

社會資本的無形之手：臺灣資料的分析*

The Invisible Hand of Social Capital: An Analysis of Taiwan Data

國立政治大學社會學系博士候選人 盧科位**
Ke-Wei Lu

PhD Candidate, Department of Sociology,
National Chengchi University

國立政治大學社會學系博士候選人 楊天盾***
Tien-Tun Yang

PhD Candidate, Department of Sociology,
National Chengchi University

* 本文採用「社會資本的建構與效應：臺灣、中國大陸、美國三地追蹤研究」調查計畫（主題計畫編號：AS-94-TP-C02）的2004年第一次調查資料。「社會資本的建構與效應：臺灣、中國大陸、美國三地追蹤研究」調查計畫是由中央研究院補助，中央研究院社會學研究所執行，林南院士主持，並且由中央研究院調查研究專題中心協助面對面家戶調查。

** 學歷：國立政治大學社會學系博士候選人。主要研究領域：社會階層與社會流動、社會資本、社會網絡。E-mail：96254503@nccu.edu.tw。通訊地址：11605臺北市文山區指南路二段64號國立政治大學社會學系。

*** 學歷：國立政治大學社會學系博士候選人。主要研究領域：青少年研究、社會資本、社會網絡。E-mail：98254503@nccu.edu.tw。通訊地址：11605臺北市文山區指南路二段64號國立政治大學社會學系。

社會資本的無形之手：臺灣資料的分析

盧科位

國立政治大學社會學系博士候選人

楊天盾

國立政治大學社會學系博士候選人

中文摘要

本文採用「社會資本的建構與效應：臺灣、中國大陸、美國三地追蹤研究」調查計畫之 2004 年第一次調查資料，在臺灣社會的脈絡下探討社會資本的無形之手對於個人地位取得所帶來的效應。分析結果顯示，第一，網絡資源對於工作訊息取得的影響是正面的，即網絡資源豐富的個人較有機會從日常對話中得到工作訊息；第二，工作資訊對於個人地位取得的影響是正面的，特別是關於公司內部其他工作之訊息。這些分析結果與 Lin and Ao (2008) 的社會資本的無形之手理論是一致的。除此之外，本文修正了 Lin and Ao (2008) 的資料、測量及模型，在資料上，本文區分出內部升遷及非內部升遷兩種樣本，並且著重在非內部升遷樣本之分析；在測量上，本文乃採用職位聲望標準差作為異質性之指標，避免其計算基礎與達高性有所重疊，更利於進行因素分析；在模型上，本文採用 Heckman 兩階段篩選模型，結合工作資訊取得和工作資訊效應兩種模型，並且發現到倘若不考慮工作資訊取得與否之差異，工作資訊效應將會被高估。

關鍵詞：社會資本、網絡資源、工作訊息、地位取得

壹、前言

社會資本是一種鑲嵌在網絡中的資源，可分成觸及社會資本和動員社會資本。觸及社會資本是指個人在自身社會網絡中所連結到的資源，而動員社會資本是指動用到的介紹人所提供的資源（Lin, 1999; Lin 2001a; Lin 2001b）。長期以來，研究求職行為的社會學家主要關注在動員社會資本對於求職結果的影響，即求職者採用介紹人能否提升自身的勞動市場地位。目前已有許多研究證實採用介紹人是有助於個人地位取得（Lin, Vaughn and Ensel, 1981a; Lin, Ensel and Vaughn, 1981b; Lin, 1982; Marsden and Hurlbert, 1988; Wegener, 1991; Völker and Flap, 1996; Bian, 1997; Bian and Ang, 1997; Lin, 2004; 于若蓉，2009; Lin, Lee and Ao, 2014）。

但是，動員社會資本的研究近來面臨到許多學術上的挑戰。第一個挑戰是，實際調查指出大約有 20% 到 60% 的受訪者採用介紹人作為求職管道（Granovetter, 1974; Lin et al, 1981b），亦即採用介紹人並非是最佳的求職管道，仍有其他受訪者採用正式管道或直接申請來取得現職。同時，亦有實證研究指出採用介紹人求職的結果未必優於正式管道或直接申請，甚至對於求職者帶來不利的影響（Marsden and Hurlbert, 1988; de Graaf and Flap, 1988; Mouw, 2003）。第二個挑戰是，實際調查指出大約有 30% 的受訪者並未進行任何求職行為就取得現職，並且實證研究亦指出，在勞動市場地位取得上，無求職者是優於採用介紹人者（McDonald, 2005; McDonald and Elder, 2006; McDonald, 2015）。這些學術挑戰令人開始質疑動員社會資本的重要性，亦即介紹人真的有助於提升個人地位取得嗎？

面對這些學術挑戰及所帶來的質疑，Lin and Ao（2008）認為採用介紹人者通常是人力資本欠缺者，亦為社會資本欠缺者，故這些人通常無法動員到良好的介紹人，取得良好的勞動市場成就；相對地，人力資本豐富者通常無須倚賴他人介紹工作，透過正式管道或直接申請即可謀得職位，這個論點解釋了為何採用介紹人求職的結果未必優於正式管道或直接申請，甚至產生負面的效應。

另一方面，Lin and Ao（2008）認為無求職行為者的勞動市場優勢說明了社會資本對於個人地位取得的影響已經超過實際可見的求職過程，只是鑒於動員

社會資本測量的片斷性，因此個人網絡資源所產生的效應無法清楚地呈現。然而，在無求職行為下，網絡資源如何影響到個人地位取得？對此，他們提出社會資本的無形之手（The Invisible Hand of Social Capital）的論點，即網絡資源有可能是在無求職行為下，通過社會信用或訊息交換來影響個人地位取得。從社會信用的觀點來看，個人的網絡資源象徵其所擁有的社會資產，這類資產將來有可能成為公司資產的一部分；從訊息交換的觀點來看，個人平時就會與連結對象進行對話，通常可從這些對象中取得工作訊息，這些訊息將擴展個人對於勞動市場的瞭解程度、降低個人的訊息取得和再取得之成本，甚至訊息提供者亦有可能成為勞資雙方相互瞭解的橋樑。因此，網絡資源通常社會信用或訊息交換讓個人無須經由任何求職管道亦可謀得職位。

Lin and Ao（2008）從訊息交換的觀點來討論社會資本的無形之手所帶來的效應。他們提出兩個主張：第一，網絡資源豐富者較易從日常對話取得工作訊息；第二，這些工作訊息將有助於提升個人地位取得。目前已有學者開始對於這兩個主張進行實證檢驗，不過，這些研究主要以美國資料為主，仍欠缺其他地區資料的研究成果。因此，我們將嘗試在臺灣社會脈絡下探討社會資本的無形之手所帶來的效應。第一個探討問題是網絡資源和工作訊息取得的關係，即網絡資源對於工作訊息取得的影響為何？是否如同 Lin and Ao（2008）所言，個人的網絡資源愈豐富，工作訊息取得可能性愈大。第二個探討問題是工作訊息類型與個人地位取得的關係，即不同工作訊息類型對於個人地位取得的影響為何？我們的分析資料有包含工作訊息的類型，這讓我們不只檢驗到工作訊息取得的效應，更能夠檢驗到所取得之不同工作訊息類型的效應。

貳、文獻探討

一、社會資本的類型與效應

社會資本是一種鑲嵌在社會網絡中的資源。理論上，社會資本有助於人們取得更好的社會經濟地位。社會資本可分成觸及社會資本（accessed social capital）和動員社會資本（mobilized social capital）兩種類型。觸及社會資本

是指網絡資源（network resources），即個人透過自身的網絡連結所觸及到的資源；動員社會資本是指聯繫資源（contact resources），即個人所動用到的介紹人之資源。實證研究指出，觸及社會資本和動員社會資本對於個人地位取得有正面的影響（Lin, 1999; Lin 2001a; Lin 2001b; Lai, Lin and Leung, 1998; Lin 2008; Lin and Erickson, 2008）。

