

# 中国人的职场交往与收入

## ——基于差分方法的社会资本分析

刘伟峰 陈云松 边燕杰

**摘要:** 现有社会资本文献多聚焦于个人社交网络,对与工作岗位相连带职场交往关注很少,更缺乏因果分析。本文利用 2009 年全国八城市调查数据,探讨基于工作岗位的“职场交往”对中国城市劳动者收入的影响及其特征。为解决内生性问题,本文利用一阶差分方法进行了实证检验。分析结果表明:单位内部交往和外部交往对劳动者收入均有正向作用;外部交往的影响高于内部交往;与个人社交相反,职场外部交往对收入的影响在非国有部门大于国有部门。本文的发现有助于加深对社会资本因果效应和类型差异的理解。

**关键词:** 社会资本 社会网 职场交往 内部交往 外部交往

### 一、引言

职场交往是伴随当代城市人工作、生活的重要内容。一方面,当代社会的生产、消费机制决定了企业、政府、社会组织之间具有千丝万缕的联系;另外一方面,无论是科层制还是扁平化管理,围绕单位工作的人际互动都是现代职场生活不可缺少的重要组成部分。从社会资本的角度,无论是单位之外还是单位之内,由职业岗位所规定和引致的人际互动,都有可能为职场中的个体带来资源交换、关系建立和维护的机会,从而影响个体劳动力市场结果(边燕杰,2004)。此外,由于职场交往的社会网依托于岗位和职业需求,故其在个人选择性和工具性等方面,与基于朋友、亲属等关系的个人社交网络相比会更弱,但与之相应的与工作的相关性也会更强。因此,职场交往的劳动力市场效应既可能影响个人的劳动力市场结果,又可能与一般的个人社交网的作用不尽相同,值得我们深入探究。

在现有的中国社会资本研究中,学者的聚焦点往往是职场之外的资源(尤其是朋友、亲属等关系网络)对职场内个体劳动力市场结果的

影响(相关文献回溯参见张文宏等,2004;张文宏,2011a,2011b;陈云松、范晓光,2011),而对职场内社会资本的分析多集中在组织管理领域。为数不多的职场社会资本分析多局限于探讨领导与下属之间的关系,且都只使用了截面数据(郝明松、边燕杰,2014;刘军等,2008;李燕萍、涂乙冬,2011;韩翼、杨百寅,2012),在因果推断上缺乏足够的说服力。本文试图在社会资本定量研究领域扩展这一研究范围,审视职场场域本身所连带的关系网络对职场中人的收入有无影响。

要检验社会资本对个体劳动力市场结果之间的因果关系,我们就必须将无法观测和考虑到的个人异质性(如能力、性格)等潜在的内生性偏误根源设法排除掉(Mouw,2003,2006;陈云松、范晓光,2010,2011)。在国内研究中,使用反事实框架、应用高级计量模型来解决内生性问题的研究近年来已不断出现(梁玉成,2010;陈云松,2012b;陈云松等,2013,2014;陈云松、边燕杰,2015),但具有足够样本量和信息量、足以支持反事实分析的中国调查数据仍然不多。2009中国八城市调查(JSNET2009)聚焦于社会网,其问卷设计具有相当丰富的拓展性,可以为我们解决社会资本分析中的内生性问题提供重要的数据支撑。

本文基于JSNET2009数据,以城市职场为研究领域,分析劳动者的职场交往频率与收入之间的因果效应。为解决一般模型回归中的内生性问题,我们基于固定效应假设,使用一阶差分的方法将那些不随时间变化的个体异质性从模型中加以排除,以获得职场交往的真实收入效应。下文的结构安排如下:第一部分对作为社会资本职场交往概念以及相关研究进行回顾,第二部分对本文分析中涉及的内生性问题进行分析并提出解决方案,第三部分介绍数据和变量,第四部分展示模型回归分析结果并加以诠释,第五部分进一步加以分析和总结。

## 二、职场交往:单位内外的社会资本

### (一)职场交往的理论脉络

职场交往泛指因工作岗位、职业需求而直接带来的人际互动。任何工作场域内都存在职场交往,职场交往构成个人社会网络的重要组成部分(边燕杰,2004)。研究表明,职场交往和其他个人社会网一样,其结构和特征均受到场域(例如公司组织结构、环境)和个人所处位置

等因素的重要影响 ( Han, 1996; Carroll & Teo, 1996; Lazega & Duijn, 1997; Coglisser & Schriesheim, 2000; Cole et al. , 2002; 郝明松、边燕杰, 2014)。更为重要的是,由于职场交往的交往对象持有不同性质和数量的资源,而这些资源和亲属、朋友带来的社会资本一样,可能对个体的劳动力市场结果产生重要的影响,因此,职场交往的过程,也是职场社会资本的积累、动员和使用过程(边燕杰,2004)。

