻選擇性模型類似，透過妻子的教育程度、是否居住於擴展家庭、夫妻年齡差異以及六歲以下子女數等工具變數，我們以處置效果模型控制妻子參與勞動力的選擇性，估計先生的工資函數，由此檢定妻子工作與否對先生工資的影響。至於妻子的工時長度，由於女性工時是典型的左尾受限 (left censoring) 樣本，我們依照 Chun and Lee (2001) 採用 Tobit 模型估計妻子工時，再以工時函數的配適值作為自變數，在同時考慮妻子工作與否以及妻子工時長短的內生性之下，以處置效果模型估計男性工資函數。

附表 3 的 Tobit 模型估計結果顯示，妻子工時明顯受到先生的影響：先生是雇主及自營作業者（相對於私部門受雇人員），在 1990 年會抑制妻子工時，但是 1995 年之後自營作業者的妻子工時較其他情形為長。另一方面，工時長度和妻子教育程度呈正向相關，和家中有年幼子女或住在擴展家庭則呈負向相關，符合理論預期。三個男性工資內生性模型的各年度完整估計結果，分列於附表 4 至附表 6。附表 4 是考慮婚姻狀態選擇性的處置效果模型，附表

²⁰ 加入選擇性調整項之後的迴歸估計，和初稿未加入調整項的結果顯然不同。作者感謝本刊責任編輯對此問題之指正。

5 是加入樣本選擇性之後，考慮妻子勞動參與津貼效果的處置效果模型；附表 6 延伸附表 5 的控制項，同時考慮妻子參與勞動與工時長度的效果。

附表 4 三個年度的第一階段估計結果指出，男性結婚與否的選擇，顯著受到年齡以及受政府雇用的正向影響，而年齡平方、居住於擴展家庭以及在台北工作則對結婚選擇有負向影響。附表 5 三個年度的第一階段估計結果顯示，²¹ 妻子是否參與勞動力與其本身的教育程度呈顯著的正向關係，但居住於擴展家庭、先生於台北工作及有五歲以下的子女對妻子勞動供給有負向影響；這些自變數的影響效果和理論一致。附表 6 和附表 5 第一階段的估計結果近似。此外，三個附表的第二階段估計結果一致顯示，男性工資函數符合 Mincerian 模型的預期：工資與教育程度呈正向相關，經驗年數對工資的邊際效果為正，經驗年數平方的邊際效果為負。值得注意的是，附表 4 的 Hausman 檢定顯示，三個年度資料的婚姻狀態，都是選擇性的結果，但婚姻的選擇性並不排除婚姻溢酬存在的可能，因為家庭分工或夫妻人力資本互補，仍然可以帶來婚姻溢酬。附表 5 和附表 6 的已婚樣本工資函數中，婚姻選擇性調整項在部份模型顯著，隱含這些情況下的婚姻狀態不是隨機的，直接以 OLS 模型估計已婚男性的工資函數將造成偏誤。

表 4 列出上述三個附表最主要的婚姻狀態變數以及妻子工作狀態變數，由上而下三欄分別是三個年度，每個欄位由左至右三行分別是已婚及未婚樣本的婚姻選擇性工資函數、已婚樣本的妻子參與勞動選擇性工資函數，以及同時考慮妻子勞動供給與工作時數內生性的已婚樣本工資函數。表 4 第一欄的結果顯示，1990 年的資料在考慮了結婚選擇性之後，已婚狀態對於男性工資率的參數值為 -0.019，t 值為 -0.690；婚姻溢酬效果在統計上不顯著。對照附表 4

²¹ 處置效果模型在此可以視為一個兩階段模型的估計：第一階段估計妻子勞動供給決策，第二階段將此內生決策納入先生的工資函數進行估計。

第一行最下方 Hausman 檢定結婚與否的選擇性， $\chi^2_{(19)}$ 值為 224.06，明顯拒絕原始假設 ($\text{Prob} > \chi^2_{(19)} = 0.000$)，此結果指出結婚與否在 1990 年不是隨機的，婚姻選擇過程的不可觀察特性和工資函數的不可觀察特性彼此相關，OLS 估計式中的婚姻溢酬效果是偏誤且高估的。

對於已婚的就業男性而言，在考慮了婚姻狀態樣本選擇性與妻子勞動供給內生性之後，如表 4 上方第二行指出，已婚男性的妻子參與勞動力對其工資率有顯著正向影響，邊際效果為 0.13 (t 值 = 2.22)。最右邊一行 (對照附表 6 第一行) 的結果顯示，妻子參與勞動力對先生的工資率沒有顯著影響，但妻子的工時長度對先生工資率有正向影響，²² 邊際效果為 -0.003 (t 值 = 2.95)。上述結果指出，男性的婚姻溢酬在 1990 年並不存在，已婚男性的工資高於未婚男性純粹是婚姻的選擇性所造成。針對已婚男性而言，妻子參與勞動力有津貼效果；若同時考慮妻子工作與工時，工時長度有津貼效果而無懲罰效果。此結果隱含妻子和先生的勞動市場人力資本存在互補性，但是家庭分工的情形並不明顯。

1995 年資料的估計在表 4 第二欄。左邊一行的結果和 1990 年近似，對照附表 4 下方 Hausman 檢定顯示婚姻是選擇性的結果 ($\chi^2_{(19)} = 14.22$ ， $\text{Prob} > \chi^2_{(19)} = 0.000$)。在考慮婚姻的選擇性之後，已婚相對未婚的控制變數不再顯著 (t 值 = -0.19)，婚姻溢酬不存在。第二行顯示妻子工作對先生工資有正的影響，但不顯著；第三行在同時考慮妻子工作與工時後，妻子工作對先生工資的影響效果有不利影響 (邊際效果 = -0.127，t 值 = 1.72)，顯著水準在臨界值附近；妻子工時對先生工資有利 (邊際效果 = 0.003，t 值 = 3.54)。如果妻子工時超過 43 小時 (比當年度就業女性平均工時略低)，則妻子工作仍對先生工資有利。

