

# 社會網絡與勞動市場表現： 台灣資料的分析

于若蓉

中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心

本文採用 2004 年台灣的調查資料，分析透過弱連結尋職是否有助於取得較高的職業地位、收入，及其影響效果對不同社經地位樣本是否有所差異。分析結果顯示，透過弱連結尋職的受訪者，無論以薪資率或職業社經地位衡量其尋職成果，均較透過強連結尋職者為佳，支持「弱連結的力量」假說。但就受訪者原先的社經地位區分樣本後，發現「弱連結的力量」假說僅對高社經地位樣本成立；而就低社經地位樣本，連結強度並不影響其取得的職業地位、薪資率，與過去研究的發現不盡相同。文中進一步觀察幫忙尋職者的職業地位在其間的角色。分析結果印證了 Lin 等(1981a, 1981b)的社會資源理論，顯示尋職者所觸及的社會資源對其尋職結果具有重要影響。

關鍵詞：社會網絡、強連結、弱連結、弱連結的力量、社會資源

## Social Networks and Labor Market Performance: An Analysis of Taiwan Data

Ruoh-rong Yu

*Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social  
Sciences Academia Sinica*

This paper uses year 2004 survey data for Taiwan to analyze whether weak ties help job seekers attain better occupational positions and incomes than strong ties. In addition, this paper explores whether the effects vary with job seekers' socio-economic status. The findings show that, for either wage rates or socio-economic indices, the use of weak ties helps job seekers attain better job market outcomes than strong ties, which supports the “strength of weak ties” hypothesis. However, when the respondents are divided into two subgroups based on socio-economic status, the results show that the hypothesis is sustained only for the high-status sample. For the low-status sample, the strength of ties does not affect job-search outcomes. As a result of this distinctive finding, the study further examines the role of social resources in the job-search process. The results indicate that weak ties help job seekers find better jobs only when higher social resources are accessed through weak ties.

*Keywords: social networks, weak ties, strong ties, strength of weak ties,  
social resources*

## 一、前言

透過社會網絡尋職，是否會影響尋職者取得的職業地位與收入，一直是社會網絡(social network)、社會資本(social capital)研究所重視的分析課題。<sup>1</sup> 部份研究發現，透過親友網絡等非正式管道找到工作的人，會有較佳的職業地位或收入(Granovetter 1974; Rosenbaum et al. 1999)；某些研究發現，透過非正式管道取得的工作有較高的起薪，但其優勢會隨時間下降(Corcoran et al. 1980, Simon and Warner 1992)。另外一些研究則發現，藉由非正式管道尋職對起薪或薪資水準並無顯著影響(Bridges and Villemez 1986; Marsden and Groman 2001)，甚或有負向影響(De Graaf and Flap 1988; Flap and Boxmann 2001)。<sup>2</sup>

對於前述的不一致，不少學者指出，重要的不是有沒有人幫忙找工作，而是透過「誰」幫忙找工作(Lin 1999; Granovetter 1973, 1974)。換言之，幫忙尋職者所具有的特質，會影響尋職最終的結果。在相關研究中，經常被討論的一項特質是幫忙尋職者與尋職者之間的連結強度(strength of ties)。Mark S. Granovetter (1973)提出強連結(strong ties)與弱連結(weak ties)的區分，並強調弱連結的力量(strength of weak ties)。Granovetter (1973)認為，透過弱連結幫忙找工作，比較可能讓個人跨出強連結的圈子，獲得較多的資訊，進而找到較理想的工作。換言之，就尋職而言，弱連結能提供的幫助較強連結有力。對於「弱連結的力量」假說，實證研究的發現並無定論。雖然 Granovetter (1973)、Nan Lin 等(1981a)的研究結果均支持該論點，William P. Bridges 與 Wayne J. Villemez (1986)、Peter V. Marsden 與 Jeanne S. Hurlbert (1988)在控制其他變項後，發現連結強度對取得的職業地位並無顯著影響。Chau-kiu Cheung 與 Yong Gui (2006)甚至得到相反的結

1 關於社會網絡理論，可參考 Wasserman 與 Faust (1994)、Freeman (2008)等；而就社會資本理論，可參考 Lin (2001)、Van der Gaag (2005)等的討論。

2 相關的討論，可參考 Delattre (2007)、Franzen 與 Hangartner (2006)、Granovetter (1995, 2005)、Lin (1999, 2001)等。

論，發現強連結較弱連結更有幫助。

至於弱連結、強連結對什麼類型的尋職者有幫助，學者間亦有不同的觀點。如 Lin 等(1981a)認為，對原本社經地位較低的人，弱連結的助益較大；但原本社經地位即高的人，則較難透過弱連結觸及社經地位更高的人，而需仰賴強連結取得更好的職位。Bernd Wegener (1991)則認為，同在強連結圈子中的人，社經地位可能有高有低，低社經地位的尋職者，可尋求強連結圈內高社經地位者的幫助找到較好的工作；而高社經地位者則須跨出強連結的圈子，透過弱連結找社經地位更高者來幫忙。Lin 等(1981a)和 Wegener (1991)不僅論點不同，實證上的發現亦相左。

本文將採用一項台灣的調查資料，檢視「弱連結的力量」假說，觀察透過弱連結尋職者，所取得的薪資與職業地位是否較強連結為高。另外也將區分高社經地位與低社經地位兩類尋職者，分析透過弱連結尋職，對高、低社經地位樣本的尋職結果是否發揮不同的作用，並探求其中可能的原因。在下一節（第二節）中，將就相關的理論、量化研究做較詳盡的回溯；第三節將說明資料來源，並呈現初步的統計數據；第四節將就「弱連結的力量」假說建立分析模型，並以資料實地進行檢測；第五節則進一步區分高、低社經地位樣本，分別探討連結強度對兩類樣本尋職結果的影響；最後則為結論。

## 二、弱連結與尋職結果的相關文獻

就強連結與弱連結在尋職過程中所扮演的角色，Granovetter (1973)一文最早提出理論上的論據。根據 Granovetter (1973: 1361)的說法，兩人之間為強連結或弱連結，繫於雙方投入時間、情感強度、親密程度與互動頻率等因素。基於同類相聚(homophily)的原理，歸屬於同一個社交圈子(social circle)的人，彼此之間的關係常較緊密，而互動也較頻繁，多屬強連結關係。<sup>3</sup> 由於同一個社交圈子的人彼此間的

3 對同類相聚的原理，可參見 Laumann (1966)等學者的討論。

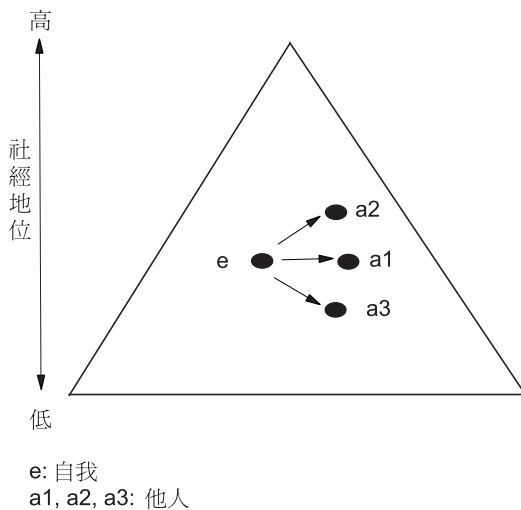
同質性高，所擁有的資訊也會相近似，如果個人想得到不一樣的資訊，就得透過橋樑(bridges)連結到另一個圈子中的人。而透過橋樑所連結的個人，由於分屬不同的圈子，彼此間形成的連結為弱連結，而非強連結。因此，藉由弱連結較可能讓社會網絡拓展出去，與原本難以直接觸及的人搭上線；而透過強連結，僅能與同一圈子的人相聯繫。Granovetter (1993)據此推論，個人可透過弱連結與社會距離較遠的人連結上，而獲得更豐富的資訊。在資訊的獲取上，弱連結所能發揮的力量較強連結為大，此即「弱連結的力量」假說。在 Granovetter 的研究中，也試圖以實際的調查資料佐證其理論。該文以人際間的來往頻率衡量連結強度，<sup>4</sup> 以美國麻塞諸塞州透過社會網絡找到工作的專業與經理人員為對象，分析尋職者與幫忙尋職者之間的來往狀況，以瞭解尋職者主要是用到強連結或弱連結。其研究發現，尋職者與幫忙尋職者經常接觸的比例僅有 17% 左右，而偶爾接觸、少有接觸的則分占 56%、28%，顯示尋職者多用到弱連結幫忙。而 Granovetter 也發現，用弱連結找到工作者對現職的滿意度較使用強連結者為高。

Granovetter (1973)是立基於社會網絡理論，在社會網絡同質性的假設下，建立弱連結力量假說。至於後續相關研究的發展，社會資本理論的研究者，巧妙的將 Granovetter 強、弱連結的概念融入社會資本理論中，並從社會資本理論的觀點，為弱連結何以具有力量尋求不同的解釋。其中，最具說服力與影響力的，當推 Lin 等(1981a, 1981b)所提出的社會資源(social resources)理論。所謂的「社會資源」，是指透過直接或間接的人際關係所能接觸到的財富、地位與權力(Lin et al. 1981a, 1981b)。<sup>5</sup> 依社會資源理論，整個社會的階層結構宛如金字塔，

4 該文將聯絡頻率區分為三種類別：經常接觸（每週至少兩次）、偶爾接觸（每年至少一次，但不到每週兩次）、少有接觸（每年少於一次）。

5 就社會資源、社會資本兩項概念，Lin 等(1981a, 1981b)著重的是前者，而在 Lin (2001)一書中則將兩項概念混用，而未予以區分。依 Lin (2001: 25)的定義，社會資本或社會資源是指，鑲嵌在社會網絡而能為個人觸及或動用的資源。然細究其內涵(Lin 2001: Chap.1)，則蘊涵了「資本」與「資源」兩層意義。其中，「資本」著重在可透過投資而有所回收；「資源」則泛指有價值的資產，包括有形的財富與無形的地位、權力等。由此來看，社會資本的概念，似乎較社會資源更為廣泛。

如圖一所示。位居金字塔頂端者人數雖少，卻擁有最高的地位；而位居低層者人數眾多，地位卻是最低的。接近金字塔頂端的人，由於居於高位，不僅本身擁有較多的資源，亦可向下掌控資源，因而具有較豐沛的社會資源。而位處社會結構低階的人，自身擁有的資源雖然不多，一旦能觸及金字塔結構中較高層的人，就能觸及較多的社會資源。Lin等(1981a)藉由社會資源理論解釋弱連結在尋職過程中的力量，認為尋職者透過弱連結找工作，可聯繫到身處金字塔結構較高層的人，而觸及較多的社會資源，有助於取得較高的職業地位。而如果透過強連結找工作，在同類相聚的原理下，所能接觸的對象與尋職者的社經地位相近；由於社會資源接近，對職業地位的提升助益有限。



圖一 弱連結的相對力量

資料來源：本圖引自 Lin (2001: Figure 5.4)

