

台灣夫妻的家務工作時間： 親密關係的影響

蔡明璋

台北大學社會學系

本研究利用「台灣社會變遷基本調查」在 1996 年調查的全國已婚受訪者作為樣本，分析夫妻家務工作時間的貢獻。除了檢視相對權力、時間限制與性別意識理論的假設之外，本文的論點是親密關係致使夫妻以互惠方式進行交換，因而產生較為均等的家務貢獻。在控制相關因素之後，迴歸分析發現在丈夫群體中，親密關係較高者付出較多的家務時間，在妻子群體中，親密關係較高者則付出較少的家務時間。雖然丈夫群體的相關程度稍弱，這些結果支持了親密關係的假設。但是親密關係與經濟權力（以收入貢獻作為指標）、夫妻就業模式及性別意識的互動作用則不顯著。結論部分對本研究的理論意涵與未來的研究改進方向加以討論。

關鍵詞：台灣、家庭、家務工作、親密關係

The Effects of Intimate Relationships on Housework Time among Husbands and among Wives in Taiwan

Ming-Chang Tsai

Department of Sociology, National Taipei University

This study aims to examine the effect of the married couples' intimate relationships on housework time. It is posited that in such intimate relationships couples are more likely to engage in reciprocal exchanges such that shared housework is practiced. A national sample from the General Social Survey in Taiwan is used to empirically test the influence of intimacy against other competing factors including the relative power of individuals, time availability, and gender ideology. The findings from regression analysis support the intimacy hypothesis. It was found that among husbands, intimate relationship with their spouses increases housework time, although this is not a strong correlation. Decreased housework time occurred when it came to wives' intimate relationship with their husbands. The interaction effects of intimacy with an individual's economic power, employment patterns and gender attitudes were negligible. The concluding section of this paper discusses the theoretical implications and methodological issues of this study.

Keywords: Taiwan, family, housework, intimate relationship

許多家庭社會學的研究指出，家務分工的不平等持續存在。即使已婚女性積極地參與經濟生產工作，男性分擔家務的程度，一般來說，僅是極有限度的增加(Berardo et al. 1987; Bianchi et al. 2000; Bird et al. 1984; Barnett and Baruch 1987)。性別分工的不平等是影響婚姻品質與心理福祉的一個重要因素，社會學已累積極多的證據，指出這種分工與不平等的負面影響(Lavee and Katz 2002; Shelton and John 1996; Willigen and Drentea 2001)。主觀感覺到在婚姻之外可以有較好的生活水準、職業生涯機會，或是經濟資源不虞匱乏的女性，更是容易感到不滿，認為不平等的分工是不公平的(Lennon and Rosenfield 1994)。性別分工的研究進一步指出(Hochschild 1989; Major 1993; Robinson and Spitze 1992)，面對缺乏感情投入的丈夫，女性傾向於花費更多的「情緒工作」來處理甚至掩蓋婚姻關係中的潛在緊張、怨懟或失望。性別不平等普遍且持續地存在，顯示家庭仍然是反映父權制度的一個基本社會事實。

但是在這些挖掘家務分工不平等的大量研究與文獻裡，少數研究發現指出，有愈來愈多的男性作風頗為不同，願意採取不同於傳統的性別化家務分工模式，與配偶共同負擔「女性化」的家務(Jamieson 2002; Jump and Haas 1987; Wheelock 1990)。這些男性或許不能說是「萬綠叢中一點紅」，在群體中他們並不是那麼耀眼。「跨性別」的角色可能擾亂其男性的認同，對這點他們仍不免要感到焦慮。因此他們對家事的承諾與貢獻也不能過度的誇大(Rapoport and Rapoport 1980)。但是，在整個丈夫的群體中，這些願意花較多時間做家事的人數逐漸增加，與多數仍然堅守傳統性別分工者相較，他們表現出相當獨特的行為模式。

以往的研究指出，較平等的家務工作分擔，在「進步的，自由傾向的，受過良好教育的家庭」比較能夠出現(Kimmel 2000:129; Jump and Haas 1987)。一些研究也指出，性別態度與子女有無等因素在量化的研究中一再重複地被檢視。但是這些客觀的社會經濟背景與性別社會化的因素並不能解釋全部的變異。一些質化研究指出配偶之間的親

密關係產生值得注意的影響。**Jane Wheelock (1990)**研究英國東北方的工人家庭時指出，工人階級的家務工作並不是完全依循傳統的性別刻板印象，為數不少的失業男性工人採取的家計策略是更支持配偶的工作，更積極地負擔家務與照顧幼小。**Wheelock**訪問一對夫妻，詢問雙方是否討論過「誰該做什麼？」丈夫回答：「男性『做家務事』是好事。時代已經改變了，在以前，這些都是女人的工作。現在男性應該分擔」。另一對夫妻直接說：「在這個家裡，我們的想法是彼此幫助，樂在其中」。**Wheelock (1990: 4, 147)**解讀男性工人參與家務的原因時，點出這些工人家庭為了維持自尊，避免依賴國家福利的生活方式，願意充當「家庭主夫」，支持另一半的全職工作。但是，在她訪談的一些個案中，似乎也顯示配偶之間的親密關係，也是使這種適應方式可以順利運行的條件(p.93)。

Jaqueline Goodnow 與 Jennifer Bowes (1994)在澳洲雪梨地區對白領階級的伴侶所進行的個案研究，也注意到這層私密關係的重要性。維持一項良好的關係的企圖，是這些都市家庭能夠產生較均等、公平的家務工作的原因。而所謂的良好關係，不只是雙方有意地避免爭論與衝突而已，更重要的是試著將家務工作的分擔，當作是給予對方的禮物，交換與互惠是在沒有索求回報的情況下完成的：一位受訪的丈夫表示「如果我能為她清洗浴室，當作是款待她，這種為別人做些事的感覺，我是很樂在其中」。他的配偶也以同樣的方式為他做「他的」家務工作(p.104)。在這些強調伴侶關係的個案中，傳統的性別化的、不均等的分工並非不可能出現，不過，意識到關心與分享具有重要性的伴侶，通常能夠避免壓迫性的分工模式，不會讓一方沒有選擇餘地，必須做大部分的家務工作。這些個案研究暗示，促成較均等的家務分工的一個重要機制，乃是伴侶之間的親密關係。但是，至目前為止，家務分工的量化研究未曾將這個極有意義的社會心理解釋因素納入分析。

本研究利用一項全國性的調查資料（「台灣社會變遷基本調查計劃」的資料，以下簡稱「社會變遷調查」），試著分析親密關係對家

務分工時間的影響。我的經驗分析除了重新評估傳統的權力、時間限制與性別意識理論之外，同時也將解析親密關係的兩種效應——直接效果與互動效果。在分析家務分工時間變項所產生的偏離值(outliers)問題，本研究也利用適當的估計模型進行調整。「社會變遷調查」的設計是一般性的大規模行為調查，資料與測量方法難免受到限制，我的研究問題僅進行有限的檢證，結論部分將會更進一步的討論未來研究的適當設計。

一、親密關係與家務工作

相對於早期研究所強調的「浪漫愛情」與「伴侶愛情」的層面(Rubin 1970; Sprecher and Regan 1998)，最近的理論分析著作強調親密關係中的自我揭露，以及較為「實踐」層面的行動，包括對伴侶的關懷、照顧與分享(Jamieson 2002)。親密關係的觀點認為，配偶對私密關係的期望，他們實踐親密關係時所採取的方式，致使家務工作分配產生較均等的模式，以「不自私」的方式與伴侶共同分擔家務。Goodnow 與 Bowes (1994)對雪梨市的伴侶進行的訪問研究指出，親密關係促成一種強調公平交換的家務規範：男性做較多的家務，是因為他們預期與伴侶進行一種「禮尚往來」的互惠。斤斤計較自己的付出的配偶並非沒有，但是雙方會設定一個「大家都做一樣多」的平衡點，然後估量自己與對方已經做了多少貢獻。Goodnow 與 Bowes 也指出，要能夠界定出一個較公平的規則以分配家務工作，這是需要配偶雙方誠懇地面對不平等的問題進行協商，而協商的過程不免致使雙方關係變得緊張，甚至產生衝突。但是那些期望雙方關係是以「開放」（不一定是誰一定要做什麼）、「選擇」（誰做什麼家事不是因為受到壓迫）的原則作為基礎的配偶，比較能夠達成雙方付出相等的情境。

Arlie Hochschild (1989)所研究的個案與 Goodnow 與 Bowes (1994)呈現相反的行為模式：在日常生活中，家庭主婦面對的是非常強韌的

傳統性別意識，「男主外女主內」的角色固定難移，這些僵硬的性別角色模式不斷重製，結果是帶給主婦極大的家務負擔。這種典型的「傳統式家務分工」，常發生在缺乏親密情緒的伴侶身上。因為缺乏親密關係，導致丈夫僅用一份工資，用「物質的禮物」，來表達他對家人的關愛，「完成」他對家庭的所有貢獻。比較而言，Goodnow與Bowes所描述的配偶不企求立即回報，表現高度的親近關係，而Hochschild觀察的夫妻則反映更為普遍的不平等家務分工，在後面這種關係中，當事人的「社會距離」明顯增大，很少從「公平」的角度衡量彼此的貢獻。甚至在這種親密關係淡薄的情境下，公平的規範沒有發展的可能性，任何一方要求平等的分工，猶如緣木求魚。

