

失業對離婚的影響

陳妍蓓·劉錦添·王齡懋*

失業對家庭而言是一項重大的所得衝擊,其會對夫妻之間的婚姻穩定關係造成威脅。本文主要是要檢視丈夫若經歷因公司關廠所導致的失業是否會對離婚的機率有所影響。我們所採用的資料來自於不同的台灣行政資料之連結,這套資料提供了失業的原因,讓我們得以以公司關廠來定義外生性的失業。實證結果發現,丈夫失業會提高離婚的機率約8.50%至9.23%;失業持續期間超過一年以及失業之後的三年內對離婚的影響尤其強烈。另外,我們也發現,丈夫結婚年齡愈大(失業年齡愈大)、教育程度較低以及收入較低的家庭,失業對離婚的負面效果愈為強烈。

關鍵詞: 離婚, 公司關廠失業, 行政資料

JEL 分類代號: J12, J65

1 緒論

失業是人生重大的衝擊,不僅造成個人與家庭所得損失,也會對家庭成員的心理造成極大的負面效應,進而影響家庭結構的穩定。另外,失業對國家而言是一個重要的經濟指標,失業率越高,不僅對一個國家經濟成長有不利的影響,也會動搖社會的穩定。因此,失業對個人、家庭或是國家均是一個重要的議題,瞭解失業的影響有其政策涵義。這篇研究的目的為以個體資料來探討失業與家庭婚姻之間的關係,主要關注的是丈夫失業對離婚的影響。

*作者分別為國立暨南國際大學經濟學系助理教授、國立台灣大學經濟學系特聘教授與國立臺灣大學經濟學系碩士。劉錦添為通訊作者。作者感謝兩位審查委員提供的寶貴意見,使本篇文章內容更為完整。文中如有任何缺失,為作者們之責任。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 44:4 (2016), 577–610。
國立台灣大學經濟學系出版

以個體資料來探討丈夫失業對離婚機率的影響,最大的挑戰來自於失業變數的內生性問題與資料取得的困難。失業分成自願性失業(辭職)與非自願性失業(解雇、資遣、公司關廠或倒閉),其中自願性失業與失業者個人選擇及個性特質有很強的關聯,利用自願性失業估計失業的效果,傳統普通最小平方方法(OLS)估計結果將有內生性偏誤的問題。因此,研究失業效果的文獻傾向於以非自願性失業來估計失業效果。然而,即使使用廣泛的非自願性失業也有估計的內生問題,因為被公司解雇或資遣的勞工可能是個人特質較差才遭到解雇,因此若能將失業限制在「因公司關廠或倒閉」而失業者,OLS估計可將內生性的問題降到最低。但是,實証上要得到「因公司關廠或倒閉」的失業資料非常不容易,也因為如此,國外文獻中以公司關廠失業來探討「失業對離婚影響」的研究非常有限,目前僅有 Charles and Stephens (2004), Doiron and Mendolia (2012) 與 Eliason (2012) 三篇研究。

本篇係國內第一篇採用行政合併資料來探討丈夫失業對離婚影響的研究,文中連結多套政府行政資料進行分析。在合併過程中,我們以1999年結婚檔作為基礎,連結1999–2005年之離婚檔、勞工保險檔、勞工失業保險給付檔、公司關廠登記檔以及出生檔而成。此套合併資料可提供我們詳細的失業理由、夫妻結婚與離婚日期、勞保投保月薪、生育記錄以及其他人口特性(如教育程度、居住地區等)。因為有詳細的失業理由,我們得以同時估計丈夫經歷廣泛「非自願性失業」與「公司關廠失業」兩種不同失業原因對離婚機率的影響,但實證上我們以「公司關廠失業」的效果為準,因為公司關廠對員工失業係一外生衝擊,研究分析較具因果性的意涵。此套資料亦提供我們較以往實証為多的夫妻資料,我們最後得到的分析樣本將近有10萬對夫妻,¹這也是以往國內外文獻少見的大型資料,估計結果較為可信。

本研究發現,丈夫失業會顯著地提高離婚機率大約8.50%至9.23%;失業持續期間超過一年或者失業之後的三年內,對離婚的影響尤其強烈。另外,將樣本依照丈夫的特性區分之後,我們發現,丈夫結婚年齡愈大(失業年齡愈大)、教育程度較低與收入較低的家庭,丈夫失業對離婚的負面效果

¹此部分文獻中最大的夫妻樣本為 Eliason (2012),約4萬5千對夫妻。

也愈強。至於，妻子失業對離婚的影響，我們發現只有短期但程度不大的影響。這項議題以往的研究皆是以歐美國家為主，鮮少有亞洲的實例，本研究的實證結果將可彌補文獻上的缺陷。

本篇文章的結構如下：第2節為文獻回顧，第3節說明資料來源以及樣本選取過程，第4節說明主要估計模型及估計結果，第5節及第6節為進一步的實證結果說明，第7節為結論。

2 背景與相關文獻

在過去的文獻中，經濟學家大多關注失業對失業者本身的影響，例如有許多研究發現失業對勞工的短期收入與長期收入均有顯著且負面的影響 (Ruhm, 1991; Jacobson, LaLonde, and Sullivan, 1993; Stevens, 1997; Chan and Stevens, 2004; Couch and Placzek, 2010)。一旦勞工曾經歷過失業，這個記錄會烙印在其工作資歷上，對其未來的就業有不利的影響，例如失業過的勞工將來再次失業的機率可能就會比未曾失業的勞工來得高 (Stevens, 1997)。再者，除了對勞動市場的影響，失業也會影響到失業者的身體與心理健康狀況，例如失業者可能因經濟壓力而酗酒 (Catalano et al., 1993)；失業的挫折可能讓勞工死亡率較沒有失業經歷的勞工來得高 (Sullivan and Wachter, 2009)，尤其是自殺死亡的機率 (Gerdtham and Johannesson, 2003)。

除了對失業者本身的影響之外，失業也會改變家庭中其他成員的行為，例如父親失業可能影響到小孩的成績表現 (Oreopoulos, Page, and Stevens, 2008; Stevens, 1997; Rege, Telle, and Votruba, 2011)。此外，社會學家也發現，丈夫失業可能會破壞婚姻的和諧 (Strom, 2003) 等。家庭是社會中培育人力資本最基本且最重要的機構，倘若失業引起的家庭資源損失會對家庭結構帶來嚴重的負面影響，則政府更需正視對失業者的輔助措施。

在近幾十年來，不管在西方或東方社會，婚姻行為已有較以往不同的變化，最明顯的就是晚婚、不婚與離婚的比例不斷地上升。以往的台灣社會，夫妻一旦結婚就不容易離婚，在1976年時15歲以上人口僅有0.9%的離婚者，但近年來因為文化、教育及就業環境等時空環境不同，離婚率快速地上升，至2012年時15歲以上人口中離婚人口的比例已高達7.5%。內政部國際指標更顯示，台灣在2010年與2011年的離婚率已冠於亞洲其他國

家。離婚不僅是個人在生命中所面臨的重大壓力,²。若已生育小孩,離婚更會長期地影響小孩的生理、心理健康以及成長過程 (Amato and Keith, 1991; Corak, 2001; Lang and Zagorsky, 2001; Page and Stevens, 2004)。丈夫在家庭的分工中,通常是主要所得來源者,因此,若丈夫的失業會增加離婚的機率,那麼失業不僅只有對失業者本身有直接影響,其更對家庭有重要的間接影響。

在經濟理論中,失業對離婚影響的管道是透過非預期所得的改變所造成。Becker, Landes, and Michael (1977) 與 Becker (1981)「家庭論」一書中提出,男女決定結為夫妻,是因為雙方有某些配對的特質 (match quality) 使兩人組成家庭之後的滿足程度大於各自單身的效用,這些特質包含個性、價值觀以及所得等等。在組成家庭之後,夫妻兩人會不斷地檢視這些特質是否有變化,以決定是否要繼續維持婚姻。倘若夫妻雙方有某項特質遭遇到非預期的衝擊,使維持婚姻的預期效用低於離婚之後單身的預期效益,則夫妻會選擇離婚。丈夫的所得是夫妻雙方決定結婚及維持婚姻穩定的特質之一,因此非預期的「丈夫失業」事件不僅是造成家庭所得重大衝擊,也會影響到妻子對維持婚姻的預期效用,進而可能導致婚姻破碎。

除了由經濟的管道改變夫妻維持婚姻的預期效用,丈夫失業也可能由社會及心理管道影響離婚 (Weiss, 1997)。丈夫失業會造成妻子的心理壓力,例如丈夫失業之後可能會酗酒 (Catalano et al., 1993),或因心理打擊而產生暴力行為 (Kyriacou et al., 1999),這些丈夫脫序的行為與家庭資源減少的衝擊都會使妻子的生活壓力增加,進而使離婚的機率增加。

以個體資料來檢視丈夫失業對離婚影響的研究並不多見,主要的原因是個人失業的資料難以取得,尤其是非預期的失業資訊更是困難。Jensen and Smith (1990) 以丹麥的資料與 Kraft (2001) 以德國的資料研究這個議題,皆發現丈夫失業會增加離婚的機率,尤其是失業後一年至兩年的短期影響最為顯著。然而,這兩篇研究所使用的資料因為無法觀察出丈夫失業的理由,而使失業效果產生迴歸式內生性問題,亦即有一些失業的原因與個人特質息息相關,例如處事態度不佳的丈夫可能較容易經歷「自願辭職」、「資遣」與「解雇」等失業,而其態度也容易導致夫妻失和而影響離婚,

²人生中面臨的壓力第一位為喪偶,第二位是離婚 (Miller and Rahe, 1997)

在此種狀況之下, 利用傳統 OLS 估計失業的效果可能會被高估。

Charles and Stephens (2004) 年以美國 PSID 資料來估計丈夫失業與傷殘對離婚機率的影響。他們所使用的資料可以區分失業理由, 因此可以同時估計「廣泛非自願性失業」與「公司關廠」兩種不同理由的失業效果。他們發現, 丈夫若曾經歷非自願性失業會增加離婚的機率, 這個效果在失業後三年內非常顯著, 但公司關廠失業則對離婚沒有明顯地影響。因此, 他們認為丈夫的個人特質, 而非經濟上的損失, 會影響離婚的機率。