Lin 等(1981a)一文中，以量化分析為弱連結較有力的說法提出佐證。該文以美國紐約州的男性勞動力人口為對象，就透過社會網絡找到工作的樣本，分析幫忙尋職者與尋職者的關係、幫忙尋職者的職業聲望，以及尋職者取得的職業地位間的相互關聯。其研究發現，幫忙尋職者與尋職者間的連結強度對尋職者職業地位的直接影響效果甚微；

然而連結強度會透過幫忙者的職業地位影響尋職者取得的職業地位。Lin 等(1981a)據以推論，弱連結的價值不在於弱連結本身，而在於可觸及的社會資源。透過弱連結而非強連結尋職，可找到社會地位較高的人士幫忙，觸及較豐沛的社會資源，而取得較好的職業地位。<sup>6</sup>

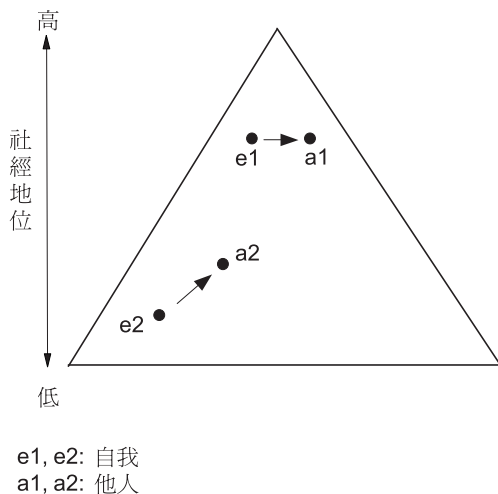
從以上說明可以得知，Granovetter (1973, 1974)、Lin 等(1981a, 1981b)對於弱連結何以在尋職過程中發生作用，有不同的觀點。<sup>7</sup> Granovetter 強調弱連結在資訊提供上的功能，而 Lin 等則強調社會資源在其間的作用，但即使論點不一，他們都認可弱連結在尋職過程中的重要性，認為弱連結較強連結更強而有力。對於弱連結的力量，此處借用 Lin (2001)的金字塔結構圖，做進一步的說明。在圖一中，假設自我(ego)以 e 點表示，「弱連結的力量」假說顯示，透過強連結，個人僅能與地位相近的人相聯繫（如圖的 a1）；但透過弱連結，則可與地位較高者（如圖的 a2）或較低者（如圖的 a3）搭上線。

若干研究指出，弱連結對不同類型的尋職者所能發揮的作用不同。對某些類型的尋職者，弱連結的幫助較強連結為大，但就其他類型的尋職者則未必如此。Lin 等(1981a: 398)主張，弱連結對低社經地位者較有幫助，而高社經地位者則須仰賴強連結晉升到更好的職位。該文指出，弱連結的價值與尋職者在社會結構中的原有地位是相依的。如果尋職者在社會結構中處於較低的位階，只能透過弱連結接觸到高階人士，而觸及較豐沛的社會資源，進而取得較高的職業地位。但就原本位階即已相當高的尋職者而言，透過弱連結所能觸及的社會資源，可能未必勝過強連結。對原本已處於社會結構頂端的人，透過弱連結僅可能觸及較低階的人士，所能發揮的作用較強連結薄弱。以圖二為例，高位階的 e1，透過弱連結向上探觸的空間有限，自位階相近的強連結 a1 反較可能尋求到資源；而低位階的 e2，可透過弱連結

6 Lin 等(1981b)並沒有探究弱連結的力量，而是分析社會資源對於職業地位取得的影響。該文以透過社會網絡找到工作的男性勞動人口為對象，以幫忙者的職業聲望衡量社會資源，分析社會資源對尋職者取得的職業聲望有何影響。研究發現尋職者取得的職業聲望主要取決於其教育與幫忙者的職業聲望，而後者又繫於尋職者的家庭背景。

7 兩者在經濟模型上的詮釋，可參見 Montgomery (1992)。

向上探觸，向位階較高的a2尋求援助。就此一假說，Lin等(1981a)以實際資料做了檢測。該文以尋職者父親的職業聲望作為尋職者原有社經地位的代理變項，據以將樣本分群，就各群樣本分析連結強度對尋職者取得的職業地位的影響。研究結果發現，對於社會位階較低者，強連結的助益有限，但對位階較高者效果較為顯著，支持理論上的觀點。

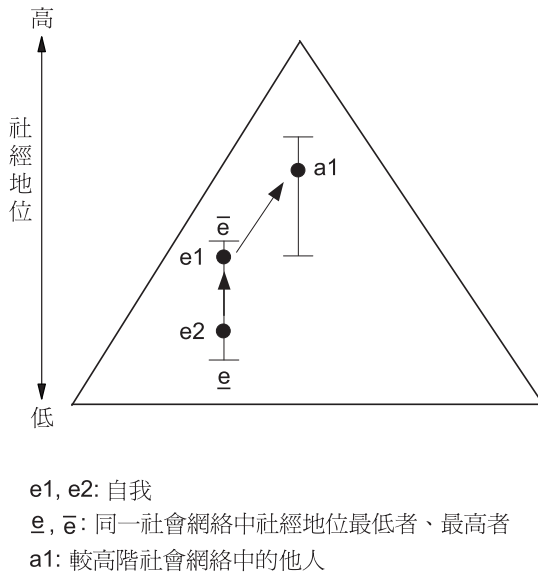


圖二 弱連結對不同地位者的力量

前述 Granovetter (1973)、Lin 等(1981a)的理論，都立基於網絡同質性假說，假設同一個社會網絡中的人，所具有的社經地位是相近的。尋職者如想找到更好的工作，基於強連結的同質性，必須透過弱連結聯繫到另一個社會網絡，找到更具影響力或更能提供資訊的人幫忙。然而 Wegener (1991)指出，多數的社會網絡不見得是同質的，而是異質的(heterogeneous)；亦即，同一網絡中的組成份子，社會地位可能有高有低。在異質的社會網絡下，在某一社會網絡身處低階的尋職者，可透過同一社會網絡高階者的幫忙，取得較好的職位，而無須借助弱連結尋求其他社會網絡的奧援。但在社會網絡身居高階者，要想找更高階者來幫忙，必須跨出原有的社會網絡，尋求弱連結的援助。



以圖三為例，假設高位階的  $e1$  身處異質性的網絡中（假設網絡中的最高地位為  $\bar{e}$ ，最低地位為  $e$ ），能透過強連結向上探觸的空間有限，但透過弱連結向另一網絡的  $a1$  求援，則可尋求到更多資源；而身處低階的  $e2$ ，可透過強連結向上探觸，找到同一社會網絡的  $e1$  來幫忙。自以上的說明可以得知，Lin 等(1981a)與 Wegener (1991)的不同推論，或許源自兩者的假設不同。Wegener 假設社會網絡具有異質性，而 Lin 等則未考量此點；Lin 等強調社會資源扮演的中介力量，而 Wegener 則未特別強調。Wegener 的量化分析中，採用德國六百多位就業人口的調查資料，以曾換過工作的就業人口為分析對象，發現原先職業地位較低者，透過強連結的幫忙，可取得較高的職業地位；至於原先職業地位較高者，弱連結較有用。Wegener 的發現與預期相符，顯示 Granovetter (1973)的「弱連結的力量」理論，僅對高社經地位者成立。



圖三 弱連結對不同地位者的力量：Wegener (1991)的觀點

就後續量化分析的發展來看，雖然 Granovetter (1973)、Lin 等 (1981a)的分析結果均支持「弱連結的力量」假說，後續研究的發現卻相當歧異。如 Bridges 與 Villemez (1986)、Marsden 與 Hurlbert (1988)

發現，透過弱連結找到工作者，平均收入較強連結為高；但在控制教育等變項後，連結強度變項即變得不顯著。Troy Tassier (2006)採用美國 General Social Survey (GSS)資料，以受訪者的好朋友的重疊程度測度連結強度，發現弱連結對受訪者的收入有顯著的正向影響。至於「弱連結的力量」假說究竟對低社經地位者成立，亦或對高社經地位者成立，儘管 Lin 等(1981a)、Wegener (1991)得到相左的分析結果，這方面的後續研究並不多見，Cheung 與 Gui (2006)是少數的例外。Cheung 與 Gui (2006)採用上海的資料，分析幫忙尋職者的連結強度對不同社經地位的尋職者是否帶來不同影響。他們的發現顯示，運用強連結求職，對高社經地位者收入的助益較低社經地位者為高，與 Lin 等(1981a)的發現較為接近。

綜合前述，在尋職過程中，弱連結、強連結何者較有幫助，在理論上的爭議不大，實證則無定論。運用台灣的資料檢視「弱連結的力量」假說是否成立，是本文所欲分析的第一項課題（分析結果詳見第四節）。接續此一課題，本文所欲分析的第二項課題（第五節），在於觀察連結強度對不同社經地位尋職者的影響效果，是否支持 Lin 等(1981a)或 Wegener (1991)的論點。如果支持 Wegener 的論點，表示弱連結對高社經地位者的幫助較低社經地位者為大；而若支持 Lin 等則相反。而就第二項研究課題，本文也將嘗試探討社會資源可能扮演的中介角色，對於高、低社經地位的尋職者，分別觀察連結強度是否會透過對社會資源的影響，而影響到尋職結果。

### 三、資料來源與資料的初步觀察

在本節中，將說明本文使用的資料來源，以及本文對於分析樣本附加的限制條件。此外，也將就資料做初步剖析，以觀察有多少樣本在尋職時透過他人幫忙，以及幫忙者的屬性。

### （一）資料來源

本文使用的資料，來自中央研究院社會學研究所、中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心合作執行的「社會資本的建構與效應：台灣、中國大陸、美國三地追蹤研究」調查計畫。這項調查計畫，是由林南院士發起，主要的目的在藉由調查資料的蒐集，探討社會資本理論，以及社會網絡、網絡資源、人力資本與勞動市場表現等相關課題。在問卷內容中，除了個人基本資料之外，包括社會資本、社會網絡的詳盡問項，以及現職工作與工作經歷等問項。對於社會資本、社會網絡等課題，提供了絕佳的研究素材。

此項調查是在台灣、中國大陸、美國三地同時進行訪問。台灣、中國大陸是以面訪的方式進行調查，而美國則採電話訪問。三地都是在 2004 年進行第一次調查，並於 2006 年進行追蹤訪問；本文的分析採用台灣 2004 年的調查資料。台灣的調查對象，為年滿 21 歲至 64 歲（1940 年至 1983 年出生），且在受訪當時從事正式全職工作或曾經做過全職工作的人口。<sup>8</sup> 至於抽樣方式，是依據內政部戶政司的戶籍資料，採取分層三階段等機率(Probability Proportional to Size, PPS)的方法進行抽樣。依照羅啓宏(1992)的分層原則，在各分層中依人口多寡而抽出鄉鎮市區；而後就中選的鄉鎮市區，依人口數目抽出村里；最後，從中選村里再抽出欲訪問的對象。實際抽出的訪問對象計有 8,134 案，最終完訪的則有 3,278 案。

由於自營作業者、雇主的薪酬決定不同於一般的受僱者，在本文的分析中，選取訪問當時從事有酬全職工作，並且受僱於私人或政府部門的樣本為分析對象。分析樣本計有 1,698 筆。<sup>9</sup>