直接檢證親密關係與家務分工的量化經驗研究仍然闕如。少數的相關研究提供了一些暗示性的證據。Miguel Moya等(2000)發現親密關係強度降低了男性對職業生涯（相對於家庭）的看重程度，這可能使男性願意花費較多時間在家務上。我的研究預期這個特別的社會心理的親密性，在其它條件相等的情況下，是使得男性願意花較多時間協助家務的一個顯著因素。

我假設親密關係是產生較均等分工的一個直接因素：與配偶較親密的丈夫，相對於比較不親密的丈夫，傾向於做較多的家務；而與配偶較親密的妻子，相對於沒有這種親密關係的妻子，傾向於做較少的家務。這個假設是以「其他條件相等」的形式存在的，其它條件包括最近的家務分工文獻中經常被援引的三個理論——相對權力理論、時間限制理論、性別意識理論——所提出的影響因素。底下我簡要的討論這些熟悉的論點，比較親密關係理論與這些觀點的差異。同時，我也提出，親密關係理論上可能具有催化這些因素的作用，親密關係與這些文獻經常提及的變項之間的「互動效應」也值得注意。

權力資源差異理論是解釋家務分工最廣為引用的論點。權力理論假設家務工作是無趣的，缺乏社會聲望的報酬。家務工作的本質乃是一種缺乏社會或實質報酬的勞動，在這個前提下，理性的、或說是「自利取向」的人傾向於避免在家務工作上付出太多。因此，未能從

經濟體系（或勞力市場）中貢獻物質資源的人，相對的較為弱勢，必須提供替代性的報酬，亦即是家務工作，才能交換、分享另一方提供的物質資源（收入與消費）(Ross 1987; Spitze 1986)。因為家庭裡的供養者(provider)握有的主要資源是經濟收入，Julie Brines (1994)以「經濟依賴」的概念來說明家務分工不平等本質上如同市場的嚴酷交換，但在形式上是較為軟化，這是因為婚姻契約不能輕易轉移所致。結果，家務分工的剝削通常成爲一種柔性暴政。¹

親密關係的觀點並不否定家務工作被貶低的特徵。在資本主義的「家務經濟」(domestic economy)體制裡，家務工作僅是具有「使用價值」的生產工作，但卻不具有「交換價值」，易言之，同樣是勞動工作，後者並不具相等的市場價值。親密關係的觀點同樣地認知到家務工作缺乏價值的客觀困境，因此也小心地指出較均等的分工是一個家庭鬥爭的議題。並非所有新成立的家庭一開始就享有均等的家務分工，Goodnow 與 Bowes (1994: 4)指出，那些理想的分工行爲，經常是不同程度的「爭執、堅持與辯論」所導致的。但是關係親密的配偶，比較能成功地經歷這個衝突過程，而其他較不親密的配偶，則常停滯在怨懟與不平等中，持續著性別化的分工。易言之，在較親密的配偶中，將市場經濟的權力（主要是個人的收入）轉換成不均等分工的可能性較低。

女性參與勞動市場，致使她們有理由要求配偶在家務分工上的調整。以西方社會的樣本所獲得的一致結果是，女性必須付出的工作時間，與家務勞動時間呈現顯著的負向關係，這項關係可能是家務分工

1 經濟依賴的理論是以男性作為主要的指涉對象。一些個案研究針對女性作為主要的家計負責者，但發現這些女性並未將自己在經濟市場中的財力轉化為在家中的權力，而享有傳統男性供養者的特權（較少的家務工作）(Stamp 1985; Tichenor 1999)。但是最近以美國和加拿大樣本所做的一些重要量化研究顯示，女性的個人權力（以收入貢獻作為指標）明顯地降低家務工作時間，同時增加了丈夫的家務時間(Bianchi et al. 2000; Nakhaie 2002)。台灣的研究並沒有得到一致的結果，熊瑞梅與周顏玲(1998)分析台中加工出口區工人，發現男性收入的效果不同於女性（後者不顯著），而李美玲等(2000)以一般家庭作為樣本則未發現相似的權力效應。不同的樣本與家務分工測量模式，或是分析的模型，都可能是導致不一致發現的主要因素。但是，相對權力或經濟依賴的效果所具有的性別差異，是觀察丈夫或妻子團體的行為時要特別加以注意的。

研究中最穩定的發現之一(Bianchi et al. 2000; Nakhaie 2002; Shelton and John 1996)。這意謂著，女性因為的時間限制而過度縮減家務，對所有家庭成員的生活水準均有不利的影響。但是，這些研究也同時顯示，女性參與的比例減少，主要是女性降低自己的家務工作時間，男性並未「自然而然」地接手家務工作。李美玲等(2000)的研究結果指出，夫妻的相對工作時間對家務工作項目（她們未分析家務時間），並非是顯著的影響因素。這項發現意味了男性的「彈性」較低。雖然文獻上沒有直接的討論親密關係如何降低男性的「彈性」，但是Wheelock (1990)所研究的一些英國失業男性所表現的關心與主動分擔家務的行為，暗示失業的工人階級如果不是因為與妻子有親密的關係，他們即使是賦閒在家也不願沾上太多的家務。在預測配偶個別的工作情況與所可能產生的空閒時間對家務分工的影響時，配偶的親密關係或許可以產生更有效的催化作用。

願意參與家務的丈夫，亦可能是因為其獨特的性別價值觀的影響。在這方面，性別角色的研究提供相當豐富的證據，指出接受平權主義的男性，同時也會接受均等的家務分工；而傳統的「供養者」的社會化模式，則是男性參與家務的絆腳石。Jessie Bernard (1981)強調男性的性別認同，與他們工作場所和職業有極為緊密的關係，因而分割出界線清楚的性別意識。傳統的性別社會化，也會致使女性傾向於接受男人賺錢養家、女人專務家事的角色期望。結果，她們將「家務分配」的公平性擺在一邊，產生不平等但是很滿意的弔詭情境(Major 1993)。在男主外（勞力市場）、女主內（家庭）成為許多配偶「共同」的想法時，這樣的性別意識很難使配偶安排出較均等的分工。以往研究指出，男性的性別態度與意識，對分工的安排的作用比較明顯（Barnett and Baruch 1987; Bianchi et al. 2000; Ross 1987; Shelton and John 1996; 李美玲等 2000）。雖然傳統的性別社會化導致不均等的家務分擔，那些能夠發展出較親密關係的配偶，或許可以壓低性別意識的不利作用。理論上而言，固守傳統性別化想法的男性，他們很難採取關愛、照顧與分擔的行為模式，來考慮妻子的家務負擔。我預測，

那些同時具有親密關係與非傳統性別意識的伴侶，在家務分工上有比較均等的分配。

本研究底下將利用「社會變遷調查」已婚樣本的資料，檢視親密關係的直接效果與間接效果的假設，同時也分析權力、時間限制、意識形態因素在這個群體上的差別作用。我先介紹本文的研究設計與方法，再分析「社會變遷調查」資料的迴歸估計，最後一節討論本研究的理論意涵、研究限制與未來可能的改進方向。

二、研究設計與方法

（一）資料

本研究使用的資料是「台灣社會變遷基本調查第三期第二次」的家庭組訪問資料。這份資料於 1996 年面對面訪問 1,924 位 20 歲至 75 歲的民衆。受訪者居住地區分布於 20 個縣市的 39 個鄉鎮（市區），利用兩階段的隨機取樣方法，先以各個鄉鎮市的里作為抽樣單位，再用亂數表抽出戶內的受訪者（瞿海源 1996）。

最後的統計分析僅選取這套資料的已婚者。因為同住的配偶比較適合分析夫妻之間的家務工時，「社會變遷調查」共蒐集了 739 位丈夫與 648 位妻子的資料。未與配偶同住的受訪者（因工作關係分居或其他原因分住），則不列入分析。

（二）變項測量

以往的研究在測量家務分工上，有兩個不同的做法。第一種是工作項目的計算。根據受訪者所報導的負責家務工作項目，計算所得的分數，表示配偶之間的差距。已出版的台灣家務分工的重要研究，均利用這樣的操作化（李美玲等 2000；莫藜藜 1997）。這個操作化方式有其缺點。既然大部分的丈夫做比較少的家事，這個變項可能產生很低的變異量。另一方面，家務分工的性別化意味著女性與男性「固定地」從事某些「核心的」項目，而這些核心的項目，是一般調查所

常詢問的。固定化的作用使得那些投入較多的家務時間的男性不易被觀察出來。相對而言，使用家務時間作為測量的基準有一些益處，除了較可能觀測到男性群內的變異之外，(1)如果家務勞動基本上是不愉快的勞動，那麼較長時間的家務工作，相較於做較多項的家事的測量方法，比較能反映出家務工作者的相對不利情境；(2)處理家務時，不同項目所需花費的時間並不相等，一些事項需要花更多的時間在規劃上（例如財務收支與一周菜單的預先安排），而實際執行時（到便利商店繳費或炒菜）通常費力不多。以時間的單位進行測量，對這些項目有較適當的估計。