以公司關廠來估計失業對離婚影響的研究文獻上尚有 Eliason (2012) 與 Doiron and Mendolia (2012) 兩篇。前者係以瑞典的行政合併資料, 來探討丈夫及妻子的失業對離婚的影響, 發現丈夫失業會增加離婚的機率, 且這項影響一直到失業後13年在統計上還是非常顯著; 而妻子失業對離婚的影響則不顯著。後者則以英國的家戶調查資料 (British Household Panel Survey data) 來估計失業的效果。此套資料可以觀察到詳細的失業原因, 他們發現丈夫若是被解雇, 會增加離婚的機率; 但若是被裁員, 則對離婚的機率沒有顯著的影響。

國內以個體資料來檢視丈夫失業對離婚影響的研究僅有王齡懋 (2012) 一篇, 他以台灣的行政合併資料估計丈夫的失業對離婚與生育的效果,³ 發現丈夫在 2001 年失業顯著地增加離婚的機率, 其他年度的失業則對離婚沒有顯著的影響。若將失業依失業理由區分, 其發現非因公司關廠的非自願性失業對離婚有影響, 但因公司關廠的失業就沒有明顯的效果。

3 資料與樣本

3.1 資料來源

本研究採用的資料為合併多套政府行政資料而來, 包含 1999 年結婚檔、1999–2005 年之離婚檔、勞工保險檔、勞工失業保險給付檔、公司關廠登

³王齡懋 (2012) 的研究與本文研究主題相似, 但在資料處理與估計模型上仍與本文不同: (1) 該研究所使用的資料並未合併1999–2005年之每年勞工保險檔, 因此本研究有一些針對樣本家庭投保薪資的限制, 以及相關的勞動市場變數, 在該文中並未使用; (2) 該研究用來分析的樣本為 1999 年至 2004 年的資料, 本文為 1999 年至 2005 年之資料; (3) 該研究主要的估計方法為 correlated random effect model, 與本文不同。

記檔以及出生檔等檔案。資料處理是以1999年結婚檔作為基礎,將這一年第一次結婚的夫妻連結1999至2005年的離婚檔,連結後得到126,419對夫婦樣本。離婚檔提供離婚夫婦的結婚日期、離婚日期以及離婚形式(兩願離婚或判決離婚),因此連結離婚檔可以讓我們觀察夫妻樣本在這7年之間婚姻狀況的變化。

接著,我們再將上述樣本連結1999–2005年的勞工保險檔,勞工保險檔中包含所有當年度勞工保險投保者的投保薪資、公司證號,藉由與勞保檔的連結,我們得以獲取夫妻在這7年間詳細的勞保投保狀況及投保薪資。在這段期間,有些丈夫可能在這7年間並未出現,這可能是失業或者投身公職而未在勞保之中,⁴因此我們刪除了27,740個丈夫在7年之內勞保投保薪資記錄皆為0(亦即在7年的勞保登記檔中沒有任何紀錄者)的夫妻樣本,⁵剩下來的分析樣本,總共有98,679對夫婦。

為了得到重要的解釋變數——丈夫的就業狀況,我們將上述樣本結合勞保失業給付檔以及經濟部公司關廠檔。失業保險給付檔提供所有經歷非自願性失業且提出失業補助申請之勞工的失業日期、失業理由(關廠、遷廠、休業、解散、破產宣告離職、或因勞基法所認定的非自願離職)、申請失業補助的時間以及金額等資訊。⁶另外,有些因公司關廠而失業的勞工並沒有申請失業保險給付,因而未列入失業保險給付檔中。有鑑於此,為了得到更詳盡的因公司關廠失業訊息,我們再進一步連結公司關廠檔。綜而言之,藉由連結勞保失業給付檔與公司關廠檔,我們可以觀察到樣本在1999年至2005年之間是否曾經歷過非自願性失業或者是因公司關廠而失業。在我們分析的樣本中,丈夫曾經經歷過廣泛非自願性失業的樣本數有6,421對夫妻,其中丈夫是因為公司關廠而失業的樣本數則有3,519對夫妻。

最後,我們將樣本連結1999–2005年出生檔,因為出生檔中包含許多人口資料變數,例如生育小孩的資訊、夫妻教育程度、居住地區等,納入這

⁴我們的分析樣本中並未包含任公職的丈夫,雖然這可能會導致樣本選擇的問題,但擔任公職者,基本上不會經歷非預期的關廠失業,而且他們是風險趨避的族群,有較低的離婚機率。因此,未納入在公部門工作的樣本,對失業效果影響不會太大。

⁵我們亦將妻子的身份識別碼連結1999–2005年的勞保檔,以獲取其薪資以及勞工就業狀態(投保薪資不為零代表在勞動市場工作)等資料。

⁶詳細失業補助申請資格可參考行政院勞工委員會職業訓練局網站: <http://www.evta.gov.tw/home/index.asp>。

些變數對迴歸分析的結果有很大的幫助。

3.2 樣本敘述統計與變數說明

樣本各變數的簡要說明與敘述統計量列於表1。離婚變數為本研究主要的應變數，其定義為在1999至2005年之間婚姻是否以離婚收場的間斷虛擬變數，在所有分析樣本中，離婚夫妻占約11.1%；而本研究重要的解釋變數為丈夫在這7年之間是否曾經歷過失業（包含廣泛的非自願性失業與關廠失業），只要有失業的事實發生，儘管之後很快找到工作，也在我們失業的定義之中。⁷在表一中可看出丈夫曾經歷過非自願性失業的比例約6.5%，其中因公司關廠而失業的丈夫約佔3.6%。另外，曾經歷非自願性失業的妻子之比例約6.7%，其中因公司關廠而失業的妻子約佔3.1%。

此處值得一提的有兩點：第一，在研究樣本中，7年之間曾經歷兩次以上失業的丈夫樣本數很少，僅有180人，約佔所有失業丈夫人數的2.8%。我們著重的失業經歷主要是以這段期間第一次失業為主，與國外文獻一致（Stevens, 1997; Charles and Stephens, 2004），這是因為第二次以後的失業可能不是意外（shock），而是受到第一次失業的影響；第二，在分析樣本中，共有181個家庭的丈夫在離婚之後失業，僅佔所有離婚樣本的1.6%，這些樣本我們並未刪除。這是因為本研究主要是想探討丈夫經歷失業是否是造成離婚的重要因素，而這些極少數的樣本在離婚之前丈夫並沒有失業的經歷，顯示失業（尤其是關廠失業）並非是造成這些樣本離婚的原因。在下一節的迴歸分析中，這些樣本包含於控制組，亦即離婚之前未曾有失業經歷的家庭。

在教育與經濟變數部分，丈夫是大學及專科學歷的比例超過4成，妻子的部分亦然，這顯示我們的樣本平均教育程度頗高。我們資料中可觀察到的薪資是勞保投保薪資，低於勞工實領薪資，因此表1顯示的每月薪資是低估的金額，丈夫平均每月的投保薪資為2.4萬，妻子平均每月的投保薪資較低，約為1.5萬元。但儘管如此，投保薪資仍與實領薪資成正比，可視為實領薪資的代理變數。另外，我們以妻子「在1999–2005年之間至少有一

⁷在我們的行政資料中，可以得知失業者失業的確切日期，但無法得知失業者是否很快可以找到工作，但只要其曾經過非自願性失業，都在我們失業的定義內。

表 1: 變數基本統計量

	敘述	平均	標準差
應變數:			
離婚間斷變數	1999–2005 年之間離婚者 = 1, 未離婚者 = 0	0.1109	0.3140
主要解釋變數:			
丈夫非自願性失業	丈夫在婚姻中曾經歷非自願性失業者 = 1, 其餘 = 0	0.0651	0.2466
丈夫公司關廠失業	丈夫在婚姻中曾經歷公司關廠失業者 = 1, 其餘 = 0	0.0357	0.1854
妻子非自願性失業	妻子在婚姻中曾經歷非自願性失業者 = 1, 其餘 = 0	0.0672	0.2503
妻子公司關廠失業	妻子在婚姻中曾經歷公司關廠失業者 = 1, 其餘 = 0	0.0311	0.1735
丈夫教育程度變數:			
大學學歷	大學畢業者 = 1, 其餘 = 0	0.2323	0.4223
專科學歷	專科畢業者 = 1, 其餘 = 0	0.2268	0.4188
高中學歷	高中畢業者 = 1, 其餘 = 0	0.0971	0.2961
妻子教育程度變數:			
大學學歷	大學畢業者 = 1, 其餘 = 0	0.1783	0.3828
專科學歷	專科畢業者 = 1, 其餘 = 0	0.2651	0.4414
高中學歷	高中畢業者 = 1, 其餘 = 0	0.1059	0.3077
經濟變數:			
丈夫月收入	1999–2005 年平均丈夫申報勞保的薪資	24,057	11,988
妻子月收入	1999–2005 年平均妻子申報勞保的薪資	15,221	12,010
家庭月收入	丈夫申報勞保的薪資 + 妻子申報勞保薪資	39,278	19,399
妻子有工作比例	1999–2005 年之間妻子曾申報勞保薪資一年以上者 = 1, 未曾申報勞保者 = 0	0.8094	0.3928
其餘變數:			
婚姻持續時間 (年)	1999–2005 年之間婚姻持續的期間	6.1864	1.1355

續接下頁

承接上頁

	敘述	平均	標準差
丈夫結婚年齡	丈夫在結婚時的年齡	28.1322	4.4815
妻子結婚年齡	妻子在結婚時的年齡	25.4761	4.4020
夫妻年齡差距	丈夫的結婚年齡減妻子的結婚年齡	2.6525	3.3994
小孩數	小孩個數 (曾經離婚者為離婚時的小孩數; 未經歷離婚者為2005年時的小孩個數)	1.5100	0.7901
都市	居住於台北縣市、新竹市、台中市、台南市及高雄市者 = 1, 其餘 = 0	0.4405	0.4964
家庭 (夫妻) 數		98,679	