在社会资本研究领域,边燕杰和洛根(Bian & Logan, 1996)最早提出了职场交往作为关系特征影响劳动力市场结果的理论。他们从国家—市场的二元角度,用组织内的权力关系交往(与代表科层权力的上级、领导的交往)、组织外的市场关联交往(与单位之外市场主体的交往)和组织内的非权力交往等(和技术、机器而不是人打交道)来概括职业特征的类型。不过,在实证研究中,将不同的职业简单归类到上述三个类型中去略显主观。因此,在后续研究中,边燕杰(2004)基于中国1999年五城市调查资料正式提出了“科层关联”和“市场关联”的概念,并测量了一系列职业类型的“科层关联”和“市场关联”程度,将其作为社会资本的解釋变量。该研究从国家与市场力量对比的角度,为转型期社会的职场交往理论提供了操作化概念。

在边燕杰研究的基础上,郝明松、边燕杰(2014)将职场交往分析的视角从国家—市场力量转向社会网络的位置特征,将职业交往分为外联、内联和桥联三种类型。其中,外联交往对象与行动者有着较大的异质性,能给行动者提供非重复的信息;内联交往对象与行动者同质性较强,但由于属于同一科层组织,因此组织资源较为丰富;而桥联交往类似于“结构洞”及跨越结构洞的连接,既能提供非重复的信息,也有强大的组织资源。尽管这个三分法并未沿着国家—市场二元角度进行,但其本身既可为转型期社会也可为其他社会情境提供观察职场交往的视角。本文将对边燕杰(2004)和郝明松、边燕杰(2014)的分析视角进行整合:我们使用基于网络位置的内外关联的职场交往概念,分析其对个体劳动力市场结果的影响。

## (二)职场交往的作用

在国际社会学研究领域,社会学家很早就对社会网影响个人职业发展加以关注 ( Burt, 1992, 2000; Meverson, 1994; Podolny & Baron, 1997)。但是,这些研究都侧重于对网络结构本身的测量和分析,关注

的多为职场交往者的社会网络位置特征,而非将职场交往行为本身作为社会资本的直接测量。不过,在组织管理领域,领导—员工交换理论(leader-member exchange,简称LMX理论)的相关研究表明,领导与员工的关系越密切,领导越有可能优先照顾圈内成员(Law et al., 2000; Scandura & Schriesheim, 1994);当领导与员工的交换质量越高时,员工会获得越多的资源、信息和授权等(Dienesch & Liden, 1986);甚至领导会帮助圈内成员制定职业规划和目标,并且运用社会网络帮助员工实现目标(Sparrowe & Liden, 2005; Han, 2010)。当领导和员工的关系越呈现出积极的一面,或交换质量越高时,员工对职业的满意度也会越高(Schriesheim et al., 1998; Wayne et al., 1999),同时,员工也越有可能获得职业上的成功(Ng et al., 2005; Breland et al., 2007)。

在中国研究方面,边燕杰等(Bian & Logan, 1996; 边燕杰, 2004)最早正式开启了该领域的量化研究,但仍未专门就职场交往与劳动力市场结果的直接关联进行分析。其他的学者更为强调中国式人情以及特殊职场中社会交往的重要性。英文文献中,有研究发现中国人的领导—员工关系和西方社会的领导与员工交换(LMX)有相似之处,但往往会拓展到工作之外更为密切的私人情谊中(Law et al., 2000)。例如,中国家长式的领导风格(Cheng et al., 2004)会让领导对关系好的下属“特别照顾甚至是徇私”(Westwood & Chan, 1992)。特别是在组织的正式制度失效或者不健全的时候,上下级的交换关系将成为组织正式制度的替代机制来主导个人发展(Peng & Heath, 1996)。中文文献中,阮丹青等(1990)发现中国人对基于单位的业缘网比西方人更为看重,这本身就暗示了职场交往对于中国社会的特殊意义。刘军等(2008)通过对制造型企业中的员工、同事及直接领导的配对数据进行分析,发现领导—员工关系对员工的职业发展前景有显著影响。类似的发现还可参见李燕萍、涂乙冬(2011)的心理学研究以及韩翼、杨百寅(2012)的管理学研究。此外,对流动人口的研究表明,职业网络对于流动人口特别是农民工往往具有特别的价值(李培林, 1996; 刘林平, 2001; 曹子玮, 2003)。

不过,以上提及的相关国际研究和中国研究不仅数量不多,还存在三个方面的局限性:第一,以上文献对职场交往的研究仅限于对员工与领导的关系探讨。前文我们已提到,职场交往显然并不单指劳动者与领导的交往,而应包含与单位内的上下级领导和同事,以及与其他单位

的工作人员等多方面的交流。第二,以上文献使用的都是截面数据,<sup>①</sup>没有考虑社会资本研究中的内生性的问题,即劳动者的个人能力(包括性格、外向程度等)有可能同时影响职场交往和职业发展,甚至还存在职业状态与职场社会资本互为因果的可能。因此,实证分析所发现的统计关联并不能证明职场交往对于职业发展确实具有因果影响力。第三,以往的研究没有强调职场交往与传统的基于亲密关系(亲属、朋友等)的社会资本的差异性。而这种网络构成的差异,可能导致两者在发挥劳动力市场效应时存在不同的特点。