²² 我們嘗試過工時的平方項但不顯著，模型中只包含工時的一次項。

表 4 男性工資函數－處置效果模型

1990 年	I.		II.		III.	
	婚姻狀態選擇性 係數	標準差	妻子勞動參與選擇性 係數	標準差	妻子工時內生 係數	標準差
應變數：對數男性工資率			應變數：對數男性工資率			
已婚	-0.019	0.028	妻子工作 0.134**	0.060	0.001	0.075
			妻子工時		0.003**	0.001
應變數：結婚與否			應變數：妻子工作			
年齡	0.397**	0.007	擴展家庭	-0.164**	0.025	-0.164**
年齡平方	-0.004**	0.000	子女數 0-5 歲	-0.162**	0.019	-0.162**
男性－受政府雇用	0.120**	0.040				
擴展家庭	-0.412**	0.026				
工作地點－台北	-0.215**	0.040				
樣本數	18,553		12,457		12,457	
1995 年	I.		II.		III.	
	婚姻狀態選擇性 係數	標準差	妻子勞動參與選擇性 係數	標準差	妻子工時內生 係數	標準差
應變數：對數男性工資率			應變數：對數男性工資率			
已婚	-0.005	0.026	妻子工作	0.028	0.059	-0.127*
			妻子工時			0.003**
應變數：結婚與否			應變數：妻子工作			
年齡	0.331**	0.007	擴展家庭	-0.087**	0.023	-0.087**
年齡平方	-0.003**	0.000	子女數 0-2 歲	-0.316**	0.030	-0.316**
男性－受政府雇用	0.194**	0.042	子女數 3-5 歲	-0.078**	0.024	-0.078**
擴展家庭	-0.456**	0.026				
工作地點－台北	-0.168**	0.042				
樣本數	17,408		12,912		12,912	
2000 年	I.		II.		III.	
	婚姻狀態選擇性 係數	標準差	妻子勞動參與選擇性 係數	標準差	妻子工時內生 係數	標準差
應變數：對數男性工資率			應變數：對數男性工資率			
已婚	0.053*	0.029	妻子工作	0.183**	0.085	-0.289
			妻子工時			0.006**
應變數：結婚與否			應變數：妻子工作			
年齡	0.282**	0.007	擴展家庭	-0.104**	0.024	-0.104**
年齡平方	-0.002**	0.000	子女數 0-2 歲	-0.271**	0.036	-0.271**
男性－受政府雇用	0.185**	0.045	子女數 3-5 歲	-0.053**	0.027	-0.053**
擴展家庭	-0.498**	0.026				
工作地點－台北	-0.116**	0.043				
樣本數	17,408		11,779		11,779	

資料來源：同表 1。

說明：同表 3。

2000 年資料的估計如表 4 第三欄所示，結果和前兩個年度各有異同。左邊一行指出，在考慮了婚姻選擇性之後，正的婚姻溢酬（邊際效果 = 0.05，t 值 = 1.80）仍舊存在；與表 3 的結果相較，OLS 對婚姻溢酬的效果高估了將近三倍（0.149 相對於 0.05）。中間一行指出，妻子參與勞動力的津貼效果為 0.18（Z 值 = 2.14）。右邊一行顯示，同時考慮妻子工作與工時後，截距效果不顯著，妻子工時帶來正的津貼效果（邊際效果 = 0.71，t 值 = 2.60）。

上述結果有幾個隱含值得深入探討。首先，OLS 模型的估計顯示婚姻溢酬隨著經濟成長愈趨明顯，但是 Hausman 檢定卻指出各年度的婚姻控制都是選擇性的結果。考慮此選擇性之後男性的婚姻溢酬在 1990 年和 1995 年並不顯著，到 2000 年轉而顯著，隱含早年已婚相對於未婚的高工資其實來自婚姻的選擇性，晚近已婚的高工資則在婚姻選擇性之外還受到其他因素所影響。其次，婦女決定參與勞動力的原因與文獻的結論相近，唯一不同的是，國外文獻發現與親友同住家庭的妻子參與勞動力的機率較高，但我國擴展家庭中的妻子參與勞動力的機率反而較低；此差異的成因除了人口組成定義有異，世代組成對於中外家戶行為的影響可能也不一樣。

最重要的是，針對已婚男性而言，本研究發現妻子參與勞動力對先生工資帶來津貼效果。同時控制妻子工作及工時長短之後，妻子工作的津貼效果不再顯著（只有 1995 年截距效果在臨界值附近顯著一個例外），工時和先生工資率則呈現正向相關；此結果和 Chun and Lee (2001) 發現妻子的工作帶來津貼效果、工時帶來懲罰效果的結論並不一致。一個可能的假說是有工作能力及意願的妻子和先生的生產力有互補效果，加上夫妻之間的正向婚配選擇，因此妻子投入勞動市場有益先生累積人力資本；妻子工時愈長，對先生的人力資本累積及工資也愈有利。此結果並不支持 Becker (1975) 的性別分工假說，亦即台灣家戶的妻子工時增加時，先生不至於因分擔更多家務而導致生產力減損。對照附表 1 中 PSFD 資料的發現，台灣家戶妻子參與市場勞動後家務時數並無大幅減少，先生家

務時數也未明顯上升。因此，妻子投入勞動市場對於先生工資並無太多不利影響，溢酬效果遠大於懲罰效果。

另一個可能的假說是工作能力高與意願強的女性，傾向與同性質的男性結婚。如果妻子和先生兩人不可觀察的工作能力呈正向相關，而且此效果超過 (outweigh) 妻子工時對先生工資的懲罰效果，實證估計同樣會得到妻子工時愈長，先生工資率愈高的結果。²³ 上述兩種假說的結果在觀察上一致 (observationally equivalent)，但文獻上對此可能的混淆檢討仍舊有限。後續研究值得針對此兩種假說深入討論，例如觀察不同工資水準 (亦即不同人力資本) 下婚姻溢酬的異質性，或是同時比對先生和妻子一方的工時對配偶工資的影響效果，進一步釐清配偶工時可能帶來的津貼和懲罰效果。