在觸及社會資本的研究上，Lin, Fu and Hsung（2001）採用 1997 年臺灣社會變遷調查社會網絡與社區研究組的問卷之 2,835 人當作分析樣本，探討觸及社會資本對於個人地位取得的效應。他們以定位法（position generator）來測量個人的網絡資源，主要先請受訪者根據問卷中所列出的 15 種職業的名單，回答有沒有認識的人從事這些職業，接著再計算出廣泛性（extensity）、達高性（upper reach-ability）和異質性（heterogeneity）等三項網絡資源指標，並且以因素分析的最大變異法將這三項網絡資源指標結合成一個名為觸及社會資本的因子。另一方面，他們以現職聲望和收入當作個人地位取得變項。研究發現指出，觸及社會資本對於個人的現職聲望和收入有顯著的正面效應。隨後有學者以這份研究為基礎測量觸及社會資本對於個人地位取得的效應，而這些研究都發現到觸及社會資本對於個人地位取得是具有顯著的正面效應（Lin, Ao and Song, 2009; Chen, 2009; Erickson, 1996; Erickson, 2001; Erickson, 2009; Behtoui, 2007）。

在動員社會資本的研究上，Lin, Vaughn and Ensel（1981a）在 1975 年時於美國紐約地區的 Albany、Schenectady 和 Troy 三個城市收集到 399 位男性的樣本，以 Blau-Duncan 模型為基礎，探討動員社會資本對於個人地位取得的效應，動員社會資本是以介紹人的職業社經地位為測量變項，而個人地位取得則是受訪者的現職社經地位為測量變項。研究發現指出，介紹人的職業社經地位對於受訪者的現職社經地位是具有顯著的正面效應。隨後有學者以這份研究為基礎測量動員社會資本對於個人地位取得的效應，這些學者對於動員社會資本的測量是不同的，有些人採用介紹人的職業社經地位（Lin et al, 1981b; Lin, 1982; 于若蓉, 2009）、有些人採用介紹人的職業聲望（Marsden and Hurlbert, 1988; Wegener, 1991; Völker and Flap, 1996; Bian and Ang, 1997; Lin et al, 2014），以及有些人則採用介紹人的職業是否為管理職位或介紹人職業的工

作單位等級 (Bian, 1997; Lin, 2004)，但是，儘管這些研究在動員社會資本的測量上有所差異，但是他們都發現到動員社會資本對於個人地位取得是具有顯著的正面效應。

二、動員社會資本真的重要嗎？

動員社會資本對於個人地位取得具有正面效應，這項主張雖然受到部分研究的支持，但是有些研究發現令人開始質疑動員社會資本對於個人地位取得的重要性，即在個人地位取得上，介紹人真的重要嗎？

研究發現指出，大約有 40% 到 80% 的就業者是經由正式管道或直接申請取得職位，而不是經人介紹。Grannovetter (1974) 針對 282 位從事專業、技術和管理之工作的男性調查其求職途徑，發現到 56% 的受訪者是經人介紹取得現職；Lin 等人 (1981b) 針對 399 位男性調查其求職途徑，發現到經人介紹取得初職和現職的受訪者各占 57% 和 59%；臺灣社會變遷基本調查分別於 1992 年、1997 年和 2002 年詢問受訪者的求職管道，其中經人介紹取得現職者分別占 23.8%、22.4% 和 41.4% (章英華、傅仰止，2002：219)。

而且，動用介紹人並非總是有助於提升個人地位取得，有時候也會帶來負面的效應。Marsden and Hurlbert (1988) 以 638 位美國底特律地區的男性作為分析樣本，分析介紹人對於個人工作流動結果的影響，發現到介紹人職業聲望只有對於個人職業聲望有顯著的正面效應，而對於工資、核心部門、公司規模、職位自主權和職位管理權等結果變項則無顯著的效應；de Graaf and Flap (1988) 從跨國的觀點來比較介紹人對於個人地位取得的影響，以 628 位西德男性和 497 位荷蘭男性作為分析樣本，發現到在西德和荷蘭，動用介紹人對於個人職業聲望有顯著的負面效應，而對於個人收入則無顯著的效應，並且在荷蘭，介紹人職業聲望對於個人初職聲望有顯著的正面效應，但對於個人現職聲望和收入則無顯著的效應；Mouw (2003) 採用直接效應、外生效應和內生效應等三種模型來分析介紹人和勞動市場成就的關係，以 National Longitudinal Study of Youth (簡稱 NLSY)、Detroit Area Study、Urban Poverty and Family Life Study (簡稱 UPFLS) 和 Multi-City Study of Urban Inequality (簡稱 MSCUI) 等四套資料進行分析，發現到在三種模型中，動用介紹人者的勞動

市場成就並沒有明顯地優於未動用介紹人者，甚至動用介紹人者所經歷的失業時間是長於未動用介紹人者。

另一方面，大約有 25% 的就業者並未進行求職活動卻取得職位。Grannovetter (1974) 的調查顯示有 26% 的受訪者在取得現職前並未積極進行求職活動；McDonald and Elder (2006) 採用 1982 年和 1998 年的 NLSY，這兩份資料顯示未進行求職活動卻取得職位者各占 26% 和 27%；McDonald (2015) 採用 1994 年、1996 年、1998 年和 2000 年的 NLSY，這四份資料合併計算顯示未進行求職活動卻取得職位者占 26%。

目前有些研究者從就業生涯階段的觀點來分析無求職者的勞動市場成就。McDonald (2005) 將就業生涯階段分成早期和中期兩個階段，以及另將無求職者分成進入、重新進入及菁英三種類型，並且對就業生涯階段、無求職者類型與職位類別進行卡方檢定；檢定結果指出，在就業生涯中期時，重新進入和精英兩種類型的無求職者得到管理職位之百分比是大於積極求職者。McDonald and Elder (2006) 將就業生涯階段分成早期和中期兩個階段，以及另將求職方式分成無求職、動用介紹人及正式方法三種類型，藉以探討在不同就業生涯階段下，三種求職方式對於勞動市場成就的影響；分析結果指出，在就業生涯中期階段時，無求職者的勞動市場成就是明顯高於動用介紹人者。McDonald (2015) 亦以個人工作作為分析單位，分析無求職者和動員介紹人者對於個人薪資上的效應；分析結果指出，無求職行為對於個人薪資有顯著的正面效應，並且無求職者的薪資是明顯高於動員介紹人者。

三、社會資本的無形之手

動員社會資本可以提升個人地位取得，這項主張近來面臨挑戰，這些挑戰主要有二個：第一，動員社會資本並未被求職者廣泛地採用，仍有大部分的求職者採用正式管道或直接申請，並且動員社會資本對於個人地位取得的效應並非總是正面的，有時候也產生負面的效應；第二，有些就業者取得現職時並未進行求職活動，但是這些人所得到的職位卻明顯地優於動用介紹人者。

面對第一個挑戰，Lin and Ao (2008) 認為，求職者採用正式管道或直接申請，而沒有動用介紹人，並非動員介紹人的效果不好，而是這些人或許擁有

良好的人力資本（教育程度或工作經驗），良好的人力資本已經足以他們只要透過正式管道或直接申請就可以謀得職位，因此無須動用介紹人。相形之下，那些透過動員介紹人取得職位的人，通常都是因為他們本身欠缺人力資本，所以在求職時才需要介紹人。唯欠缺人力資本的人通常亦不易擁有良好的社會資本，因此，這些人也就無法透過介紹人找到好的工作，這樣的論點似乎解釋了為何動員介紹人並非總是有助於個人地位取得，有時候還會產生負面的效應。

面對第二個挑戰，Lin and Ao（2008）認為，無求職行為帶來的正面效應代表社會資本的影響力已經是超越具體可見的求職過程。動員社會資本僅能展現一部分的個人網絡資源，無法使人看到整體網絡資源所產生的效應（Lai et al, 1998）。觸及社會資本和動員社會資本在測量上是不同的。觸及社會資本的測量較為全面性，主要採用定名法（name generator）或定位法（position generator），從個人的數個討論對象特徵或所認識之從事不同職業對象特徵中計算出其網絡資源（Campbell, Marsden, and Hurlbert, 1986; Campbell and Lee, 1991; Lin and Dumin, 1986）。相形之下，動員社會資本較為片段性，只詢問個人在特定的事件（例如：求職）和時間（例如：初職、前職或現職）中動用了整體網絡資源的哪一部分（例如：有無動用介紹人？介紹人的特徵為何？）（Lin et al, 1981a; Lin et al, 1981b; Marsden and Hurlbert, 1988; Völker and Flap, 1996）。因此，任一求職研究都無法呈現出整體網絡資源和個人地位取得的直接性關聯。