註: 1. 本研究樣本係以1999年初婚夫婦為基礎, 合併1999–2005年出生檔、1999–2005年勞保檔案、1999–2005年失業保險給付檔案、1999–2005年關廠檔案以及1999–2005年的離婚檔。2. 失業的衡量是以1999–2005期間內第一次失業為準 (僅有120人在此段期間經歷兩次失業)

年有申報勞保」的方式來定義「妻子有工作」這項變數,⁸ 表1顯示夫妻中妻子有工作的比例約為0.8, 然而因為任於公職者不會在勞保範疇內, 因此以這個方式定義出來的變數可能會低估妻子的就業比例。

其餘變數部分, 所有夫妻樣本在1999–2005年之間的婚姻持續期間約為6.2年, 男性的平均結婚年齡為28.1歲, 較女性平均結婚年齡多約2.7歲; 每對夫妻平均小孩數為1.5個, 小孩個數的計算方式為, 若夫妻在2005年之前未離婚, 小孩數為2005年時小孩總數, 若夫妻在2005年以前離婚, 小孩數為離婚當時的小孩總數。最後, 資料中約有44.1%比例的夫妻住在都市地區。

除了整體樣本的敘述統計量外, 我們再將樣本分成丈夫未曾經歷失業的家庭與丈夫曾經歷失業 (或公司關廠失業) 的家庭, 針對幾個重要的變數來比較其敘述統計量的差異, 比較的結果列於表2。在離婚變數上, 不管是廣泛的非自願性失業或者是因公司關廠而失業, 丈夫曾經歷非自願性失業的夫妻, 其離婚的機率較丈夫未經歷失業的家庭稍高, 但這個些微差距並

⁸在資料中我們並無限定妻子在1999–2005年之間必須至少有一年有申報勞保。

表 2: 丈夫未經歷失業與丈夫曾經歷失業家庭之敘述統計量差異

	丈夫未經歷非 自願性失業	丈夫曾經歷非 自願性失業	Diff	丈夫曾經歷公 司關廠失業	Diff
	(1)	(2)	(2)-(1)	(3)	(3)-(1)
離婚	0.1105 (0.3135)	0.1163 (0.3207)	0.0059 [0.1486]	0.1145 (0.3185)	0.0040 [0.4536]
婚姻持續期間	6.1873 (1.1339)	6.1729 (1.1579)	-0.0144 [0.3249]	6.1821 (1.1339)	-0.0053 [0.7863]
丈夫結婚年齡	28.0834 (4.4821)	28.8332 (4.4135)	0.7498 [0.0000]	28.5877 (4.2616)	0.5043 [0.0000]
妻子結婚年齡	25.4314 (4.4053)	26.1186 (4.3038)	0.6871 [0.0000]	25.9622 (4.1941)	0.5308 [0.0000]
丈夫月收入	24,054.9600 (12,090.9600)	24,079.6000 (10,391.4700)	24.6400 [0.8735]	24,648.9300 (10,895.5000)	593.9700 [0.0041]
妻子月收入	15,141.9100 (12,001.7000)	16,363.4600 (12,074.6200)	1,221.5500 [0.0000]	16,501.5100 (12,132.6200)	1,359.6000 [0.0000]
丈夫大學學歷	0.2312 (0.4216)	0.2495 (0.4328)	0.0183 [0.0008]	0.2509 (0.4336)	0.0198 [0.0064]
丈夫專科學歷	0.2235 (0.4166)	0.2741 (0.4461)	0.0506 [0.0000]	0.2717 (0.4449)	0.0482 [0.0000]
丈夫高中學歷	0.0967 (0.2955)	0.1033 (0.3043)	0.0066 [0.0856]	0.1040 (0.3053)	0.0073 [0.1497]
妻子大學學歷	0.1772 (0.3818)	0.1945 (0.3959)	0.0174 [0.0004]	0.1969 (0.3977)	0.0198 [0.0026]
妻子專科學歷	0.2628 (0.4402)	0.2979 (0.4574)	0.0351 [0.0000]	0.3015 (0.4590)	0.0387 [0.0000]
妻子高中學歷	0.1058 (0.3076)	0.1068 (0.3089)	0.0010 [0.8027]	0.1086 (0.3111)	0.0027 [0.6083]
都市	0.4351 (0.4958)	0.5185 (0.4997)	0.0834 [0.0000]	0.5303 (0.4992)	0.0952 [0.0000]
家庭數	92,258	6,421		3,519	

註: (.) 為標準差; [.] 為 P-value.

不具統計上顯著性, 婚姻持續期間之變數亦呈現相同的情況。

另外, 丈夫曾經歷過失業的家庭, 夫妻的教育程度與投保薪資均較未曾經歷過失業的家庭高, 造成這項與預期不符的結果之原因, 其一可能是因為懂得請領失業保險給付的失業勞工教育程度較高;⁹ 其二, 在 2001 年前後全球經濟大衰退, 台灣高科技產業如電子業等遭受很大的衝擊, 而有大规模失業潮, 在科技產業工作者大多為教育程度較高者。另外, 丈夫失業

⁹ 勞委會於 2009 年針對過去 10 年間曾經申請失業保險給付的人隨機抽取 8,700 人, 進行一份問卷調查, 其發現 85% 以上的受訪者其教育程度為高中以上。

的家庭, 其夫妻結婚的年齡, 以及居住於都市的比例均高於未失業的家庭, 這些現象也可能與失業者的教育程度較高有所關連。由這些變數敘述統計量的比較我們可以得知, 丈夫失業與未失業的家庭在某些家庭背景變數上有顯著的差異。

在過去的文獻中, 探討失業效果所採用的樣本多為政府多年期家庭收入抽樣調查資料, 如美國的 Panel Study of Income Dynamic (PSID) 與英國的 British Household Panel data (BHPS) 等, 他們定義失業變數的方式為根據受訪者回答「工作狀態」問項的結果來判定受訪者在受訪年度是否曾經歷失業。以訪問調查來判定失業的風險在於, 受訪者填答的資料可能有測量誤差 (measurement error) 的問題, 以及無法估計失業時間的長短。¹⁰ 本研究的資料是合併多套政府行政登記資料而來, 因此在失業的認定上較無測量誤差的問題。另外, 我們連續合併7年的資料, 因此得以估算出失業期間的長度。

表3依年度列出樣本的失業期間的長度, 估計的方式為, 若樣本在 T 期時失業, 但在 $T + 1$ 期時其勞保投保薪資不為0, 則定義該樣本失業的長度為1年; 若其在 $T + 1$ 期時的投保薪資仍為0, 但 $T + 2$ 期時的投保薪資不為0, 則定義其失業長度為2年, 以此類推。因為勞保投保薪資的資料為年資料, 以此種方式估計失業長度可能會造成低估及高估的情況:

- (1) 高估的情況: 若實際失業長度在12個月以下, 以此定義所估計出來的失業長度為1年, 因此有高估的問題;
- (2) 低估的情況: 因樣本觀察期間有限, 只有7年, 因此越往2005年靠近所觀察到的失業期間會較短, 此有低估的問題。另外一個可能會低估失業長度的情況是, 因為勞保資料為年資料, 如果是在 T 期期初失業, 但在 $T + 1$ 期末觀察到投保薪資不為0時, 雖然實際的失業長度可能長於1年, 但推估出來的失業長度等於1年。

¹⁰Stevens and Schaller (2011) 以1996、2001以及2004年三個間斷年度的 panel 問卷資料來定義父親失業變數, 若訪問家庭中的父親在2001年「是否有工作」的問項中填答「非自願性失業中」, 則判定2001年該父親曾經歷非自願性失業。但因這項資料並非每年連續追蹤調查, 因此無法觀察到失業的時間長短。

表 3: 男性非自願性失業與失業期間長度

	非自願性失業			公司關廠失業		
	個數 (人)	平均失業 期間長度 (年)	至 2005 仍 然失業之 人數 (人)	個數 (人)	平均失業 期間長度 (年)	至 2005 仍 然失業之 人數 (人)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1999	97	1.8866	7	32	2.2813	5
2000	691	1.8336	66	556	1.7068	45
2001	1,858	1.8003	209	1,021	1.6572	111
2002	1,644	1.5560	219	876	1.4132	83
2003	1,148	1.4965	249	662	1.3958	111
2004	620	1.3306	196	279	1.2401	59
2005	544	—		163	—	
Total	6,602	1.6335		3,589	1.5242	

註: 1. 失業樣本為所有經歷過非自願性失業 (公司關廠失業) 之男性, 包含離婚後才失業者; 失業期間長度為 1999–2005 年之間的觀察值。2. 失業期間的長度為預估值, 若某樣本在 T 期時被觀察到失業, 但在 $T + 1$ 期時被觀察到勞保投保薪資不為零, 則定義其失業的長度約為 1 年 (小於或等於 1 年); 若在 $T + 1$ 時勞保薪資為 0, 但 $T + 2$ 期時勞保薪資不為 0, 則定義其失業長度約 2 年, 以此類推; 因為 2005 年為本資料可以觀察到的最後一年, 因此此年失業的樣本我們無法估算其失業時間長度。

儘管低估與高估的狀況都可能發生, 但推估出來的平均失業長度應該會接近實際的平均失業長度, 因此這樣的估算方式仍可作為實際失業期間長短的代理變數。從表 3 可看出, 在 1999 年有 97 位經歷非自願性失業的丈夫, 其中有 32 位是因為公司關廠而失業, 其平均失業期間為 1.9–2.3 年; 2001 年為全球經濟不景氣的一年, 當年度台灣的經濟為罕見的負成長, 因此 2001 年經歷非自願性失業的人最多, 有 1,858 人, 其中因公司關廠而失業者亦超過 1,000 人, 平均失業的長度為 1.7–1.8 年。在表 3 中, 平均失業的長度逐年減少, 此呼應了上述第 (2) 個問題。另外, 由表 3 的第 (3) 及 (6) 欄中, 我們可以看到有部分在 1999–2004 年失業的人, 在 2005 年仍處於失業中, 例如在 97 位 1999 年經歷廣泛非自願性失業的男性, 在 2005 年仍有 7 位處在失業狀態。