觀察九〇年代這十年期間的趨勢，一致而明顯的變化有二，一是婚姻溢酬在 2000 年變得顯著；二是妻子工時的邊際效果從 1995 年之前的 0.003，到 2000 年加倍成 0.006。婚姻溢酬的變化，理論上和外在的婚姻市場環境變化有關。同一期間，台灣的婚姻市場經歷了結婚年齡延後、離婚率上升以及外籍新娘增加的現象。²⁴ 除了前述基本統計量發現，單身男性的平均年齡從 27.9 歲提高到 29.4 歲，反映結婚年齡延後之外，離婚率在同一段時間也幾乎成倍數成長，從 2.21% 增加到 4.24% (人口統計，2007)。另一方面，至 2004 年年底為止，台灣的外籍女性配偶 (包含大陸港澳) 累計有 323,150 人；2001-2004 年間，平均每年台灣約有 15 萬對夫妻結婚，其中有 28% 的結婚對象是外籍。顯然，台灣婚姻市場特徵的劇烈變化，理應對婚姻溢酬趨勢有顯著衝擊。在一個男性延遲結婚、離婚率升高、外籍配偶充斥的社會中，已婚相對於未婚的男性，可能更容易透過夫妻間人力資本的互補而提昇工資；²⁵ 妻子參與市場工作的時間愈長，對先生人力資本的互補作用也愈高。由此

²³ 作者感謝審查人之一提出此可能假說。

²⁴ 作者感謝審查人之一提醒此觀點之分析。

²⁵ MUS 的抽樣比例在都市地區較多，外籍配偶主要分佈在非都市區，MUS 樣本中的外籍配偶數目可能很有限。由於 MUS 並未包含國籍問項，外籍配偶的問題在 MUS 中無法討論。

引申，經濟發展下勞動市場以及婚姻市場的演變及互動，對婚姻溢酬可能產生的影響，是更為複雜而有經濟內涵的議題。由於 MUS 資料中的離婚樣本很有限，也無外籍配偶的身分註標，相關議題的討論，必須有更精細的資料庫內容，值得作為後續研究的方向。

5. 結論與政策隱含

本研究分析九〇年代台灣男性工資函數的婚姻溢酬，除了考慮婚姻選擇性以及妻子參與勞動力的內生性，並將妻子參與勞動力的影響效果分解為截距效果與斜率效果。結果發現，OLS 模型下已婚男性的工資率高於未婚男性；此差異在考慮了婚姻狀態的選擇性之後，1990 年和 1995 年的婚姻溢酬不再顯著，只有 2000 年存在婚姻溢酬。進一步考慮婚姻狀態樣本選擇性及妻子勞動供給內生性之後，妻子參與勞動市場對先生工資率的津貼效果一直存在，懲罰效果則不明顯。顯然，現代家庭的妻子不再侷限於家務勞動專業化的傳統角色，妻子參與市場工作同時也協助先生累積人力資本，而有以下幾點重要的隱含。

首先，九〇年代中期以前男性婚姻溢酬來自選擇性，2000 年資料則顯示男性婚姻有顯著的溢酬效果，對照同一段時間已婚與未婚男性的工資率差異逐漸擴大，表示就業男性可以透過婚姻獲得工資率的提昇，隱含結婚對男性工資有利。其次，台灣的婦女勞動參與率遠低於先進國家的水準（徐美與林聖勛，2001），如果夫妻間體認妻子參與勞動力對先生工資有津貼效果，可能吸引更多的已婚婦女投入勞動市場。再者，妻子工時並未如 Chun and Lee (2001) 的發現對先生工資帶來懲罰效果，反映台灣夫妻在家務時間的分工，並不因妻子參與勞動力而有明顯差異。由於妻子工時的津貼效果為正，全職工作的妻子可以幫助先生累積更多人力資本，由此引申的政策意涵是，政府如果透過法令規定，鼓勵更多女性參與全職工作，例如給予女性勞工的婚育福利，廣泛提供年幼子女托育設

施，可能有助於已婚男性人力資本累積及工資提昇。

本研究的分析過程面臨以下限制。由於 MUS 是以勞動力特性為目的的調查，並未包含太多社會經濟變數（例如結婚年數、性別角色認知以及家事工作時間分配），無法直接分析家庭的性別分工；在此資料限制下，我們嘗試以間接方式觀察婚姻溢酬存在與否的解釋，以及家庭中性別分工對男性工資率的影響。另一方面，本研究的結論只單純刻劃女性參與勞動力對於先生工資率的可能影響，並未觸及家庭其他成員福利水準之可能變動，例如妻子工時延長，對於婚姻品質或親子共處時間可能帶來不利影響，這是 MUS 無法支應的研究問題。

本文的後續研究有幾個可能方向。第一，MUS 從 1978 年迄今已經將近三十年，如果延伸分析的資料年度，可以描繪一個長期的婚姻溢酬型態轉變過程。第二，在 MUS 資料下分析並比較不同年齡層或出生世代男性的婚姻溢酬。第三，由於雇主和自營作業者和其他公私部門的受雇者有別，透過從業身分的樣本區分 (sample stratification)，比較婚姻狀態在男性工資函數中的估計值異同，可以更深入檢驗婚姻溢酬是否來自生產力假說 (Loh, 1996)。第四，觀察不同工資水準婚姻溢酬的異質性，同時比對配偶一方的工時對對另一方工資的影響效果，進一步釐清配偶工時可能帶來的津貼和懲罰效果。最後，透過登錄問項更精細的資料庫，設法從結婚／離婚或本國／外籍配偶比較的角度，更深入分析婚姻溢酬的存在及其在時間維度上的變化趨勢。上述幾個研究方向國內文獻的投入仍有不足，但對於人力資本理論與勞動市場政策都有深刻意涵，值得持續關注。

附錄

附表 1 夫妻工作時數與家務時數基本統計量與相關係數－PSFD
RI1999 與 RI2000

基本統計量 ¹	樣本數	平均數	標準差
先生工作時數	1,642	48.918	17.719
妻子工作時數 ²	1,064	45.731	17.284
先生家務時數	1,642	4.776	6.606
妻子家務時數	1,642	17.697	14.301
先生家務時數 ³	1,064	4.894	5.869
妻子家務時數	1,064	15.635	10.307

相關係數表 ⁴	先生工作時數	妻子工作時數	先生家務時數
先生工作時數	1		
妻子工作時數	0.451	1	
先生家務時數	-0.105	0.014	1
妻子家務時數	0.030	-0.006	0.166