那麼，在沒有具體的求職行為下，個人的網絡資源如何影響其地位取得？Lin and Ao（2008）從社會信用（social credentials）和訊息交換（information exchange）兩種觀點來探討此一問題。從社會信用的觀點來看，社會連結通常代表了行動者所承載的社會信用，行動者的社會連結愈廣泛，意謂其潛在上所擁有的社會資本愈多。公司徵才通常會考量求職者的社會連結，因為這些社會連結將有可能成為公司的資源。因此，就算求職者沒有動用介紹人，其網絡資源仍是對公司徵才決定產生影響。

從訊息交換的觀點來看，行動者平常就會與其連結對象（例如，親戚、朋友或熟人）進行談話，而經由談話，行動者與其連結對象相互交換訊息，這些訊息不但有家庭、休閒活動的面向，亦有工作、勞動市場的面向。行動者與其

連結對象經由日常談話來交換工作訊息，其所帶來的好處有：擴展個人對於勞動市場的認識，提高謀求適當職位的可能性、降低訊息取得和再取得的成本，以及訊息提供者有可能成為協助個人連結公司或雇主的橋樑。行動者與其連結對象經由日常對話來交換工作訊息，這樣的活動就算個人或連結對象沒有進行求職還是會發生，並且有助於釐清求職者對於公司或雇主的疑問。因此，行動者就算沒有動用介紹人，經由日常對話來交換工作訊息，仍然可以取得職位。

社會資本對於個人地位的取得的影響力不再侷限於具體的求職行為上，亦可經由傳遞社會信用之象徵，或經由日常談話交換工作訊息來發揮其影響力，即社會資本的無形之手。Lin and Ao (2008) 從訊息交換的觀點來研究社會資本的無形之手，其主張：1. 工作訊息的質量與個人社會資本多寡有明顯的關係，亦即網絡資源豐富的人較易從日常對話中獲得許多各種不同的工作訊息；2. 經由日常對話所交換到的工作訊息將增加連結到正在徵才之雇主的機會。接著，他們對其主張提出相對應的假設：1. 個人社會資本愈豐富，愈容易從日常對話中獲得工作訊息；2. 獲得的工作訊息愈多，求得更好工作的機會愈大。

第一個假設的重點在於社會資本對於工作訊息取得的影響。目前已有研究指出，社會資本對於工作訊息取得有顯著的正面效應。Lin and Ao (2008) 選擇 2004 年「社會資本的建構與效應：臺灣、中國大陸、美國三地追蹤研究」計畫美國地區樣本 2,317 位受訪者，採用定位法來檢驗社會資本與工作訊息取得的關係，他們發現到，網絡資源對於工作訊息取得有顯著的正面效應。McDonald, Lin and Ao (2009) 選擇 2004 年「社會資本的建構與效應：臺灣、中國大陸、美國三地追蹤研究」美國地區樣本 2,525 位受訪者，採用定位法來檢驗社會資本與工作訊息取得的關係，他們發現到，社會資本對於工作訊息取得有顯著的正面效應。因此，根據 Lin and Ao (2008) 和 McDonald 等人 (2009) 的研究發現，我們對於社會資本和工作訊息取得的關係提出以下的假設：

假設 1：社會資本對於工作訊息取得有正面的影響，即網絡資源愈豐富，工作訊息取得的可能性愈大。

第二個假設的重點在於工作訊息取得對於個人地位取得的影響。目前已有研究指出，工作訊息取得對於個人地位取得有顯著的正面效應，並且這份正面效應與工作訊息類型有關係。除了網絡資源對於個人地位取得的影響之外，Lin and Ao (2008) 亦檢驗工作訊息取得對於個人地位取得的影響，他們將工作訊息分成三類：關於目前工作的訊息、關於公司內部其他工作的訊息，以及關於公司外部其他工作的訊息，他們發現到，關於公司內部其他工作的訊息對於個人地位取得有顯著的正面效應，而其他兩種類型的工作訊息則無任何的顯著效應。因此，根據 Lin and Ao (2008) 的研究發現，我們對於工作訊息取得對於個人地位取得的影響提出以下的假設：

假設 2：關於目前工作的訊息對於個人地位取得有正面的影響，即個人取得關於目前職位的訊息將有助提升其地位取得。

假設 3：關於公司內部其他工作的訊息對於個人地位取得有正面的影響，即個人取得關於公司內部工作的訊息將有助提升其地位取得。

假設 4：關於公司外部其他工作的訊息對於個人地位取得有正面的影響，即個人取得關於公司外部工作的訊息將有助提升其地位取得。

參、研究方法

一、研究資料

本文的資料源自臺灣中央研究院人文社會科學中心調查研究專題中心和社會學研究所共同執行的「社會資本的建構與效應：臺灣、中國大陸、美國三地追蹤研究」調查計畫。這項計畫的調查分成兩個階段在臺灣、中國大陸和美國三地進行。第一次的調查在 2004~2005 年期間進行，而第二次的追蹤調查則在 2006~2007 年期間進行。

本文分析的資料是 2004 年的第一次調查。這次調查對象是年滿 21~64 歲，並且在受訪當時從事正式全職工作或曾經做過正式全職工作的人口。這項調查計畫的抽樣方式是依據臺灣內政部戶政司的戶籍資料，以分層三階段等機率 (Probability Proportional to Size, PPS) 的方法進行抽樣。按照羅啓宏

(1992) 的分層原則，根據人數多寡依序抽出鄉鎮市區、村里和欲訪問的對象。最後成功的樣本有 3,281 位受訪者。

本文以現在有工作、受雇於固定公司（機關）、沒有換職務與有就業經驗等四項標準選取出 1,027 位受訪者作為分析樣本。

二、研究變項

(一) 依賴變項

1. 透過他人提供工作訊息取得現職與否透過他人提供工作訊息取得現職與否是以在受訪者尋求現在的工作時，他人是否在平時談話中告知關於工作機會的資訊來進行測量。回答「是」編碼為 1，回答「否」編碼則為 0。

2. 現職 TREI 分數

現職 TREI 分數係指受訪者現職的國際職業聲望分數（International Occupational Prestige）。我們參照 Ganzeboom and Treiman（1996）的標準國際職業聲望量表（Standard International Occupational Prestige Scale，簡稱 SIOPS）給予受訪者現職相對應的分數。

(二) 社會資本變項

社會資本變項係指受訪者擔任現職當時所觸及到的網絡資源。2004 年第一次調查有詢問受訪者擔任現職當時是否有認識的人做這 22 種職業：(1) 護士、(2) 作家、(3) 農民、(4) 律師、(5) 中學老師、(6) 褓母、(7) 清潔工、(8) 人事主管、(9) 大公司行政助理、(10) 美髮師、(11) 會計、(12) 警衛（保全人員）、(13) 生產部門經理、(14) 工廠作業員、(15) 電腦程式設計師、(16) 櫃檯接待、(17) 立法委員、(18) 計程車司機、(19) 大學教授、(20) 搬運工、(21) 警察和 (22) 大企業老闆。我們參照 SIOPS 給予每一項職業相對應的國際職業聲望分數。接著，我們根據定位法得到受訪者所認識到的職業之數量、最高職業聲望和職業聲望標準差。其中，所認識到的職業之數量代表廣泛性、最高職業聲望代表達高性，以及職業聲望標準差代表異質性（熊瑞梅，2001）。為了要求測量單位的一致性，我們將廣泛性、達高性與異質性等 3 項指標的數值轉換成 Z 分數。最後，我們以主成分因素分析將廣泛性、達高性和異質性等

三項指標結合成一個因素，即受訪者擔任現職當時所觸及到的網絡資源，也就是社會資本。

(三) 工作訊息類型變項

根據 2004 年第一次調查的問卷所提供的選項，工作訊息可以分成三種類型：(1) 關於目前所做的這個工作：被他人告知關於目前所做的這個工作者編碼為 1，未被告知者編碼則為 0；(2) 公司（機構）內的其他工作機會：被他人告知公司（機構）內的其他工作機會者編碼為 1，未被告知者編碼則為 0；(3) 公司（機構）外的其他工作機會：被他人告知公司（機構）外的其他工作機會編碼為 1，未被告知者編碼則為 0。