上述的說明顯示，使用「時間」作為測量工具有其「比較利益」。我使用一個相對的比率指標：「受訪者的家務工作時間／受訪者與配偶所有的家務工作時間」×100%，作為測量家務分工的指標。²一些研究也指出夫妻之外的家務參與者，例如子女、祖父母、或其他僱用的服務工作者，也應計算在內(Shelton and John 1996)，不過「社會變遷調查」未能提供這方面的資料。我們的研究目的是比較配偶之間的時間貢獻程度，這個比例變項大致上是適當的。一些研究亦採用這個計時方式（Bianchi et al. 2000；熊瑞梅、周顏玲 1998）。表一的統計顯示，台灣丈夫對家務分工的貢獻極為有限，大約是妻子的四分之一。從分位數統計也看出至少有 25%的丈夫完全不做家事，而 90%以上的妻子做至少 50%的家務。其他變項的基本統計亦列於表一。³

2 一些受訪者表示家務工作時間超過 100 個小時，均以 100 個小時計算。「社會變遷調查」是以每週為基準，請受訪者估計其家務時間。如果夫妻均無家務工作時間，其比率則無法計算（分母為零），在處理這些樣本時，不能以相等分工來看待（因為雙方均未做任何事，就不能以分工的概念來描述），因此我決定將這部分的樣本排除。此外，有些夫妻均僅有極低的家務時間時，例如分別為 10 分鐘與 15 分鐘，這個情況下的比例，並不具意義。「社會變遷調查」的答項是以小時計，我們未能處理這種特殊的情況。這些個案很可能報導他/她們做家務的時間為零，而被我排除在分析之外。簡言之，家務分工時間以「比率變項」的方式操作化，導致做不同家務時間數量的配偶（如夫妻的家務時間均為八小時，與均為四小時者），得到同等的比率，僅在此提醒讀者這項限制。本研究測量的是「相對的」、而非「絕對的」時間付出。

3 在表一中，受訪者缺漏資料時，採取 pairwise 的方法列出這些變項的統計。關於缺失資料的處理，請看第四小節的說明。

表一 變項的基本統計

| | 丈夫 | | 妻子 | |
|----------|--------|-------|---------|-------|
| | 平均數 | 標準差 | 平均數 | 標準差 |
| 年齡 | 46.08 | 12.04 | 43.04 | 12.01 |
| 教育程度 | 2.56 | 1.43 | 1.43 | 1.27 |
| 有六歲以下子女 | 13.10% | | 12.90% | |
| 個人收入貢獻 | 72.52% | 30.43 | 37.84% | 34.58 |
| 家庭工作類型 | | | | |
| 夫工作妻工作 | 47.40% | | 49.60% | |
| 夫工作妻未工作 | 44.20% | | 33.60% | |
| 夫未工作妻工作 | 2.70% | | 5.10% | |
| 夫妻均未工作 | 5.70% | | 11.70% | |
| 性別意識 | | | | |
| 支持女性工作 | 5.17 | 1.08 | 5.67 | 1.20 |
| 內外分工 | 8.29 | 1.61 | 8.02 | 1.81 |
| 家庭優先 | 8.74 | 1.44 | 8.65 | 1.40 |
| 親密關係 | 6.29 | .87 | 6.12 | .99 |
| 家務時間 | 20.50% | 21.04 | 80.79% | 20.99 |
| 分位數 10 % | 0.00% | | 50.00% | |
| 分位數 25 % | 0.00% | | 69.36% | |
| 分位數 50 % | 14.76% | | 87.50% | |
| 分位數 75 % | 33.33% | | 100.00% | |

本研究以個人收入占家庭總收入的比率作為測量相對權力的指標。這個測量方式強調個人的「經濟」權力。這個指標僅是間接的測量「權力」的高低程度，可能反映出配偶個別的影響力，例如在哪些家務事項上有較高的發言權、或是負責的情況，對於權力作為「執行自己的意志，儘管對方反對」的典型情境，尚不是我們的（以及以往研究的）操作化所能掌握的。

關於個人的就業與工作所形成的家務工作時間的限制，最適當的測量方式是直接探詢受訪者的工作時數，以及工作的時段（夜班或日班）(Presser 1994)，「社會變遷調查」並沒有提供這方面的資料。我們的做法是較間接的，利用配偶的工作地位來測量家務工作時間的限

制。我們假設，有工作的婦女較可能經歷角色的過度負擔(**role overload**)，她們從事家事的時間受到就業現實的限制（相較於未工作的妻子）。基於這個假設，我們以夫妻的工作特徵為出發點，將所有家庭分為四類：(1)夫妻均有工作；(2)夫有工作，妻未工作（傳統的「男主外女主內」）；(3)妻有工作，夫未工作；(4)夫妻均未工作。利用第二類夫妻作為參考團體，我們預測第一類丈夫會從事較多的家務，因為妻子的就業構成時間的限制。第三類丈夫的家務時間亦應增加。不過亦有相關研究發現，丈夫的家務時間，一般而言，並不受到妻子工作的影響(Berardo et al. 1987)，但是當妻子的工作產生時間上的壓力時，丈夫才會做較多的家務。夫妻工作與否，或許反映了兩者不同的經濟地位，我在迴歸模型中已將收入的貢獻加以控制，因此，夫妻工作情形的「淨效果」，應可以顯示可得時間對家務貢獻的作用。

性別角色價值的測量，是以八個題目的量表進行因素分析後獲得的三個因素作為指標（結果列在附錄一，各題給分的方式是：4 = 很同意，3 = 同意，2 = 不同意，1 = 很不同意）。因素分析的結果得到的第一因素是「支持女性工作的態度」（第三、四題）；第二個因素是「內外分工」的傳統角色安排（第五、七、八題）；第三個因素是「家庭優先」（第一、二、六題）。⁴以最大概似法(**maximum likelihood**)斜交轉軸所得到的 χ^2 值並不大($p = .043$)，顯示資料與因素分析模型的契合度尚佳。我以各因素題目的總分測性別角色的態度強度。

親密關係由四個題目測量，包括「溝通」、「實際的支持」與「性生活滿意」等向度的評估。因素分析顯示僅有一個主要因素（請看附錄二）。親密關係與性別角色題目的計分方式相同，但第二題為負向題目，以減分的方式計分。這個關係雖是由四個指標構成一個較為穩定的複合指標，不過，其他學者曾以較多的題目更詳細地測量親密關係的幾個重要向度，例如Elaine Hatfield and Susan Sprecher (1986)

4 「社會變遷調查」另有一題是「只有美滿的家庭但是沒有個人的事業是一件很遺憾的事」，在因素分析中與其他指標相關很低，因此刪除了這個題目。

與Sprecher and Regan (1998)對親密關係的「伴侶愛」和「激情愛」所發展的測量工具。更早的測量工具則是Zick Rubin (1970)的「浪漫愛情量表」，這份古典的研究亦有13個題目分別測量「依賴需要」、「協助傾向」與「排他性／融入性」三個向度。不過，大規模的調查很難就單一概念或現象投入大量的篇幅（題目）對不同向度進行詳細的施測。「社會變遷調查」僅有的四個題目與測量的方向較為偏向「伴侶關係」，較為特別之處是將性生活的滿意也納入測量。

（三）控制變項

本研究的迴歸模型使用了四個控制變項，以排除這些共變項的可能干擾效果。首先是調查訪問的情境因素。男性從事家務工作逐漸獲得社會的支持，男性可能在社會可欲性(social desirability)的影響下，以少報多，結果會高估這個群體的家務時間。因此，家人出現在訪問情境中可能產生的「矯正」作用(Zipp and Toth 2002)，應加以考慮。「社會變遷調查」提供一項資料：訪問時是否有大人或小孩在場。我將「大人在場」的情境，⁵設計成一個虛擬變項，並預期它對男性受訪者產生負向的作用。

以往的文獻也指出，較均等化的分工常出現在較進步的世代(Kimmel 2000)，暗示年齡的可能影響：較年輕的配偶所採取的家務分工較不依循「傳統的」男外女內的模式。年齡所代表的不同世代的作用，因此應加以控制。

第三個控制變項是教育。教育程度較高者，可能採取非傳統的分工觀念或行為模式，而使家務工作的負擔較平均，同時，研究也發現，教育與家務工作在不同性別的配偶上產生相反的作用(Berardo et al. 1987; South and Spitze 1994; Presser 1994)。受訪者的教育程度是依其受教育年數加以測量。以往的台灣家庭的家務研究將教育視為「權

5 這裡所謂的「大人」，可能是家人、妻子，但是「社會變遷調查」沒有進一步確認其身分。有大人與小孩在場也列入這個類別。

力」的指標（李美玲等 2000），夫妻同為高教育程度者，丈夫傾向負責較多項的家務。通常夫妻的教育程度相關很高，因此這個操作方式或許有其缺點。在進行初步的資料分析時，我曾比較夫妻的教育程度，並設計一套虛擬變項（夫>妻，夫=妻，以及夫<妻），但未發現這樣操作化的教育差距對家務分工有顯著的影響。