資料來源：華人家庭動態資料庫 (PSFD) RI1999 與 RI2000 合併樣本，本研究自行估計整理。

- 說明：1. 樣本選擇以先生從事有酬工作為準，去除所有過錄值和遺漏值樣本；
2. 只計算妻子參與市場勞動樣本的工時，樣本數為 1,064 個；
3. 只選擇妻子參與市場勞動樣本；
4. 計算相關係數必須各變數都無闕漏值，樣本數為 1,042 個。

附表 2-1 男性工資函數估計—OLS 模型

	I 基本模型		II 加入妻子工作		III 加入妻子工時	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
截距項	3.842**	0.017	3.822**	0.044	3.941**	0.030
男性—國中	0.04**	0.01	0.045**	0.013	0.039**	0.012
男性—高中職	0.117**	0.011	0.106**	0.014	0.098**	0.013
男性—大專	0.239**	0.016	0.184**	0.02	0.171**	0.020
男性—大學	0.424**	0.018	0.345**	0.024	0.337**	0.023
男性—研究所以上	0.809**	0.045	0.673**	0.058	0.649**	0.056
工作經驗	0.032**	0.001	0.026**	0.002	0.027**	0.002
工作經驗平方	-0.001**	0	-0.001**	0	-0.001**	0.000
工作地點—台北	0.081**	0.011	0.089**	0.014	0.082**	0.013
工作地點—高雄	0.08**	0.013	0.087**	0.016	0.085**	0.015
工作地點—省轄市	0.024**	0.01	0.034**	0.013	0.034**	0.012
男性—雇主	0.325**	0.014	0.303**	0.015	0.283**	0.015
男性—自營業者	0.003	0.01	-0.018	0.012	-0.034**	0.012
男性—受政府雇用	0.074**	0.012	0.055**	0.014	0.063**	0.014
男性—製造業	0.446**	0.022	0.42**	0.027	0.415**	0.026
男性—服務業	0.402**	0.02	0.393**	0.025	0.382**	0.024
男性—主管人員	0.214**	0.019	0.276**	0.024	0.258**	0.023
男性—技術人員	0.076**	0.018	0.133**	0.023	0.119**	0.022
已婚	0.154**	0.01	0.18**	0.033	0.138**	0.019
離婚	0.086**	0.028	0.115**	0.042	0.068**	0.032
寡居	0.009	0.032	--	--	--	--
妻子—國中	--	--	0.011	0.013	0.002	0.013
妻子—高中職	--	--	0.049**	0.014	0.040**	0.014
妻子—大專	--	--	0.103**	0.025	0.099**	0.024
妻子—大學	--	--	0.107**	0.031	0.104**	0.031
妻子—研究所以上	--	--	0.164	0.124	0.179**	0.122
夫妻年齡差距	--	--	-0.003**	0.001	-0.002**	0.001
妻子工作	--	--	-0.034**	0.009	--	--
妻子工時	--	--	--	--	-0.001	0.001
妻子工時平方/100	--	--	--	--	-0.001	0.002
子女數 0-5 歲	--	--	0.016**	0.007	0.002	0.007
子女數 6-17 歲	--	--	0.012**	0.004	0.006	0.004
樣本數	18,261		12,938		12,938	
調整後 R ²	0.372		0.390		0.377	
F 值	542.4		297.194		277.652	

資料來源：主計處人力運用調查 (MUS) 1990 年原始磁帶資料，本研究自行估計。

說明：1. 工資率為每月薪資除每月工時再取對數值。

2. * 與 ** 分別代表兩尾檢定在 10% 與 5% 之顯著水準。

附表 2-2 男性工資函數估計—OLS 模型

	I 基本模型		II 加入妻子工作		III 加入妻子工時	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
截距項	3.964**	0.020	3.947**	0.051	3.942**	0.0151
男性—國中	0.041**	0.012	0.032**	0.015	0.034**	0.015
男性—高中職	0.071**	0.012	0.039**	0.016	0.041**	0.016
男性—大專	0.167**	0.017	0.127**	0.023	0.129**	0.023
男性—大學	0.320**	0.020	0.257**	0.028	0.257**	0.028
男性—研究所以上	0.490**	0.040	0.436**	0.057	0.433**	0.056
工作經驗	0.035**	0.001	0.034**	0.002	0.034**	0.002
工作經驗平方	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000
工作地點—台北	0.077**	0.014	0.101**	0.018	0.101**	0.018
工作地點—高雄	0.036**	0.016	0.058**	0.021	0.061**	0.020
工作地點—省轄市	0.010	0.011	0.039**	0.014	0.040**	0.014
男性—雇主	0.316**	0.015	0.299**	0.018	0.303**	0.018
男性—自營作業	-0.002	0.012	0.012	0.014	0.015	0.014
男性—受政府雇用	0.120**	0.013	0.094**	0.016	0.089**	0.016
男性—製造業	0.139**	0.047	0.125**	0.058	0.121**	0.058
男性—服務業	0.059	0.047	0.045	0.058	0.046	0.058
男性—主管人員	0.674**	0.049	0.748**	0.060	0.757**	0.060
男性—技術人員	0.517**	0.048	0.560**	0.059	0.573**	0.059
已婚	0.120**	0.011	0.091**	0.038	0.086**	0.038
離婚	0.076**	0.028	0.065	0.047	0.060	0.047
寡居	0.029	0.036	--	--	--	--
妻子—國中	--	--	0.035**	0.015	0.036**	0.015
妻子—高中職	--	--	0.027	0.017	0.025	0.016
妻子—大專	--	--	0.049*	0.027	0.042	0.027
妻子—大學	--	--	0.062*	0.035	0.052	0.035
妻子—研究所以上	--	--	0.009	0.127	0.000	0.127
夫妻年齡差距	--	--	0.002	0.001	0.002	0.001
妻子工作	--	--	-0.017*	0.010	--	--
妻子工時	--	--	--	--	0.005**	0.001
妻子工時平方/100	--	--	--	--	-0.011**	0.002
子女數 0-2 歲	--	--	0.022	0.014	0.022	0.014
子女數 3-5 歲	--	--	0.005	0.010	0.004	0.010
子女數 6-14 歲	--	--	-0.003	0.005	-0.003	0.005
子女數 15-17 歲	--	--	0.012	0.008	0.013	0.008
樣本數	19,127		13,476		13,475	
調整後 R ²	0.345		0.353		0.356	
F 值	506.132		246.436		241.498	