(四) 控制變項

1. 性別性別分成男性和女性兩種；其中，女性是對照組。

2. 族群

族群分成閩南人、客家人和外省人三種；其中，閩南人是對照組。

3. 年齡及其平方項

年齡係指受訪者擔任現職當時的歲數，並且建立年齡的平方項。

4. 初職 TREI 分數

初職 TREI 分數係指受訪者初職的國際職業聲望分數。

5. 父親教育程度

父親教育程度係指受訪者 16 歲時的父親教育年數。根據 2004 年第一次調查的問卷所提供的選項，受訪者 16 歲時，父親教育程度分成 8 種：(1) 無 / 不識字、(2) 自修、(3) 小學、(4) 國（初）中、(5) 高中（職）、(6) 專科、(7) 大學及 (8) 研究所。根據于若蓉（2009）的測量方式，我們將無 / 不識字編碼為 0 年、自修為 3 年、小學為 6 年、國（初）中為 9 年、高中（職）為 12 年、專科為 15 年、大學為 16 年及研究所為 18 年。

6. 父親職業 TREI 分數

父親職業 TREI 分數係指受訪者 16 歲時父親職業的國際職業聲望分數。

7. 居住地區

居住地區係指受訪者 16 歲時所居住的地區。根據 2004 年第一次調查

的問卷所提供的選項，受訪者 16 歲時，所居住的地區分成 5 種：(1) 大都市、(2) 大都市的郊區、(3) 小城鎮、(4) 農村地區及(5) 獨立農家。我們按照受訪者的居住地區分成大都市居住者和非大都市居住者（泛指居住大都市的郊區、小城鎮、農村地區及獨立農家的受訪者）；其中，非大都市居住者為對照組。

三、研究策略

本文的研究策略可分成三個階段。在第一階段中，本文將摘要說明各測量變項的平均值或百分比，並且採用 t 檢定顯示透過他人提供工作訊息取得現職者和未透過他人提供工作訊息取得現職者不同的兩群人在地位取得變項和控制變項上是否有差異性。在第二階段中，本文將摘要說明受訪者認識從事 22 種職業者的分布情況及定位法所產生的廣泛性、異質性和達高性等三項社會資本指標的平均值，並且採用 t 檢定顯示透過他人提供工作訊息取得現職者和未透過他人提供工作訊息取得現職者不同的兩群人在認識從事 22 種職業者的分布情況和三項社會資本指標的平均值上是否有差異性。另一方面，本文還呈現社會資本之相關分析及因素結構。在第三階段中，因為本文的分析對象是透過他人提供工作訊息取得現職者的樣本，而假如他人主動告知工作訊息與個人的地位取得是有關的，那將會產生樣本選擇偏誤（sample selection bias）的問題，而得到偏誤的估計值。因此，本文將以 Heckman（1979）兩階段篩選模型來分析工作訊息類型如何影響個人的地位取得。

Heckman 兩階段篩選模型可分成選樣方程式和結果方程式兩個階段。在選樣方程式中，本文將估計樣本 i 是否透過他人提供有關工作機會的訊息取得現職，其方程式如下：

$$I_i^* = Z_i' \cdot \alpha_z + \mu_i \quad (1)$$

其中， I_i^* 是樣本 i 透過他人提供有關工作機會的訊息取得現職的傾向，是無法觀察到的潛在變項。 Z_i 是指常數項、社會資本變項和控制變項。 μ_i 是指誤差項。當 $I_i^* \geq 0$ 時，表示實際觀察到受訪者透過他人提供有關工作機會的訊息取得現職；當 $I_i^* < 0$ 時，則受訪者未透過他人提供有關工作機會的訊息取得現職。

在結果方程式中，本文將估計透過他人提供有關工作機會的訊息取得現職之樣本 i 的地位取得，其方程式如下：

$$Y_i = \beta_{f1} * F1_i + \beta_{f2} * F2_i + \beta_{f3} * F3_i + X_i' \cdot \beta_x + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， Y_i 是指樣本 i 的地位取得（現職 TREI 分數）、 $F1_i$ 是指關於目前工作的訊息、 $F2_i$ 是指公司（機關）內其他工作機會的訊息、 $F3_i$ 是指公司（機關）外其他工作機會的訊息、 X_i' 是指常數項和其他控制變項。 ε_i 是指誤差項。假設第 (1) 式的誤差項是標準常態分配，那麼我們就可以得到第 (2) 式的條件期望值（conditional expectation）。條件期望值方程式如下：

$$E(Y_i | X_i, I_i = 1) = \beta_{f1} * F1_i + \beta_{f2} * F2_i + \beta_{f3} * F3_i + X_i' \cdot \beta_x + \beta_\lambda \cdot \frac{\phi(Z_i' \cdot \alpha_Z)}{\Phi(Z_i' \cdot \alpha_Z)} \quad (3)$$

其中， $\phi(\cdot)$ 是指標準常態分配的機率密度函數（probability density function）； $\Phi(\cdot)$ 是指標準常態分配的累積機率函數（cumulative distribution function）。Heckman 兩階段篩選模型首先以 probit 模型估計第 (1) 式，得到 α_Z 的估計值後，再將 $\frac{\phi(Z_i' \cdot \alpha_Z)}{\Phi(Z_i' \cdot \alpha_Z)}$ 代入第 (3) 式進行估計，並且修正估計參數的共變異矩陣（variance-covariance matrix）。由此，我們就可以得到具有一致性（consistent）的估計式。在第 (3) 式中， $\frac{\phi(Z_i' \cdot \alpha_Z)}{\Phi(Z_i' \cdot \alpha_Z)}$ 通常被稱為 Mill 反比例（inverse Mill's ratio），由該變項對應的參數估計式 β_λ 顯著異於零與否，可以檢測樣本選擇偏誤是否存在（于若蓉，2009：199）。

最後，我們不考慮他人提供工作訊息的選擇偏誤，直接採用 OLS 模型來估計工作訊息取得對於個人地位取得的影響，並且與 Heckman 兩階段篩選模型的結果進行比較。

肆、研究發現

一、變項的平均值與標準差

表 1 是每一變項的平均值與標準差，以及透過他人提供工作訊息取得現職者與未透過他人提供工作訊息取得現職者在地位取得變項和控制變項上的 t

檢定結果。從表 1 中，我們可以得知，透過他人提供工作訊息取得現職者有 44%，並且取得關於目前工作的訊息者有 36%、取得關於公司（機關）內部其他工作的訊息者有 13%，以及取得關於公司（機關）外部其他工作的訊息者有 74%。

在地位取得變項上，所有樣本的現職 TREI 分數之平均值為 41.54 分；透過他人提供工作訊息取得現職者的現職 TREI 分數之平均值為 42.99 分，而未透過他人提供工作訊息取得現職者的現職 TREI 分數之平均值為 40.41 分。t 檢定結果顯示，透過他人提供工作訊息取得現職者與未透過他人提供工作訊息取得現職者在現職 TREI 分數上有顯著的差異，代表得到他人提供工作訊息者的現職 TREI 分數比未得到他人提供工作訊息者高。

在控制變項上，t 檢定結果顯示，透過他人提供工作訊息取得現職者和未透過他人提供工作訊息取得現職者在年齡、父親教育程度以及 16 歲時居住地區為大都市的比例等三個變項上有顯著的差異。就年齡而言，得到他人提供工作訊息者取得現職的平均年齡為 31.19 歲，而未得到他人提供工作訊息者則為 32.66 歲，因此得到他人提供工作訊息者取得現職的平均年齡比未得到他人提供工作訊息者小；就父親教育程度而言，得到他人提供工作訊息者的父親教育程度平均為 8.42 年，而未得到他人提供工作訊息者則平均為 7.22 年，因此得到他人提供工作訊息者的父親教育程度比未得到他人提供工作訊息者高；就 16 歲時居住地區為大都市的比例而言，得到他人提供工作訊息者在 16 歲時居住於大都市者與非大都市者分別為 37% 及 63%，而未得到他人提供工作訊息者則分別為 28% 及 72%，代表得到他人提供工作訊息者在 16 歲時居住地區為都市的比例上高於未得到他人提供工作訊息者。