另一個控制變項與家庭生命週期有關。Alice Rossi (1989)指出「為人父母」的家庭生涯轉型，致使家務分工更加性別化。幼小子女的出現，會增強傳統的性別角色。不過，一些研究發現幼小子女增加家庭的家務工作量，而使父親不得不參與家務工作(Shelton and John 1996; Bianchi et al. 2000)。但有無學齡前子女在李美玲等(2000)的研究中並無顯著的作用，Ross (1987)亦沒有發現明顯的影響。可能原因是這些研究使用一般性的家務分工項目，沒有反映出父親可參與照顧子女的特殊事項，⁶ 因此這個家庭週期變項並未出現應有的效果。我預期，幼小子女增加的家務工作時間，會部分移轉到丈夫手上(Bianchi et al. 2000; Nakhaie 2002)。⁷

（四）缺失資料的處理

在檢視所使用的變項資料時，發現性別角色、家務時間與親密關係指標的缺失值相當多，其他的個人基本資料則相當完整。「支持女性工作」的缺失值比例最高，在丈夫群體中，有 20.8%的受訪者沒有提供完整的回答，而在妻子群體中，亦有近 19%的受訪者未登錄完整資料。家務工作時間的缺失情況相對較低，兩個群體均在 6%左右。其他兩項性別態度（「內外分工」與「家庭優先」）與親密關係的缺失比例則介於兩者之間。缺失資料導致的模型估計的相關問題，在以

6 李美玲等(2000)的研究所測量的家務分工，並沒有包括照顧子女相關的項目。

7 另一個家庭生命週期的演化特徵是家庭組成的長久，可能對家務分工產生影響。家庭的組成時間愈久，女性在家庭的相對地位有較明顯的改善(Bernardes 1997)，男性在較長期的婚姻中，失去較多的社會地位與資源（社會尊敬或收入），在老化的家庭中（相對於初婚的家庭），配偶較可能轉移至均等的分工形式。我們以「結婚年數」作為測量家庭的「生命週期」的替代變項，不過初步的統計分析並未顯示這個變項產生顯著的正向作用，因此這個變項未列入於最後所有的迴歸模型中。

往的台灣家庭研究中，亦沒有得到適當的注意。這類型的研究，常詢問一些私密性較高的問題，通常這方面的資料缺失比例較高，研究者不可忽視所引起的估計問題。本研究利用多重補齊方法(multiple imputation)彌補上述缺失資料的問題。為節省正文的篇幅，資料補齊方法說明列於附錄三。

(五) 迴歸估計的模型

本研究利用上述多重補齊法產生的資料，以迴歸模型分別估計丈夫與妻子兩個群體的家務工作時間。⁸先估計各個自變項的直接效果，接著再檢證親密關係的互動效果。以傳統的OLS方法進行估計時，在許多的觀察值上發現殘差值過大的情況（標準化的殘差大於2）(Fox 1991)，這在一般使用結構式問卷的調查資料中，是較少見的。本研究使用的比率變項加大了指標的變異範圍，偏離值(outliers)出現的情況是可能的。因為偏離值影響一般最小平方估計的效率，本研究決定採用常用的最小絕對誤差方法(the least absolute error method, LAE)進行校正(Judge et al. 1985)。這個方法的估計方式是將 $\sum |y_i - x_i' \beta|$ 最小化，其中 y_i 與 x_i 分別是依變項與自變項上的觀察值， β 為迴歸係數。LAE方法的特色是藉由絕對誤差的最小化，減低偏離值的誤差對迴歸係數可能產生的支配，在大樣本時提供不偏誤的估計值。一般而言，LAE方法得到的估計標準誤，比OLS方法較小，但是這個方法並未對整體模型提供類似F檢定的統計數，而是提供一種擬似 R^2 ，僅能作為模型解釋量的參考。

8 在分析這項家務時間相對貢獻時，對丈夫的估計模型同時也估計了他們的妻子（後者的時間是 $(100\% - h)$ ， h 表丈夫的家務時間貢獻），因此妻子的迴歸模型是 $100 -$ 常數項，同時所有的迴歸係數 $\beta \times (-1)$ 。但有些解釋因素可能具有性別化差異，例如性別意識在兩人身上的作用可能有差別，「社會變遷調查」並沒有同時加以測量，因此丈夫與妻子樣本仍應分別估計。

表二 丈夫與妻子家務工作時間的迴歸分析

| | 丈夫 | | | | 妻子 | | | |
|---------------------------------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | OLS-LW | LAE-LW | OLS-MI | LAE-MI | OLS-LW | LAE-LW | OLS-MI | LAE-MI |
| <u>控制變項</u> | | | | | | | | |
| 其他人在場 | -6.57*** (2.01) | -9.13** (2.70) | -4.68** (1.59) | -6.15** (2.21) | -5.00** (2.15) | -5.18† (2.93) | -5.25** (1.68) | -6.16** (1.84) |
| 年齡 | .30* (.11) | .18 (.15) | .30*** (.09) | .25† (.13) | .16 (.14) | .14 (.19) | .08 (.10) | .08 (.12) |
| 教育 | .41 (.27) | .35 (.36) | .51** (.21) | .91** (.31) | -.21 (.31) | -.52 (.43) | -.32 (.26) | -.64* (.31) |
| 有六歲以下子女 | 8.42* (3.10) | 7.08† (4.14) | 8.49*** (2.42) | 7.97* (3.39) | 2.68 (3.29) | 4.03 (4.51) | .25 (2.71) | 1.14 (3.04) |
| <u>預測變項</u> | | | | | | | | |
| 收入貢獻 | -.02 (.04) | -.04 (.05) | -.01 (.03) | -.03 (.04) | -.06† (.03) | -.10* (.04) | -.06* (.03) | -.07* (.03) |
| 夫妻均工作 | 6.01** (2.17) | 8.27** (2.89) | 7.56*** (1.64) | 10.65** (2.57) | -4.71† (2.41) | -5.08 (3.25) | -6.26** (1.91) | -5.55** (2.13) |
| 夫未工作妻工作 | 8.86 (7.23) | -1.35 (9.40) | 13.40* (5.22) | 16.42* (7.02) | -27.48*** (5.24) | -26.82*** (7.00) | -19.90*** (3.91) | -19.47*** (4.32) |
| 夫妻均未工作 | -4.72 (5.88) | -.33 (7.78) | -2.11 (3.88) | 3.10 (5.79) | -15.21*** (4.09) | -9.95† (5.52) | -11.72*** (3.12) | -8.29* (3.45) |
| 支持女性工作 | 3.71*** (.94) | 2.21† (1.25) | 2.56** (.78) | 1.73 (1.12) | -.74 (.90) | -.41 (1.21) | -1.08 (.75) | -.45 (.83) |
| 內外分工 | -.24 (.66) | -1.01 (.88) | -.70 (.51) | -.60 (.72) | 1.53* (.70) | 1.72† (.95) | .29 (.71) | .71 (.80) |
| 家庭優先 | -.31 (.73) | .15 (.97) | -.23 (.58) | -.03 (.79) | .65 (.72) | .20 (.98) | .94 (.74) | .40 (.77) |
| 親密關係 | .89 (.60) | 2.26** (.80) | .65 (.48) | 1.18† (.62) | -.81 (.59) | -1.60* (.81) | -.94† (.51) | -1.15* (.57) |
| 常數 | -16.10 | -11.15 | -9.59 | -15.36 | 77.17 | 91.51 | 92.69 | 98.83 |
| N | 411 | 411 | 739 | 739 | 360 | 360 | 648 | 648 |
| Adj. R ² / Pseudo R ² | .13*** | .11 | .13 | .11 | .11*** | .11 | .09 | .08 |

註：OLS= 最小平方估計；LW= listwise 刪除資料；LAE= 最小絕對誤差估計；MI= 多重補齊資料；括弧內為估計標準誤。

† < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001

三、結果與分析

表二的第一、二欄列出以刪除法(listwise)所留下丈夫樣本(n= 411)所得到的二個估計結果(分別是OLS與LAE方法),而實際上在「社會變遷調查」中,應分析的丈夫應有739位,45%樣本未納入分析。⁹以刪除法所能留下的妻子亦只有360位,而可以分析的妻子應有648位,也同樣是45%的樣本未能分析,以OLS與LAE方法得到的估計列於第五與第六欄。這兩種統計僅供參考,以對照補齊法所產生的結果:丈夫的分析結果列在第三、四欄,妻子的分析結果列在第七、八欄。¹⁰不論是刪除法或補齊法產生的資料,我均發現OLS殘差值大於2的個案相當多。例如,在第三欄的丈夫中,有26個有偏離值(以2個標準差為底線),計3.5%。而在第七欄的妻子中,亦有28個有偏離值,計4.3%。同時,在丈夫群體中,偏離值的92%均為正值,而妻子群體有89%為負值,顯示OLS的估計傾向於低估了丈夫的家務工作時間,而妻子則有高估的情況。LAE方法提供較適當的估計。