---

8 「正式全職工作」是指每週時數達 30 小時或 30 小時以上的工作，不論有酬或無酬工作都算在內。

9 在後文的分析中，由於各變項的遺漏(missing)情況不一，實際使用的樣本數會因分析模型的不同而有差異。

## （二）資料的初步觀察

對於受訪者取得現職有無他人幫忙，以及幫忙的人是誰，在問卷中有一組對應的題組。該題組先詢問有沒有人幫忙取得現職，包括提供消息或幫忙關說等各種幫忙都算在內。而如果有人幫忙，再就受訪者認定的主要幫忙者，詢問中間有沒有透過別人幫忙。如有，進一步詢問透過哪些人幫忙（最多問到四個人），對應題項的問法如下：

是透過本人的\_\_\_\_\_的\_\_\_\_\_的\_\_\_\_\_的\_\_\_\_\_幫忙  
(1) (2) (3) (4)

其中的橫線，是詢問彼此間的關係，<sup>10</sup> 共有配偶、自己父母、配偶父母、好朋友等 28 個選項。而對幫忙鎖鍊之中的人，詢問這些人的性別、當時職業及彼此間的親近程度等題項。如果在幫忙鎖鍊中的人超過一人，則再詢問其中哪個人的幫忙最大。

在本文的分析樣本中，有人幫忙取得現職的占 46.5%（789 筆）。<sup>11</sup> 而在有人幫忙的樣本中，有回答幫忙鎖鍊題組的樣本有 779 筆。而在這 779 筆樣本中，幫忙鎖鍊有一人、二人、三人、四人提供幫忙的分別有 580 (74.5%)、171 (22.0%)、26 (3.3%)、2 (0.2%) 筆。前述數據顯示，幫忙鎖鍊通常是一步到位，藉由間接幫忙找到現職的比例較低。由於四人幫忙的樣本比例極低，在此針對一人、二人、三人幫忙這三群樣本，分別將各幫忙者的平均特質列於表一。在表一中，「彼此關係」、「彼此親近程度」是指幫忙者與前一人的關係、親近程度；針對幫忙鎖鍊中的第 1 人，則是指其與受訪者的關係、親近程度。表中的「彼此關係」，區分為親戚、好朋友、其他關係三類；而「彼此親近程度」則源自 1-5 的尺度量表題項，1 代表很不親近、5 代表很親近。而表中的 ISEI 分數，是採用 Harry B. G. Ganzeboom 等 (1992) 的

10 以(1)為例，是問本人與第 1 位幫忙者的關係，而(2)是問第 1 位、第 2 位幫忙者間的關係，餘則類推。

11 Granovetter (1995) 就美國資料的研究發現，約有四至五成的受訪者是透過親友幫忙或親友提供資訊找到工作，與此處的數據相近。

國際職業社經地位 (International Socio-economic Index of Occupational Status, ISEI) 量表，將 ISCO88 職業類別轉換成職業社經指標（10 分到 90 分）。

表一 幫忙尋職者的特性：依幫忙鎖鍊的人數分群

幫忙尋職者特性	一人幫忙樣本	二人幫忙樣本		三人幫忙樣本		
	第 1 人	第 1 人	第 2 人	第 1 人	第 2 人	第 3 人
男性(%)	66.03	64.33	71.93	42.31	53.85	80.77
ISEI 平均分數	48.12	48.85	56.37	45.25	45.32	52.29
彼此關係						
親戚(%)	30.40	39.18	12.28	61.54	34.62	19.23
好朋友(%)	21.42	13.45	23.39	7.69	34.62	30.77
其他關係(%)	48.19	47.37	64.33	30.77	30.77	50.00
彼此的平均親近程度 (1-5；5 為很親近， 1 為很不親近)	4.21	4.43	3.65	4.58	4.19	3.96
樣本數	580	171		26		

註：1. 若為幫忙鎖鍊中的第 1 人，彼此關係、彼此的平均親近程度是指與受訪者的關係、親近程度；餘者係指與前一人之關係、親近程度。

2. 各特性對應的樣本數，因遺漏值數目的不同而有差異。最後一系列的樣本數，是取無遺漏值之下的數值。

由表一中，可以觀察到一些有趣的現象。首先，透過愈多人幫忙的話，首位幫忙者為受訪者親戚的比例愈高，與受訪者親近的程度也愈高。其次，如果透過更多人幫忙，順位在後的幫忙者為男性的比例、平均 ISEI 分數均較順位在前者為高；而彼此為親戚關係的比例或平均的親近程度，則隨幫忙鎖鍊中的順位而降低。這些初步的觀察顯示，相較直接關係，尋職者透過間接關係所接觸到的首位幫忙者，比較可能是親戚或親近的人。而如果尋職者透過間接關係找工作，比起透過直接關係，更可能觸及職業社經地位較高的人，或找到男性來幫忙。

由於本文關注的焦點在於幫忙尋職者與受訪者的連結強度，在下一節中，擬先分析幫忙尋職者與受訪者的連結強度對受訪者取得的職業地位、薪資的影響。而在第五節中，將進一步觀察前述影響效果對

不同社經地位的受訪者是否有所不同。

## 四、基本模型與估計結果

本節首先將就量化模型的設定方式提出說明，並說明迴歸式中應變項、解釋變項與其他控制變項的內容，以及相應的衡量方式。其後，則將就第二節陳述的第一項分析課題說明分析結果，以探究「弱連結的力量」假說是否成立。

### （一）基本模型設定

首先就分析樣本在勞動市場的表現設定迴歸模型，以分析連結強度的影響。對於有人幫忙尋職的樣本  $i$ ，就其勞動市場表現（如職業地位或薪資） $Y_i$ ，可將對應的迴歸式設定如下：

$$Y_i = \beta_s \cdot S_i + X_i' \cdot \beta_x + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， $S_i$  代表強連結虛擬變項， $S_i = 1$  表示透過強連結幫忙， $S_i = 0$  表示透過弱連結幫忙。 $X_i$  涵括常數項在內的其他控制變項，而  $\varepsilon_i$  則是誤差項(error term)。依據前文的討論，既有研究多半主張弱連結有助於取得較好的職位、收入。換言之，強連結的幫忙，對尋職者取得的職位、收入是相對不利的。因此，在第(1)式中， $\beta_s < 0$  構成待檢定的假說之一。

而在第(1)式中，分析對象限於透過他人幫忙尋職的樣本。而如果有人幫忙與否與個人的勞動市場表現是相關的，會產生樣本選擇偏誤(sample selection bias)的問題，而得到偏誤的(biased)估計值。<sup>12</sup> Wegener (1991)等學者指出，運用社會網絡求職與否，往往與個人在勞動市場的表現是相關的。在估計勞動市場表現迴歸式時，應將樣本選擇偏誤考慮進來。在此，就樣本  $i$  是否透過他人幫忙尋職，設定如下的迴歸式：

---

12 參見 Heckman (1979)的討論。

$$I_i^* = Z_i' \cdot \alpha_z + u_i \quad (2)$$

其中， $I_i^*$  代表樣本  $i$  透過他人幫忙尋職的傾向，為無法觀察的潛藏變項(latent variable)。  $Z_i$  包含常數項及其他控制變項。當  $I_i^* \geq 0$ ，表示實際觀察到受訪者有人幫忙( $I_i = 1$ )，若否( $I_i^* < 0$ )表示無人幫忙( $I_i = 0$ )。假設第(2)式的誤差項為標準常態分配，可得到第(1)式的條件期望值(conditional expectation)如下：<sup>13</sup>

$$E(Y_i | X_i, I_i = 1) = \beta_s \cdot S_i + X_i' \cdot \beta_x + \beta_\lambda \cdot \frac{\phi(Z_i' \cdot \hat{\alpha}_z)}{\Phi(Z_i' \cdot \hat{\alpha}_z)} \quad (3)$$

其中， $\phi(\cdot)$ 、 $\Phi(\cdot)$ 分別代表標準常態分配的機率密度函數(probability density function)、累積機率函數(cumulative distribution function)。在後文中，採用 James J. Heckman (1979) 發展出的二階段(two-stage)方法，先以 probit 模型估計第(2)式，得到  $\hat{\alpha}_z$  估計值，再將  $\phi(Z_i' \cdot \hat{\alpha}_z) / \Phi(Z_i' \cdot \hat{\alpha}_z)$  代入第(3)式進行估計，並修正估計參數的共變異數矩陣 (variance-covariance matrix)。由此，可得到具一致性的(consistent)估計式。在第(3)式中的  $\phi(Z_i' \cdot \hat{\alpha}_z) / \Phi(Z_i' \cdot \hat{\alpha}_z)$  習稱 Mill 反比例(inverse Mill's ratio)，由該變項對應的參數估計式  $\beta_\lambda$  顯著異於零與否，可檢測樣本選擇偏誤是否存在。

## (二) 變項定義

在此，首先針對本文的主要迴歸式——勞動市場表現迴歸式（第(3)式），說明變項的內容與衡量方式。接著，再就「透過他人尋職與否」迴歸式進行說明。

### 1. 勞動市場表現迴歸式

在勞動市場表現迴歸式中，最重要的解釋變項是「連結強度」( $S_i$ )。Granovetter (1973)指出，連結強度可能反映在人際間的相處時間、情感依附、親密程度、往來頻率等多個面向。而在實際的測量上，大多數的研究藉由尋職的相關題項建構「連結強度」變項：先問

13 參見 Wooldridge (2002: Chap.17)的討論。

受訪者如何找到現職，再就透過他人覓得現職者詢問與幫忙者的關係（如親戚、朋友、鄰居等）。而相關研究在測量連結強度時，多採用二分法，先將某些關係（如親戚、朋友）歸類為「強連結」，其餘的關係（如熟人、同事等）則併為「弱連結」（Granovetter 1974; Lin et al. 1981a; Lin and Dumin 1986; Marsden and Hurlbert 1988）。<sup>14</sup> 這類二分測量的問題之一在於，受訪者與親戚、朋友關係不見得親密，而與熟人、同事的關係也不見得疏遠；再者，前述測量無法反映認識時間、相處頻率等面向(Wegener 1991: 63)。Wegener (1991)的處理方式，是將受訪者與幫忙尋職者的關係、親密程度、認識時間、互動方式、相處頻率等題項，透過因素分析法得到三個因素，藉以測量連結強度。在本文所使用的調查資料中，就幫忙尋職者所詢問的資訊雖然豐富，但不如 Wegener (1991)來得多樣，難以仿照該文的方式進行分析。基於這項限制，本文以兩項變項測度受訪者與幫忙尋職者是否為強連結。其中一項變項，沿襲一般文獻的做法，由受訪者與幫忙者的關係界定；如果兩者的關係為親戚或好朋友，則設變項值為 1，否則為 0。<sup>15</sup> 另一項變項，由幫忙者與受訪者的親近程度予以二分；<sup>16</sup> 如果幫忙者與受訪者彼此很親近，則設變項值為 1，否則為 0。<sup>17</sup> 前文提及，「幫忙鎖鍊」中間可能涉及多人，在此是以幫忙鎖鍊中觸及的第一人作為測量依據。<sup>18</sup>