資料來源：主計處人力運用調查 (MUS) 1995 年原始磁帶資料，本研究自行估計。

說明：同附表 2-1。

附表 2-3 男性工資函數估計—OLS 模型

	I 基本模型		II 加入妻子工作		III 加入妻子工時	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
截距項	3.992**	0.026	3.987**	0.067	3.972**	0.067
男性—國中	0.068**	0.017	0.042**	0.021	0.040*	0.021
男性—高中職	0.112**	0.018	0.076**	0.023	0.076**	0.023
男性—大專	0.193**	0.022	0.135**	0.030	0.132**	0.030
男性—大學	0.383**	0.026	0.356**	0.038	0.354**	0.037
男性—研究所以上	0.643**	0.039	0.559**	0.060	0.555**	0.060
工作經驗	0.031**	0.001	0.031**	0.003	0.031**	0.003
工作經驗平方	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000
工作地點—台北	0.108**	0.017	0.125**	0.023	0.129**	0.023
工作地點—高雄	0.121**	0.021	0.142**	0.028	0.142**	0.028
工作地點—省轄市	-0.049**	0.014	-0.058**	0.018	-0.056**	0.018
男性—雇主	0.191**	0.019	0.192**	0.023	0.202**	0.023
男性—自營作業者	-0.100**	0.014	-0.081**	0.017	-0.067**	0.017
男性—受政府雇用	0.164**	0.019	0.158**	0.023	0.160**	0.023
男性—製造業	0.058	0.072	0.046	0.090	0.053	0.090
男性—服務業	0.009	0.073	-0.008	0.091	-0.004	0.091
男性—主管人員	0.662**	0.075	0.727**	0.093	0.734**	0.093
男性—技術人員	0.503**	0.073	0.536**	0.092	0.546**	0.091
已婚	0.149**	0.014	0.086*	0.050	0.086*	0.050
離婚	0.116**	0.036	0.099	0.061	0.095	0.061
寡居	0.060	0.046	--	--	--	--
妻子—國中	--	--	0.058**	0.022	0.059**	0.022
妻子—高中職	--	--	0.060**	0.023	0.060**	0.023
妻子—大專	--	--	0.048	0.033	0.044	0.033
妻子—大學	--	--	0.082**	0.042	0.072*	0.042
妻子—研究所以上	--	--	0.164*	0.088	0.151*	0.087
夫妻年齡差距	--	--	-0.002	0.002	-0.001	0.002
妻子工作	--	--	0.003	0.013	--	--
妻子工時	--	--	--	--	0.005**	0.001
妻子工時平方/100	--	--	--	--	-0.011**	0.002
子女數 0-2 歲	--	--	0.011	0.021	0.010	0.021
子女數 3-5 歲	--	--	0.029*	0.015	0.028*	0.015
子女數 6-14 歲	--	--	0.005	0.008	0.005	0.008
子女數 15-17 歲	--	--	0.015	0.013	0.015	0.013
樣本數	17,977		12,338		12,337	
調整後 R ²	0.248		0.248		0.250	
F 值	298.470		136.840		134.051	

資料來源：主計處人力運用調查 (MUS) 2000 年原始磁帶資料，本研究自行估計。

說明：同附表 2-1。

附表 3 妻子工資函數—Tobit 模型

	1990		1995		2000	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
台北	-12.325**	1.937	-3.385**	1.529	-3.152**	1.455
男性—雇主	-32.153**	2.254	1.422	1.561	4.213**	1.465
男性—自營作業	-40.399**	1.523	10.587**	1.012	9.698**	1.017
男性—受政府雇用	-1.742	1.645	0.838	1.339	-0.971	1.391
妻子—國中	4.375**	1.691	4.770**	1.237	8.581**	1.272
妻子—高中職	18.608**	1.574	15.277**	1.164	17.459**	1.166
妻子—大專	39.414**	2.636	31.712**	1.918	30.195**	1.700
妻子—大學	43.533**	3.251	37.855**	2.419	33.195**	2.139
妻子—研究所以上	70.295**	14.234	49.203**	10.192	44.540**	5.188
子女數 0-5 歲	-6.381**	0.992				
子女數 6-17 歲	2.281**	0.534				
子女數 0-2 歲			-9.341**	1.199	-7.798**	1.340
子女數 3-5 歲			-2.691**	0.924	-0.815	0.963
子女數 6-14 歲			2.608**	0.482	1.769**	0.521
子女數 15-17 歲			5.778**	0.715	4.280**	0.816
擴展家庭	-5.958**	1.458	-0.487	0.988	-2.169**	0.956
截距項	-11.439**	1.538	-8.103**	1.151	-6.022**	1.153
假性 R ²	0.032		0.010		0.010	
樣本數	12,457		12,912		11,779	