表 4: 離婚理由

	兩願離婚	判決離婚	總計
丈夫經歷非自願性失業	716 (95.85%)	31 (4.15%)	747 (100%)
公司關廠失業	390 (96.77%)	13 (3.23%)	403 (100%)
丈夫未失業	9,783 (95.98%)	410 (4.02%)	10,193 (100%)

註: 此表未列入丈夫失業前離婚的樣本。

此外, 這套資料中的離婚變數也是由行政登記檔而來, 記載精確的離婚時間, 以及離婚的理由 — 兩願離婚 (夫妻雙方都願意離婚) 或者是判決離婚 (夫妻有一方想離婚, 一方不願離婚)。若離婚的夫婦中, 丈夫曾經歷失業, 則判決離婚的比例可能會較高, 然而從表 4 我們可以看出, 判決離婚的件數非常少, 大約僅佔所有離婚夫妻中的 4%。若將離婚的夫妻依丈夫是否曾經歷失業來區分, 雖然丈夫曾經歷非自願性失業的離婚夫婦, 判決離婚的比例 (約 4.2%) 較丈夫未經歷失業的離婚夫婦稍微高一些, 但差距不大。而且, 丈夫曾因公司關廠失業的離婚夫婦, 判決離婚的比例比較低。

4 主要估計模型及實證結果

4.1 模型

在文獻中, 以個體資料來估計丈夫 (1)、(3) 失業對離婚影響的研究將非自願性失業, 視為是外生變數, 因此所採用的估計模型較為簡單。大體上所採用的方法為: (1) Probit (Logit) 模型, 如 Jensen and Smith (1990)、Kraft (2001) 以及 Charles and Stephens (2004); (2) Propensity score matching 模型, 如 Eliason (2012); (3) Proportional Hazard 模型, 如 Doiron and Mendolia (2012)。雖然「非自願性失業」較「自願性失業」符合外生變數的性質, 但廣泛的非自願性失業其實仍難排除內生問題。公司被迫關廠多屬大環境因素使然, 與勞工個人特質較無關聯。因此, 公司關廠較能代表非預期的外生所得衝擊, 以其作為解釋變數, 較符合迴歸模型的外生條件。在目前文獻上, 使用公司關廠來估計失業效果者只有 Charles and Stephens (2004), Doiron and Mendolia (2012) 與 Eliason (2012) 三篇文章。

本研究主要用來估計丈夫失業對離婚影響的方法,是以橫斷面 (cross-sectional) 資料的 Probit 模型來分析,是否丈夫曾經經歷過非自願性失業(公司關廠失業)是造成夫妻離婚的重要因素。此外,同樣是以橫斷面資料的估計,我們另有以 Proportional hazard 模型來估計婚姻的維持期間 (duration) 是否會受到失業因素的影響,其結果與 Probit 模型一致,因此在本節我們僅列出 Probit 模型估計的結果,而將 proportional hazard 模型估計結果列於文章附錄表1。

對每一對夫妻而言,其離婚的機率 $\text{Prob}(Y = 1|D_h, D_w, X)$ 為:

$$\text{Prob}(Y = 1|D_h, D_w, X) = G(\beta_0 + \beta_1 D_h + \beta_2 D_w + X'\gamma), \quad (1)$$

$$\text{式中, } G(Z) = \int_{-\infty}^Z (2\pi)^{-0.5} \exp\left(-\frac{v^2}{2}\right) dv,$$

其中, D_h 為丈夫是否在婚姻期間曾經失業之間斷變數, D_w 為妻子是否在婚姻期間曾經失業之虛擬變數; X 為其他家庭社經變數的集合,包含夫妻的結婚年齡、夫妻的教育程度、夫妻的平均勞保投保薪資、生育小孩個數以及居住地是否為都市等。雖然在模型中我們同時估計妻子的失業效果,但本研究主要重視的仍為丈夫的失業效果;另外,因我們並未限制妻子在1999–2005年之間必須至少有1年投保勞工保險,因此我們無法得知勞保記錄7年皆為零的妻子是沒有工作還是在公部門工作,估計出的妻子失業效果可能有所偏誤。

最後我們所使用的模型有幾點值得注意:

- (1) 我們的迴歸模型中未如 Charles and Stephens (2004) 控制夫妻「是否再婚」及「婚姻維持的年數」等婚姻資訊。其一是因為行政資料並無再婚的資訊,因此我們無法得知樣本是否是屬於再婚;其二,我們是以1999年登記結婚的夫妻作為母體,並追蹤他們至2005年,如果婚姻持續年數小於7年的樣本幾乎都是經歷離婚的夫妻,因此若將婚姻持續年數放在解釋變數之中,將會解釋絕大部分應變數(是否離婚)改變的部分,並使其他變數之係數不易顯著。
- (2) 除了婚姻資訊之外,小孩的資訊也是影響離婚的重要變數。我們全部的樣本包含有小孩及無小孩的家庭夫妻,但為了進一步檢視小孩

對於婚姻穩定的影響，我們在以全部樣本進行分析之後，再將樣本限制於有小孩的家庭，並額外控制「家中最小小孩的年齡」以及「是否有兒子」兩項變數。藉此檢視，加入小孩的資訊是否會影響原先失業的效果。

- (3) 在失業的變數部份，我們分別將廣泛的非自願性失業與因公司關廠的失業帶入估計模型，然而，因公司關廠失業所估計出來的失業效果較具「因果關係」的意涵，我們在解釋失業效果的時候將以公司關廠失業為主。
- (4) 由於資料的限制，我們只能觀察到結婚後7年的離婚狀況，因此我們得出的失業效果是低估的界限 (lower-bounds)。換言之，若我們得出的結果顯示失業會增加離婚的機率，則真實的情況應該會比我們估計出來的效果還要嚴重。

4.2 主要估計結果

本研究主要的迴歸估計結果列於表5，表中數值為 Probit 模型估計出來的邊際效果 (並非估計係數)，括弧中的數值代表係數估計標準誤，其中第 (1)、(2)、(5) 及 (6) 欄是以全部家庭 (包含有小孩及沒有小孩的家庭) 樣本估計的結果，而第 (3)、(4)、(7) 及 (8) 是以有小孩的家庭樣本估計的結果。

我們首先比較第 (1) 與 (5) 欄的結果。在廣泛的非自願性失業部份，第 (1) 欄的結果顯示，在控制夫妻的經濟、教育程度及其他背景變數之下，丈夫若曾經歷過非自願性失業會顯著地增加離婚的機率約 1.01 個百分點，約佔樣本平均離婚率 (11.07%) 的 9.12%，這個結果與表2中第一列的述統計量的結果有所差異；相反的，妻子若經歷非自願性失業就對離婚的機率則沒有顯著的影響。

表5第 (5) 欄所列出的，是與第 (1) 欄相同的迴歸模型，但以公司關廠失業來估計的失業效果。在探討公司關廠失業的影響時，我們將其他的非自願性失業樣本刪除，如此才能比較因公司關廠失業者以及未失業者的差別。由第 (5) 欄，我們可以發現，丈夫失業會顯著地增加離婚機率約 1.02 個百分點，約佔樣本平均離婚率的百分之 9.23；在妻子失業的部分，第 (5) 欄顯示妻子的失業對離婚的機率亦無顯著影響。另外，為了檢視此基本模型

表 5: 丈夫失業對離婚影響之主要結果 (橫斷面資料 Probit 模型之邊際效果)

Y = 離婚之間斷變數	失業定義為廣泛非自願性失業				失業定義為公司關廠失業			
	全部家庭		有小孩的家庭		全部家庭		有小孩的家庭	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
平均離婚率	0.1107	0.1109	0.0905	0.0905	0.1105	0.1106	0.0906	0.0906
丈夫曾經失業	0.0101*** (0.0034)	—	0.0060** (0.0030)	—	0.0102** (0.0046)	—	0.0077** (0.0040)	—
失業持續期間小於等於 1 年	—	0.0066 (0.0043)	—	0.0053 (0.0039)	—	0.0029 (0.0054)	—	0.0054 (0.0039)
失業持續期間大於 1 年	—	0.0161*** (0.0061)	—	0.0086** (0.0042)	—	0.0262*** (0.0096)	—	0.0144** (0.0080)
妻子曾經失業	-0.0051 (0.0032)	—	-0.0011 (0.0029)	—	-0.0024 (0.0033)	—	0.0002 (0.0031)	—
失業持續期間小於等於 1 年	—	-0.0022 (0.0042)	—	-0.0011 (0.0037)	—	-0.0007 (0.0043)	—	-0.0002 (0.0039)
失業持續期間大於 1 年	—	-0.0071 (0.0049)	—	0.0011 (0.0037)	—	-0.0044 (0.0053)	—	0.0021 (0.0039)
家中最小小孩的年齡	—	—	0.0225*** (0.0005)	0.0225*** (0.0006)	—	—	0.0225*** (0.0006)	0.0225*** (0.0006)
是否有兒子	—	—	-0.0056*** (0.0015)	-0.0057*** (0.0015)	—	—	-0.0059*** (0.0015)	-0.0060*** (0.0015)
控制夫妻經濟變數	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制夫妻教育程度及其他變數	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R-square	0.1914	0.1915	0.2244	0.2246	0.1920	0.1920	0.2259	0.2261
Log likelihood value	-27,758.2	-27,604.4	-20,547.3	-20,442.8	-26,884.6	-26,823.2	-19,943.07	-19,903.812
家庭樣本數	98,679	98,135	87,270	86,794	95,777	95,594	84,810	84,648

註: (1) 為估計係數標準誤; 第 (2)、(4)、(6) 及 (8) 欄模型中未包含 2005 年失業的樣本, 第 (5) (8) 欄模型中未包含其他原因的非自願性失業。*** 代表在 1% 水準下顯著; ** 在 5% 水準下顯著; * 在 10% 水準下顯著。

的穩定度以及控制家中某些觀察不到的背景因素,我們亦以 Random-effect Probit 及 Correlated random-effect Probit 模型來估計,¹¹ 估計係數列於附錄表2。我們發現附錄表2的第(1)、(3)欄以及第(5)、(7)欄得到的結果與表5第(1)、(5)欄一致。