### (三) 内外职场交往的概念

前文提及,职场交往可以从不同的角度进行概念操作化。从交往对象的特征分析,可以将其区分为“科层关联”和“市场关联”(Bian & Logan,1996;边燕杰,2004)。从社会网相对位置来分析,可以将其区分为内外关联等种类(郝明松、边燕杰,2014)。本文对职场交往的概念操作化延续了郝明松、边燕杰(2014)一文中的位置视角。不过,我们发现其对三类职场交往的测量存在需要改进之处。

第一,用与顾客、服务对象、客户及各种来客打交道的频率来测量“外联交往”不尽合理。例如,服务性岗位的工作人员与顾客、客户的交往频率会明显高于管理岗位,但这反映的可能仅仅是工作特征的差异甚至劣势。我们对JSNET2009数据进行了初步测试,发现在控制了行业的情况下,与顾客、客户打交道的频率与劳动者的职业收入、职务级别等等均仍为显著负向相关。该结果支持了我们的推测:与顾客、客户的交往可能仅体现了二级劳动力市场中工作岗位的特征。第二,郝明松、边燕杰(2014)文中对“桥联”的定义是和外单位组织的代理人交往,但对应的测量是和外单位(上下级部门/单位及其他单位)的交往,并未强调“代理人”。因此,我们认为早期研究中的“桥联”实际上更多反映的是“外联”。

在本文中,我们提出和使用“内部交往”和“外部交往”的二分法。我们强调,职场中的“内部交往”指的是在单位内部的人际互动,

---

<sup>①</sup> 李燕萍、涂乙冬(2011)的分析虽然使用了两个时间点的数据,但实际相隔1周到1个月,且并非重复测量数据,因此仍然属于截面分析,只不过解决了因果倒置的问题,但对遗漏变量问题仍然无法解决。

职场中的“外部交往”指的是因工作需要自身单位之外所进行的人际互动。无论是内部还是外部交往,都是围绕职业、工作来展开的,区别于一般意义上亲属、朋友的互动。在一定程度上,“内部交往”和“外部交往”对应于郝明松、边燕杰(2014)的“内联”和“桥联”。也因此,总体上“内部交往”的同质性较明显;而“外部交往”可以触及更大范围内的组织资源,甚至形成类似于“结构洞”及跨越结构洞的连接(郝明松、边燕杰,2014)。

值得注意的是,我们这里使用的职场中的“内部交往”和“外部交往”概念,和最新国际文献中的“同质性”资源(homophilous resources)概念既有关联,又有本质性的差异。陈云松和沃克尔(Chen & Völker, 2016)提出,在市场经济条件下,帮助人与求职者的“同职”(或同业),可以放大社会资本对收入、地位等等的拉动作用,也即“同职”的同质性会放大社会资本的效应。而本文提出的职场中的“内部交往”,显然是“同职”的,但其衡量的并非具体哪一个帮助者,而是整个单位内的交往对象。而“外部交往”则既包括同职业不同单位的,也包括不同职业不同单位的,也是对群体而非个体的衡量。

#### (四) 职场交往的三个假说

无论内部还是外部,理论上职场交往都能够为个体带来他人的社会资源,因此可以作为社会资本的一种类型,归为“可使用的社会资本”,<sup>①</sup>也即莫维(Mouw, 2003)所谓的“网络社会资本”或赵延东(1998)所说的“所占有的社会资本”。尽管用词各异,这些概念都代表了嵌入在某一给定的自我中心(ego-centric)网络的潜在的社会资源的总和(陈云松、范晓光,2011)。从职场交往网的要素特征来看,职业交往的对象反映了劳动者在工作场域的网络结构,而交往的频繁程度表明了劳动者从网络结构中获取资源的可能性(边燕杰,2004)。

尽管市场转型理论认为,从计划经济向市场经济的转型将使得中

---

① 在劳动力市场文献中,个人社会资本的类型有三大主线(Lin, 1999; Mouw, 2003; 陈云松、范晓光,2011)。第一,“使用社会关系”(using contacts),此类研究主要分析“用”与“不用”社会关系对于个体劳动力市场结果的影响。第二,“使用了的社会资本”(used social capital),这类研究分析的对象是关系使用者,主要关注被动员、使用的资源(如帮助者的职业声望)对个体劳动力市场结果的拉动作用。第三,“可使用的社会资本”(accessed social capital),这一层面的研究关注被访者“可获取”的社会资源的数量和质量用途。