表二的前四個變項為控制因素,這些控制的效果需要做幾項說明。「其他人在場」的因素的確對丈夫與妻子報導家務時間有極為顯著的「壓抑作用」。丈夫的年齡愈低,家務時間的比例愈少。這與我們的預期不合。較年輕的丈夫,相較於較年老的丈夫,或許在家庭中可以用各種社會權力與資源而減少家務工作,顯現較為「傳統」的分析模式。我們預期在丈夫群體中,教育程度會增加家務工作時間,表二的迴歸結果顯示,在補齊的資料中,教育變項的效果相當顯著。在

9 各個性別態度與親密關係變項均有不等(10%到20%)的缺失值,因此同時分析時所導致的所有缺失比例相當高。

10 多重補齊法的資料中發現,在家務時間與收入貢獻這兩個比例變項上,有少數(15個左右)的補齊數值高於100或低於1,並非合理的範圍。將這些數值再加以調整,高於100者,以100計,低於1者,以1計。以Bayesian後設機率為基礎的多重補齊法所產生的是分配結構等同的資料結構,這些數值的改變,可能使補齊資料的結構不相同。不過,本研究分析發現兩種方法產生的估計幾乎相同。表二使用的是調整後的數值。

妻子群體中，LAE的估計也發現教育的負向作用（看第八欄）。關於教育變項的作用，本研究複製了以往的發現，亦即教育具有產生較平等家務分工的作用(Nakhaie 2002; South and Spitze 1994; Presser 1994)。年幼子女的存在，對丈夫的家務時間所產生的正向效果，也與西方社會以往發現相符(Bianchi et al.2000; Nakhaie 2002; Shelton and John 1996)。有些研究者(Rossi 1989)認為，年幼子女的出現，將使性別化分工成形，致使丈夫相對少做家事的傾向，這個觀點與我們的發現不符。以往以台灣社會的受訪者進行的研究指出，學齡前子女對丈夫的家務分工所參與的項目未產生影響（李美玲等 2000），本研究的發現與之並不一致，但是年幼子女致使父親增加的家務時間，仍相當有限（約 8%左右，請看表二第三、四欄）。

經濟權力理論預測，丈夫的相對收入是家務時間的一個決定因素。我的發現並未支持這個觀點。反而在妻子的樣本中，收入較高的妻子對家務時間的貢獻較低（表二第七與第八欄）。我的研究設計不同於台灣以往的研究，比較李美玲等(2000)以家務工作項目研究，她們的發現是妻子的收入比例與丈夫的家務工作呈正向相關。然而，不同的研究設計顯然產生相近的結果，李美玲等(2000)的分析重點是同一家庭內的丈夫與妻子的比較貢獻，而我的興趣是丈夫之間、妻子之間各自的比較。這些發現的綜合結論是：收入貢獻較高的妻子，即使沒有因此使丈夫做較多的家務，至少她們比起收入貢獻有限的妻子，能夠免除了較多的家務。

在分析夫妻是否工作所產生的家務時間效應時，我們將夫妻的工作情況分成四個類型，並以三個虛擬變項比較不同組別的差異，「丈夫工作妻子未工作」作為對照組。在丈夫的群體中，夫妻均有工作這一組的迴歸係數達到顯著水準，顯示在雙薪家庭中，妻子就業的確造成時間的壓力，而使丈夫接手一部份的家務。與傳統的「男主外女主內」家庭的丈夫（對照組）比較，「雙薪家庭」的丈夫所做的家務工作比例多出 10.7% ($t= 4.2, p< .001$ ，表二第四欄)，顯示丈夫並不是毫無彈性的一定不做家務事。「丈夫未工作但妻子工作」時，前者的家

務工作也相對較多。補齊資料的結果比 LW 刪除法的結果，產生較大的迴歸係數，這是較符合理論預期的結果，請比較表二的第二、四欄。而最後一種工作類型組合的虛擬變項（「夫妻均未工作」）與「男主外女主內」的類型並沒有顯著的差別。從夫妻工作情況分析所得到的發現是，當雙薪成爲維持家庭生計的必要策略時，丈夫的家務工作行爲有所「應變」。當然，這些應變所增加的家務時間的量，與妻子的全部家務時間相比，或許仍然有限。

就妻子這個群體而言，就業是對家務分工均等化的作用，這項工作地位的影響達到顯著水準($b = -5.5, p < .01$)。同時，在丈夫未工作的家庭中，妻子的家務時間明顯較低，顯示失業男性做了家務。

總的來說，丈夫的家務工作時間，與妻子就業以及因自己的時間可得性，有極爲密切的關係。這項結果基本上複製了西方社會的發現，但李美玲等(2000)的研究利用夫妻相對工時作爲預測變項時，並未能發現這項差異 (Presser 1994；比較 Bianchi et al. 2000)。

關於性別角色意識的檢定，我使用的性別角色態度的三個因素，在初步分析後發現，在丈夫群體中，僅有「支持女性工作」因素達顯著水準。LAE 的估計顯示這個因素的影響較弱，但仍是預期的方向。以往的研究 (李美玲等 2000) 並未仔細區分出性別角色的多向度特質，雖然這些研究發現支持性別平等的態度對丈夫具有啓發作用。¹¹ 本研究操作化方式更精確地指認，僅在丈夫認知女性工作的價值時，才會出現較積極地家務參與。而丈夫是否已拋棄傳統「男主外女主內」的分工想法則不是那麼重要。這項結果暗示，同意女性自主的價值，特別是從工作成就的意義而言 (這是我們的測量題目所強調的)，對丈夫的啓發作用高過其他價值觀。

在補齊資料後，妻子群體中的三項性別態度均未產生顯著的影響。這項結果似乎與性別意識理論的預期矛盾。在美國的樣本中，妻

11 熊瑞梅與周顏玲(1998)的研究分析一套九個題目的性別角色意識量表，區分「性別角色分化」與「性別權力」兩個因素，但沒有發現這兩個因素與製造業工人家庭分工有明顯的相關。

子的性別意識則呈現有利的作用(Bianchi et al. 2000; Presser 1994)。女性的性別價值觀對台灣家庭的家務分工的影響，因此不能過度強調。李美玲等(2000)的研究發現，丈夫的性別意識（她們的測量強調夫妻平權的態度）是比較具有影響力的，我們的發現也傾向這個論點。不過，我們使用的資料未能同時測量夫妻的性別意識，無法更直接的比較李美玲等的發現。

本研究預期配偶之間的親密關係，可以預測丈夫分擔家務工作的實際行動。我們的統計發現，OLS的估計未能有效地反映親密關係在丈夫群體中的效果（ $b = .65$, $t = 1.37$, $p > .1$ ，表二第三欄），LAE 迴歸的模型顯示較明顯的關係：在那些願意做較多家務的丈夫中，親密關係是一個有利的促成因素，雖然從統計的角度來看，這個影響程度稍弱，但已非常接近傳統的顯著水準界線（ $t = 1.91$, $p = .056$ ）。一般而言，丈夫在感到與配偶的親密關係時，傾向於做較多的家事，緩和了家務工作的不平等。

在妻子的樣本中，親密關係與家務工作比例的「負向」相關，達顯著水準，亦是我們所預期的結果，本文所提出的親密關係的假設得到支持。那些與丈夫能夠孕育出親密關係的妻子，相對於夫妻關係淡薄的妻子，能夠享有丈夫分擔家務的好處。¹²

關於親密關係轉化為實踐的照顧與協助的問題，有些悲觀的看法是，即使親密關係能夠形成，但性別社會化所導致的分工模式仍舊難以克服(Jamieson 2002)。從我們的資料來觀察，顯然可以採取較為樂觀的看法。¹³

表二列出的 LAE 迴歸模型的擬似解釋變異量(pseudo R^2)，僅供參考，不適合與 OLS 的 R^2 做比較，因為 LAE 估計方法的目的，不在於

12 親密關係的四個題目中，受訪者主觀感覺到的「支持與鼓勵」（附表二第二題），與依變項在概念上或許相當接近。我將這一題去掉，重新分析的結果，並沒有顯示不同的結果。

13 一位評審認為，丈夫參與家務工作減少了妻子因為過度負擔家務的不滿，因此可能促進配偶的親密關係，因果關係的可能方向是家務貢獻產生親密關係。這項說法在本研究的資料分析上並未得到支持，將親密關係作為依變項的分析，並控制其他預測因素後，家務工作的迴歸係數並未達到顯著水準。

取得最大的解釋變異量。相較於以家務責任項目的研究所得到的 R^2 (OLS)，我們的模型所能解釋的變異量稍高（李美玲等 2000；比較熊瑞梅、周顏玲 1998）。

檢證親密關係所可能產生的互動效應，是本研究重視的另一種可能的因果關係。我們的假設是在夫妻的關係較為親密的情況下，丈夫的收入貢獻的負向作用可能減低，有工作的丈夫可以增加家務工作時間，支持女性工作的性別意識可以產生更顯著的作用。針對潛在的互動效應加以探究，有助於我們進一步了解親密關係在解釋家務分工行為上扮演的多種角色。不過，我們在將丈夫的十個補齊資料加入這些互動項後再次進行統計分析，並未發現值得注意的互動作用。互動項不顯著的可能原因是與主效果變項的高度相關，構成的共線性使得估計不穩定。這項資料結構所產生的問題並沒有標準的解決程序。Hubert Blalock (1979: 495)的建議是觀察 R^2 的增加以推測互動項的潛在影響。本研究計算互動項對 R^2 的增加，發現不論哪一種估計方法 (OLS、LAE)， R^2 的增加極為有限（不超過 1%）。