受訪者的勞動市場表現( $Y_i$ )，採兩種方式衡量。其一以取自然對

14 Bridges 與 Villemez (1986)同時考慮受訪者與幫忙者的關係與聯絡頻率，再予以二分。強連結包括每週至少見面三次的親戚、每週至少見面三次並從小一起長大或就學的鄰居，以及同住的親戚；其他關係則歸為弱連結。

15 該題項的答項有 28 類，而「好朋友」則是 28 個選項中的一項。在此所稱的親戚，包括配偶、父母／配偶父母、子女、兄弟姊妹、媳婦／女婿、其他親戚。

16 該題項原有五個選項，包括：很不親近、不太親近、普通、還算親近、很親近。

17 審查人之一指出，在此採用二分虛擬變項測量，非屬最強連結的選項（如「還算親近」或「普通朋友」）會被歸為「弱連結」，由此建構的「弱連結」似乎不太「弱」，且與「強連結」類別不太對稱。為檢視分析結果是否受到測量方式的影響，作者嘗試放寬「強連結」二分的設定，以「親密程度」（1-5；以很不親近設為 1，很親近設為 5）作為測量，結果發現主要的結論維持不變。有興趣的讀者，可向作者索取相關結果。

18 為檢視分析結果的強韌性，作者曾以幫忙鎖鍊最後一位幫忙者與受訪者的關係，衡量連結強度。分析結果顯示，主要的結論仍維持不變。有興趣的讀者，可向作者索取相關結果。



數的薪資率(wage rate)衡量。薪資率的計算，是以每月收入除以對應的工作時數，採每小時的收入衡量。而由於薪資率一般為右偏分配，文獻習採自然對數轉換，以轉換後的數值作為應變項。<sup>19</sup> 在此沿襲既有文獻，以取對數後的薪資率作為勞動市場表現的衡量指標之一。至於應變項的第二種測量，則採用職業社經地位指標（ISEI 分數）。<sup>20</sup>

在勞動市場表現迴歸式中，除強連結之外，控制變項涵括一般文獻常會納入的變項，包括受訪者性別、婚姻狀態、健康狀況、教育程度、年資、年資平方項、工作經歷（做過其他工作與否）等。<sup>21</sup> 其中，教育程度、年資、工作經歷、健康狀況關係到個人的人力資本。在過去的研究中，發現教育程度愈高、年資愈久、工作經歷愈豐富、健康狀況愈佳的個人，多會享有較高的勞動報酬。而由於勞動報酬可能隨著在職年資的增加而遞減，在迴歸式中放入年資的平方項作為控制變項。<sup>22</sup> 至於性別、婚姻狀態兩項因素，則可能反映勞動市場歧視、兩性分工等因素。<sup>23</sup> 各控制變項的定義，在表二中有詳細說明，在此不再贅述。

## 2. 透過他人幫忙尋職與否迴歸式

「透過他人幫忙取得現職與否」虛擬變項( $I_i$ )，數值取決於尋職過程中有無他人幫忙。如果受訪者回答有人幫忙，則定義前述虛擬變項的數值為 1，否則為 0。而在使用社會網絡與否迴歸式中，解釋變項包括受訪者性別、出生年次、婚姻狀態、教育程度、工作經歷（做過其他工作與否）、16 歲時居住地區，以及父親教育程度與 ISEI 分數等。這些變項，也是既有文獻常會控制的變項(Weber and Mahringer 2008)。部份研究發現，女性、教育程度較低者，較可能透過非正式管道尋職(Reid 1972; Wahba and Zenou 2005)；居住在鄉村地區者，相較

19 參見 Willis (1987) 的回溯性研究。

20 除了薪資率、ISEI 分數之外，作者曾以受訪者為經理人員與否衡量勞動市場成就。研究結果發現，主要的結論維持不變。限於篇幅，該部份的結果未列於文中。有興趣的讀者，可向作者索取相關結果。

21 這些控制變項，都是傳統在分析薪資迴歸式時會考慮的變項（參見 Willis 1987）。

22 關於人力資本理論，可參見 Borjas (2000: Chap.7) 的討論。

23 參見 Borjas (2000: Chap.10)、Lincoln (2008) 等的討論。

表二 變項的平均值與標準差

變項名稱	變項定義	分群樣本		所有樣本
		透過他人 幫忙取得 現職者	未透過他 人幫忙取 得現職者	
透過他人幫忙取得 現職與否	若有人幫忙取得現職，設變項值為 1；否則為 0	-	-	.465 (.499)
強連結一(很親近)	若尋職鎖鍊中首位幫忙者與受訪者 的關係很親近，設變項值為 1；否則 為 0	.504 (.500)	-	-
強連結二(親戚或好 朋友)	若幫忙鎖鍊中首位幫忙者為受訪者 的親戚或好朋友，設變項值為 1；否 則為 0	.518 (.500)	-	-
幫忙者 ISEI 分數	幫忙鎖鍊中最重要的幫忙者的社會 經濟地位指標	49.004 (15.859)	-	-
透過間接幫忙與否	若幫忙鎖鍊中幫忙的不只一人，設 變項值為 1；否則為 0	.101 (.302)	-	-
現職工作收入	受訪者現職的每月收入(單位：千元)	40.226 (25.888)	41.762 (26.984)	41.046 (26.482)
現職薪資率	受訪者現職的每小時收入(單位：元)	219.521 (141.486)	229.994 (150.773)	225.110 (146.566)
現職對數薪資率	受訪者現職的每小時收入取自然對 數	5.222 (.581)	5.266 (.591)	5.245 (.587)
現職 ISEI 分數	受訪者現職的社會經濟地位指標	44.201 (14.388)	46.619 (14.766)	45.495 (14.637)
前職 ISEI 分數	受訪者前一份工作上最後職位的社 會經濟地位指標	43.438 (13.657)	44.799 (13.849)	44.144 (13.768)
男性	若受訪者為男性，設變項值為 1；女 性則為 0	.569 (.496)	.568 (.496)	.568 (.495)
婚姻狀態	若受訪者已婚，設變項值為 1；否則 為 0	.613 (.487)	.618 (.486)	.616 (.486)
健康狀況	若受訪者在過去一年內，很少或沒 有因健康因素而影響到一週以上的 生活作息，設變項值為 1；否則為 0	.933 (.250)	.938 (.241)	.936 (.245)
教育程度	若受訪者未受教育，設變項值為 0； 自修為 3；小學為 6；國中為 9；高 中職為 12；專科為 15；大學為 16； 研究所為 18	12.859 (3.290)	13.373 (3.348)	13.134 (3.330)
現職年資	現職的工作經驗(單位：年)	8.010 (7.700)	8.754 (8.826)	8.408 (8.328)
做過現職以外工作 與否	若受訪者過去做過現職以外的工作， 設變項值為 1；否則為 0	.824 (.381)	.772 (.420)	.796 (.403)

表二 變項的平均值與標準差（續）

變項名稱	變項定義	分群樣本		所有樣本
		透過他人 幫忙取得 現職者	未透過他 人幫忙取 得現職者	
出生年次				
≤1950	受訪者的出生年次為 1950 年或之前， 設變項值為 1；否則為 0	.070 (.255)	.068 (.252)	.069 (.253)
1951-1960	受訪者的出生年次為 1951-1960 年 間，設變項值為 1；否則為 0	.248 (.432)	.223 (.417)	.235 (.424)
1961-1970	受訪者的出生年次為 1961-1970 年 間，設變項值為 1；否則為 0	.294 (.456)	.296 (.457)	.295 (.456)
>1970(參考組)	受訪者的出生年次為 1970 年之後， 設變項值為 1；否則為 0	.388 (.488)	.413 (.493)	.401 (.490)
父親教育程度	受訪者父親的受教育年數。操作方式 與受訪者教育程度相同	7.612 (4.294)	7.857 (4.191)	7.743 (4.240)
父親 ISEI 分數	受訪者父親在受訪者 16 歲時從事工 作的社會經濟地位指標	36.44 7 (14.476)	36.638 (14.371)	36.549 (14.416)
16 歲居住地區				
大都市	若受訪者主觀認定 16 歲時的居住地 區為大都市，設變項值為 1；否則為 0	.311 (.463)	.314 (.464)	.312 (.463)
大都市的郊區	若受訪者主觀認定 16 歲時的居住地 區為大都市的郊區，設變項值為 1； 否則為 0	.129 (.336)	.119 (.324)	.124 (.329)
小城鎮	若受訪者主觀認定 16 歲時的居住地 區為小城鎮，設變項值為 1；否則為 0	.266 (.442)	.253 (.435)	.259 (.438)
農村地區 (參考組)	若受訪者主觀認定 16 歲時的居住地 區為農村地區或獨立農家，設變項值 為 1；否則為 0	.281 (.450)	.306 (.461)	.294 (.456)
樣本數		789	909	1,698

註：括號內為標準差。各變項對應的樣本數，因遺漏樣本數目的不同而有差異。最後一系列的樣本數，是取無遺漏值之下的數值。

居住於都市地區者，較可能透過非正式管道找工作 (Lindsay et al. 2005)。但 Andrea Weber 與 Helmut Mahringer (2008)則發現這些變項都不顯著。

表二列出各變項的定義，及其平均值、標準差。從表二可以得知，在用到社會網絡幫忙尋職的樣本中，幫忙者與受訪者很親近的比例約占 50%，而具親戚或好朋友關係的約占 52%。<sup>24</sup>而幫忙者 ISEI 分

24 兩個強連結變項的平均值雖然相近，但相關係數僅達 0.54。因此，還是兼採兩個變項

數的平均值為 49.00，較受訪者的平均值 44.20 為高，與 Lin 等(1981a)的觀察相符。而就表二第 3-4 欄來看，未透過他人幫忙尋職者、透過他人幫忙尋職者的平均月薪分別為 41,762 元與 40,226 元，而平均時薪分別為 230 與 220 元；前者數值均較後者為高。而 t 檢定的結果顯示，在 10% 的顯著水準下，未透過他人幫忙尋職者的平均時薪顯著高於有人幫忙者（檢定量對應的 p 值為 0.07）；而平均月薪雖無顯著差異，檢定量已接近顯著水準（p 值為 0.12）。與前述結果相近的是，未透過他人幫忙尋職者的平均 ISEI 分數顯著高於有人幫忙者（平均 ISEI 分數分別為 46.6 與 44.2；t 檢定對應的 p 值為 0.0003），而平均受教育年數亦較高（平均年數分別為 13.4、12.9 年；t 檢定對應的 p 值為 0.0007）。前述初步的發現顯示，用到社會網絡取得職位者，往往屬於社經地位較低者，和 Nan D. De Graaf 與 Hendrik D. Flap (1988)、Henk Flap 與 Ed Boxmann (2001)的發現一致。