国的人力资本回报率增加,同时政治资本回报率逐渐降低(Nee, 1989),但不少文献强调中国社会转型是再分配机制与市场机制双重强化的过程,体现为政治资本与人力资本的收入回报率同时上升而非此消彼长(Walder, 1995; Bian & Logan, 1996)。在中国的人情社会之中,社会网络与人际互动往往是承载、提供和借助再分配权力也即政治资源的主要途径(Akos, 1994; Lin, 1995)。这样,社会网络的资源含量越高,带来的收入回报也越多(边燕杰、张文宏, 2001)。因此我们推测,大体上来说,城市中的职场交往作为一种特殊的社会资本,其汲取外部资源的价值将长期存在。基于以上理论和社会资本劳动力市场的大量实证文献(参见张文宏等, 2004; 张文宏, 2011a; 陈云松、范晓光, 2011),我们提出假设 1。

假设 1: 职场中的内部交往和外部交往均有助于提高城市居民的个人收入。

前文已经提及,“外部交往”带来的是来自单位外部的社会资源,因此和“内部交往”相比,其资源具有更大的异质性。也就是说,外部资源代表的是更高的权力达高范围、非冗余的和更新的工作信息(Lin, 2008)。因此,我们进一步推测,“外部交往”对劳动力市场结果的影响力应该会高于“内部交往”。由此我们提出假设 2。

假设 2: 职场中内部交往对于收入的影响小于外部交往。

张顺、程诚(2012)发现,市场化程度会降低潜在性社会资本(个人社交网络如春节拜年网的达高、跨度等属性)和动员性社会网络资本(如餐饮社交)的收入效应。换句话说,市场化程度越高,社会资本的效应越弱。不过,正如我们一开始就提及的,职场交往和此类基于朋友、家属等社交关系的个人社会资本(拜年网、餐饮网)可能有所不同。这是因为职场社交的社会连带是依托于工作需要、岗位设定而建立起来的,其建立过程中的自选择性不会太强(有关社会网的非随机性的文献,参见 Mouw, 2006; McPherson et al., 2001)。也因此,其传递的资源、信息的“个人化”色彩和“工具化”程度也可能会更弱。但是,和那些基于亲密网络的社会资源相比,职场交往带来的围绕职业岗位的“专业化”信息或者影响力则会更强。这样,我们预测:在市场化程度高的部门中,职场社交会有更强的效应;而在市场化程度不高的部门如政府、国企之中,其效应则相对不那么明显。因此我们提出假设 3。

假设 3: 职场交往对于收入的影响,在非国有部门中更强。

### 三、遗漏变量问题：因果推断策略

内生性问题是社会资本研究的重要瓶颈(Mouw, 2003, 2006)。陈云松、范晓光(2010)概括了社会学定量研究中内生性偏误的四个来源——遗漏变量偏误、自选择偏误、样本选择偏误和联立性偏误。根据陈云松、范晓光(2011)的分类,我们所聚焦的职业交往对于个体结果的影响属于“可使用的社会资本”的外生效应,<sup>①</sup>其面临的内生性问题主要是遗漏能力变量:<sup>②</sup>即个人能力(包括性格、外向程度等等)有可能同时决定了职场交往和收入水平,而能力往往是隐性的、无法被观测到的。因此,标准的单方程线性回归(如最小二乘法 OLS 模型)或者非线性回归(如 Logit 模型)都会因遗漏变量问题而产生偏误。在已有的“可使用的社会资本”研究中,国外学者多采用固定效应模型和工具变量等方法来加以解决(Yakubovich, 2005; Munshi, 2003; Beaman, 2008)。但国内社会资本研究中,对“可使用的社会资本”进行基于反事实框架的因果分析仍然是一个空白。

本文将基于固定效应的假设,利用一阶差分方法来解决这一问题。该方法依赖于同一个被访者的自变量和因变量在时间维度上的差异,利用差分的方法消除时间固定的(time-invariant)的非观测因素,也即个人能力等异质性干扰项。假定数据提供了两期个人数据,那么我们就可以获得“现职”和“初职”两份资料。首先,我们可以写出回归方程:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \alpha_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

方程中的 $Y_i$ 表示第*i*个被访者的职业地位或工资收入等个人劳动力市场结果, $X_i$ 表示一组外生的控制变量的向量, $\alpha_i$ 表示在实际操作中无法得到的被访者的异质性,在这里,我们将其视为不随时间改变的固定因

---

① 注意,这里的术语“外生效应”并非意味着社会资本变量被假定为外生或者内生,而是沿用了曼斯基关于社会互动的经典论文(Manski, 1993)里的概念,有时候这里的“外生效应”也被称为“情境效应”(contextual effects)。以劳动力市场为例,假若求职者的收入受到朋友平均收入的影响,我们称之为内生互动效应,即收入影响收入;当求职者的收入受到朋友平均教育水平影响时,就是外生效应,即其他因素影响收入(Durlauf, 2002)。类似的实证社会资本研究可参见 Lin & Dumin, 1986; Völker & Flap, 1999 等。