資料來源：主計處人力運用調查 (MUS)，本研究自行估計。
說明：* 與 ** 分別代表兩尾檢定在 10% 和 5% 之顯著水準。

附表 4 男性工資方程式估計—考慮婚姻狀態選擇性之處置效果模型

	1990		1995		2000	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
應變數：對數男性工資率						
男性—國中	0.028**	0.010	0.035**	0.012	0.063**	0.017
男性—高中職	0.123**	0.011	0.080**	0.012	0.115**	0.018
男性—大專	0.259**	0.016	0.185**	0.017	0.201**	0.023
男性—大學	0.452**	0.018	0.344**	0.021	0.398**	0.027
男性—研究所以上	0.838**	0.046	0.529**	0.040	0.665**	0.041
工作經驗	0.043**	0.002	0.042**	0.002	0.038**	0.002
工作經驗平方	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000
工作地點—台北	0.075**	0.011	0.070**	0.014	0.103**	0.018
工作地點—高雄	0.088**	0.013	0.036**	0.016	0.117**	0.022
工作地點—省轄市	0.025**	0.011	0.012	0.011	-0.053**	0.014
男性—雇主	0.331**	0.014	0.321**	0.015	0.190**	0.020
男性—自營作業者	0.009	0.010	0.000	0.012	-0.097**	0.015
男性—受政府雇用	0.075**	0.012	0.122**	0.013	0.166**	0.019
男性—製造業	0.464**	0.022	0.151**	0.048	0.050	0.075
男性—服務業	0.419**	0.021	0.073	0.048	0.003	0.075
男性—主管人員	0.199**	0.019	0.663**	0.050	0.673**	0.077
男性—技術人員	0.062**	0.018	0.508**	0.049	0.517**	0.076
已婚	-0.019	0.028	-0.005	0.026	0.053*	0.029
截距項	3.827**	0.017	3.908**	0.020	3.976**	0.027
結婚與否之選擇						
年齡	0.397**	0.007	0.331**	0.007	0.282**	0.007
年齡平方	-0.004**	0.000	-0.003**	0.000	-0.002**	0.000
男性—受政府雇用	0.120**	0.040	0.194**	0.042	0.185**	0.045
擴展家庭	-0.412**	0.026	-0.456**	0.026	-0.498**	0.026
工作地點—台北	-0.215**	0.040	-0.168**	0.042	-0.116**	0.043
截距項	-7.987**	0.147	-7.015**	0.142	-6.276**	0.150
ρ	0.226	0.033	0.148	0.028	0.088	0.023
σ	0.448	0.003	0.497	0.003	0.643	0.003
λ	0.101	0.015	0.073	0.014	0.057	0.015
Hausman 檢定	224.06		105.21		87.75	
Prob > $\chi^2_{(19)}$	0.000**		0.000**		0.000**	
樣本數	17,772		18,553		17,408	

資料來源：同附表 3。

說明：同附表 3。

附表 5 男性工資方程式估計－考慮妻子勞動參與選擇性之處置
效果模型

	1990		1995		2000	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
應變數：對數男性實質工資率						
妻子工作	0.134**	0.060	0.028	0.059	0.183**	0.085
男性－國中	0.041**	0.013	0.034**	0.015	0.055**	0.022
男性－高中職	0.084**	0.014	0.040**	0.017	0.089**	0.024
男性－大專	0.154**	0.021	0.124**	0.024	0.139**	0.033
男性－大學	0.316**	0.025	0.254**	0.029	0.361**	0.040
男性－研究所以上	0.600**	0.058	0.431**	0.056	0.573**	0.060
工作經驗	0.011**	0.004	0.027**	0.004	0.032**	0.005
工作經驗平方	0.000**	0.000	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000
工作地點－台北	0.113**	0.016	0.101**	0.018	0.128**	0.024
工作地點－高雄	0.095**	0.016	0.059**	0.021	0.134**	0.030
工作地點－省轄市	0.033**	0.013	0.045**	0.014	-0.063**	0.019
男性－雇主	0.275**	0.018	0.287**	0.020	0.196**	0.025
男性－自營作業者	-0.042**	0.014	-0.003	0.017	-0.074**	0.020
男性－受政府雇用	0.043**	0.015	0.083**	0.017	0.161**	0.024
男性－製造業	0.432**	0.027	0.134**	0.060	0.024	0.094
男性－服務業	0.411**	0.026	0.060	0.060	-0.028	0.095
男性－主管人員	0.273**	0.025	0.745**	0.062	0.757**	0.098
男性－技術人員	0.126**	0.023	0.558**	0.061	0.568**	0.096
選擇性調整項	-0.148**	0.034	-0.065*	0.040	0.025	0.048
截距項	4.231**	0.069	4.165**	0.083	3.996**	0.115
應變數：妻子勞動參與選擇						
台北	-0.306**	0.038	-0.121**	0.041	-0.091**	0.041
妻子－國中	0.019	0.033	0.042	0.031	0.191**	0.033
妻子－高中職	0.251**	0.031	0.260**	0.029	0.404**	0.030
妻子－大專	0.699**	0.059	0.766**	0.053	0.804**	0.048
妻子－大學	0.797**	0.073	1.009**	0.071	0.905**	0.061
妻子－研究所以上	1.906**	0.506	1.507**	0.384	1.492**	0.179
夫妻年齡差距	0.003	0.003	0.013**	0.003	0.004	0.003
子女數 0-5 歲	-0.162**	0.019				
子女數 0-2 歲			-0.316**	0.030	-0.271**	0.036
子女數 3-5 歲			-0.078**	0.024	-0.053**	0.027
擴展家庭	-0.164**	0.025	-0.087**	0.023	-0.104**	0.024
截距項	-0.074**	0.021	-0.075**	0.022	-0.148**	0.025
λ	-0.104	0.038	-0.028	0.038	-0.112	0.054
ρ	-0.222		-0.051		-0.158	
σ	0.467		0.539		0.713	
樣本數	12,457		12,912		11,779	