### （三）估計結果

在此一小節中，將分別說明第(2)、(3)式的估計結果，並探究「弱連結的力量」假說是否成立。

#### 1. 第一階段：使用社會網絡尋職與否

「透過他人幫忙取得現職與否」迴歸式（第 (2) 式）的估計結果列於表三。考慮受訪者父親的教育程度、ISEI 分數，以及受訪者本身的教育程度間可能有高度相關，以致影響估計結果，表中分別列出四種模型的估計結果。模型一未控制受訪者父親的教育程度、ISEI 分數，模型二、三分別控制前述兩項變項之一，模型四則同時控制兩項變項。但由表三可以發現，不論有無控制父親的教育程度、ISEI 分數，均不影響其他解釋變項的影響效果及顯著性。而父親的教育程度、ISEI 分數始終不顯著，呈顯著的解釋變項僅有受訪者本身的教育程度及工作經歷。若受訪者的受教育年數愈高，愈不可能透過社會網絡尋職。而如果做過現職以外的工作，愈可能透過社會網絡尋職。

---

衡量連結的強度。

表三 透過他人幫忙取得現職與否的 Probit 模型

變項名稱	模型一	模型二	模型三	模型四
男性	.020 (.062)	.013 (.063)	-.002 (.064)	.002 (.064)
出生年次				
≤1950	.007 (.142)	-.019 (.145)	.049 (.146)	.023 (.148)
1951-1960	.084 (.095)	.093 (.097)	.095 (.098)	.097 (.099)
1961-1970	.042 (.084)	.035 (.086)	.061 (.086)	.062 (.087)
婚姻狀態	-.080 (.077)	-.068 (.078)	-.069 (.079)	-.064 (.079)
教育程度	-.033*** (.010)	-.033*** (.011)	-.031*** (.011)	-.032*** (.012)
父親教育程度		.000 (.009)		.000 (.010)
父親 ISEI 分數			.001 (.002)	.001 (.003)
做過現職以外工作 與否	.197** (.077)	.193** (.078)	.197** (.079)	.192** (.080)
16 歲居住地區				
大都市	.096 (.081)	.096 (.084)	.090 (.087)	.096 (.088)
大都市的郊區	.146 (.106)	.157 (.107)	.139 (.110)	.159 (.110)
小城鎮	.126 (.084)	.122 (.086)	.094 (.088)	.096 (.089)
常數項	.107 (.169)	.107 (.172)	.059 (.178)	.065 (.179)
Wald 卡方檢定	21.69*** (df=10)	21.02*** (df=11)	19.40*** (df=11)	19.45*** (df=12)
對數概似函數值	-1,161.88	-1,137.02	-1,107.36	-1,093.41
樣本數	1,698	1,662	1,618	1,598

註：括號內為係數標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

估計第(2)式的主要目的在估得 Mill 反比例，代入第(3)式中進行估計。在下面的分析中，是以表三的模型四為準，進行第二階段估計。

## 2. 第二階段：勞動市場表現

表四第 2-3 欄、第 4-5 欄分別以受訪者的對數薪資率、ISEI 分數為應變項，列出第二階段的估計結果。由表四第 2 欄（模型 A）可以得知，若幫忙尋職者與受訪者的關係很親近，受訪者的薪資水準會相對較低（平均薪資率低 5.8% 左右）；第 3 欄（模型 B）亦顯示，若幫忙尋職者為受訪者的親戚或好朋友而非其他關係，受訪者的薪資水準亦會較低（平均薪資率低 9.4% 左右）。至於受訪者的 ISEI 分數，表中第 4-5 欄的結果也與前述結果一致。若幫忙來自強連結而非弱連結，對受訪者取得職業的 ISEI 分數相對不利。前述發現與「弱連結的力量」假說相符，也與 Granovetter (1973)、Lin 等(1981a)的發現一致。

表四的其他發現，也在此略做討論。首先，Mill 反比例在任何一個模型中均不顯著。表示在這些分析模型中，樣本選擇偏誤問題並不嚴重。<sup>25</sup> 另外，表四第 2-3 欄顯示，男性、已婚、教育程度較高、現職年資較久的受訪者有顯著較高的薪資率。而第 4-5 欄則顯示，已婚、教育程度較高的受訪者，職業地位顯著較高。

# 五、弱連結假說對誰成立

## （一）弱連結對誰有利

前一節的分析發現，弱連結對尋職結果的助益較強連結為高，本節將進一步分析強連結對不同社經地位者的影響效果，以檢視其結果是支持 Lin 等(1981a)亦或 Wegener (1991)。Wegener (1991: 61)提出的

25 雖然 Mill 反比例在表四不顯著，並不表示在其他的模型設定之下仍是如此。因此，在後面的分析中，仍採兩階段估計方法，以控制樣本選擇偏誤問題。

表四 透過他人幫忙取得現職者的勞動市場表現：強連結的影響

變項名稱	現職對數薪資率		現職 ISEI 分數	
	模型 A	模型 B	模型 A	模型 B
幫忙尋職者資訊				
強連結一(很親近)	-.058* (.035)		-2.030** (.856)	
強連結二(親戚或好朋友)		-.094*** (.036)		-4.324*** (.860)
受訪者資訊				
男性	.268*** (.048)	.268*** (.049)	.552 (.874)	.612 (.865)
婚姻狀態	.177*** (.054)	.172*** (.055)	2.098** (.998)	1.859* (.990)
健康狀況	-.021 (.072)	-.031 (.073)	-.704 (1.747)	-1.220 (1.728)
教育程度	.102*** (.013)	.100*** (.013)	2.702*** (.230)	2.606*** (.229)
現職年資	.026*** (.007)	.026*** (.007)	.216 (.164)	.223 (.162)
現職年資平方項	.000 (.000)	.000 (.000)	-.001 (.005)	-.002 (.005)
做過現職以外工作與否	.005 (.106)	-.003 (.108)	2.392 (1.951)	2.044 (1.933)
常數項	4.175*** (.468)	4.250*** (.476)	7.997 (8.271)	11.862 (8.233)
Mill 反比例	-.792 (.611)	-.804 (.620)	-2.092 (10.708)	-2.703 (10.605)
Wald 卡方檢定	225.96*** (df=12)	223.04*** (df=12)	294.00*** (df=12)	318.92*** (df=12)
全部樣本數	1,590	1,590	1,595	1,595
透過他人幫忙取得現職的 樣本數	731	731	736	736

註：括號內為係數標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

假說是：就原本職業地位較高的尋職者，透過強連結尋職對取得的職業地位有不利影響；就原本職業地位較低的尋職者，強連結對取得的職業地位則有正面影響；Lin 等(1981a)則相反。Wegener (1991)一文中，是以從事過兩份或兩份以上職位的樣本為分析對象，以前一份職位的職業地位衡量樣本原先的社經地位，在迴歸式中加入前述變項與連結強度的交叉項，觀察其對樣本所取得的職業地位的影響效果。如果交叉項的影響效果呈顯著的負值，Wegener 即推論其論點成立。然而，即使分析結果顯示原職業地位與連結強度的交叉項呈顯著的負向效果，僅代表強連結對現職地位的影響會隨原職地位的提高而降低，並不代表強連結對低（高）職業地位者所取得的現職地位有正（反）向影響。為填補假說與分析方法之間的落差，較理想的分析方式，應是按原有的職業地位將樣本分群，再分別觀察強連結對各群樣本所取得的職業地位的影響，究竟是支持 Lin 等(1981a)或 Wegener (1991)。

基於前面的論述，在此依循 Wegener (1991)的作法，限制樣本為有前職工作經驗者，以前職的 ISEI 分數衡量樣本原先的社經地位；而與 Wegener (1991)不同的是，本文將受訪者區分為低職業社經地位、高職業社經地位兩群樣本，分別分析強連結對兩群樣本現職 ISEI 分數的影響。而低職業社經地位、高職業社經地位兩群樣本的劃分，是以前職的 ISEI 分數為準。若前一份工作的 ISEI 分數低於或等於 40 分，則劃分為低職業社經地位樣本；否則劃分為高職業社經地位樣本。<sup>26</sup> 兩群樣本的分析結果如表五所示。表五第 2-3 欄顯示，原先職業社經地位較低的樣本，不論以親近程度或關係測量強連結，對其現職的 ISEI 分數均無顯著影響。但就原本屬於高職業社經地位的樣本，透過強連結所取得的 ISEI 分數，較弱連結顯著為低（見表五第 4-5 欄）。

總結表五的主要結果，就高、低職業社經地位兩群樣本而言，強

26 在有前職工作經驗的樣本中，約有半數(45.4%)樣本的 ISEI 分數低於或等於 40 分。而依 Ganzeboom 等(1992)就各職業類別所列的 ISEI 分數，服務工作者(service worker)、體力工作者等低階的職業類別的 ISEI 分數多在 40 分以下，而其他職業類別則多在 40 分之上。基於以上理由，遂以 40 分作為切分高、低職業社經地位樣本的分界點。



表五 透過他人幫忙取得現職者的 ISEI 分數：依受訪者前職的 ISEI 分數區分樣本

變項名稱	低職業社經地位樣本		高職業社經地位樣本	
	受訪者現職 ISEI 分數 (1)	受訪者現職 ISEI 分數 (2)	受訪者現職 ISEI 分數 (1)	受訪者現職 ISEI 分數 (2)
幫忙尋職者資訊				
強連結一(很親近)	1.043 (1.194)		-2.906** (1.315)	
強連結二(親戚或好朋友)		-1.446 (1.238)		-4.107*** (1.321)
受訪者資訊				
男性	-1.609 (1.577)	-1.552 (1.485)	5.003*** (1.828)	4.788*** (1.789)
婚姻狀態	.705 (1.701)	.576 (1.610)	1.293 (1.952)	.968 (1.910)
健康狀況	1.177 (2.358)	.787 (2.365)	-2.750 (2.604)	-3.087 (2.548)
教育程度	1.280*** (.264)	1.282*** (.249)	3.219*** (.457)	3.116*** (.449)
現職年資	.516* (.265)	.513* (.263)	.205 (.320)	.245 (.313)
現職年資平方項	-.017* (.010)	-.016 (.010)	-.009 (.012)	-.011 (.012)
前職為第一份工作與否	-1.459 (1.231)	-1.417 (1.227)	.324 (1.439)	.570 (1.411)
常數項	8.896 (7.382)	12.408* (7.142)	22.564** (10.619)	24.567** (10.412)
Mill 反比例	13.853 (8.728)	11.688 (8.245)	-19.837 (13.502)	-19.394 (13.204)
Wald 卡方檢定	30.70*** (df=11)	34.21*** (df=11)	71.17*** (df=11)	78.86*** (df=11)
全部樣本數	567	567	702	702
透過他人幫忙取得現職的 樣本數	283	283	324	324

註：1. 分析樣本限定為有前職工作經驗者。低、高職業社經地位樣本，是依受訪者前職的 ISEI 分數區分。若前職 ISEI 分數低於或等於 40 分，則劃分為低職業社經地位樣本；否則劃分為高職業社經地位樣本。

2. 括號內為係數標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

連結對現職 ISEI 分數的影響並非是對稱的：對於高職業社經地位樣本，弱連結有較大的助益；對於低職業社經地位樣本，強連結並無顯著影響。前述發現顯示，「弱連結的力量」假說僅對高社經地位樣本成立，與 Wegener (1991) 的說法一致。但就低社經地位樣本，強連結、弱連結並無顯著差異，則與 Wegener (1991) 預期強連結對低社經地位者較有利的論點不同，也與 Lin 等 (1981a) 預期強連結對高社經地位者較有利的論點不一致。