② 双向因果也构成一个可能的内生性偏误来源。不过,因收入高而导致更多的职场交往并未有相关理论和实证研究的支持,因此联立性问题不是本文关注的内生性重点。



素,剩下的 $\varepsilon_i$ 表示随机误差项。在这里, $X_i$ 和 $\varepsilon_i$ 都是随时间可变的因素。

在两个不同的时点  $t$  和  $t-1$  上,回归方程为:

$$Y_{it} = \beta_{0t} + \beta_1 X_{it} + \alpha_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{i(t-1)} = \beta_{0(t-1)} + \beta_1 X_{i(t-1)} + \alpha_{i(t-1)} + \varepsilon_{i(t-1)} \quad (3)$$

刚才提到 $\alpha_i$ 表示被访者的异质性,被视为不随时间改变的固定因素,因此在模型中,我们假定 $\alpha_{it} = \alpha_{i(t-1)}$ ,将方程(2)和(3)相减得到:

$$\Delta Y_i = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_i + \Delta \varepsilon_i \quad (4)$$

如上式所示,通过方程相减,我们在实际操作中无法得到的个人能力等被访者的异质性 $\alpha_i$ 被差分掉了。在 $\varepsilon_{it}$ 和 $\varepsilon_{i(t-1)}$ 不相关的情况下,方程(4)可以用 OLS 进行无偏估计。

#### 四、数据变量:初职与现职

本文的数据来源于社会网络与职业经历问卷调查(JSNET2009),这一调查是由西安交通大学实证社会科学研究所以所长边燕杰发起,于2009年6-10月在中国八大城市(广州、上海、西安、天津、兰州、厦门、济南、长春)开展的。JSNET2009按照多层次模型的要求,共获得了7102位年龄在18-69岁、有过非农工作经历的居民样本,调查内容涵盖个人基本资料、求职过程、讨论网、拜年网、餐饮网、社会参与、社会信任等多个社会资本和社会网方面的主题。更重要的是,调查问卷询问了被访者“初职”和“现职”的个人情况和劳动特征,为本文的分析提供了十分珍贵的数据。本文所言“初职”和“现职”并不意味着劳动者一定有变更工作经历的经历,即使没有换过工作单位,劳动者的职位或职业的劳动特征也会随时间发生变化,而问卷正好记录了劳动者的这一变化。此外,因为在同一个职位上,前后时间点上不同的职场交往变化也可能对个人的收入带来变化,因此,我们的样本中既有换过工作的,也有未换工作的,而不必像求职过程研究的差分分析那样把样本集中在换过工作的人群之中。

对同一主题的多期数据进行搜集较容易出现缺失值,往往导致样本过小、代表性不足的问题,因此差分分析对样本的要求较高。考虑到

这一问题,我们的一阶差分分析基于不同规模的样本分两步进行。第一步为“基准差分模型”。该模型基于经典的 Mincer 工资模型,用基本人口学特征、人力资本投资和工作经验来预测工资。在差分模型中,我们将控制政治面貌、找工作方式、工作经验(换工作数)等随时间变化的控制变量,而不随时间变化的性别以及被模型遗漏的个人能力干扰项都被差分消除了。请注意,我们用于“基准差分模型”的样本量高达 6263(为全部 7102 样本的 88%),构成 12526 个观测值。第二步为建立“精细差分模型”。为了让分析结果更加可靠,我们将使用更为精细的工作经验变量(年龄)、人力资本变量(允许教育程度随时间变化),并进一步控制单位性质、单位规模及职业类别等可能随时间变化的组织变量。用于该模型的样本量为 2536,构成 5072 个观测值。由于存在缺失值,“精细差分模型”比“基准差分模型”的样本量约少一半,但这已是迄今我国社会资本研究中样本量最大的固定效应模型。更重要的是,只要两个模型的估计结果一致,我们就可以认为,样本缺失问题对本文分析结果没有实质影响。相关变量描述我们也将针对两个模型分别进行。

### (一)因变量

本文关心的是劳动者“可使用的社会资本”对其在劳动力市场中结果的影响,因此本文的因变量为被访者的月收入状况。JSNET 问卷的“职业经历”部分问到了被访者在“初职”阶段的年收入,而在问卷的“工作、收入与福利”部分问到了被访者目前所有工作得到的税前收入情况,包括工资单所列的月收入、工资以外的奖金及其他收入和年终奖等。我们把年终奖除以 12,转换为月均所得后,将三项收入全部相加,作为被访者在“现职”阶段的收入状况。

由于被访者“初职”和“现职”收入年份跨度较大,其中时间相隔最长者达 53 年,所以将不同年份的收入直接差分显然是不合适的:我们必须考虑通货膨胀等因素。因此,本文用以 1951 年为基期(即 1951 年 CPI 定为 100)的历年 CPI 系数,对被访者不同年份的收入状况进行了相应年份的 CPI 校正。其中,“初职”阶段收入对应的年份设置为初职末年的年份,若被访者没有更换过工作但已经退休,则对应年份设置为退休时的年份,若没有更换工作且没有退休,则对应年份设置为 2008 年(数据收集年份为 2009 年)。另外,在 2009 年才第一次更换工作的样本对应年份仍设置为 2008 年。对于“现职”阶段,若被访者依然在