唯一發現的互動效果是「親密關係×內外分工」，其負向的係數值表示，與妻子之間有親密關係的丈夫，在堅持傳統性別分工的方式時，其家務貢獻會相對較低（請看表三）。¹⁴ 這項發現指出了相對於親密關係假設的例外情況。但這個互動項是否是穩定的效果，仍然須再進行檢證。本研究再進一步以 ridge regression 的方法針對這項互動效果的共線性進行微調(Fox 1991)。¹⁵ 這個校正的目的是觀察估計係數的變化趨勢。一般而言，共線性影響所產生的迴歸估計，在 ridge factor 增加到一個數值之後，迴歸係數的變化曲線會變得較為平緩，這時所獲得的估計數可以作為概略推估之用。圖一是將 ridge factor 設定為

14 親密關係與「丈夫妻子均工作」的互動項，是較接近顯著水準的效果，且呈現預期的正向作用($t=1.86$, $p=.063$)。但這項因素對家務工作貢獻模型的解釋力沒有顯著的增加，因此不擬多費篇幅討論。

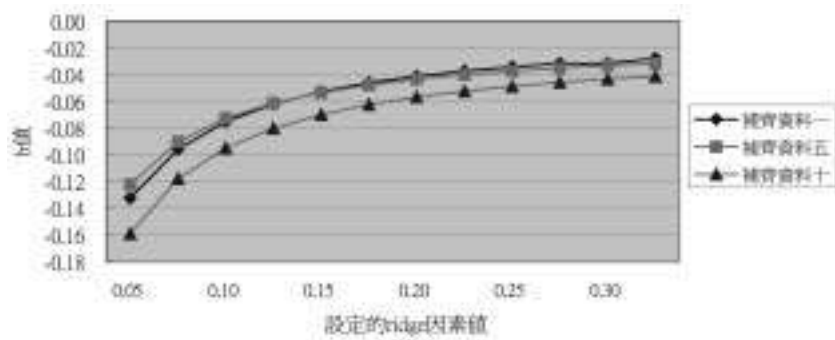
15 本節的 ridge regression 估計，是利用 SHAZAM 程式計算(White 1997)。

16 針對所有重製的補齊資料進行 ridge 分析耗力費時，並無實際的作用，我們只選取第一、五與十個替代資料。三個資料的分析結果，應可概推出 ridge 估計的一般結果。

表三 丈夫的「親密關係 x 內外分工」的互動效果分析(LAE-MI)

| | 迴歸係數 | 標準誤 |
|-----------------------|---------|------|
| 控制變項 | | |
| 其他人在場 | -4.49** | 1.49 |
| 年齡 | .27*** | .08 |
| 教育 | .48* | .19 |
| 有六歲以下子女 | 7.66*** | 2.24 |
| 預測變項 | | |
| 收入貢獻 | -.02 | .03 |
| 夫妻均工作 | 7.19*** | 1.53 |
| 夫未工作妻工作 | 12.72** | 4.86 |
| 夫妻均未工作 | -1.43 | 3.54 |
| 支持女性工作 | 2.48** | .75 |
| 內外分工 | -.21 | .54 |
| 家庭優先 | .19 | .55 |
| 親密關係 | 1.57** | .58 |
| 親密關係×內外分工 | -.13* | .06 |
| 常數 | -13.48 | |
| 樣本數 | 739 | |
| Pseudo R ² | .127 | |

*p< .05, **p< .01, ***p< .001



圖一 親密關係與內外分工的迴歸係數：丈夫樣本的 ridge 曲線

$k = .05 + .025 \times N$, $N = 0 \sim 1$ ，從三個補齊資料¹⁶分別分析所得到的互動項迴歸係數(**b**)值的 ridge 曲線。在 $k = .1$ 時（微幅的校正），**b** 值已有相當大幅度的降低，顯示共線性的確影響了 **b** 值的估計，在 **k** 加大到 .25 時，互動項係數的變化已漸呈穩定的趨勢，但已趨近於零。我們的結論是，這個數值的作用雖然存在，但其顯著水準並不是很高。另外，表三的估計顯示支持女性工作與親密關係達顯著水準。因為這兩個因素臨界於顯著水準，容易在不同的模型中觀察到其高低不同的數值。

在妻子群體中的所有互動項均未達顯著水準（限於篇幅未列出）。這些互動效果的分析獲致的一個結論是，親密關係的互動效果並不值得特別的注意。

四、討論與結論

父職常是一種社會地位，相對的，母職常是一種角色活動。父職的主要責任是養家餬口，而母職則「概括承受」其他所有的家事工作。研究家庭的學者用這套「地位」與「活動」的相對概念來區分父職與母職(Bernardes 1997)，台灣的家務分工模式也適合這樣的描述。但是不容否認的，性別化的分工，面對著兩性平權化的變遷壓力。婚姻從傳統的父權制度，轉成為平等的伴侶關係，這樣的價值理想為許多配偶所支持，雖然這種變遷的步調和幅度相當緩慢(Jamieson 2002: 31)。從家務分工的模式來觀察，大致上亦是如此，性別化的區隔與不平等，仍然是最為凸顯的特徵。台灣的家庭研究一再地發現夫妻在分工、角色負擔方面的性別化差異，雖然在家庭決策方面有較平權化的傾向（陳玉華等 2000；林松齡 2000；熊瑞梅、周顏玲 1998）。

儘管社會學者分析與批判那些執著於「傳統分工」的男性，本研究指出一些丈夫能夠分擔比較多的家務工作，同時，親密關係在他們身上產生的作用是值得注意的。而這項夫妻關係因素顯然被以往的研究所忽略了。親密關係意謂配偶之間願意傾聽、關愛、照顧的傾向，

能夠將這些親密關係以行動表露出來的配偶，明顯地產生較均等的家務工作。我的發現指出親密關係因素的獨立作用（或「主要效果」），在控制三類主要的解釋變項之後（包括相對權力、時間可得性與性別意識），夫妻兩個群體所經驗的親密關係，對家務時間產生影響。在丈夫樣本中，親密關係增加了他們的家務工作比例，在妻子樣本中，則減少了她們的家務工作比例。這個結果暗示了親密關係促進了夫妻雙方之間的互惠交換，這可以視為是均等的家務分工的一個重要機制。熊瑞梅與周顏玲(1998)的研究也指出一個類似的因素——配偶支持的廣度——是減少家務時間的重要因素。她們所謂的支持，包括我們所討論的情緒支持，同時亦包括其他層面的支持（例如金錢、日常生活事務或工作問題）。她們的發現也可以解釋為符合親密關係理論的預測。未來台灣的家務分工研究，或者家庭研究本身，應給予這個議題足夠的重視。

本研究也試著檢證親密關係的互動作用，我預期，在親密關係較理想的情況下，加重妻子的家務工作的因素可以較為緩和。以收入貢獻、就業型態及性別意識的互動項進行統計檢證，並沒有產生值得注意的結果。親密關係的主要效果是未來研究應特別重視的。

我再次提醒讀者，親密關係導致配偶採行較均等家務分工的過程，並不一定是順遂無爭的。Rhona Rapoport and Robert Rapoport (1980)與 Goodnow and Bowes (1994) 研究能夠支持配偶的職業生涯的丈夫，他們指出這些丈夫或許感到那種作為「先鋒」的個人式愉快，也對妻子減少家務而能在工作上有所成就與自我發展感到滿足。但是無論如何，家務分工的平均化，是一個充滿緊張與衝突的生活經歷。有許多配偶或許不能解決這些衝突，而使親密關係的效用減弱了。這些更細緻的社會心理過程不是本研究的範圍，但卻是未來相關研究不能忽略的。¹⁷

17 本研究對家務時間的解釋，仍然局限在個人或家庭情境因素，家庭以外的可能影響並未得到適當的考慮，對親職較「友善」的工作條件是受到相當重視的變項，未來的經驗分析可以再納入這些因素。

利用「社會變遷調查」的資料，這份研究一方面複製了以往研究的主要分析模型，檢證權力／資源、時間限制與性別角色理論所關心的幾個重要解釋變項，同時也指出配偶的親密關係對家務分工的可能影響。為節省篇幅，這些複製研究的重要發現摘要說明如下，並與過去重要的研究發現加以對照。權力理論得到部分的支持，收入貢獻較高的妻子，與經濟上依賴丈夫的妻子相較之下，可以負擔較少的家務。不過，收入貢獻在丈夫群體中不是有效的預測變項。李美玲等(2000)的研究亦指出，夫妻相對工資率不是丈夫家務負責程度的決定因素。