由表5第(1)與(5)欄基本的模型估計結果可知,不管是廣泛的非自願性失業或者是公司關廠失業,丈夫失業均對婚姻有不利的影響,而妻子失業則無顯著的影響。這樣的結果符合 Becker, Landes, and Michael (1977) 與 Becker (1981) 對於婚姻穩定的分析。Becker 等作者認為丈夫及妻子之間分工的型態是維持婚姻穩定的一項重要特質 (match quality)。一個家庭中,丈夫在勞動市場上有比較利益 (亦即家庭的經濟支柱),而妻子在家庭勞務生產上有比較利益,因此夫妻若能以此互補分工,婚姻會較穩定。因此當丈夫經歷失業時,其在勞動市場上的比較利益 (暫時) 喪失,家庭遭受所得衝擊較大,維持婚姻穩定的因素可能也因此瓦解,婚姻也較難維持。相反的,妻子失業對家庭的衝擊較丈夫失業來得小,且妻子失業後可能回歸家庭,從事家庭生產,因此對婚姻的穩定度較無不利的影響。

表5中的第(2)及(6)欄的模型,主要是探討失業持續期間的長短 (duration) 對離婚的影響。雖然我們並無實際失業持續時間長短的資料,但在之前的表3,我們曾以縱斷面資料來推估失業者的失業持續期間的長短,推估出的失業持續期間最短1年 (實際上可能為小於或等於1年),最長6年。為了瞭解失業持續期間的長短對離婚機率的影響,我們以推估出的數值來作為實際失業持續期間長短之代理變數,並將失業持續期間區分為「失業持續時間小於或等於1年」及「失業持續時間大於1年」。然而,在2005年失業的樣本我們僅能觀察到小於1年的失業狀態,因此這兩欄的分析模型中,我們將2005年失業的樣本刪除,以免高估「失業持續時間小於或等於1年」的效果。

表5第(2)欄結果顯示,若丈夫經歷非自願性失業的持續期間小於或等於1年,則其對於離婚的機率沒有顯著的影響;但若持續時間超過1年,則離婚的機率會因此上升1.61個百分點,約佔全體樣本平均離婚率的百分之

¹¹Correlated Random Effect Probit Model 為 Random Effect Probit Model 額外控制隨著時間而改變的解釋變數之時間平均數 (在我們的模型中為失業變數平均數以及家庭所得平均數),其目的是減少模型中的內生問題,此為 Wooldridge (2002) 所提出。

14.54, 效果不小。而妻子經歷非自願性失業的持續期間對離婚機率則無明顯的影響。在第 (6) 欄中, 以公司關廠來定義失業的估計結果與第 (2) 欄相似, 只是丈夫失業持續期間超過 1 年的負面影響更強。若丈夫因公司關廠而失業的持續期間超過 1 年, 會增加離婚的機率約 2.62 個百分點, 佔所有樣本平均離婚率的比例高達 23.71%。這個估計結果隱含著, 丈夫失業的持續期間越長代表家庭所得的損失越多, 而且丈夫與妻子的情緒可能會愈陷低潮, 壓力也愈大, 夫妻感情維持穩定的因素逐漸崩解, 造成離婚的機率提高。

接下來我們來檢視以有小孩家庭的樣本所估計的結果。由第 (3) 及 (7) 欄可知, 在控制了小孩變數之後, 丈夫失業對離婚的邊際影響力大約減少 24% 至 40%, 但仍非常顯著。以第 (7) 欄而言, 額外控制「家中最小小孩的年齡」以及「是否有兒子」的變數之後, 丈夫經歷關廠失業對離婚機率的邊際影響力由 1.02 個百分點降到 0.77 個百分點, 大約佔平均離婚率 (0.09) 的百分之 8.5。相同的, 若將失業經歷細分成「失業持續時間小於等於 1 年」及「失業持續時間大於 1 年」, 由第 (4) 與第 (8) 欄的結果可以得知, 雖然控制了小孩變數會降低「失業持續時間大於 1 年」的邊際影響, 但效果仍非常顯著。有趣的是, 小孩變數的確對夫妻的離婚機率具有顯著的影響, 家中最小小孩的年齡越大, 夫妻離婚機率愈高; 而小孩中若有 (至少 1 個) 兒子, 夫妻離婚的機率愈小, 此兩種小孩變數對夫妻離婚機率的影響方向符合預期。

總結表 5 的結果, 我們發現在婚姻中, 若丈夫有失業的經歷, 則對婚姻有不利的影響, 大概會提高離婚機率約 8.50% (有小孩之家庭樣本) 至 9.23% (全部家庭樣本)。在這之中, 以失業持續期間超過一年者的影響較大。文獻中發現, 丈夫經歷廣泛的非自願性失業會顯著地增加離婚的機率, 但若是公司關廠失業就沒有顯著的影響 (Charles and Stephens, 2004; Doiron and Mendolia, 2012), 因此這些研究推論失業造成離婚的理由主要可能是因為丈夫個人特質所引起, 非預期性所得減少的部份影響程度較小。但本文卻發現, 丈夫經歷公司關廠所導致的失業仍會對婚姻有不利的影響, 而且影響的效果不小於廣泛的非自願性失業所造成的影響, 這顯示在我們的資料中, 非預期性的所得減少對婚姻的穩定度有顯著的衝擊。這個結果除了可

與 Becker, Landes, and Michael (1977) 與 Becker (1981) 的論點互相呼應之外, 另一個可能的解釋為, 在亞洲社會中男主外女主內的家庭觀念較西方強, 丈夫的收入被視為是家庭主要的經濟支柱, 因此丈夫的非預期性的所得衝擊對家庭關係的負面影響可能較西方社會來得大。另外, 在妻子失業效果部分, 我們發現, 在表五所有模型的估計之下, 妻子失業對離婚機率都沒有顯著的影響, 這個發現與 Eliason (2012) 一致。

最後, 其他控制變數對離婚影響的估計結果, 因為並非我們主要探討的因素, 囿於篇幅, 並未列於表中。我們茲將其他控制變數的效果簡述如下: (1) 丈夫與妻子的教育程度越高, 離婚的機率越低。這可能是因為學歷越高者越有可能延後結婚的年齡, 在婚姻市場搜尋的時間也比較久 (結婚成本較高), 一旦結婚之後也較不輕易離婚; (2) 夫妻的結婚年齡愈高, 離婚機率也愈低, 此與教育程度的影響相呼應; (3) 生育小孩數愈多, 離婚機率愈低。夫妻之間有了小孩之後, 為了讓小孩健全成長, 即使夫妻之間發生問題, 也較容易傾向容忍而不離婚,¹² 在亞洲社會尤其如此; (4) 夫妻的薪資越高, 離婚的機率越低。所得是維持家庭關係穩定的重要資源, 所得越低的夫妻越容易在日常生活中引發情緒衝突, 婚姻也愈容易以離婚收場; (5) 居住於都市會增加離婚的機率。這個現象包含多項因素, 例如居住在都市裡的夫妻可能生活及工作壓力都比居住於非都市裡的夫妻大, 日常相處的時間可能也比較少, 因此較容易發生爭吵或緊張的氣氛, 進而增加離婚的可能性。

5 以縱斷面 (panel) 資料分析的實證結果

5.1 失業之長短期效果

在上一節中, 我們主要的研究模型是以橫斷面樣本估計。在此一小節中, 我們主要是要利用樣本的縱斷面合併觀察值 (pooled observations), 仿照 Charles and Stephens (2004) 的設定, 以 Probit 模型來檢視失業對離婚機率的長、短期的影響。我們將失業的經歷按照失業事件發生後的年數, 區分為「1-3年前曾失業」、「4-5年前曾失業」以及「6年前曾失業」, 在T期

¹² 生育小孩數與夫妻婚姻穩定度之間可能有內生問題, 例如感情越好越穩定的夫妻才會生育較多小孩, 我們會觀察到小孩數與離婚之間呈現反向關聯 (Svarer and Verner, 2008)。

時每一個觀察值都可得出上面三個變數。¹³ 若「1-3年前曾失業」對當期離婚機率的影響效果較大,則表示失業的短期效果較強。表6列出這個模型估計出的邊際效果。

從表6第(1)、(2)欄,我們可知在丈夫若在「1-3年前曾失業」,會顯著地增加離婚的機率約0.6至0.7個百分點;而其若在「4-5年前曾失業」或者「6年前曾失業」,對離婚的機率則無顯著的影響。為了對此模型做穩定度測試,以及進一步控制可能的內生性問題,我們亦以 Random-effect Probit 模型與 Correlated Random-effect Probit 模型來分析長短期效果,我們將估計係數分別列於附錄表2的第(2)、(4)欄與第(6)、(8)欄,其估計結果與表6的結果一致。

在妻子失業的部分,我們在上一節以整體的失業變數(7年之內是否曾失業)來衡量失業效果時,並未發現妻子失業對離婚有顯著的影響;但在此處以縱斷面資料細分失業長短期變數時發現,不管是表6還是附錄表2的結果皆顯示,妻子若在「1-3年前曾失業」,也會顯著地增加離婚機率。這可能是因為,在妻子有工作的家庭,其薪水也是家庭所得的重要來源,一旦妻子失業,其對家庭資源的衝擊在短期內也可能會影響夫妻感情穩定,而增加離婚的機率,只是此影響力程度上較丈夫失業來得小。

我們估計出的妻子失業效果與 Charles and Stephens (2004) 略有不同,他們以全部樣本觀察值發現,妻子若在「1-3年前失業」,將會增加當期離婚機率,但顯著程度不高;但妻子若是在5年以前失業,則會顯著的增加夫妻離婚的機率。

總結表6的估計結果,我們發現丈夫或妻子若經歷過失業,其對離婚的機率有短期的效果,但我們並未發現顯著的長期效果,這可能的原因有三,一為失業事件發生愈久之後,再找到工作的機率應該會比較高;二來婚姻若能撐過失業之後的前段低潮時期,表示該對夫妻的感情較為穩定,因此