职,其收入对应的年份自然为 2008 年,若被访者已离岗退休,则对应年份设置为其离岗退休时的年份,同理,在 2009 年才离岗退休的样本的对应年份也设置为 2008 年。这样,在对每一个样本进行换算后,我们得到了以 1951 年为基准的可比价收入。最后,考虑到收入的偏度,我们对收入进行了对数变换处理。

考虑到改革开放以来社会总体收入水平的增加,除了用 CPI 校正之外,在稳健性测试中,我们以《新中国六十年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》中的历年全国城镇职工平均工资水平来进行调整,将问卷获得的月收入数据减去相应省份城镇职工平均月收入,也即以此相对收入来作为因变量进行检验。由于我们的数据来自 8 个城市,而年鉴的历年数据以省份为单位,因此该工资调整方法可能带入噪音。不过,我们发现使用 CPI 校准的分析和使用省份平均工资校准的分析获得了一致的结论。<sup>①</sup>

## (二) 职场交往

职场交往是本文的核心自变量,数据来自于问卷对被访者与工作场域中交往对象的交往频率的测量。问卷对打交道的频率测量有“经常”、“有时”、“很少”、“从不”四种,分别赋值为 4、3、2、1。我们把被访者与同单位人员(上级领导、下级同事和平级同事)的交往频率相加后便得到“内部交往”的具体数值,而把与非本单位人员(上级部门/单位、下级部门/单位及其他单位)的交往频率相加则可得到“外部交往”的数值。注意,无论是“内部交往”还是“外部交往”,我们都没有使用上级、下级和平级交往等子指标进行单独分析,而是将三者相加。这是因为单独的上级、下级交往本身可能代表的是职位高低和权力级别。例如,在一个单位内部,领导者显然会和下级打交道多。而使用不同层次的交往频率之和则能绕开这一问题,直接体现职场交往频率本身所带来的资源。<sup>②</sup> 此外,我们对职场交往变量缺失值进行了如下处理:如

---

① 限于篇幅,我们不在本文中展示以省份平均工资进行校准的分析结果。感兴趣者可以向我们索取。感谢审稿老师的建议。

② 我们对 6 个子指标也进行了单独测试。当 6 个子指标同时进入差分模型时,我们发现内部交往的下级交往和外部交往的其他交往与收入存在显著的正向关系。这也验证了我们的推测:内部交往的下级交往本身代表的不是社会资本,而是职位的高低。限于篇幅,具体结果我们未在文中展示。

果被访者在6个问题中任意一个问题的填答情况存在缺失,那么这个被访者将不会进入最终的分析样本。问卷采集了被访者“第一个职业”和“最后的职业”,即“初职”和“现职”的职场交往数据。

### (三)控制变量

本文的控制变量包括人口学特征、单位特征和职业特征。

#### 1. 人口学特征

由被访者基本的人口学特征和人力资本变量组成,包括被访者的性别、年龄、受教育程度、政治面貌及工作单位个数等。其中,性别为二分虚拟变量(男性=1);年龄变量描述的是劳动者进入初职和现职时的年纪,另外模型中还纳入了年龄的平方项;受教育程度为连续变量;<sup>①</sup>政治面貌为二分虚拟变量(党员=1)。

#### 2. 单位特征

包括被访者工作单位的规模、单位性质、职称/技术级别及职业类别。其中,单位的规模为单位人数,显然可能与职场交往的频率和收入同时相关。同样,单位性质也应加以考虑,我们将其设定为二分变量,分为国有部门和非国有部门两类,以非国有部门为参照组,取值为0,国有部门取值为1。

#### 3. 职业特征

在基准模型部分,我们用换工作次数来作为对工作经验的替代变量,“初职”阶段分析的换工作次数统一设置为1,“现职”阶段则为被访者的实际数值。此外,我们还考虑了劳动者进入初职和现职工作的方式。问卷中涉及的进入工作的方式共有如下7种:经人介绍、个人申请、国家分配、国家分配+经人介绍、个人申请+经人介绍、国家分配+顶替父母、其他。其中,“其他”项被设置成缺失值;凡利用了“经人介绍”手段的进入工作方式被合并为一类,即“找关系”的方式;余下的方式为一类,即“未找关系”。因此,进入工作的方式根据是否经人介绍分为“找关系”和“未找关系”两类,以“未找关系”为参照组,取值为0,“找关系”取值为1。在精细模型部分,我们进一步控制了职业类别