表 1 變項的平均值與標準差

變項名稱	分群樣本		所有樣本
	有透過他人提供工作 訊息取得現職者	未透過他人提供工 作訊息取得現職者	
透過他人提供工作訊息 取得現職與否 工作訊息類型			.44 (.50)
關於目前的工作	.36 (.48)		
關於公司內的其他 工作	.13 (.34)		
關於公司外的其他 工作	.74 (.44)		
現職 TREI 分數	42.99 (13.19)	40.41** (12.81)	41.54 (13.02)
性別			
男性	.53 (.50)	.54 (.50)	.54 (.50)
<u>女性 (對照組)</u>	.47 (.50)	.46 (.50)	.46 (.50)
族群			
<u>閩南人 (對照組)</u>	.73 (.44)	.74 (.44)	.74 (.44)
客家人	.14 (.35)	.15 (.35)	.15 (.35)

表 1 變項的平均值與標準差 (續)

變項名稱	分群樣本		所有樣本
	有透過他人提供工作 訊息取得現職者	未透過他人提供工 作訊息取得現職者	
外省人	.12 (.33)	.11 (.31)	.12 (.32)
初職 TREI 分數	41.50 (12.07)	40.52 (11.74)	40.93 (11.90)
年齡 (取得現職時)	31.19 (8.52)	32.66** (9.43)	32.03 (9.08)
父親教育程度	8.42 (4.28)	7.22*** (4.15)	7.75 (4.25)
父親職業 TREI 分數	39.39 (11.91)	37.93 (12.01)	38.57 (11.98)
16 歲時居住地區			
大都市	.37 (.48)	.28** (.45)	.32 (.47)
<u>非大都市 (對照組)</u>	.63 (.45)	.72** (.48)	.67 (.47)
樣本數	450	577	1,027

二、定位法與社會資本

表 2 是受訪者擔任現職當時認識從事 22 種職位者的分布情況，以及其社會資本指標的平均值。另一方面，我們利用 t 檢定來檢驗透過他人提供工作訊息取得現職者與未透過他人提供工作訊息取得現職者擔任現職當時認識從事 22 種職位者的分布情況和社會資本指標上是否有明顯的差異。

t 檢定結果顯示，透過他人提供工作訊息取得現職者與未透過他人提供工

作訊息取得現職者在認識下列 16 個職位的比例上有明顯的差異：大學教授、律師、大企業老闆、生產部門經理、中學老師、人事主管、護士、電腦程式設計師、大公司行政助理、會計、櫃檯接待、工廠作業員、美髮師、警衛、褓母，以及清潔工。另一方面，在社會資本指標上，t 檢定結果顯示透過他人提供工作訊息取得現職者與未透過他人提供工作訊息取得現職者在社會資本指標上有明顯的差異，代表透過他人提供工作訊息取得現職者的社會資本之廣泛性、達高性與異質性比未透過他人提供工作訊息取得現職者來得高。

■表 2 定位法與社會資本

職位 (SIOPS)	分群樣本		所有樣本
	有透過他人提供工作 訊息取得現職者	未透過他人提供工 作訊息取得現職者	
立法委員 (85)	.13 (.34)	.10 (.30)	.12 (.32)
大學教授 (78)	.33 (.47)	.21*** (.41)	.26 (.44)
律師 (73)	.19 (.39)	.11*** (.31)	.14 (.35)
大企業老闆 (70)	.31 (.46)	.20*** (.40)	.25 (.43)
生產部門經理 (63)	.31 (.46)	.24* (.43)	.27 (.44)
中學老師 (60)	.49 (.50)	.40** (.49)	.44 (.50)
人事主管 (60)	.60 (.49)	.44*** (.50)	.51 (.50)
作家 (58)	.08 (.27)	.05 (.23)	.06 (.24)

表 2 定位法與社會資本（續）

職位 (SIOPS)	分群樣本		所有樣本
	有透過他人提供工作 訊息取得現職者	未透過他人提供工作 訊息取得現職者	
護士 (54)	.49 (.50)	.37*** (.48)	.42 (.49)
電腦程式設計師 (51)	.47 (.50)	.28*** (.45)	.36 (.48)
大公司行政助理 (49)	.42 (.50)	.27*** (.45)	.34 (.47)
會計 (49)	.59 (.49)	.48*** (.50)	.53 (.50)
警察 (40)	.35 (.48)	.36 (.48)	.36 (.48)
農民 (38)	.56 (.50)	.54 (.50)	.55 (.50)
櫃檯接待 (38)	.36 (.48)	.22*** (.42)	.28 (.45)
工廠作業員 (34)	.60 (.49)	.53* (.50)	.56 (.50)
美髮師 (32)	.56 (.50)	.45*** (.50)	.50 (.50)
計程車司機 (31)	.32 (.47)	.28 (.45)	.30 (.46)
警衛 (保全人員) (30)	.47 (.50)	.36*** (.48)	.41 (.49)
褓母 (23)	.33 (.47)	.23*** (.42)	.27 (.44)

表 2 定位法與社會資本 (續)

職位 (SIOPS)	分群樣本		
	有透過他人提供工 作訊息取得現職者	未透過他人提供工 作訊息取得現職者	所有樣本
清潔工 (21)	.34 (.47)	.28*** (.45)	.30 (.46)
搬運工 (20)	.25 (.44)	.25 (.43)	.25 (.43)
社會資本指標			
廣泛性	8.51 (5.05)	6.61*** (4.52)	7.44 (4.85)
達高性	67.26 (13.90)	62.81*** (15.02)	64.78 (14.69)
異質性	14.62 (5.20)	13.63*** (5.74)	14.07 (5.53)
樣本數	450	577	1,027

註：括號內為標準差。各職位的樣本數，因遺漏值數目不同而有差別。最後一系列的樣本數，是取在無遺漏值下的數值。 $*p < .05$, $**p < .01$, $***p < .001$ 。

三、社會資本相關分析及因素結構

我們透過定位法從受訪者擔任現職當時認識從事 22 種職位者的情況計算出三項社會資本指標，即廣泛性、達高性及異質性。因為這三項社會資本指標的計算單位不同，所以我們先將其原始數據轉換成 Z 分數，然後再進行相關分析及因素分析。

表 3 是廣泛性、達高性及異質性三項社會資本指標的相關分析結果。在表 3 中，我們看到廣泛性、達高性及異質性三項社會資本指標彼此的相關性是為中度相關或高度相關。因此，我們對廣泛性、達高性及異質性三項社會資本指標進行因素分析，而社會資本的因素結構陳列表 4。

在表 4 中，KMO 值是指 Kaiser-Meyer-Olkin 取樣適切性量數，其數值為 0.613，代表我們適合對廣泛性、達高性及異質性三項社會資本指標進行因素分析。因素分析結果顯示，只有因素 I 的特徵值是大於 1，代表我們萃取出一個因素。我們將因素 I 命名為社會資本，並且其累積解釋變異量為 77.93%。

■表 3 社會資本指標的 Pearson 相關分析

	廣泛性	達高性	異質性
廣泛性			
達高性	.683***		
異質性	.500***	.812***	

註：* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

■表 4 社會資本的因素結構

因素	所有樣本 (N=1,027)
I	2.338
II	.513
III	.149
因素 I 的因素負荷 ^註	
廣泛性	.814
達高性	.949
異質性	.880
因素 I 的因素分數 ^註	
廣泛性	.348
達高性	.406
異質性	.376
KMO 值	.613
累積解釋變異量 (%)	77.931

註：主成分分析、特徵值大於 1 和最大變異法轉軸。

四、Heckman 兩階段估計模型的實證結果

我們利用 Heckman 兩階段估計法來檢證透過他人提供工作訊息取得現職者之地位取得。在第一階段裡，我們利用 probit 估計法來檢證影響他人提供有關工作機會的訊息與否之因素；在第二階段裡，我們將檢證三種工作訊息類型對於個人地位取得的影響。

(一) 第一階段：他人提供有關工作機會的訊息與否

在第一階段裡，我們建立了三個模型，逐一控制受訪者的父親教育程度、父親 TREI 分數、16 歲時的居住地區、性別、族群、初職 TREI 分數、年齡、年齡平方項，以及社會資本等變項，以便瞭解哪些變項影響他人提供有關工作機會的訊息。模型估計結果陳列表 5。