時間限制觀點呈現了較強的作用。我使用的操作方法，是以傳統的「丈夫工作妻子未工作」作為基本的參照團體，有工作者的家務時間應該較低。統計結果大致上符合我的預期：妻子工作則她的家務時間減少，但丈夫的家務時間增加。李美玲等(2000)的研究以夫妻相對工時檢定這個理論，她們的結論指出「時間可得論」未得到支持，這個說法應加以保留。雖然一些論點認為女性的性別社會化模式可能壓低了經濟資源或優勢可能產生的作用(Jamieson 2002)，但是美國或加拿大的研究均報導了妻子收入對丈夫家務時間產生顯著的作用(Bianchi et al. 2000; Nakhaie 2002)。相同的，台灣的女子似乎也享受了收入衍生的權力效果，至少比起那些收入較低的女子而言，個人的收入貢獻是降低（但不是消除）家務分配不均的一個顯著的因素。

我在測量性別意識時，注意到較細緻的不同向度，有別於以往的研究籠統地設計出一個「平等意識」的綜合指數。我們發現丈夫支持女性工作與獨立的態度時，會增加他的家務時間；而在妻子樣本中，不論是哪一種性別價值觀，均與家務工作時間的比例無關。這些不一致的發現，暗示性別意識形態的多面性與複雜性，也暗示丈夫的想法部分支配了家務工作的模式。一些採取較為「進步」的性別意識的女子，可能對丈夫在家務工作上的無動於衷，產生頗高的怨懟。

最後，我檢討本研究的一些設計問題。第一，家務勞動時間的測量，雖然有其優點，避免一般家務項目測量的性別偏好所產生的誤

差，但更嚴格的操作化需要採用時間日誌的方式。不過在大樣本的一般性調查中，這個技術有其困難，很難獲得受訪者詳細的時間運用資料(Shelton and John 1996)。增加更多家務勞動的項目提供受訪者選擇，雖然是可行的方法，但不可避免地將增加了訪問的時間成本。這些兩難的情況是未來研究必須面對的。亦須注意受訪者傾向於高估自己的家務貢獻（特別是丈夫），這個情況可以利用控制情境因素來抑制系統性的誤差。第二，關於權力的測量，家務分工研究習慣上利用收入作為基礎，產生不同的指標（絕對收入或相對收入）。相對收入貢獻的操作化，雖然較接近權力概念所隱含的「優勢」情境，但與較為核心的「支配並且化解對方反抗」的理想型，仍有一段距離。一些研究所使用的「脫離婚姻的潛在危險」(Lennon and Rosenfield 1994)，似乎也可以加入作為另一個替代（但亦不是直接的）指標。第三，我使用的親密關係的測量題目，已包含了這個概念的數個主要向度。「社會變遷調查」題目的原始目的是探測一般性的夫妻關係，基本上比較強調「溝通」、「性生活」或者是「互相依賴」的主觀感覺，更完整測量尚可以包含其它的重要向度，特別是「深知」與「了解」所表現的「自我揭露」(Jamieson 2002)，同時，以較為具體的照顧與協助行動作為指標，避免依賴主觀評價產生的測量誤差。最後，我再次提醒讀者，觀察較平等的家務分工可能需要更多異質性的家庭，「社會變遷調查」的優勢是提供大規模調查的機率樣本，但比較難獲得足夠的「行事特殊」的配偶以進行量化分析。在那些親密且平等的伴侶中，一般的異性戀家庭所佔的比例可能較低(Carrington 1999)。「邊緣化」的丈夫——未能提供實質協助、也未能與配偶建立親近關係的男性——仍是最主要的受訪者。個案研究或許可以觀察到這個群體的一些成員，但是大規模的調查需要運用更有效的抽樣方法，解決特殊群體稀少性的問題。

附錄一 性別角色題目的因素分析（最大概似法）

| 題目 | 因素一 支持女性工作 | 因素二 內外分工 | 因素三 家庭優先 |
|--------------------------------|---------------|-------------|-------------|
| 1. 如果母親外出工作，對還沒上學的小孩比較不好。 | -.03 | -.05 | .58 |
| 2. 當妻子有份全天（職）的工作時，家庭生活總是會受到妨害。 | .04 | -.00 | .64 |
| 3. 婦女出外工作賺錢比當個家庭主婦更有意義。 | -.86 | .01 | -.15 |
| 4. 女人要獨立的最好方式是自己有份工作。 | -.48 | .00 | .07 |
| 5. 丈夫的責任就是賺錢，妻子的責任就是照顧家庭。 | .10 | .79 | .02 |
| 6. 如果會妨礙丈夫的事業或家庭的照料，妻子不應該外出工作。 | .04 | .31 | .36 |
| 7. 女人天生比男人更適合照顧家庭。 | -.03 | .53 | .09 |
| 8. 丈夫是一家之主，妻子應盡量聽從丈夫。 | -.03 | .58 | -.12 |
| 解釋變異量 | 28.2% | 18.6% | 15.3% |

$$\chi^2 = 14.48, df = 7, p = .043$$

附錄二 親密關係題目的因素分析（最大概似法）

| 題目 | 因素負荷量 |
|-----------------------------|-------|
| 1. 我（丈夫／妻子）是個談心的好對象。 | .74 |
| 2. 在需要時，我很少得到（丈夫／妻子）的支持與鼓勵。 | -.23 |
| 3. 我們夫妻的性生活美滿。 | .59 |
| 4. 我們夫妻對許多事情的看法都相當一致。 | .61 |
| 解釋變異量 | 47.5% |

$$\chi^2 = 7.20, df = 2, p = .028$$

附錄三 缺失資料的多重補齊

本研究所用的 1996 年「台灣社會變遷調查」，在夫妻關係與家務分工變項上的缺失程度相當明顯，以往使用這些資料的研究者，也

未能謹慎地處理缺失資料所產生的估計偏誤(Allison 2002)。而一些與本文研究議題相似的家庭研究，例如李美玲等(2000)的論文，雖不是利用「台灣社會變遷調查」的資料，也沒有適當地處理這個問題。她們以平均數代替缺失值的做法，極可能低估個別變項分配的變異，而產生不穩定的估計。李美玲等(2000)在測量妻子的收入時，對「拒答」與回答「不知道」這兩類受訪者，均以樣本平均數代替(p.74)；另有一些「不適用」的受訪者，包括「全職家庭主婦或在家庭農場、家庭事業中的無酬家屬工作者」，則是依據「其他問題」（該文也未就這點提供說明）的資訊，「指定其收入為零或平均值」（p.74）。該研究對夫妻的工作時間，在沒有回答的情況下，也以研究者判定的方式給零或平均值。該研究未說明在何種情況下給零，或給平均值，亦沒有說明插補的比例。這些做法並沒有合理的依據，是相當不適當的研究程序。黃朗文(1998)分析家務分工態度的性別差異的研究，利用郵寄問卷蒐集了 700 份的樣本，在實際分析時，刪除了「重要資料遺漏的樣本」（主要是性別的資訊），僅剩 495 人(71%)納入分析，在進一步進行多變項模型估計時，由於其他變項的缺漏資料，最後僅有 204 位丈夫與 237 位妻子（兩者合計佔總樣本的 63%）作為樣本。另一篇分析家庭權力與決策的論文（陳玉華等 2000）常被引用，也提及刪除「不適用的樣本」（p.17），但缺乏適當的說明，似乎是將一些缺失資料的受訪者刪除了。缺失資料的問題，在台灣的家庭相關研究中，顯然沒有得到適當的注意。這類型的研究，常詢問一些私人性較高的問題，缺失資料的比例因而較高，研究者不可忽視所引起的估計問題。

本研究利用多重補齊法(multiple imputation)彌補上述缺失資料的問題。本研究是在「隨機誤失」的假設上使用這個方法。我推斷這幾個缺失資料的變項之間顯現一些潛在的關聯性。一些不願回答參與家務工作問題的受訪者，可能是親密關係較低的，或是性別態度較為「傳統的」受訪者。因此，我假設，這些變項的缺失，不是因為資料蒐集過程致使某一個群體或某一個範圍的數值未能加以觀察，同時，我也假設，這些缺失值與其他變項的表現有關。亦即，缺失資料不是

「完全隨機誤失」(missing completely at random, MCAR)，而是接近「隨機誤失」(missing at random, MAR)的情境(Little and Rubin 1987)。在這個情況下，利用多重補齊法可以產生可靠的補齊資料，以進行統計模型的估計。同時，我也推估，這些誤失應不可能是屬於「不可忽略的誤失」(nonignorable missingness)的情況，這是指誤失是因為此一變項自身的未知因素而與其他變項無關，在這情況下，補齊方法很難複製出相似的資料。請參看 Little and Rubin (1987)。