資料來源：同附表 3。

說明：同附表 3。

附表 6 男性工資方程式估計－考慮妻子勞動參與選擇性之處置效果模型

	1990		1995		2000	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
應變數：對數男性實質工資率						
妻子工作	0.001**	0.075	-0.127*	0.074	-0.289	0.201
妻子工時	0.003**	0.001	0.003**	0.001	0.006**	0.002
男性－國中	0.041**	0.013	0.033**	0.015	0.053**	0.022
男性－高中職	0.087**	0.014	0.039**	0.017	0.087**	0.024
男性－大專	0.155**	0.021	0.120**	0.024	0.138**	0.033
男性－大學	0.310**	0.025	0.246**	0.029	0.361**	0.040
男性－研究所以上	0.607**	0.058	0.432**	0.056	0.603**	0.062
工作經驗	0.011**	0.004	0.027**	0.004	0.032**	0.005
工作經驗平方	0.000**	0.000	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000
工作地點－台北	0.104**	0.016	0.099**	0.018	0.126**	0.024
工作地點－高雄	0.095**	0.016	0.060**	0.021	0.136**	0.030
工作地點－省轄市	0.032**	0.013	0.045**	0.014	-0.063**	0.019
男性－雇主	0.286**	0.018	0.287**	0.020	0.178**	0.026
男性－自營作業者	-0.037**	0.014	-0.014	0.017	-0.114**	0.025
男性－受政府雇用	0.041**	0.015	0.082**	0.017	0.164**	0.024
男性－製造業	0.437**	0.027	0.130**	0.060	0.028	0.094
男性－服務業	0.415**	0.026	0.056	0.060	-0.025	0.095
男性－主管人員	0.267**	0.025	0.746**	0.062	0.750**	0.098
男性－技術人員	0.125**	0.023	0.560**	0.061	0.560**	0.096
選擇性調整項	-0.145**	0.034	-0.062	0.040	0.035	0.049
截距項	4.274	0.070	4.230	0.085	4.192**	0.138
應變數：妻子勞動參與選擇						
台北	-0.306**	0.038	-0.121**	0.041	-0.091**	0.041
妻子－國中	0.019	0.033	0.042	0.031	0.191**	0.033
妻子－高中職	0.251**	0.031	0.260**	0.029	0.404**	0.030
妻子－大專	0.699**	0.059	0.766**	0.053	0.804**	0.048
妻子－大學	0.797**	0.073	1.009**	0.071	0.905**	0.061
妻子－研究所以上	1.906**	0.506	1.507**	0.384	1.492**	0.179
夫妻年齡差距	0.003	0.003	0.013**	0.003	0.004	0.003
子女數 0-5 歲	-0.162**	0.019				
子女數 0-2 歲			-0.316**	0.030	-0.271**	0.036
子女數 3-5 歲			-0.078**	0.024	-0.053	0.027
擴展家庭	-0.164**	0.025	-0.087**	0.023	-0.104**	0.024
截距項	-0.074**	0.021	-0.075**	0.022	-0.148**	0.025
λ	-0.022	0.047	0.056	0.044	0.181	0.125
ρ	-0.047		0.103		0.250	
σ	0.460**	0.038	0.540		0.721	
樣本數	12,457		12,912		11,779	

資料來源：同附表 3。

說明：同附表 3。

參考文獻

- 于若蓉、朱敬一 Yu, Ruoh-Rong and C. Y. Cyrus Chu (1988), 「婦女勞動參與對生育行為之影響-兩制內生轉換模型之應用」 “The Influence of Labor Participation on Fertility of Married Women: Two-Regime Endogenous Switching Model”, *經濟論文叢刊 Taiwan Economic Review*, 16 : 2, 225-249。 (in Chinese)
- 方思文 Fang, Sih-Wun (1998), 「影響台灣地區男女兩性家務參與因素之探討」 “Analysis on Factors Affecting Male and Female Attending Housework in Taiwan Area”, 碩士論文 MA. Thesis, 國立臺灣大學農業推廣學研究所 Department of Agricultural Extension, National Taiwan University。 (in Chinese)
- 內政部統計處 Department of Statistics, Ministry of the Interior (2007), 人口統計 *Population Statistics*。 (in Chinese)
- 行政院主計處 Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C (2000), 人力資源調查統計年報 *Yearbook of Manpower Survey Statistics*。 (in Chinese)
- 江錫九 Chiang, Hsi-Chiu (1993), 「已婚婦女勞動參與行為與時間運用型態之實證分析」 “Labor Participation Behavior and Time Allocation Patterns of Married Women - An Empirical Study”, 碩士論文 MA. Thesis, 國立臺灣大學經濟研究所 Department of Economics, National Taiwan University。 (in Chinese)
- 李寬芳 Lee, Kuan-Fang (1994), 「家務分工、夫妻家庭角色類型與婚姻品質之間的關係」 “Relationships among Housework, Couple's Role, and Marital on Example of Married Women in Central Taiwan”, 碩士論文 MA. Thesis, 東海大學社會學系 Department of Sociology, Tunghai University。 (in Chinese)

- 周玖琪 Zhou, Wen-Qi (1994), 「影響台灣地區家庭家務分工因素之探討」 “Analysis on Factors Affecting Housework Division in Taiwan Area”, 碩士論文 MA. Thesis, 國立台灣大學社會學研究所 Department of Social Work, National Taiwan University。 (in Chinese)
- 施堯啓 Shih, Yao-Chi (2001), 「工作與家庭—夫妻時間配置互動分析」 “Work and Family – Interactive Analysis on Time Allocation between Couples”, 碩士論文 MA. Thesis, 國立中正大學社會福利系 Department of Social Welfare, National Chung Cheng University。 (in Chinese)
- 徐美 Hsu, Mei (2001), 「育兒羈絆與成本對有偶婦女勞動供給影響之研究—二階段一般化 Tobit 模型之應用」 “Study on Labor Supply of Married Women with Child Rearing Restrain and Cost: Application of Two Stage Generalized Tobit Model”, 國立臺北大學 National Taipei University, 第五屆經濟發展學術研討會 The 5th Conference of Economic Development。 (in Chinese)
- 徐美、林聖勛 Hsu, Mei and Sheng-Shiun Lin (2001), 「婦女從業身分與幼兒看護之探討」 “Analysis on the Work Status of Married Women and the Use of Child-Care”, 台灣經濟學會年會論文集 Conference Proceedings, Annual Meeting of Taiwan Economic Association, 297-327。 (in Chinese)
- 張清溪 Chang, Ching-Hsi (1980), 「結婚生育與子女數對有偶婦女勞動供給的影響」 “Influences of Marriage, Childbearing, and Number of Children on the Labor Supply of Married Women in Taiwan”, 經濟論文叢刊 Taiwan Economic Review, 9 : 2, 167-223。 (in Chinese)
- 張清溪 Chang, Ching-Hsi (1983), 「台北婦孺之時間用途分析」 “Analysis on Time Utilization of Women in Taipei”, 中央研究院三民主義研究所叢刊, Papers in Social Sciences, Institute of the