在模型一中，我們控制了受訪者的父親教育程度、父親 TREI 分數，以及 16 歲時的居住地區等變項。當我們控制了這些變項後，發現到受訪者的父親教育程度對於他人提供有關工作機會的訊息有顯著的正面效應，代表父親教育程度愈高的受訪者，愈有可能得到他人提供有關工作機會的訊息；受訪者的父親 TREI 分數對於他人提供有關工作機會的訊息沒有顯著的效應；在受訪者的 16 歲時居住地區方面，相對於居住非大都市者，居住大都市者對於他人提供有關工作機會的訊息有顯著的正面效應，代表相對於居住非大都市者，居住大都市者較可能得到他人提供有關工作機會的訊息。

在模型二中，我們控制了受訪者的性別、族群、初職 TREI 分數、年齡，以及年齡平方項等變項。當我們控制了這些變項後，發現到這些變項對於他人提供有關工作機會的訊息都沒有顯著的效應。另一方面，父親教育程度仍維持顯著的正面效應，但是迴歸係數較模型一略微下降；16 歲時居住大都市者則是維持顯著的正面效應，並且迴歸係數亦較模型一略微上升。

在模型三中，我們控制了社會資本。當我們控制了社會資本後，發現到社會資本對於他人提供有關工作機會的訊息有顯著的正面效應，代表受訪者擔任現職時當時的社會資本愈多，愈有可能得到他人提供有關工作機會的訊息。因此，假設一獲得支持。另一方面，父親教育程度仍維持顯著的正面效應，但是相對於模型二，迴歸係數有略微下降；16 歲時居住大都市者則是維持顯著的

正面效應，並且迴歸係數亦較模型二略微上升。

■表 5 透過他人提供工作訊息取得現職與否的 Probit 模型

變項名稱	模型一	模型二	模型三
父親教育年數	.036** (.011)	.032** (.012)	.024* (.012)
父親職業 TREI 分數	.001 (.004)	.001 (.004)	.001 (.004)
16 歲時居住地區 (對照組：非大都市)			
大都市	.196* (.089)	.203* (.091)	.205* (.092)
性別 (對照組：女性)			
男性		.016 (.083)	.048 (.085)
族群 (對照組：閩南人)			
客家人		.046 (.120)	.037 (.122)
外省人		-.024 (.136)	-.002 (.139)
初職 TREI 分數		-.000 (.004)	-.003 (.004)
年齡 (取得現職時)		.025 (.034)	.018 (.035)
年齡 (取得現職時) 平方項		-.000 (.000)	-.000 (.000)
社會資本 (取得現職時)			.182*** (.044)

表 5 透過他人提供工作訊息取得現職與否的 Probit 模型 (續)

變項名稱	模型一	模型二	模型三
常數項	-0.510*** (.140)	-0.796 (.569)	-0.475 (.588)
Log likelihood	-647.930	-637.637	-612.195
Pseudo R^2	.017	.020	.033
樣本數	960	948	921

註：括號內為係數標準誤。 $*p < .05$, $**p < .01$, $***p < .001$ 。

(二) 第二階段：地位取得 (現職 TREI 分數)

在第二階段裡，我們建立了兩個模型，逐一控制受訪者的性別、族群、初職 TREI 分數、年齡、年齡平方項，以及三種工作訊息類型等變項，以便瞭解三種工作訊息類型對於個人地位取得的影響。模型估計結果陳列表 6。

在模型一中，我們控制了受訪者的性別、族群、初職 TREI 分數、年齡以及年齡平方項等變項。當我們控制了這些變項後，發現到受訪者的性別及族群對於現職 TREI 分數沒有顯著的效應，而初職 TREI 分數、年齡以及年齡平方項對於現職 TREI 分數則有顯著的效應。初職 TREI 分數對於現職 TREI 分數有顯著的正面效應，代表受訪者的初職 TREI 分數愈高，現職 TREI 分數亦愈高；年齡對於現職 TREI 分數有顯著的正面效應，但是年齡平方項卻是顯著的負面效應，代表受訪者擔任現職當時的年齡愈大，現職 TREI 分數愈低。

在模型二中，我們控制了關於目前的工作、公司（機關）內的其他工作及公司（機關）外的其他工作等三種工作訊息類型。當我們控制了三種工作訊息類型後，發現到公司（機關）內其他工作的訊息對於現職 TREI 分數有顯著的正面效應，代表獲得公司（機關）內其他工作的訊息者的現職 TREI 分數較未獲得者高。因此，假設三獲得支持。關於目前的工作和公司（機關）外的其他工作等兩種工作訊息類型則對於現職 TREI 分數沒有顯著的效應，代表獲得目前工作訊息者或公司（機關）外的其他工作訊息者與未獲得者在現職 TREI 分數上是沒有差異的。因此，假設二和假設四都未獲得支持。

最後，兩個模型的 Mill 反比例都是顯著的。因此，在這兩個模型中，樣本選擇偏誤問題是存在的。Mill 反比例的負係數表示，如果直接採用 OLS 估計三種工作訊息類型對於個人地位取得的影響，由其所產生的估計係數是高估的，需要向下修正。

■表 6 透過他人提供工作訊息取得現職者的地位取得模型
(Heckman Two-Step)

變項名稱	模型一	模型二
<u>性別 (對照組：女性)</u>		
男性	1.186 (1.497)	1.401 (1.447)
<u>族群 (對照組：閩南人)</u>		
客家人	1.088 (2.144)	.986 (2.069)
外省人	-1.174 (2.351)	-1.092 (2.266)
初職 TREI 分數	.554*** (.063)	.550*** (.061)
年齡 (取得現職時)	1.248* (.613)	1.202* (.592)
年齡 (取得現職時) 平方項	-.018* (.009)	-.018* (.008)
工作訊息類型		
關於目前的工作		1.072 (1.342)
關於公司內的其他工作		4.181** (1.612)

■表 6 透過他人提供工作訊息取得現職者的地位取得模型
(Heckman Two-Step) (續)

變項名稱	模型一	模型二
關於公司外的其他工作		1.064 (1.506)
常數項	15.582 (11.210)	14.214 (1.961)
Mill 反比例	-18.568*** (4.664)	-17.898*** (4.523)
Wald 卡方檢定	89.70***	103.68***
全部樣本數	921	921
透過他人提供工 作訊息取得現職 者的樣本數	411	411

註：括號內為係數標準誤。 $*p < .05$, $**p < .01$, $***p < .001$ 。

表 7 是不考慮樣本選擇誤差的問題，直接採用 OLS 來估計三種工作訊息類型對於個人地位取得的影響結果。在三種工作訊息類型上，只有公司（機關）內其他工作的訊息對於現職 TREI 分數有顯著的正面效應，並且係數高於表六的係數。在控制變項上，初職 TREI 分數、年齡和年齡平方項對於現職 TREI 分數有顯著的正面效應，並且係數高於表 6 的係數。

■表 7 透過他人提供工作訊息取得現職者的地位取得模型 (OLS)

變項名稱	模型一	模型二
性別 (對照組：女性)		
男性	.637 (.682)	1.616 (1.019)
族群 (對照組：閩南人)		
客家人	-.043	1.016

表 7 透過他人提供工作訊息取得現職者的地位取得模型 (OLS) (續)

變項名稱	模型一	模型二
	(.974)	(1.460)
外省人	1.013	.405
	(1.077)	(1.557)
初職 TREI 分數	.559***	.578***
	(.029)	(.043)
年齡 (取得現職時)	.818**	1.375***
	(.261)	(.402)
年齡 (取得現職時) 平方項	-.014***	-.022***
	(.004)	(.006)
工作訊息類型		
關於目前的工作		1.342
		(1.282)
關於公司 (機構) 內的其他工作		4.381**
		(1.522)
關於公司 (機構) 外的其他工作		1.733
		(1.419)
常數項	7.659	-4.710
	(4.395)	(6.822)
adj. R^2	.308	.343
樣本數	1,012	443