---

<sup>①</sup> 根据问卷获得的受教育水平进行如下编码:小学=6年,初中=9年,高中=12年,职高、技校、中专=13年,成人专科=14年,大学专科=15年,成人本科=15年,大学本科=16年,研究生及以上=19年。

和管理级别。其中,问卷提供了 10 类职业(专业技术人员、机关单位负责人、事业单位负责人、企业负责人、办事人员、商业人员、服务业人员、农林牧渔业人员、产业工人及未分类职业),我们以专业技术人员为参照组,取值为 0,将其处理成 9 个虚拟变量。问卷还询问了工作的职称/技术级别,本文将其处理成二分的虚拟变量,以无级别人员(或非技术工种)作为参照组,取值为 0,将中级职称与高级职称合并为管理人员,取值为 1。

## 五、分析结果

本文的实证分析分三个步骤进行。首先,我们对 6263 人样本进行描述,并进行基准差分模型分析;第二步,我们对 2536 人样本进行描述,进行精细差分模型分析;第三步,本文在文献梳理部分提到,学界普遍认为市场化程度会影响社会资本的市场效应,所以如果验证了职场交往的市场效应,我们应该继续考察职场交往在市场程度不同的组织内的表现。因此我们进一步进行了交互项分析,考察了单位的国有非国有属性对职场交往的作用有无影响。

### (一)基准差分模型分析

首先,我们进行第一步的分析,先来看对关键变量的基本描述(见表 1)。

变量	初职		现职	
	均值	标准差	均值	标准差
月收入(取对数)	. 575	. 653	1. 308	. 772
内部交往	8. 943	2. 322	9. 108	2. 502
外部交往	5. 749	2. 801	6. 309	3. 023
工作更换次数	1	0	1. 340	1. 987
男性	3353	53. 54	—	—
党员	247	3. 94	978	15. 62
找关系求职	1276	20. 37	1444	23. 06

从表 1 可以发现劳动者从“初职”到“现职”一些基本信息的变化。首先是因变量月收入(对数)均值增长了 0.733 个单位,而标准差从 0.653 升到 0.772,这说明劳动者职位流动之后,整体上收入有所增加,但是收入差距却在逐渐扩大。<sup>①</sup> 职场交往方面,不管是内部交往还是外部交往,现职阶段都要比初职的表现好,整体平均值有所增加,同时标准差也在增加,表明差距也在拉大。另外,工作经历、政治面貌、进入工作方式等变量数值的变化也表明,从“初职”到“现职”,劳动者的总体特征发生了不小的改变。那么,这些变化对劳动者的市场结果是否有作用呢?如果有,又是怎样的作用呢?我们接下来控制关键变量并进行回归分析,结果见表 2。

表 2 职场交往的收入效应:基准差分模型 N = 6263

变量	最小二乘法模型		一阶差分模型
	模型 1	模型 2	模型 3
解释变量	初职月收入	现职月收入	月收入差
内部交往	-.005(.004)	.010(.008)	.012*(.004)
外部交往	.051***(.008)	.057**(.013)	.031**(.007)
找关系求职	.234***(.041)	.012(.034)	.053(.032)
男性	-.084**(.023)	-.139**(.032)	—
党员	.431***(.049)	.152**(.034)	.345***(.044)
工作更换次数	—	.018(.009)	.023(.013)
截距	.304***(.050)	.874***(.083)	.664***(.050)
R <sup>2</sup>	.094	.092	.033
样本量	6263	6263	6263

注:(1)\* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001。(2)括号内报告的是考虑了异方差稳健以及城市簇稳健的标准误。(3)差分模型中,解释变量对应的都是变化值。为表格简洁起见,我们将单位性质、进入工作方式、职业等虚拟变量的差分数值都作为连续变量来处理。在逻辑意义上,它们均成立并代表特定的含义。例如,进入工作方式变化为 -1,0 和 1,分别表示从找关系到不找关系、不变和从不找关系到找关系。因此,它实际上代表了“变为找关系”的程度。在稳健性分析中,我们均用原来的虚拟变量进行了测试,结果高度一致。此处感谢审稿老师的建议。

① 总样本之中,“初职”阶段劳动者的平均收入为 130.94 元,标准差为 9047.16,由于各个劳动者的初职年份差距较大,所以有如此大的收入差距也是很正常的。“现职”阶段劳动者的平均收入为 231.54 元,可见收入还是有明显增长的,标准差为 7802.73,收入差距依然很大。

在表 2 的模型 1 中,我们用 OLS 方法估算了样本中职场交往对“初职”收入的影响,内部交往的偏系数为  $-0.005$ ,为负数且不显著,而外部交往的偏系数达  $0.051$ ,在  $0.001$  的统计水平上显著。模型 2 同样使用 OLS 的方法估算了样本中职场交往对“现职”收入的影响,内部交往的偏系数为  $0.010$ ,依然不显著,而外部交往的偏系数为  $0.057$ ,在  $0.01$  的统计水平上显著。可以看到,在 OLS 模型中,劳动者的内部交往似乎对收入无显著影响,而外部交往则有稳定的正向作用。不过,正如我们前文指出的,由于潜在的内生性问题,单期回归的结果并不可信。