為進一步檢視表五結果的強韌性(robustness)，本文依受訪者教育程度的高低，區分為高、低教育程度兩群樣本，分別呈現強連結對受訪者對數薪資率、ISEI 分數的影響（表六、表七）。<sup>27</sup> 其中，低教育程度樣本包含高中職或以下教育程度的受訪者，而高教育程度樣本則為高中職以上。表六及表七顯示（表六第 2-3 欄、表七第 2-3 欄），低教育程度樣本，不論以對數薪資率或 ISEI 分數作為觀察的應變項，強連結均無顯著影響。然而，高教育程度樣本的分析結果則顯示（表六第 4-5 欄、表七第 4-5 欄），由強連結取得職位的樣本，無論薪資率或 ISEI 分數均低於透過弱連結取得職位的樣本。

綜合來看，表六、表七的發現，與表五是一致的：「弱連結的力量」假說僅就高社經地位樣本成立；對於低社經地位樣本，透過強連結或弱連結尋職取得的職業地位、薪資率並無顯著差異。

## （二）社會資源在其間的作用

前一小節的結果顯示，弱連結僅對高社經地位樣本有正面的助益，而就低社經地位樣本，透過強連結或弱連結尋職並無顯著差異。以下試著透過社會資源理論，探討社會資源在其中可能的中介作用。Lin 等 (1981a) 的社會資源理論指出，透過弱連結尋職何以能取得較高的職業地位，關鍵不在連結強弱，而在連結所觸及的社會資源多寡；

27 由於表六、表七是按受訪者的教育分群，並未如表五一般，將樣本限制為有前職工作經驗者。

表六 透過他人幫忙取得現職者的對數薪資率：依教育程度區分樣本

變項名稱	低教育程度樣本		高教育程度樣本	
	現職對數 薪資率 (1)	現職對數 薪資率 (2)	現職對數 薪資率 (1)	現職對數 薪資率 (2)
幫忙尋職者資訊				
強連結一(很親近)	.027 (.047)		-.112** (.048)	
強連結二(親戚或好朋友)		.009 (.048)		-.180*** (.048)
受訪者資訊				
男性	.371*** (.052)	.373*** (.052)	.137*** (.053)	.126** (.052)
婚姻狀態	.103* (.055)	.105* (.055)	.197*** (.056)	.186*** (.056)
健康狀況	.003 (.094)	.004 (.094)	-.089 (.101)	-.109 (.100)
教育程度	.060*** (.011)	.060*** (.011)	.158*** (.027)	.153*** (.027)
現職年資	.012 (.009)	.013 (.009)	.038*** (.009)	.039*** (.009)
現職年資平方項	.000 (.000)	.000 (.000)	.000 (.000)	.000 (.000)
做過現職以外工作與否	.127* (.070)	.129* (.070)	.161* (.084)	.158* (.083)
常數項	3.613*** (.318)	3.626*** (.320)	2.455*** (.433)	2.588*** (.429)
Mill 反比例	.279 (.293)	.269 (.292)	.113 (.267)	.121 (.265)
Wald 卡方檢定	132.38*** (df=12)	132.68*** (df=12)	186.31*** (df=12)	198.10*** (df=12)
全部樣本數	751	751	839	839
透過他人幫忙取得現職的 樣本數	380	380	351	351

註：1. 低、高教育程度樣本，是依受訪者的教育程度區分。若教育程度為高中職或以下，則劃分為低教育程度樣本；否則劃分為高教育程度樣本。

2. 括號內為係數標準誤。

\* $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

表七 透過他人幫忙取得現職者的 ISEI 分數：依教育程度區分樣本

變項名稱	低教育程度樣本		高教育程度樣本	
	現職 ISEI 分數 (1)	現職 ISEI 分數 (2)	現職 ISEI 分數 (1)	現職 ISEI 分數 (2)
幫忙尋職者資訊				
強連結一(很親近)	.104 (1.161)		-3.165** (1.279)	
強連結二(親戚或好朋友)		-1.976 (1.135)		-5.381*** (1.275)
受訪者資訊				
男性	-.795 (1.665)	-.622 (1.594)	4.759*** (1.700)	4.480*** (1.677)
婚姻狀態	2.295 (1.749)	2.279 (1.672)	.474 (1.770)	.147 (1.749)
健康狀況	.089 (2.366)	-.112 (2.266)	-3.067 (2.680)	-3.657 (2.643)
教育程度	1.819*** (.336)	1.796 (.322)	5.066*** (.899)	4.868*** (.888)
現職年資	.165 (.230)	.170 (.220)	.244 (.249)	.268 (.245)
現職年資平方項	.000 (.008)	.000 (.007)	-.002 (.008)	-.003 (.008)
做過現職以外工作與否	2.170 (2.193)	1.978 (2.100)	1.822 (2.694)	1.717 (2.658)
常數項	-.392 (9.831)	1.978 (9.446)	-14.068 (13.740)	-9.417 (13.561)
Mill 反比例	18.343** (9.211)	17.547** (8.804)	-15.638* (8.577)	-15.516* (8.463)
Wald 卡方檢定	35.98*** (df=12)	41.89*** (df=12)	68.92*** (df=12)	81.78*** (df=12)
全部樣本數	754	754	841	841
透過他人幫忙取得現職的 樣本數	383	383	353	353

註：1. 低、高教育程度樣本，是依受訪者的教育程度區分。若教育程度為高中職或以下，則劃分為低教育程度樣本；否則劃分為高教育程度樣本。

2. 括號內為係數標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

如果能觸及社會資源較豐沛的人士，則會對尋職結果帶來較為有利的影響。就前一小節的發現，可以猜想社會資源在其中的中介角色：高社經地位者透過弱連結尋職，可以突破原先的社會網絡，找到社會資源更豐沛的有力人士幫忙，使其得以攀升到更高的社經地位；而就低社經地位者而言，無論藉由強連結請同一社會網絡的有力人士幫忙，或透過弱連結找到另一社會網絡的有力人士幫忙，所能觸及到的社會資源是相近的，因此所取得的職業地位也是相近的。

對於前面的論證，以下採用兩段式的方式加以檢測。首先，就高社經地位、低社經地位兩群樣本，分別檢視強連結對所能觸及的社會資源的影響效果，觀察高社經地位者透過強連結觸及的社會資源是否較低，而低社經地位者透過強連結或弱連結所觸及的社會資源是否無顯著差異。其次，就高社經地位、低社經地位兩群樣本，分別檢視所觸及的社會資源對取得的社經地位是否有正向的顯著影響；並觀察在控制社會資源之下，連結強度變項的影響效果是否為不顯著的。在後文中，依循前一小節對表五的處理方式，限制樣本為有前職工作經驗者，依照前職的 ISEI 分數將受訪者區分為低職業社經地位、高職業社經地位兩群樣本。以下分別就前述的兩段式論述，說明分析上的一些設定與分析結果。

### 1. 強連結對受訪者觸及的社會資源的影響

對於受訪者所能觸及的社會資源，Lin 等(1981a, 1981b)藉由 Otis D. Duncan (1961) 提出的社會經濟指標(Socioeconomic Index, SEI)，測量幫忙者所擁有的社會資源；<sup>28</sup> 而本文則是以幫忙者的 ISEI 分數測量。另外，Lin 等(1981a, 1981b)所使用的資料中，由於只詢問一位幫忙者的資訊，僅能以該幫忙者的 SEI 測量社會資源；而在本文所使用的資料中，如果幫忙鎖鍊中不只一人，有詢問最重要的幫忙者是誰，本文即以幫忙鎖鍊中「最重要的幫忙者」的 ISEI 分數測量社會資源。而前文業已說明，連結強度是由「第一位幫忙者」與受訪者的關係或

28 Duncan 社會經濟指標是由各個職業的聲望、所得及教育程度所計算得到的綜合指標。

親密程度來測量。如果幫忙鎖鍊僅有一人，最重要的幫忙者自然是第一位幫忙者；如果幫忙鎖鍊中不只一人，最重要的幫忙者不見得是第一位幫忙者。因此，本文在控制其他變項之下，觀察第一位幫忙者的連結強度對受訪者所能觸及的社會資源（最重要的幫忙者的 ISEI 分數）的影響。表八所呈現的結果顯示，對原先屬於低社經地位的受訪者，透過強連結或弱連結所接觸到的社會資源並無顯著差異；對於高社經地位的受訪者，透過弱連結所觸及的社會資源較強連結為高（1% 水準下顯著）。在此的發現，證實了兩段式論述中第一段論證的猜想。

而表八另有一些有趣的結果，一併在此略做討論。首先，不論受訪者原先屬於低社經地位或高社經地位人口，若其教育程度愈高，所能觸及的社會資源愈多；而如果主要幫忙者本身的性別為男性，會具有較高的職業社經地位。這些發現，都與過去的研究結果相符（參見 Lin 2001: 84-87）。其次，對低社經地位的受訪者，出生年次、成長地區均會影響觸及的社會資源；出生年次介於 1951-1970 年的中壯年人口，或在小城鎮、大都市成長的人口，相較其他出生年次、在農村地區成長的人口，更可能觸及較高的社會資源（見表八第 2-3 欄）。而就高社經地位的受訪者而言，「透過間接關係幫忙與否」變項對於所觸及的社會資源有顯著影響；如果幫忙的人不只一人，所能觸及的社會資源較直接幫忙為多（見表八第 4-5 欄），與過去研究的發現一致（參見 Wellman and Frank 2001）。

## 2. 觸及的社會資源對受訪者取得的職業地位的影響

在這部份的分析中，試圖探究兩段式論述中的第二段論證是否成立。亦即，對於高、低社經地位兩群樣本，分別檢視他們所觸及的社會資源對取得的社經地位是否均有正向的影響效果。此外，也將進一步檢視，在控制社會資源變項之下，強連結變項對取得的社經地位的影響效果是否為不顯著的。

表九是以表五為基礎，多加了「最重要的幫忙者的 ISEI 分數」這項解釋變項，分析強連結、社會資源（以「最重要的幫忙者的 ISEI 分

表八 主要幫忙者的 ISEI 分數：依受訪者前職的 ISEI 分數區分樣本

變項名稱	低職業社經地位樣本		高職業社經地位樣本	
	幫忙者的 ISEI 分數 (1)	幫忙者的 ISEI 分數 (2)	幫忙者的 ISEI 分數 (1)	幫忙者的 ISEI 分數 (2)
幫忙尋職者資訊				
強連結一(很親近)	1.825 (1.753)		-4.291*** (1.501)	
強連結二(親戚或好朋友)		-2.498 (1.812)		-5.933*** (1.536)
透過間接幫忙與否	4.053 (3.534)	4.292 (3.527)	5.617** (2.637)	6.501** (2.626)
主要幫忙者為男性與否	5.276** (2.174)	5.133** (2.175)	6.095*** (1.796)	5.690*** (1.782)
受訪者資訊				
男性	-3.351 (2.084)	-3.098 (2.089)	.988 (1.708)	.813 (1.686)
出生年次				
≤1950	5.720 (4.185)	4.960 (4.216)	-.270 (3.942)	-.131 (3.897)
1951-1960	7.457*** (2.748)	7.349*** (2.744)	.236 (2.340)	-.319 (2.314)
1961-1970	5.587** (2.558)	5.562** (2.554)	1.535 (2.001)	1.138 (1.980)
婚姻狀態	-1.116 (2.193)	-.984 (2.188)	1.375 (1.860)	1.246 (1.838)
教育程度	1.594*** (.334)	1.530*** (.337)	1.788*** (.340)	1.749*** (.337)
父親教育程度	.147 (.272)	.139 (.271)	-.004 (.233)	-.035 (.230)
父親 ISEI 分數	-.030 (.083)	-.050 (.083)	.088 (.063)	.093 (.062)
前職為第一份工作與否	-.517 (1.771)	-.370 (1.772)	1.791 (1.562)	2.133 (1.549)
16 歲居住地區				
大都市	4.336* (2.491)	4.249* (2.481)	2.259 (2.098)	2.443 (2.075)
大都市的郊區	2.945 (2.713)	3.983 (2.731)	1.018 (2.730)	.566 (2.700)
小城鎮	5.031** (2.375)	5.532** (2.396)	2.344 (2.206)	2.128 (2.175)
常數項	15.611*** (4.991)	19.172*** (5.187)	19.450*** (5.063)	21.053*** (5.040)
R <sup>2</sup>	.18	.18	.26	0.28
樣本數	256	256	295	295