註：括號內為係數標準誤。* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

伍、結論與討論

社會資本的無形之手係指在日常生活的交換中，社會資本透過社會信用或聲譽與工作訊息或影響力等流動對個人勞動市場發揮作用，並且這分作用在具

體的求職或徵才之過程中是無法捕捉到。Lin and Ao (2008) 從訊息交換的觀點來探討社會資本的無形之手對於個人勞動市場成就的影響，並且將工作訊息分成三類：關於目前工作的訊息、關於公司內部其他工作的訊息，以及關於公司外部其他工作的訊息。這三類訊息代表各種不同意義：關於目前工作的訊息及關於公司內部其他工作訊息代表個人於公司內部網絡之優勢，而關於公司外部其他工作的訊息則代表個人擁有於廣大的勞動市場中建立網絡之優勢。他們的研究分析指出，擁有關於公司內部其他工作的訊息之人通常較易獲得良好的勞動市場成就。

在本文中，我們亦從訊息交換的觀點來探討社會資本的無形之手所帶來的效應，並且以臺灣資料檢證之。我們所探討的問題主要有兩個：第一，網絡資源對於工作訊息取得的影響為何？第二，工作訊息類型對於個人地位取得的影響為何？研究分析指出，網絡資源對於工作訊息取得的影響是正面的，即網絡資源豐富之人較有機會從日常對話中得到工作訊息。另一方面，公司內部其他工作的訊息對於個人現職聲望的影響是正面的，即取得公司內部其他工作的訊息之人，其謀得的職位之聲望較未取得者來得高。這顯示倘若個人擁有公司內部網絡之優勢，通常愈能夠詳細掌握該公司的相關工作訊息，亦愈能夠提供符合雇主所需的訊息，進而取得更好的職位。

雖然本文的研究發現與 Lin and Ao (2008) 有所呼應，但是在資料、測量及模型上卻是有所修正。在資料上，Lin and Ao (2008) 選擇現職的受僱者之樣本，但是卻未考量到這些受僱者現在所擔任的職位是否經歷內部升遷才取得。是以，本文將樣本限定於目前的職位乃為當初進入公司的第一個職位者，剔除掉內部升遷者，另亦將資料限定於具有前職經驗者及為固定公司所僱用者，以求分析上更具有正確性；在測量上，Lin and Ao (2008) 的網絡資源測量乃涵蓋廣泛性、達高性和異質性等三項指標。其中，達高性係指受訪者所觸及到的職位之最高聲望，而異質性則係指受訪者所觸及到的職位之最高和最低聲望的差距，這兩項指標之計算基礎在最高的職位聲望上是有所重疊，不免令人疑慮計算基礎之重疊是否適合進行因素分析。為了免除這樣的疑慮，本文乃採用受訪者位置網絡成員之職業聲望標準差作為異質性之指標，如此可以避免異質性和達高性之計算基礎重疊，進而造成因素分析適合性的問題；在模型

上，Lin and Ao (2008) 將工作訊息取得和工作訊息效應兩種模型是拆開分析的，這令人無法瞭解工作訊息取得的差異是否影響到工作訊息效應。是以，本文乃採用 Heckman 兩階段篩選模型將工作訊息取得和工作訊息效應兩個模型進行結合，冀求在工作訊息取得的樣本選擇偏誤之考量下，對於工作訊息效應有更精確的估計。實際上，研究分析指出，工作訊息取得與否的確有顯著的樣本選擇偏誤之效應，倘若未考量該效應，那麼我們將會高估工作訊息對於個人勞動市場成就的影響。

社會資本的無形之手尚屬於新的研究領域，未來仍有發展的空間。首先，我們可以嘗試探討不同群體的社會資本的無形之手的效應，看這些效應是否有所差異。以性別為例，Burt (1998) 的結構洞研究指出，兩性的網絡型態是不同的，男性經理人（主要是資深的）傾向主動與分離的團體建立連結來產生社會資本，而這樣的做法產生了創業型網絡（entrepreneurial networks）。創業型網絡的特徵是水平、規模廣和密度小，並且讓男性經理人可以直接得到資訊和控制的利益，進而得到晉升；相反的，女性經理人傾向和她們的長官或贊助人借用社會資本，而這樣的做法產生了層級型網絡（hierarchical networks）。層級型網絡的特徵是垂直、規模窄和密度大，並且讓女性經理人可以間接得到資訊和控制的利益，進而得到晉升。倘若網絡型態促成兩性在社會資本生成手段上的差異，兩性的網絡資源想必亦有差異。那麼，兩性網絡資源的差異是否也會造成工作訊息取得的差異？另一方面，不同的工作訊息類型對於兩性勞動市場地位的影響是否有所差異？

其次，我們還可以探討工作訊息取得和動員介紹人的關係，並且進一步將社會資本的動員模式進行分類。社會資本和地位取得的研究向來從實際可見的求職面向來探討社會資本對於勞動市場地位的影響，並且將社會資本縮限在動員的介紹人所提供之資源上。但是，近來學者開始注意到在無求職行為下，網絡資源如何影響勞動市場地位，並且嘗試尋找可能的關鍵機制。這兩股研究潮流的出現，不代表彼此是互斥的，反而是彼此可以進一步的結合，發展出新的研究議題。若從訊息交換的觀點來看，工作訊息的取得是否進一步地促成介紹人的動員？不同工作訊息類型的取得對於介紹人的動員之效應有何不同？亦或，按照受訪者對於工作資訊取得和動員介紹人的回答進行分類，分成無工作

資訊取得亦無動員介紹人、無工作資訊取得但有動員介紹人、有工作資訊取得但無動員介紹人，以及有工作資訊取得且有動員介紹人等四種社會資本動員模式（林南，2007），檢視網絡資源與這四種社會資本動員模式之間的可能性，以及這四種社會資本動員模式在勞動市場地位取得的差異。

再者，社會資本的無形之手的理論是從社會信用和訊息交換的觀點來探討網絡資源對於勞動市場地位的影響。目前 Lin and Ao（2008）主要關懷是訊息交換的觀點，因此，社會信用的觀點仍待未來進一步的研究。倘若從社會信用的觀點來談社會資本的無形之手，勢必要從公司或雇主的一方來思考研究問題。在社會信用的觀點下，網絡資源代表個人通過社會關係獲取資源的能力，同時亦代表個人所擁有的社會資本，這樣的能力和資本將可能影響公司或雇主的發展。因此，個人網絡資源的多寡對於公司或雇主的聘僱決定想必是有影響的。但是，從公司或雇主的觀點來看，何種職位進行招聘時需要網絡資源豐富之人，並且這類職位不經由正式或非正式之招募管道直接雇人的比例為何，這樣的研究還待未來有更進一步的發展（Lin, 1999）。

最後，教育程度向來是檢證社會資本之觸及和動員的重要測量變項。令人遺憾的是，在這次分析中，因為受訪者的教育程度為現在的教育程度，而非謀得現職當時的教育程度，不符合時序原則，所以僅以受訪者的初職 TREI 進行測量。因此，我們無法看到教育程度對於工作訊息取得的影響，甚為可惜。倘若未來還有社會資本的調查，還盼能夠考量到受訪者求職當時的教育程度，讓實證分析得以更為詳盡。

參考文獻

中文書目

- 于若蓉，2009，「社會網絡與勞動市場表現：臺灣資料的分析」，**臺灣社會學**，第18期，12月：頁95-137。
- 林南，2007，「社會資本理論與研究簡介」，**社會科學論叢**，第1卷第1期，4月：頁1-32。
- 熊瑞梅，2001，「性別、個人網絡與社會資本」，邊燕傑、塗肇慶、蘇耀昌主編，**華人社會的調查研究：方法與發現**（香港：牛津出版社），頁179-216。
- 章英華、傅仰止，2002，**臺灣社會變遷基本調查計劃第四期第二次調查計劃執行報告**（臺北：中央研究院社會學研究所）。
- 羅啓宏，1992，「臺灣省城鄉發展類型之研究」，**臺灣經濟月刊**，第190期，10月：頁41-68。

英文書目

- Burt, R. S. 1998. "The Gender of Social Capital," *Rationality and Society*, vol. 10, no. 1 (February), pp. 5~46.
- Behtoui, A. 2007. "The Distribution and Return of Social Capital: Evidence from Sweden," *European Societies*, vol. 9, no. 3 (June), pp. 383~407.
- Bian, Y. 1997. "Bringing Strong Ties Back In: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China," *American sociological review*, vol. 62, no. 3 (June), pp. 366~385.
- Bian, Y. and S. Ang. 1997. "Guanxi Networks and Job Mobility in China and Singapore," *Social Forces*, vol. 75, no. 3 (March), pp. 981~1005.
- Campbell, K. E., P. V. Marsden, and J. S. Hurlbert. 1986. "Social Resources and Socioeconomic Status," *Social Networks*, vol. 8, no. 1 (March), pp. 97~117.