¹³以某對夫妻在2005年的觀察值為例,若其丈夫在2002-2004之間失業,則該觀察值的「1-3年前曾失業」之變數為1,而「4-5年前曾失業」以及「6年前曾失業」變數皆為0。在我們的資料中觀察不到1998年以前的資訊,對於此狀況,我們假設2004年以前觀察值的「6年前曾失業」之變數等於0,以及2002年以前觀察值的「4-5年前曾失業」之變數為0,因此以全部觀察值估計出的長期效果可能是低估的。但若僅將觀察值限定在2005年,則會犧牲掉許多「1-3年前曾失業」為1的樣本,造成短期效果也被低估的情形。鑑於此,我們還是以全部觀察值來估計,但在解釋長期效果時採保守的推論。

表 6: 丈夫失業對離婚之長短期影響 — 依照失業事件發生的年數區分 (縱斷面資料 Probit 模型之邊際效果)

 $Y =$ 離婚之間斷變數

	廣泛非自願性失業 (1)	公司關廠失業 (2)
丈夫失業		
1-3年前曾失業	0.0068*** (0.0009)	0.0057*** (0.0012)
4-5年前曾失業	0.0031 (0.0022)	0.0030 (0.0027)
6年前曾失業	-0.0023 (0.0108)	0.0110 (0.0247)
妻子失業		
1-3年前曾失業	0.0028*** 0.0008	0.0032*** (0.0009)
4-5年前曾失業	0.0003 (0.0019)	0.0015 (0.0021)
6年前曾失業	-0.0061 (0.0066)	-0.0057 (0.0070)
控制夫妻經濟變數	Yes	Yes
控制夫妻教育程度及其他變數	Yes	Yes
Pseudo R-square	0.0469	0.0470
Log likelihood value	-53,490.2	-51,822.2
期數 (Time Period)	7	7
家庭樣本數	98,679	95,777

註: (.) 為標準誤; *** 代表在1%水準下顯著; ** 在5%水準下顯著; * 在10%水準下顯著。其他的控制變數包括父母親的教育程度、家庭總所得、所在地、家庭中小孩數以及父母親結婚年齡等。

失業事件發生之後的4至6年,對離婚的機率較無影響;第三,可能是因資料的限制,觀察的時間點越早,「4-5年前曾失業」及「6年前曾失業」這兩個變數等於1的機率越少,失業的長期效果可能會被低估(詳細說明請見註14)。

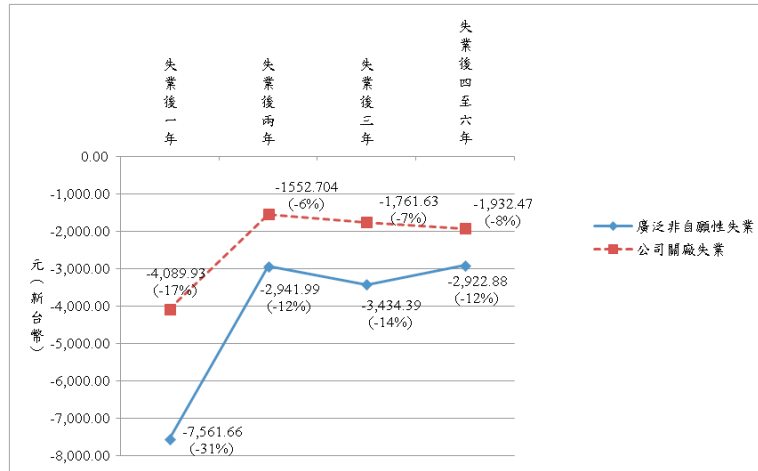


圖 1: 丈夫失業對期平均每月薪資的影響

5.2 失業影響離婚的管道: 失業對所得及就業機率的影響

上一小節的估計結果顯示, 丈夫失業對夫妻的婚姻有負面的影響。經濟學家一般認為, 丈夫失業是透過「造成家庭所得損失」這個管道而對離婚有所影響。因為丈夫的所得是夫妻兩人決定結婚的因素之一, 也是維持婚姻穩定的特質 (Becker, Landes, and Michael, 1977; Becker, 1981)。因此當丈夫的所得遇到衝擊, 就有可能會對婚姻造成負面的衝擊。在文獻中, 經濟學家發現失業事件對失業者所得的影響不僅僅是失業當時而已, 而會維持一段時間,¹⁴ 由此可見丈夫經歷失業可能會造成家庭所得的長期損失。這一小節的目的, 在於檢視丈夫失業對其未來薪資 (投保月薪) 與勞動市場就業狀況的影響。

圖1表現的是丈夫若曾經歷失業, 對其未來4至6年平均每月薪資的影響。這是以每年的平均每月投保薪資作為應變數,¹⁵ 對 N 年前是否曾經失業的虛擬變數, 及其他控制變數所估計的迴歸結果, 其中 N 包含1年、2年、3年以及4至6年。由於我們想探討失業之後4年以上的影響, 因此我們

¹⁴ 文獻上發現失業對所得的影響時間大約1年至6年左右, 見 Couch and Placzek (2010) 的討論。

¹⁵ 平均每月投保薪資已經過以西元2000年為基期的物價指數加以平減。

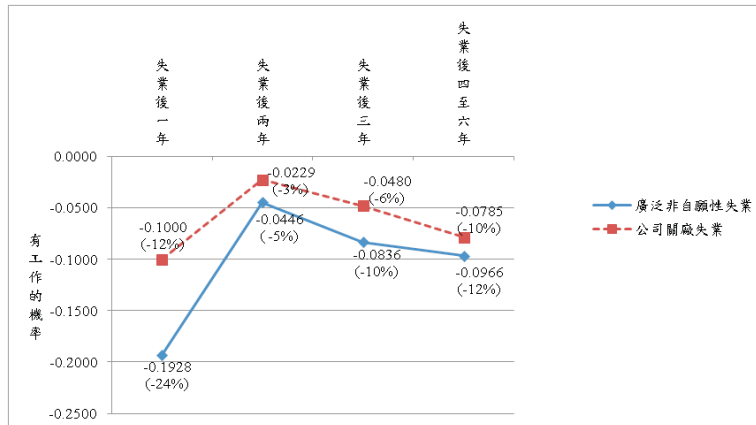


圖 2: 丈夫失業對其就業狀況之影響

刪去 2002 年至 2005 年失業的樣本。¹⁶ 這裡所採用的迴歸模型是參考 Eliason and Storrie (2006) 所使用的方法, 以縱斷面的總和觀察值採用 OLS 估計。¹⁷ 圖上的每一點代表失業虛擬變數的估計係數, 每個係數都顯著地異於 0, 括弧中的數值代表估計係數佔樣本觀察值平均每月薪資的幅度大小 (percent effects)。我們可看出, 因公司關廠而失業的薪資損失小於廣泛的非自願性失業, 丈夫在廣泛非自願性失業後 1 年平均月薪約損失 7,562 元左右, 損失金額約佔樣本觀察值平均投保月薪 24,018 元的 31%; 而經歷公司關廠失業後 1 年的平均月薪約損失 4,090 元, 約佔樣本觀察值平均投保月薪的 17%。失業事件的負面衝擊一直到失業後 4 至 6 年仍然顯著, 失業後第 4 至 6 年的平均每月損失仍有 2,000 至 3,000 元 (約佔平均月薪 8%–12%)。

圖 2 顯示丈夫失業對其勞動市場就業狀況的影響。此處應變數為丈夫每年就業狀況, 若當年投保薪資不為 0 則視為當年有就業, 就業狀況之應變數為 1, 其餘為 0, 解釋變數與圖 1 模型相同。圖 2 中每一個點所代表的估

¹⁶ 刪去 2002–2005 年失業的樣本之後, 在探討廣泛非自願性失業時的樣本數為 94,780 個, 探討公司關廠失業時的樣本數為 94,037。

¹⁷ Eliason and Storrie (2006) 是以 matching 的方式建構出曾經失業及未曾失業的 panel data, 因此其在使用 pooled (OLS) estimate 估計時並未控制其他的控制變數。我們除了控制其他背景變數之外, 迴歸式估計係數的標準誤還對家庭進行 clustering。

計係數均顯著異於0, 括弧中的數值代表估計係數佔樣本觀察值平均就業率的幅度。我們可看出, 廣泛的非自願性失業對就業機率的負面影響大於公司關廠失業。丈夫在經歷非自願性失業後1年的就業機率, 較未經歷失業事件者減少將近20個百分點, 約佔平均就業機率0.82的24%; 而經歷公司關廠失業後1年就業機率約減少10個百分點, 僅佔平均就業率的12%。雖然在經歷失業後2年的就業機率減少的幅度有縮小, 但失業後3年的就業機率又再度下降, 失業後4至6年的就業機率較未失業者減少約8至10個百分點(約佔平均就業率的10%–12%)。

由圖1與圖2的結果可歸納為下列幾點: (1) 失業對一個家庭所得衝擊有長期性的影響。丈夫若曾經歷失業, 這個衝擊對其薪資與勞動市場的就業機率的影響, 會持續至少4至6年。由於我們的資料僅能觀察到7年的薪資與勞保投保狀況, 因此無法估計大於6年的失業影響情形, 然而我們的估計結果與現有文獻相互呼應。大部分研究「失業對所得損失影響」的文獻發現失業對失業者所得的負面影響持續期間大約1至6年(例如 Topel (1990); Ruhm (1991); Carrington (1993); Jacobson, LaLonde, and Sullivan (1993); Stevens (1997); Kletzer and Fairlie (2003); Eliason and Storrie (2006); Couch and Placzek (2010)); (2) 整體而言, 失業對薪資衝擊的幅度較對就業機率衝擊的幅度來得大。這項發現與 Eliason and Storrie (2006) 以瑞典的資料估計出的結果相類似。這可能是因為丈夫失業之後為了維持生計, 會盡快地找工作, 但找到的工作之薪資水準可能不若以往來得高; (3) 廣泛非自願性失業的負面衝擊大於公司關廠的失業。這可能是因為廣泛的非自願性失業與失業者個人特質關聯性較強, 例如, 被公司解雇的員工再次找到工作的機率可能較低, 薪資損失也因此比較大。

綜而言之, 本研究發現, 丈夫若經歷失業, 對其未來的薪資與就業狀況均有不利的影響。這些對丈夫所得以及勞動市場的衝擊, 進而可能對婚姻的穩定性造成負面的影響, 對婚姻是一個很大的考驗。