註：1. 本表以「主要」幫忙者的 ISEI 分數衡量受訪者觸及的社會資源。為避免「首位」、「主要」幫忙者的資訊混淆，在主要幫忙者的變項名稱前加上「主要」二字，若未註明則為「首位」幫忙者。

2. 分析樣本限定為有前職工作經驗者。低、高職業社經地位樣本，是依受訪者前職的 ISEI 分數區分。若前職 ISEI 分數低於或等於 40 分，則劃分為低職業社經地位樣本；否則劃分為高職業社經地位樣本。

3. 括號內為係數標準誤。

\* p < .1, \*\* p < .05, \*\*\* p < .01

表九 透過他人幫忙取得現職者的 ISEI 分數：依受訪者前職的 ISEI 分數區分樣本

變項名稱	低職業社經地位樣本		高職業社經地位樣本	
	受訪者現職 ISEI 分數 (1)	受訪者現職 ISEI 分數 (2)	受訪者現職 ISEI 分數 (1)	受訪者現職 ISEI 分數 (2)
幫忙尋職者資訊				
強連結一(很親近)	.727 (1.414)		-1.404 (1.247)	
強連結二(親戚或好朋友)		-1.268 (1.337)		-2.075 (1.305)
主要幫忙者 ISEI 分數	.277*** (0.051)	.273*** (.047)	.276*** (.048)	.268*** (.049)
受訪者資訊				
男性	-.589 (2.185)	-.635 (1.990)	3.778 (1.680)	3.678** (1.658)
婚姻狀態	.476 (2.083)	.469 (1.897)	.933 (1.776)	.777 (1.753)
健康狀況	-.932 (2.726)	-1.211 (2.495)	-2.616 (2.556)	-2.698 (2.551)
教育程度	.869*** (.331)	.865*** (.301)	2.568*** (.414)	2.535*** (.409)
現職年資	.292 (.307)	.292 (.280)	.280 (.299)	.307 (.298)
現職年資平方項	-.010 (.012)	-.010 (.011)	-.012 (.012)	-.013 (.012)
前職為第一份工作與否	-.985 (1.448)	-.916 (1.320)	-.640 (1.367)	-.425 (1.376)
常數項	.151 (9.458)	3.091 (8.814)	15.375 (10.689)	16.197 (10.580)
Mill 反比例	18.174* (10.101)	16.549 (9.236)	-17.009 (11.992)	-16.560 (11.838)
Wald 卡方檢定	52.17*** (df=12)	62.78*** (df=12)	121.00*** (df=12)	124.71*** (df=12)
全部樣本數	540	540	672	672
透過他人幫忙取得現職的樣本數	256	256	294	294

註：1. 本表以「主要」幫忙者的 ISEI 分數衡量受訪者觸及的社會資源。為避免「首位」、「主要」幫忙者的資訊混淆，在主要幫忙者的變項名稱前加上「主要」二字，若未註明則為「首位」幫忙者。

2. 分析樣本限定為有前職工作經驗者。低、高職業社經地位樣本，是依受訪者前職的 ISEI 分數區分。若前職 ISEI 分數低於或等於 40 分，則劃分為低職業社經地位樣本；否則劃分為高職業社經地位樣本。

3. 括號內為係數標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$



數」測量）對受訪者現職 ISEI 分數的影響。不論受訪者原先為低社經地位或高社經地位人口，表九顯示，幫忙者的 ISEI 分數對受訪者取得職位的 ISEI 分數有顯著的影響（1% 水準下顯著），但強連結虛擬變項則變得不顯著。此處的結果，與第二段論證的猜測相符。

表八、表九的結果，印證了本小節一開始所提出的論述。原本社經地位較低的受訪者，不論透過弱連結或強連結，所能觸及的社會資源是相近的，因而造成受訪者取得的社經地位並無顯著差異。而原先社經地位較高的受訪者，透過弱連結所觸及的社會資源較強連結為高，俾利取得較高的職業地位。

## 六、結論

弱連結在尋職過程中扮演的角色，一直是社會網絡研究重視的分析課題。Granovetter (1973) 的「弱連結的力量」假說指出，尋職者藉由弱連結，可得到原有社會網絡難以獲取的資訊，有助於找到更理想的工作。而 Lin 等(1981a, 1981b) 的社會資源理論，則由不同的角度詮釋弱連結的力量。Lin 等指出，透過弱連結，尋職者可觸及到較多的社會資源，有助於取得較高的職業地位。至於弱連結對不同社經地位者所發揮的效益是否相同，Lin 等主張高社經地位的尋職者原本擁有的社會資源已頗為豐沛，弱連結所能發揮的助益有限，反而是強連結較有助於取得較好的職位；但低社經地位的尋職者藉著弱連結能觸及較多的社會資源，所能發揮的助益較強連結為大。Wegener (1991) 則由社會網絡異質性的觀點，提出不同於 Lin 等的看法。Wegener 認為，在異質社會網絡身處高階的尋職者，必須借助弱連結的幫助，尋求其他社會網絡的奧援，以取得較好的工作；但在社會網絡身處低階的尋職者，透過同一網絡高階者的幫忙，即可取得較好的工作。簡而言之，Lin 等(1981a, 1981b) 認為「弱連結的力量」假說對低社經地位尋職者是成立的，但強連結反而對高社經地位尋職者有利；Wegener (1991) 則反是。在實證研究方面，對於弱連結是否有助於尋職者取得

較高的職業地位、收入，以及弱連結對不同社經地位者的助益是否有所差異，迄今尚無定論。本文採用 2004 年台灣的調查資料進行研究。

本文的分析結果顯示，透過弱連結尋職的受訪者，無論以薪資率或職業社經地位來衡量尋職成果，均較透過強連結尋職者為佳，支持 Granovetter (1973) 的「弱連結的力量」假說。但進一步就受訪者原先的社經地位區分樣本後，發現「弱連結的力量」假說僅對原本社經地位較高的受訪者成立。而就原先社經地位較低的受訪者而言，運用強連結或弱連結尋職並不影響受訪者所取得的職業地位、薪資率。這項發現，並不支持 Lin 等 (1981a) 的論點；即使是 Wegener (1991) 的論點，也只得到片斷支持（高社經地位樣本）。

就前述與既有理論不一致的發現，本文進一步藉由社會資源理論，探求社會資源在其中所扮演的角色。分析結果顯示，對原先社經地位較低的受訪者，透過強連結或弱連結所找到的幫忙者，在職業地位上的差別不大；或許也因為如此，並不影響受訪者所取得的職業地位。而原先社經地位較高的受訪者，透過弱連結所觸及的幫忙者所具有的職業地位則較強連結為高，有助於受訪者取得更好的職業地位。前述分析結果印證了 Lin 等 (1981a, 1981b) 的社會資源理論，連結強度本身並不是那麼重要，重要的是透過連結所能觸及的社會資源；如能觸及較豐沛的社會資源，對尋職者取得的職業地位會有正面的助益。

綜合來看，本文的發現雖然支持「弱連結的力量」假說，與多數實證研究的發現一致；但進一步的剖析顯示，「弱連結的力量」假說僅對高社經地位尋職者成立，對低社經地位尋職者是不成立的，不僅無法支持既有理論的論述，也與既有實證研究的發現不吻合。就後者的發現，本文藉由社會資源理論，探求社會資源在尋職管道、尋職結果的中介角色。結果顯示了社會資源理論的重要性，不論高社經地位或低社經地位的尋職者，無論透過弱連結或強連結尋職，只要能觸及更高的社會資源，就有助於取得更好的職業地位。

對於不熟悉社會資本或社會資源理論的讀者而言，本文的意涵在於，在尋職的過程中，影響尋職結果的關鍵因素在於尋職者能否找到

有力人士幫忙。不論有力人士是透過親友找的，或透過疏遠的關係找的，只要能找到有力人士幫忙，對最終取得的職業地位就有正面的助益。高社經地位的尋職者，透過疏遠的關係較親友網絡更能覓得有力人士的奧援，也因而能取得相對有利的職業地位；而低社經地位的尋職者，無論透過親、疏關係的幫忙，所能覓得的奧援是相近的，取得的職業地位也因此相去不遠。這些發現，有助於瞭解社會資本在台灣勞動市場中的實際運作狀況。

儘管本文的發現有助於澄清若干理論上的爭議，並彌補現有量化分析不足之處，但仍有一些限制存在。首先，本文採用台灣的資料進行研究，發現能否推論到中國、美國等地，仍待進一步檢視。其次，本文的分析重點置於尋職者所取得的職業地位、薪資率。而 Valery Yakubovich (2005)認為連結強度主要影響尋職者找到工作的可能性，而非取得職位的好壞；Linda Datcher Loury (2006)則將分析重點置於尋職方式對工作穩定性的影響。透過弱連結或強連結找工作，是否影響找到工作的可能性，以及取得職位的穩定程度，是未來可研究的方向。

另一項限制在於，就弱連結對誰的幫助較大，雖然本文的發現與 Lin 等(1981a)、Wegener (1991)均不一致，然而本文僅探究了社會資源的中介角色，而未探討更深層的原因，或試圖在理論上有進一步的突破。細究 Lin 等(1981a)、Wegener (1991)兩篇論文，兩者在理論上的不一致，可能源自假設的不同；Wegener 假設社會網絡具有異質性，而 Lin 等則未考量此點。<sup>29</sup> 然而，在實際的社會結構中，充滿形形色色的社會網絡型態，不僅有「三人行，必有我師」的異質性網絡，也有「談笑有鴻儒，往來無白丁」這類同質性甚高的網絡。Wegener、Lin 等對社會網絡的描述，似乎都未能符合實際的狀況。

據此，一項可能的猜想是，個人身處的社會網絡的異質程度，以及在網絡中的位置，均可能影響弱連結對尋職結果的效力。針對此項假說，由於本文將重點置於社會資源在尋職管道、尋職結果中的中介