- Campbell, K. E. and B. A. Lee. 1986. "Name Generators in Surveys of Personal Networks," *Social Networks*, vol. 13, no. 3 (September), pp. 203~221.
- Chen, C. J. J. 2009. "The Distribution and Return of Social Capital in Taiwan," in Ray-May Hsung, Nan Lin and Ronald L. Breiger eds., *Contexts of Social Capital: Social Networks in Markets, Communities, and Families* (New York: Routledge), pp. 193~215.
- de Graaf, N. D. and H. D. Flap. 1988. "With a Little Help from My Friends: Social Resources as an Explanation of Occupational Status and Income in West Germany, The Netherlands, and the United States," *Social Forces*, vol. 67, no. 2, pp. 452~472.
- Erickson, B. H. 1996. "Culture, Class, and Connections," *American journal of Sociology*, vol. 102, no. 1 (July), pp. 217~251.
- Erickson, B. H. 2001. "Good Networks and Good Jobs: The Value of Social Capital to Employers and Employees," in Nan Lin, Karen Cook and Ronald, S. Burt eds., *Social Capital: Theory and Research* (New York: Aldine de Gruyter), pp. 127~158.
- Erickson, B. H. 2009. "The Context Challenge Generalizing Social Capital Processes Across Two Different Settings," in Ray-May Hsung, Nan Lin and Ronald L. Breiger eds., *Contexts of Social Capital: Social Networks in Markets, Communities, and Families* (New York: Routledge), pp. 93~114.
- Ganzeboom, H. B. G. and D. J. Treiman. 1996. "Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations," *Social Science Research*, vol. 25, no. 3 (September), pp. 201~239.
- Granovetter, M. 1974. *Getting a Job* (Cambridge, MA: Harvard University Press).
- Heckman, J. J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, vol. 47, no. 1 (January), pp. 153~161.
- Lai G., N. Lin and S. Y. Leung. 1998. "Network Resources, Contact Resources, and Status Attainment," *Social Networks*, vol. 20, no. 2 (April), pp. 383~407.

- Lin, N. 1982. "Social Resources and Instrumental Action," in Peter V. Marsden and Nan Lin eds., *Social Structure and Network Analysis* (Beverly Hills, CA: Sage): pp. 131~145.
- Lin, N. 1999. "Social Networks and Status Attainment," *Annual Review of Sociology*, vol. 25 (August), pp. 467~487.
- Lin, N. 2001a. *Social Capital: A Theory of Structure and Action* (London and New York: Cambridge University Press).
- Lin, N. 2001b. "Building a Network Theory of Social Capital," in Nan Lin, Karen Cook and Ronald, S. Burt eds., *Social Capital: Theory and Research* (New York: Aldine de Gruyter), pp. 3~29.
- Lin, N. 2004. "Job Search in Urban China," in Heck Flap and BeateVölker eds., *Creation and Returns of Social Capital: A New Research Program* (New York: Routledge), pp. 145~171.
- Lin, N. 2008. "A Network Theory of Social Capital," in Dario Castiglione, Jan W. van Deth and Guglielmo Wollebeds., *Handbook of Social Capital* (New York: Oxford University Press), pp. 50~59.
- Lin, N. and D. Ao. 2008. "The Invisible Hand of Social Capital: An Exploratory Study," in Nan Lin and Bonnie H. Erickson eds., *Social Capital: A International Research Program* (New York: Oxford University Press), pp. 107~132.
- Lin, N., D. Ao, and L. J. Song. 2009. "Production and Returns of Social Capital: Evidence from Urban China," in Ray-May Hsung, Nan Lin and Ronald L. Breiger eds., *Contexts of Social Capital: Social Networks in Markets, Communities, and Families* (New York: Routledge), pp. 163~192.
- Lin, N., H. Y. Lee, and D. Ao. 2014. "Contact Status and Finding a Job," in Nan Lin, Yang-chih Fu, and Chih-Jou Jay Chen eds., *Social capital and its institutional contingency: a study of the United States, China, and Taiwan* (New York: Routledge), pp. 21~41.
- Lin, N. and M. Dumin. 1986. "Access to Occupations through Social Ties," *Social Networks*, vol. 8, no. 4 (December), pp. 365~385.

- Lin, N., J. C. Vaughn, and W. M. Ensel. 1981a. "Social Resources and Occupational Status Attainment," *Social Forces*, vol. 59, no. 4 (June), pp. 1163~1181.
- Lin, N., W. M. Ensel, and J. C. Vaughn. 1981b. "Social Resources and Strength of Ties: Structural Factors in Occupational Status Attainment," *American Sociological Review*, vol. 46, no. 4 (August), pp. 393~403.
- Lin, N. and B. H. Erickson. 2008. "Theory, Measurement, and the Research Enterprise on Social Capital," in Nan Lin and Bonnie H. Erickson eds., *Social Capital: A International Research Program* (New York: Oxford University Press), pp. 1~24.
- Lin, N., Y.C., Fu, and R. M. Hsung. 2001. "Position Generator: Measurement Techniques for Investigations of Social Capital," in Nan Lin, Karen Cook and Ronald, S. Burt eds., *Social Capital: Theory and Research* (New York: Aldine de Gruyter), pp. 57~81.
- McDonald, S. 2005. "Patterns of Informal Job Matching Across the Life Course: Entry-Level, Reentry-Level, and Elite Non-Searching," *Social Inquiry*, vol. 75, no. 3 (August), pp. 403~428.
- McDonald, S. 2015. "Network Effects Across the Earnings Distribution: Payoffs to Visible and Invisible Job Finding Assistance," *Social Science Research*, vol. 49 (January), pp. 403~428.
- McDonald, S. and G. H. Elder. 2006. "When Does Social Capital Matter? Non-searching for Jobs Across the Life Course," *Social Forces*, vol. 85, no. 1 (September), pp. 521~549.
- McDonald, S., N. Lin, and D. Ao. 2009. "Networks of Opportunity: Gender, Race, and Job Leads," *Social Problems*, vol. 56, no. 3 (August), pp. 385~402.
- Marsden, P. V. and J. S. Hurlbert. 1988. "Social Resources and Mobility Outcomes: a Replication and Extension," *Social Forces*, vol. 66, no. 4 (June), pp. 1038~1059.
- Mouw, T. 2003. "Social capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?" *American Sociological Review*, vol. 68, no. 6 (December), pp. 868~898.

- Völker, B. and H. Flap. 1999. "Getting Ahead in the GDR Social Capital and Status Attainment under Communism," *Acta Sociologica*, vol. 42, no. 1, pp. 17~34.
- Wegener, B. 1991. "Job Mobility and Social Ties: Social Resources, Prior Job, and Status Attainment," *American Sociological Review*, vol. 56 no. 1 (February), pp. 60~71.

The Invisible Hand of Social Capital: An Analysis of Taiwan Data

Ke-Wei Lu

PhD Candidate, Department of Sociology, National Chengchi University
Tien-Tun Yang

PhD Candidate, Department of Sociology, National Chengchi University

Abstract

Using Year 2004 data from the Taiwan Social Capital survey, this study examines how social capital plays an important role in the occupational status attainment process through the receipt and access of routine job information. Three distinct advantages over Lin and Ao's paper (2008): (1) analyzing the non-promotion sample, (2) replacing the distance of occupational prestige with the standard deviation of occupational prestige to represent network heterogeneity, and (3) using the Heckman two-step method to combine job information receipt model with the job information effect model. Our results suggest that workers with high levels of social capital are beneficial from the receipt of routine job information. The estimates provide robust evidence of an association between social capital, information and labor market outcome adjusting for disparities in access to information.

Keywords: Social Capital, Network Resources, Routine Job Information, Status Attainment