6 失業對離婚影響的異質性分析

由前述分析結果, 我們得知丈夫若經歷失業會增加離婚的機率。然而, 失業對離婚的影響程度有可能會因為家庭某些特性的不同, 而有所不同。這

一節我們分別將家庭依據丈夫的結婚年齡、丈夫的教育程度以及丈夫的月薪高低為區分，來檢視丈夫失業的效果是否會因此而有程度上的差別。由於因公司關廠而定義的失業與個人或家庭特質較無關連，以下分析我們將專注於因公司關廠的失業效果。

6.1 依丈夫結婚年齡為區分

表7之第(1)欄與第(2)欄列出依丈夫結婚年齡來區分樣本所作的分析結果，此處以30歲來作為分水嶺。Becker (1981) 曾指出，結婚年齡愈晚的夫妻，離婚率越低，這是因為其在婚姻市場搜尋另一半的時間較長，搜尋成本較高，一旦結了婚之後也較不容易離婚。我們在第(1)欄與第(2)欄可看出，丈夫結婚年紀大於30歲的樣本家庭之平均離婚機率为0.08，的確小於結婚年紀較年輕的樣本(0.13)，符合Becker (1981)的推論。然而，失業的效果在結婚年紀較高的族群卻比較大且顯著。丈夫在30歲以上才結婚的夫婦中，若丈夫曾經歷失業，則離婚的機率會較丈夫未失業的夫婦高出1.5個百分點，這個邊際影響佔平均離婚率的19%，效果頗大。反觀丈夫在未滿30歲就結婚的夫婦，失業效果並不顯著。另外，在這兩個族群中，妻子的失業都沒有顯著的效果。

造成這個結果的原因，可能是因為在我們的樣本中，結婚年齡在30歲以後的丈夫，其在1999–2005年之間失業的平均年齡也大於結婚年齡小於30歲的族群，¹⁸ 失業年齡愈高，愈不容易很快地找到工作，而且失業所帶給失業者的挫折感越強烈，對家庭的負面衝擊可能愈大，進而影響到離婚的機率。

6.2 依丈夫教育程度為區分

表7之第(3)欄與第(4)欄列出依丈夫教育程度來區分樣本，所分析的結果，以大專學歷為分水嶺，在所有的家庭樣本中，擁有大專以上學歷的丈夫約佔46%，高學歷的比重頗高。我們可看出，高學歷丈夫家庭的平均離婚

¹⁸在我們的樣本中，丈夫結婚年齡大於30歲的族群中，平均丈夫結婚年齡為33歲，其中失業的年齡平均為35歲；丈夫結婚年齡小於30歲的族群中，平均丈夫結婚年齡為25歲，其中失業的年齡平均為27歲。

表 7: 丈夫失業對離婚的影響, 依丈夫結婚年齡、教育程度與投保月薪區分 (橫斷面資料, Probit models 邊際效果)

Y = 離婚之間斷變數	丈夫結婚年齡		丈夫教育程度		丈夫勞保投保月薪	
	30 歲以上	29 歲以下	大專以上	高中以下	高於2.4 萬	低於2.4 萬
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
平均離婚率 (a)	0.0805	0.1259	0.0630	0.1507	0.0603	0.1554
丈夫曾經歷公司關廠失業 (b)	0.0153** (0.0067)	0.0072 (0.0061)	0.0065 (0.0045)	0.0137* (0.0083)	0.0025 (0.0043)	0.0212*** (0.0086)
Percent effect (b/a) %	19.00	5.72	10.32	9.09	4.12	13.64
妻子曾經歷公司關廠失業 (c)	-0.0014 (0.0047)	-0.0024 (0.0046)	0.0032 (0.0033)	-0.0077 (0.0060)	0.0002 (0.0031)	-0.0066 (0.0065)
Percent effect (c/a) %	1.74	1.91	5.08	7.76	0.30	4.25
控制夫妻經濟變數	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制夫妻教育程度及其他變數	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R-square	0.1567	0.2021	0.1699	0.1695	0.1668	0.1635
Log Likelihood value	-7,591.3	-19,174.9	-8,538.6	-18,282.5	-8,545.6	-18,293.1
家庭樣本數	32,277	63,500	43,786	51,991	45,084	50,693

註: (.) 為標準誤; *** 代表在1%水準下顯著; ** 在5%水準下顯著; * 在10%水準下顯著。

率僅有約0.06, 比低學歷丈夫家庭的平均離婚率的一半還要低, 這與前述結婚年齡的高低有相同的解釋理由。高學歷者, 結婚年齡較高, 其在婚姻市場的搜尋成本也較大, 一旦結了婚就較不容易離婚。然而, 高學歷丈夫與低學歷丈夫這兩群樣本家庭的失業效果相差不大, 高學歷丈夫若經歷失業, 其增加離婚的機率約0.65個百分點, 失業效果約為10%, 但這個效果在統計上沒有顯著性; 而低學歷丈夫若經歷失業, 將會增加離婚機率約1.37個百分點, 雖然邊際影響為前者的2倍, 但失業效果約為9%, 與前者相差不多, 只是低學歷丈夫的失業效果在10%顯著水準下具統計顯著性。

第(3)欄與第(4)欄的估計結果顯示, 在夫妻的所得以及其他家庭背景變數不變的情況之下, 低學歷丈夫的失業會增加其夫妻離婚的機率, 而高學歷丈夫的失業效果則不顯著。這可能是因為低學歷的丈夫可能平均收入較少, 家庭所得原本就較低, 家庭背景也較可能處於劣勢, 若再經歷失業的打擊, 不管是所得的衝擊抑或是夫妻之間情緒的緊繃, 都會對婚姻有不利的影响。

6.3 依丈夫的投保月薪高低為區分

鑑於上一小節發現, 低學歷丈夫有稍微顯著的失業效果, 其原因可能是因為收入較少的緣故, 我們遂再以丈夫投保月薪的高低來區分家庭樣本, 來檢視失業效果是否真的會因為月薪的高低而有所不同, 估計的結果列於表7之第(5)欄與第(6)欄。此處的月薪指的是勞工保險的投保月薪, 會比實際的薪資來得低, 但與實際薪資成一定的正向關係。在表1的基本統計量中顯示, 丈夫的平均每月投保薪資約為24,000元, 因此我們以這個金額來作為分水嶺, 投保月薪大於24,000元的丈夫被歸類於較高薪資族群, 低於24,000元者則被歸類於較低薪資族群。

由第(5)欄與第(6)欄我們可看出, 在離婚率部分, 較高薪資族群的平均離婚率為0.06, 而較低薪資族群的平均離婚率高達將近0.16, 這顯示丈夫所得越低的婚姻愈不穩定。在失業效果部分, 較高薪資族群的丈夫若經歷失業, 對離婚的機率並無顯著的影響; 而較低薪資族群的丈夫一旦經歷失業, 將會增加離婚機率2.12個百分點, 佔平均離婚率的13.64%, 效果頗為明顯, 而且在統計上非常的顯著。如上一節所述, 丈夫所得較低的家庭,

可能家庭狀況較不佳,婚姻狀況本來就較不穩定,遇到丈夫失業的衝擊,離婚的機率也會隨之提高。

綜合這一小節與上一小節的結果,我們發現社經背景不佳的丈夫若經歷失業,可能會對婚姻有較不利的影響。雖然在「失業對離婚影響」的文獻中,並未有研究顯示失業的效果會隨著教育程度或所得水準的降低而提高,但在「父親失業對小孩表現的影響」之文獻中,已有研究發現父親失業的負向效果在父親教育程度較低的家庭 (Oreopoulos, Page, and Stevens, 2008),以及父親所得低於貧窮線的家庭 (Stevens and Schaller, 2011) 特別明顯。這些研究的發現輔以我們這兩小節的估計結果,顯示低收入戶或社經背景較差的家庭之主要經濟來源者若遭遇到失業的衝擊,對其家庭成員或結構的負面影響可能較中高收入家庭來得嚴重。

7 結論

失業會造成個人與家庭所得的損失;而離婚是人生痛苦的經驗之一,離婚不僅影響到夫妻兩人的生活,更會對子女的人生造成衝擊。若失業會增加離婚的機率,那麼個人的失業可能會有漣漪效果,造成社會的惡性循環。本文主要是台灣政府行政合併資料來估計丈夫失業對於夫妻離婚機率的影響,這套資料是以1999年結婚檔作為基礎,連結1999至2005年之離婚檔、勞工保險檔、勞工失業保險給付檔、公司關廠登記檔以及出生檔而成。使用這套資料的優點為,它提供了詳細的失業理由,使我們得以估計外生性的失業對離婚的影響。在所有失業的理由中,公司關廠失業被認為是最具有「非預期性所得變動」性質的外生性失業。

在將近10萬對夫妻的樣本中,本研究估計結果發現,丈夫若經歷公司關廠失業將會提高夫妻離婚的機率,尤以失業維持期間超過1年或者失業後3年內的效果較強。這顯示失業透過非預期性的所得的減少將會影響離婚的機率。本研究也發現,失業對丈夫的未來所得以及就業狀況均有長期不利的影響。若將樣本依照丈夫的特性分成不同群組,我們發現丈夫失業年齡較高以及社經背景較差的家庭,一旦丈夫失業,離婚的機率也會提高。這些研究結果對政府在研擬救助失業者的政策時具有參考價值。

附表 1: 丈夫失業對離婚機率的影響 Cox Proportional Hazard 模型迴歸結果 (橫斷面資料 Hazard Ratios)