本文進行多重補齊法的程序是：(1)依據現成的已知資訊（包括所有使用的自變項與依變項）建構補齊的模型，(2)製造十個「完整」的資料，(3)考慮這些資料之間的抽樣變異性，推估出適當的模型估計值。這套統計程序以最大概似法以及 Bayesian 的後設機率作為基本理論（請參看 Rubin 1987; Schafer 1997）。相較於一般以平均數插補的方法，多重補齊法的優點是推估模式更有效地考慮、並反映出補替缺失資料時的不確定性與誤差變異性，這也是其他一般單次插補方法所忽略的；缺點是資料補替的程序必須利用所產生的多套補齊的「完整資料」各自進行分析後再計算綜合的統計數，整個過程極為繁複費時。本研究在利用已知資訊進行補替時，將所有的控制變項、解釋變項與家務分工比例置放在估計模型中，並利用 Schafer(2002)所發展的程式 NORM，為丈夫與妻子樣本分別製造出十套的補齊資料檔，以進行迴歸模型的估計。依據 Schafer 的建議，我們先將不完整的資料用 E-M 插補方法進行初估，丈夫與妻子樣本分別在經過 11 個與 15 個迭代(iteration)之後，產生共變數矩陣達到聚合，再以這兩個矩陣進行資料擴張(data augmentation)程序的循環週期，每一週期產生一個獨立的「完整資料」。以本研究為例，在缺失值 20%的情況下，十個週期所產生的「完整資料」所進行的估計，其「效率係數」約達 98% (Schafer and Olsen 1998)。從補齊資料進行模型估計所得到的統計數與估計標準誤，須再轉換成綜合的估計數，請參看 Rubin 所提供的計算公式 (1987)。多重補齊法無法估算模型所解釋的變異量，在表二中的 R^2 ，是以十個模型的 R^2 平均值來概估。

參考文獻

- 李美玲、楊亞潔與伊慶春(2000)家務分工：就業現實還是平等理念。台灣社會學刊 24: 59-88。
- 林松齡(2000)台灣社會的婚姻與家庭——社會學的實證研究。台北：五南。
- 莫藜藜(1997)已婚男性家庭事務分工態度之研究。東吳社會工作學報 3: 117-156。
- 陳玉華、伊慶春、呂玉瑕(2000)婦女家庭地位之研究：以家庭決策模式為例。台灣社會學刊 24: 1-58。
- 黃朗文(1998)已婚兩性對家務分工意識型態之研究。東吳社會學報 7: 81-111。
- 熊瑞梅、周顏玲(1998)台灣已婚勞工家務分工不平等的影響因素與意涵。跨世紀台灣人口與相關現象學術研討會。
- 瞿海源編(1996)台灣社會變遷基本調查計劃——第三期第二次調查計劃執行報告。台北南港：中央研究院社會學研究所。
- Allison, Paul (2002) *Missing Data*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Barnett, Rosalind and Grace K. Baruch (1987) Determinants of Fathers' Participation in Family Work. *Journal of Marriage and the Family* 49: 29-40.
- Berardo, Donna H., Constance L. Shehan and Gerald R. Leslie (1987) A Residue of Transition: Jobs, Careers, and Spouses' Time in Housework. *Journal of Marriage and the Family* 49: 381-390.
- Bernard, Jessie (1981) The Good-Provider Role-Its Rise and Fall. Reprinted in Pp. 64-79 in *Public and Private Families: A Reader*, edited by Andrew J. Cherlin, (1998)(originally in *American Psychologist*, vol.36) Boston: McGraw-Hill.
- Bernardes, Jon (1997) *Family Studies: an Introduction*. London: Routledge.
- Bianchi, Suzanne M., Melissa A. Milkie, Liana C. Sayer and John P. Robinson (2000) Is Anyone Doing the Housework? Trends in the Gender Division of Household Labor. *Social Forces* 79: 191-228.
- Bird, Gloria, Gerald Bird and Marguerite Scruggs (1984) Determinants of Family Task Sharing: A Study of Husbands and Wives. *Journal of Marriage and the Family* 46: 345-355.
- Blalock, Hubert M. (1979) *Social Statistics*. New York: McGraw-Hill.
- Brines, Julie (1994) Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home. *American Journal of Sociology* 652-688.
- Carrington, Christopher (1999) *No Place Like Home: Relationships and Family Life*

- among Lesbians and Gay men*. Chicago: University of Chicago Press.
- Fox, John (1991) *Regression Diagnostics*. Newbury Park: Sage.
- Goodnow, Jaqueline J. and Jennifer M. Bowes (1994) *Men, Women and Housework*. Melbourne: Oxford University Press.
- Jamieson, Lynn (2002) 親密關係：現代社會的私人關係(Intimacy: Personal Relationships in Modern Societies), 蔡明璋譯。台北：群學。
- Jump, Teresa L. and Linda Haas (1987) Fathers in Transition: Dual-Career Fathers Participating in Child Care. Pp. 98-114 in *Changing Men: New Directions in Research on Men and Masculinity*, edited by Michel S. Kimmel. Newbury Park: Sage.
- Hatfield, Elaine and Susan Sprecher (1986) Measuring Passionate Love in Intimate Relationships. *Journal of Adolescence* 9: 383-340.
- Hochschild, Arlie (1989) *The Second Shift: Working Parents and the Revolution at Home*. New York: Viking.
- Judge, George G. et al. (1985) *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd edition. New York: John Wiley.
- Kimmel, Michael S. (2000) *The Gendered Society*. New York :Oxford University Press
- Lavee, Yoav and Ruth Katz (2002) Division of Labor, Perceived Fairness, and Marital Quality: The Effect of Gender Ideology. *Journal of Marriage and the Family* 64: 27-39.
- Lennon, Mary Clare and Sarah Rosenfield(1994)Relative Fairness and the Division of Housework: The Importance of Options. *American Journal of Sociology* 100: 506-531.
- Little, Roderick J. A. and Donald B. Rubin (1987) *Statistical Analysis with Missing Data*. New York: John Wiley.
- Major, Brenda (1993) Gender, Entitlement, the Distribution of Family Labor. *Journal of Social Issues* 49(3): 141-159.
- Moya, Miguel, Francisca Expósito, Josefa Ruiz (2000) Close Relationships, Gender, and Career Saliance. *Sex Roles* 42:825-46.
- Nakhaie, M. R. (2002) Class, Breadwinner Ideology, and Housework Among Canadian Husbands. *Review of Radical Political Economics* 34: 137-157.
- Presser, Harriet B. (1994) Employment Schedules among Dual-Earner Spouses and the Division of Household Labor by Gender. *American Sociological Review* 59:

348-364.

- Rapoport, Rhona. and Robert. N. Rapoport (1980) Dual-Career Families Re-examined. Pp. 259-284 in *Sociology of the Family*, edited by Michael Anderson. Harmondsworth, Middlesex: Penguin.
- Robinson, Joyce and Glenna Spitze (1992) Whistle While You Work? The Effect of Household Task Performance on Women's and Men's Well-Being. *Social Science Quarterly* 73: 843-861.
- Ross, Catherine E. (1987) The Division of Labor at Home. *Social Forces* 65: 816-833.
- Rossi, Alice S. (1989) Transition to Parenthood. Pp. 420-430 in *Family in Transition*, 6th edition, edited by Arlene S. Skolnick and Jerome H. Skolnick. Glenview Illinois: Scott, Foresman and Company.
- Rubin, Donald B. (1987) *Multiple Imputation for Nonresponse in Survey*. New York: John Wiley.
- Rubin, Zick (1970) Measurement of Romantic Love. *Journal of Personality and Social Psychology* 16:265-273.
- Schafer, Joseph, L. (1997) *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. New York: Chapman and Hall/CRC.
- (2002) NORM, version 2.03. (<http://www.stat.psu.edu/~jls/misoftwa.html#top>).
- Schafer, Joseph, L. and Maren K. Olsen (1998) Multiple Imputation for Multivariate Missing-Data Problems: A Data Analyst's Perspective. Unpublished manuscript, Department of Statistics, Pennsylvania State University.
- Shelton, Beth Anne and Daphne John (1996) The Division of Household Labor. *Annual Review of Sociology* 22: 299-322.
- South, J. Scott and Glenna Spitze (1994) Housework in Marital and Nonmarital Households. *American Sociological Review* 59: 327-347.
- Spitze, Glenna (1986) The Division of Task Responsibility in U.S. Households: Longitudinal Adjustments to Change. *Social Forces* 64: 689-701.
- Sprecher, Susan and Pamela C. Regan (1998) Passionate and Companionate Love in Courting and Young Married Couples. *Sociological Inquiry* 68: 163-185.
- Stamp, Peggy (1985) Balance of Financial Power in Marriage: An Exploratory Study of Breadwinning Wives. *Sociological Review* 33: 546-557.
- Tichenor, Veronica J. (1999) Status and Income as Gendered Resources: The Case of Marital Power. *Journal of Marriage and the Family* 61: 638-650.

- Wheelock, Jane (1990) *Husbands at Home: The Domestic Economy in a Post-industrial Society*. London: Routledge.
- White, Kenneth J. (1997) *SHAZAM: The Econometric Computer Program*. New York: McGraw-Hill.
- Willigen, Marieke and Patricia Drentea (2001) Benefits of Equitable Relationships: The Impact of Sense of Fairness, Household Division of Labor, and Decision Making Power on Perceived Social Support. *Sex Roles* 44: 571-597.
- Zipp, John and Joann Toth (2002) She Said, He Said, They Said: the Impact of Spousal Presence in Survey Research. *Public Opinion Quarterly* 66: 177-208.