---

29 作者感謝審查人之一指出此點，並提供可行的研究方向。

角色，未能做進一步的檢證。而「社會資本的建構與效應：台灣、中國大陸、美國三地追蹤研究」調查資料，應可用於檢視前述假說。在該調查的問卷中，有一組題目是以定位法(position generator)就 22 種不同職業，詢問受訪者是否認識從事這些職業的人；<sup>30</sup> 如果受訪者認識從事相關職業的人士，再進一步詢問受訪者與該人士的關係、認識多久、親近程度等資訊。由於 22 種職業包括高社經地位者（如大企業老闆）、低社經地位者（如搬運工），可藉由定位法所問到的資料，就其中與受訪者親近的人士（或認識很久的人士），建立受訪者社會網絡的異質程度指標（例如，「與受訪者親近人士中社經地位最高者的 ISEI 分數」減去「與受訪者親近人士中社經地位最低者的 ISEI 分數」）。藉由此一變項的建構，可探討個人身處網絡的異質程度，以及個人在社會網絡中的相對位置，是否會影響弱連結的效力。依循前述方式進行實證研究，是未來可行的研究方向。

此外，Ted Mouw (2003, 2006)強調，在分析社會網絡這類研究課題時，應重視社會網絡變項的內生性(endogeneity)問題，否則可能得到偏誤的估計結果。在本文中，已考慮有人幫忙尋職與否的樣本選擇偏誤問題，以 Heckman 二階段方法估計職業地位、薪資率迴歸式。但對連結強度、幫忙者的職業地位等解釋變項，並未考慮內生性的問題。如果受訪者有某些無法測量的特質會同時影響到勞動市場表現與連結強度，即使採用前述的 Heckman 二階段方法估計勞動市場表現迴歸式，仍會得到偏誤的估計結果，此即所謂的內生性問題。要同時解決樣本選擇偏誤與解釋變項內生性的問題，在估計上的難度頗高（參見 Wooldridge 2002: Chap.17 的討論）。即使忽略樣本選擇偏誤問題，純就內生性問題尋求解決，仍有相當高的難度。

既有研究對社會網絡變項內生性問題提出的解決方案，包括固定效果模型(fixed effects model)、工具變數估計(instrumental variable estimation)、結構方程式模型 (structural equation model)、類實驗設計

---

30 關於定位法，可參考 Lin 等(2001: Chap.3)或 Van der Gaag (2005: Chap.6)的討論。

(quasi-experimental design)等方法（參見 Mouw 2006）。然而，這些方法各有各的限制存在。以固定效果模型為例，除須使用固定樣本追蹤資料(panel data)之外，也須假設社會網絡無法觀測的特質不隨時間改變；要使用工具變數估計法，前提是要能找到好的工具變數；<sup>31</sup> 採用結構方程式模型，必須就迴歸式納入的變項間的關係做先驗假設，才能讓模型得以認定(identified)；類實驗設計必須將樣本隨機分為實驗組與控制組，以觀察實驗的效應。以本文所使用的資料而言，固定效果模型、工具變數估計法、結構方程式模型均是可行的，但也均有各自的限制存在，處理不慎，即有可能造成更大的估計誤差。審慎選擇分析模型，以解決內生性問題，是非常重要的課題，也是未來亟需努力研究的方向。

誌謝：本文使用資料採自中央研究院主題計畫「社會資本的建構與效應：台灣、中國大陸、美國三地追蹤研究」。該計畫由中央研究院資助全部經費，在林南院士主持下，經該院人文及社會科學研究中心、社會學研究所會同執行。本文初稿發表於 2008 年台灣社會學會年會。對於兩位匿名審查人提供修改建議，以及林南院士、陳志柔教授、熊瑞梅教授等先進提供寶貴意見，特此致謝。另外感謝李思穎、呂珮珊、湯尹珊等幾位調查計畫助理協助提供資料，以及研究助理王禹霖小姐製作圖表。

---

31 適切的工具變數，以母體(population)的角度來看，必須滿足兩項要件，其一是與原迴歸式的誤差項無關，其二是與造成內生性問題的解釋變項高度相關。如何尋覓適切的工具變數，一直以來都是量化分析中的難題。相關的討論，可參見 Heckman (1997)。

## 參考文獻

- 羅啓宏(1992)台灣省城鄉發展類型之研究。台灣經濟月刊 190: 41-68。
- Borjas, George J. (2000) *Labor Economics*. Boston: McGraw-Hill.
- Bridges, William P., and Wayne J. Villemez (1986) Informal Hiring and Income in the Labor Market. *American Sociological Review* 51: 574-582.
- Cheung, Chau-kiu, and Yong Gui (2006) Job Referral in China: The Advantages of Strong Ties. *Human Relations* 59: 847-872.
- Corcoran, Mary, Lina Datcher, and Greg J. Duncan (1980) Information and Influence in the Labor Market. Pp.1-37 in *Five Thousand American Families. Patterns of Economic Progress*, Vol.8, edited by Greg J. Duncan and James N. Morgan. Ann Arbor, MI: Institute for Social Research, University of Michigan.
- De Graaf, Nan D., and Hendrik D. Flap (1988) With a Little Help from My Friends: Social Resources as an Explanation of Occupational Status and Income in West Germany and the United States. *Social Forces* 67: 452-472.
- Delattre, Eric (2007) Social Capital and Wages: An Econometric Evaluation of Social Networking's Effects. *Labour* 21: 209-236.
- Duncan, Otis D. (1961) A Socio-economic Index for All Occupations, and Properties and Characteristics of the Socioeconomic Index. Pp.109-161 in *Occupations and Social Status*, edited by Albert J. Reiss. Glencoe, IL: Free Press.
- Flap, Henk, and Ed Boxmann (2001) Getting Started: The Influence of Social Capital on the Start of the Occupational Career. Pp.159-181 in *Social Capital: Theory and Research*, edited by Nan Lin, Karen Cook and Ronald S. Burt. New York: Aldine de Gruyter.
- Franzen, Axel, and Dominik Hangartner (2006) Social Networks and Labour Market Outcomes: The Non-Monetary Benefits of Social Capital. *European Sociological Review* 22: 353-368.
- Freeman, Linton C. ed. (2008) *Social Network Analysis*. Los Angeles: Sage.
- Ganzeboom, Harry B. G., Paul De Graaf, and Donald J. Treiman (1992) A Standard International Socio-economic Index of Occupational Status. *Social Science Research* 21(1): 1-56.
- Granovetter, Mark S. (1973) The Strength of Weak Ties. *American Journal of Sociology* 78: 1360-1380.

- (1974) *Getting a Job*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- (1995) *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*, 2nd ed. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- (2005) The Impact of Social Structure on Economic Outcomes. *Journal of Economic Perspectives* 19: 33-50.
- Heckman, James J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47: 153-161.
- (1997) Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations. *Journal of Human Resources* 32: 441-462.
- Laumann, Edward O. (1966) *Prestige and Association in an Urban Community*. Indianapolis, IN: Bobbs Merrill.
- Lin, Nan (1999) Social Networks and Status Attainment. *Annual Review of Sociology* 25: 467-487.
- (2001) *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lin, Nan, and Mary Dumin (1986) Access to Occupations through Social Ties. *Social Networks* 8: 365-385.
- Lin, Nan, Karen Cook, and Ronald S. Burt, eds. (2001) *Social Network: Theory and Research*. New York: Aldine de Gruyter.
- Lin, Nan, Walter M. Ensel, and John C. Vaughn (1981a) Social Resources and Strength of Ties: Structural Factors in Occupational Status Attainment. *American Sociological Review* 46: 393-405.
- Lin, Nan, John C. Vaughn, and Walter M. Ensel (1981b) Social Resources and Occupational Status Attainment. *Social Forces* 59: 1163-1181.
- Lincoln, Anne E. (2008) Gender, Productivity, and the Marital Wage Premium. *Journal of Marriage and the Family* 70: 806-814.
- Lindsay, Colin, Malcolm Greig, and Ronald W. McQuaid (2005) Alternative Job Search Strategies in Remote Rural and Peri-urban Labour Markets: The Role of Social Networks. *Sociologia Ruralis* 45: 53-70.
- Loury, Linda Datcher (2006) Some Contacts Are More Equal than Others: Informal Networks, Job Tenure, and Wage. *Journal of Labor Economics* 24: 299-318.
- Marsden, Peter V., and Elizabeth H. Groman (2001) Social Networks, Job Changes, and Recruitment. Pp.467-502 in *Sourcebook of Labor Markets: Evolving Structures and Processes*, edited by Ivar Berg and Arne L. Kalleberg. New York: Kluwer Academic/

Plenum Publishers.

- Marsden, Peter V., and Jeanne S. Hurlbert (1988) Social Resources and Mobility Outcomes: A Replication and Extension. *Social Forces* 66: 1038-1059.
- Montgomery, James D. (1992) Job Search and Network Composition: Implications of the Strength-Of-Weak-Ties Hypothesis. *American Sociological Review* 57: 586-596.
- Mouw, Ted (2003) Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter? *American Sociological Review* 68: 868-898.
- (2006) Estimating the Causal Effect of Social Capital: A Review of Recent Studies. *Annual Review of Sociology* 32: 79-102.
- Reid, Graham L. (1972) Job Search and the Effectiveness of Job-finding Methods. *Industrial and Labor Relations Review* 25: 479-495.
- Rosenbaum, James E., Stefanie DeLuca, Shazia R. Miller, and Kevin Roy (1999) Pathways into Work: Short and Long Term Effects of Personal and Institutional Ties. *Sociology of Education* 72: 179-196.
- Simon, Curtis J., and John T. Warner (1992) Matchmaker, Matchmaker: The Effect of Old Boy Networks on Job Match Quality, Earnings, and Tenure. *Journal of Labor Economics* 10(3): 306-333.
- Tassier, Troy (2006) Labor Market Implications of Weak Ties. *Southern Economic Journal* 72: 704-719.
- Van der Gaag, Martin (2005) *Measurement of Individual Social Capital*. ICS Dissertation Series. Amsterdam: F&N Boekservices.
- Wahba, Jackline, and Yves Zenou (2005) Density, Social Networks and Job Search Methods: Theory and Application to Egypt. *Journal of Development Economics* 78: 443-473.
- Wasserman, Stanley, and Katherine Faust (1994) *Social Network Analysis: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Weber, Andrea, and Helmut Mahringer (2008) Choice and Success of Search Methods. *Empirical Economics* 35: 153-158.
- Wegener, Bernd (1991) Job Mobility and Social Ties: Social Resources, Prior Job, and Status Attainment. *American Sociological Review* 56: 60-71.
- Wellman, Berry, and Kenneth Frank (2001) Network Capital in a Multilevel World: Getting Support from Personal Communities. Pp. 233-274 in *Social Capital: Theory and Research*, edited by Nan Lin, Karen Cook and Ronald S. Burt. New York: Aldine de Gruyter.



- Willis, Robert J. (1987) Wage Determination: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions. Pp. 525-602 in *Handbook of Labor Economics*, Vol.1, edited by Orley Ashenfelter and Richard Layard. Amsterdam: North Holland.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Yakubovich, Valery (2005) Weak Ties, Information, and Influence: How Workers Find Jobs in a Local Russian Labor Market. *American Sociological Review* 70: 408-421.