- Three Principles of the People, Academia Sinica*, 第三次社會指標研討會 The 3rd Conference of Social Indicator, 141-206。 (in Chinese)
- 張清溪 Chang, Ching-Hsi (1988), 「台灣勞動市場研究的檢討」 “The Labor Market of Taiwan-Introduction”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 16 : 2, 125-130。 (in Chinese)
- 陳建良 Chen, Chien-Liang (2001), 「人力資本的跨代移轉—家庭背景對 18-19 歲子女教育成就的影響」 “Intergenerational Educational Transfer-Effects of Family Background”, 台灣經濟學會 2001 年年會 paper presented at Annual Conference of Taiwan Economic Association。 (in Chinese)
- 章英華、朱敬一 Chang, Ying-Hwa and C.Y. Cyrus Chu (2001), 「家庭動態資料庫簡介」 “Panel Study of Family Dynamics”, 華人家庭動態資料庫學術研討會會議論文集 paper presented at the Conference on Panel Study of Family Dynamics, 1-11。 (in Chinese)
- 單驥 San, Gee (1988), 「我國小家庭夫妻勞動供給的決定—兼論所得稅的效果」 “Family Labor Supply with Income Taxes in Taiwan”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 16 : 2, 251-270。 (in Chinese)
- 劉錦添、江錫九 Liu, Jin-Tan and Hsi-Chiu Chiang (1997), 「台灣有偶婦女時間分配型態之實證研究」 “The Empirical Analysis of Married Women’s Allocation of Time in Taiwan”, 人文及社會科學集刊 *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 9 : 3, 1-29。 (in Chinese)
- 簡文吟、薛承泰 Chien, Wen-Yin and Cherng-Tay Hsueh (1996), 「台灣地區已婚婦女就業型態及其影響因素」 “The Employment of Married Women in Taiwan: Its Patterns and Causes”, 人口學刊 *Journal of Population Studies*, 17, 113-134。 (in Chinese)

- 羅紀琮 Lo, Joan C. (1986), 「已婚婦女勞動參與的再思」 “Married Women’s Labor Force Participation Revision”, *經濟論文 Academia Economic Papers*, 14 : 1, 113-130。 (in Chinese)
- 羅雅琴 Lo, Ya-Chin (1997), 「台灣地區女性受雇者時間配置之研究」 “An Empirical Study of Time Allocation for Taiwan’s Female”, 碩士論文 MA. Thesis, 國立中正大學勞工研究所 Department of Labor Relations, National Chung Cheng University。 (in Chinese)
- 譚令蒂、于若蓉 Tan, Lin-Ti and Ruoh-Rong Yu (1996), 「雙元勞動市場模型的應用—兼論台灣婦女就業結構的改變」 “An Application of the Dual Labor Market Model - Structural Change in Taiwan’s Female Employment”, *經濟論文叢刊 Taiwan Economic Review*, 24 : 2, 275-311。 (in Chinese)
- Barnow, B. S., G. G. Cain and A. S. Goldberger (1980), “Issues in the Analysis of Selectivity Bias,” *Evaluation Studies Review Annual*, 5, 43-59.
- Bartel, A. and N. Sicherman (1993), “Technological Change and On-the-Job Training of Young Workers,” *NBER Summer Institute in Labor Studies*, July 26-30.
- Becker, G. S. (1975), *Human Capital*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1991), *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bryant, W. K. (1990), *The Economic Organization of the Household*, New York: Cambridge University Press.
- Chun, H. and I. Lee (2001), “Why Do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection?” *Economic Inquiry*, 39:2, 307-319.

- Daniel, K. (1995), "The Marriage Premium," in M. Tommasi and K. Ierulli, eds., *The New Economics of Human Behavior*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Gray, J. (1997), "The Fall in Men's Return to Marriage," *Journal of Human Resources*, 32:3, 481-504.
- Greene, W. (1993), *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.
- Hayashi, F. (1995), "Is the Japanese Extended Family Altruistically Linked? A Test Based on Engel Curves," *Journal of Political Economy*, 103: 3, 661-674.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47: 1, 153-162.
- Hersch, J. and L. Stratton (1997), "Housework, Fixed Effects, and Wages of Married Workers," *Journal of Human Resources*, 32:2, 285-307.
- Hill, M. S. (1979), "The Wage Effects of Marital Status and Children," *Journal of Human Resources*, 14:4, 579-594.
- Jacobsen, J. and W. L. Rayack (1996), "Do Men Whose Wives Work Really Earn Less?" *American Economic Review*, 86:2, 268-273.
- Korenman, S. and D. Neumark (1991), "Does Marriage Really Make Men More Productive?" *Journal of Human Resources*, 26:2, 282-307.
- Loh, E. S. (1996), "Productivity Difference and the Marriage Wage Premium for White Males," *Journal of Human Resources*, 31:3, 566-589.
- Lynch, L. (1992), "Private Sector Training and the Earnings of Young Workers," *American Economic Review*, 82:1, 299-312.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York: Cambridge University Press.

- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.
- Nakosteen, R. A. and M. A. Zimmer (1980), "Migration and Income: The Question of Selection," *Southern Economic Journal*, 46: 3, 840-851.
- Nakosteen, R. A. and M. A. Zimmer (1987), "Marital Status and Earnings of Young Men: A Model of Endogenous Selection," *Journal of Human Resources*, 22:2, 248-268.
- Schoeni, R. (1990), "The Earnings Effects of Marital Status: An International Comparison," paper presented at the Annual Meetings of the Population Association of America, Toronto.
- Wooldridge, M. J. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

Marriage Premium of Male Worker in Taiwan: Evidence from Endogenous Selection Model

Chen, Chien-Liang and Yu-Jhang Chen

Abstract

This study estimates the patterns of marriage premium of male wage in Taiwan over the 90's, focusing on the selectivity of marriage and the endogeneity of wife's labor force participation. The empirical results show that marriage status is evidently selected in male's wage equation. Positive marriage premium existing in male wage over the late 90's is significantly associated with wife's labor supply. Wife's joining labor market brings about favorable effects on husband's wage due to the complementarity of the couple's labor market human capital. Gender division in domestic services is not prevalent in Taiwan, thus wife's working hour does not cause significant unfavorable effects on husband's wage. And the encouragement of wife's access to full-time jobs may be advantageous to husband's wage rate.

Keywords: Wage Equation, Marriage Premium, Gender Division, Selectivity

JEL Classification: C24, J22, J24, J31

Chen, Chien-Ling Department of Economics, National Chi Nan University, No. 1, University Rd., Puli, Nantou County 54561, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-49-2910960 ext.4510, Email: clchen@ncnu.edu.tw. Yu-Jhang Chen, Financial Analysis Manager, Rate, Derivatives and Emerging Market Debt, Overseas Fixed Income Investment Department, 21F, No. 296, Jen-ai Road, Sec. 4, Taipei 106, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-27551399 ext.3750, E-mail: rodney@cathaylife.com.tw.

Received 21 August 2007; revised 17 April 2008; accepted 7 December 2009.