Time: 婚姻期間 Failure: 在觀察期間離婚者	失業定義為廣泛非自願性失業				失業定義為公司關廠失業			
	全部家庭		有小孩的家庭		全部家庭		有小孩的家庭	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
丈夫曾經歷失業	1.1536*** (0.0442)	—	1.1102** (0.0521)	—	1.1495*** (0.0588)	—	1.1429** (0.0701)	—
失業持續期間小於等於 1 年	—	1.0787 (0.0556)	—	1.0828 (0.0683)	—	1.0156 (0.0675)	—	1.0684 (0.0843)
失業持續期間大於 1 年	—	1.2591*** (0.0758)	—	1.1691** (0.0858)	—	1.4034*** (0.1186)	—	1.2990*** (0.1312)
妻子曾經歷失業	0.9108** (0.0388)	—	0.9513 (0.0506)	—	0.9438 (0.0414)	—	0.9671 (0.0528)	—
失業持續期間小於等於 1 年	—	0.9493 (0.0511)	—	0.9525 (0.0653)	—	0.9723 (0.0537)	—	0.9626 (0.0674)
失業持續期間大於 1 年	—	0.8799* (0.0592)	—	0.9839 (0.0797)	—	0.9058 (0.0629)	—	0.9886 (0.0829)
家中最小小孩的年齡	—	—	1.5031*** (0.0162)	1.5029*** (0.0163)	—	—	1.5052*** (0.0166)	1.5047*** (0.0167)
是否有兒子	—	—	0.9169*** (0.0218)	0.9147*** (0.0218)	—	—	0.9116*** (0.0220)	0.9095*** (0.0219)
控制夫妻經濟變數	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制夫妻教育程度及其他變數	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
樣本數	98,679	98,135	87,270	86,794	95,777	95,594	84,810	84,648

註: () 為標準誤; ***, **, * 分別表示在 1%, 5% 及 10% 顯著水準下顯著; Hazard Ratio 的經濟意涵: 若 $HR = 1.1536$ (第一欄第一列), 表示丈夫失業的家庭, 離婚的機率較丈夫未失業的家庭多 15.36% ($= (HR - 1) \%$)。

附表 2: 丈夫失業對離婚機率的影響模型迴歸結果 (縱斷面資料 Random-effect Probit 以及 Correlated Random-effect 模型估計係數)

	Random-effect Probit Models			Correlated Random-effect Probit Models			
	廣泛非自願性失業	公司關廠失業	公司關廠失業	廣泛非自願性失業	公司關廠失業	公司關廠失業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
丈夫失業	0.1915*** (0.0276)		0.1535*** (0.0390)		0.2103*** (0.0361)		0.1227*** (0.0505)
1-3 年前曾失業		0.1707*** (0.0202)		0.1489*** (0.0268)		0.3398*** (0.0353)	0.3143*** (0.0477)
4-5 年前曾失業		0.0864 (0.0556)		0.0838 (0.0688)		0.0316 (0.0681)	0.0298 (0.0853)
6 年前曾失業		-0.0761 (0.3902)		0.2525 (0.4406)		0.3198 (0.4216)	0.6060 (0.5012)
妻子失業	-0.0017 (0.0304)		0.0109 (0.0314)		0.0297 (0.0398)		0.0132 (0.0412)
1-3 年前曾失業		0.0783*** (0.0219)		0.0904*** (0.0227)		0.2911*** (0.0380)	0.2958*** (0.0392)
4-5 年前曾失業		0.0098 (0.0572)		0.0455 (0.0578)		0.0273 (0.0710)	0.0308 (0.0722)
6 年前曾失業		-0.2442 (0.3557)		-0.2215 (0.3590)		0.580 (0.3780)	0.657 (0.3815)
控制夫妻經濟變數	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制夫妻教育程度及其他變數	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Log likelihood value	-53,512.8	-53,490.2	-51,841.0	-51,822.2	-53,320.0	-53,252.4	-51,605.6
期數 (Time Period)	7	7	7	7	7	7	7
家庭樣本數	98,679	98,679	95,777	95,777	98,679	98,679	95,777

註: (.) 為標準誤; *** 代表在1%水準下顯著; ** 在5%水準下顯著; * 在10%水準下顯著。控制變數與表六模型相同, Correlated RE probit model 中額外控制了會隨時間改變的解釋變數 (失業變數以及家庭所得) 之時間平均值。

參考文獻

王齡懋 (2012), “丈夫失業對婚姻穩定度與生育決定之影響,” 碩士論文, 台北: 國立台灣大學經濟學研究所。(Wang, Ling-Mao (2012), “The Impacts of Husband’s Job Displacement on Family Dissolution and Fertility Decisions,” Master’s thesis, Taipei: Graduate Institute of Economics, National Taiwan University.)

Amato, Paul R. and Bruce Keith (1991), “Parental Divorce and the Well-being of Children: A Meta-analysis,” *Psychological Bulletin*, 110, 26–46.

Becker, Gary S. (1981), *A Treatise on Family*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.

Becker, Gary S., Elisabeth M. Landes, and Robert T. Michael (1977), “An Economic Analysis of Marital Instability,” *Journal of Political Economy*, 85, 1141–1187.

Carrington, William J. (1993), “Wage Losses for Displaced Workers: Is It Really the Firm that Matters?” *Journal of Human Resources*, 28, 435–462.

Catalano, Ralph, David Dooley, Georjeanna Wilson, and Richard Hough (1993), “Job Loss and Alcohol Abuse: A Test Using Data from the Epidemiologic Catchment Area Project,” *Journal of Health and Social Behavior*, 34, 215–225.

Chan, Sewin and Ann H. Stevens (2004), “How Does Job Loss Affect the Timing of Retirement?” *Contributions to Economic Analysis and Policy*, 3, 1–24.

Charles, Kerwin Kofi and Melvin Stephens (2004), “Job Displacement, Disability, and Divorce,” *Journal of Labor Economics*, 22, 489–522.

Corak, Miles (2001), “Death and Divorce: The Long-Term Consequences of Parental Loss on Adolescents,” *Journal of Labor Economics*, 19, 682–715.

Couch, Kenneth A. and Dana W. Placzek (2010), “Earnings Losses of Displaced Workers Revised,” *American Economic Review*, 100, 572–589.

Doiron, Denise and Silvia Mendolia (2012), “The Impact of Job Loss on Family Dissolution,” *Journal of Population Economics*, 25, 367–398.

Eliason, Marcus (2012), “Lost Jobs, Broken Marriages,” *Journal of Population Economics*, 25, 1365–1397.

- Eliason, Marcus and Donald Storrie (2006), "Lasting or Latent Scars? Swedish Evidence on the Long-Term Effects of Job Displacement," *Journal of Labor Economics*, 24, 831–854.
- Gerdtham, Ulf-G and Magnus Johannesson (2003), "A Note on the Effect of Unemployment on Mortality," *Journal of Health Economics*, 22, 505–518.
- Jacobson, Louis, Robert LaLonde, and Daniel Sullivan (1993), "Earnings Losses of Displaced Workers," *American Economic Review*, 83, 685–709.
- Jensen, Peter and Nina Smith (1990), "Unemployment and Marital Dissolution," *Journal of Population Economics*, 3, 215–229.
- Kletzer, Lori G. and Robert W. Fairlie (2003), "The Long-Term Costs of Job Displacement for Young Adult Workers," *Industrial and Labor Relations Review*, 56, 682–698.
- Kraft, Kornelius (2001), "Unemployment and the Separation of Married Couples," *KYKLOS International Review of Social Sciences*, 54, 67–87.
- Kyriacou, Demetrios N., Deirdre Anglin, Ellen Taliaferro, Susan Stone, Toni Tubb, Judith A. Linden, Robert Muelleman, Erik Barton, and Jess F. Kraus (1999), "Risk Factors for Injury to Women from Domestic Violence," *New England Journal of Medicine*, 341, 1892–1898.
- Lang, Kevin and Jay L. Zagorsky (2001), "Does Growing up with a Parent Absent Really Hurt," *Journal of Human Resources*, 36, 253–273.
- Miller, Mark A. and Richard H. Rahe (1997), "Life Changes Scaling for the 1990s," *Journal of Psychosomatic Research*, 43, 279–292.
- Oreopoulos, Philip, Marianne E. Page, and Anne H. Stevens (2008), "The Inter-generational Effects of Worker Displacement," *Journal of Labor Economics*, 26, 455–483.
- Page, Marianne and Ann H. Stevens (2004), "The Economic Consequences of Absent Parents," *Journal of Human Resources*, 39, 80–107.
- Rege, Mari, Kjetil Telle, and Mark Votruba (2011), "Parental Job Loss and Children's School Performance," *Review of Economics Studies*, 78, 1462–1489.
- Ruhm, Christopher (1991), "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?" *American Economic Review*, 81, 319–324.
- Stevens, Ann Huff (1997), "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses," *Journal of Labor Economics*, 15, 165–188.

- Stevens, Ann Huff and Jessamyn Schaller (2011), "Short-run Effects of Parental job Loss on Children's Academic Achievement," *Economics of Education Review*, 30, 289–299.
- Strom, Sara (2003), "Unemployment and Families: A Review of Research," *Social Service Review*, 77, 399–430.
- Sullivan, Daniel and Till von Wachter (2009), "Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data," *Quarterly Journal of Economics*, 124, 1265–1306.
- Svarer, Michael and Mette Verner (2008), "Do Children Stabilize Relationships in Denmark?" *Journal of Population Economics*, 21, 395–417.
- Topel, Robert (1990), "Specific Capital and Unemployment: Measuring the Costs and Consequences of Job Loss," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 33, 191–214.
- Weiss, Yoram (1997), "The Formation and Dissolution of Families: Why Marry? Who Marries Whom? And What Happens upon divorce?" *Handbook of Population and Family Economics*, 1A, 81–123, New York: Elsevier Science.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Mass: MIT Press.

投稿日期: 2013年10月21日, 接受日期: 2014年7月21日

The Impact of Job Displacement on Divorce

Yen-Chien Chen

Department of Economics, National Chi Nan University

Jin-Tan Liu

Department of Economics, National Taiwan University

Ling-Mao Wang

Department of Economics, National Taiwan University

Losing a job is an important resource shock to a family, and it may be harmful to the stability of marriage. This paper aims to investigate the impact of a husband's displacement on the possibility of divorce. The sample we analyze is based on an unusual data set which is linked with Taiwan administrative data containing detailed information on unemployment and its causes. We can identify exogenous displacement by using firm closures. We find that a husband's displacement increases the possibility of divorce by 8.50 to 9.23 percent. The impact is more manifest for those who were displaced longer than 1 year, those who were displaced within 3 years, and those who have lower social economic status (lower education, and lower income).

Keywords: divorce, displacement, firm closures, administrative data

JEL classification: J12, J65