在表 2 的模型 3 中,我们利用一阶差分的方法估算出的内部交往的偏系数为  $0.012$ ,外部交往的偏系数为  $0.031$ ,二者在  $0.05$  及  $0.01$  的统计水平上显著。根据差分分析的结果,内部交往的变化每增加 1 个单位,收入增加  $1.2\%$  ( $\approx e^{0.012} - 1$ );外部交往的变化每增加 1 个单位,收入增加  $3.1\%$  ( $\approx e^{0.031} - 1$ )。如果我们相信劳动者从“初职”到“现职”时个体异质性是稳定的,那么我们就可以认为,职场交往确实对劳动者的收入有正向作用,且外部交往的影响几乎是内部交往的三倍。这样,假设 1 和假设 2 得到了初步验证。

除了职场交往,我们还通过模型分析了其他变量对劳动者市场结果的影响。在模型 3 中,我们将个人异质性从模型中差分掉之后,求职方式不再显著。陈云松等(2013)曾利用 CHIPS2002 的数据对“找关系”是否影响工资进行了分析,其一阶差分模型中也发现求职方式系数并不显著,和本文一致。此外,我们还能观察到劳动者的工作经历并没有对其市场结果产生显著的促进作用,而政治面貌则有着十分稳健的正向效应。

## (二)精细差分模型

为确保数据分析的结果更加可靠,我们进行第二步的检验。在这一步中,我们将纳入更多的控制变量,包括用劳动者的年龄作为经验的代理,允许教育程度随时间变化(也即考虑在职教育),同时进一步控制单位性质、单位规模、职业类型、管理级别等诸多职业和单位特征变量。这样,我们的样本缩减为 2536 人。其基本数据描述参见表 3。

表 3 数据基本描述 N = 2536

变量	初职		现职	
	均值	标准差	均值	标准差
月收入(对数)	.564	.535	1.375	.772
内部交往	9.003	2.287	9.137	2.563
外部交往	5.786	2.785	6.625	3.090
年龄	20.358	3.803	31.859	8.679
教育程度	12.194	2.869	12.514	3.013
单位规模	5.357	2.180	4.574	2.235
	人数	百分比	人数	百分比
男性	1302	51.34	—	—
党员	74	2.92	260	10.26
国有单位	1608	63.41	1168	46.06
管理人员	869	34.27	1008	39.75
找关系求职	649	25.59	786	30.99

表 3 精细模型的样本比表 1 基准模型的样本少了很多,但总体分布仍然比较接近。例如,表 3 中因变量月收入(对数)的初职阶段均值为 0.564,标准差为 0.535,现职阶段均值为 1.375,标准差为 0.772。而在表 1 基准模型样本中,初职阶段均值为 0.575,标准差为 0.653,现职阶段均值为 1.308,标准差为 0.772。可以看到,两个样本中月收入(对数)的基本统计量之间的差距十分微小。在主解释变量方面,表 3 中初职阶段内部交往均值为 9.003,外部交往均值为 5.786,与基准模型的 8.943 和 5.749 十分接近;现职阶段内部交往均值为 9.137,外部交往均值为 6.625,同样与基准模型的 9.108 和 6.309 非常接近。并且它们在两个模型样本中的标准差的值也相去不远。比较之下,我们发现,两个模型的样本中核心变量的基本统计量都没有较大的差别。当然,性别、政治面貌、进入工作方式等变量方面两个样本存在一定差异,但大体仍然吻合,在此不再一一赘述。

表 3 样本中从“初职”到“现职”,劳动者的平均年龄增长了 11.501 年,而受教育程度仅增加了 0.320 年,这显然是因为大部分劳动者在进入劳动力市场之后没有再接受进一步的教育。而平均单位规模变小则表明,市场化转型之后,很多劳动者流动到了规模较小的单位。实际上,在国有部门工作的人数减少了 440 人,下降了约 17 个百分点。与表 1 一样,从“初职”到“现职”,劳动者的总体特征都发生了不小的变



化,为了探讨这些变化对劳动者的市场结果的影响,接下来,我们来看精细差分模型的分析结果(见表4)。

表4 职场交往的收入效应:精细差分模型 N = 2536

变量	最小二乘法模型		一阶差分模型
	模型1	模型2	模型3
解释变量	初职月收入	现职月收入	月收入差
内部交往	-.001 (.004)	-.012 (.013)	.008* (.003)
外部交往	.018** (.004)	.033* (.011)	.016* (.005)
找关系求职	.098*** (.017)	.014 (.051)	.034 (.036)
男性	-.078** (.017)	-.120** (.032)	—
年龄	.003 (.011)	.003 (.009)	.029** (.007)
年龄的平方/100	.020 (.026)	-.017 (.014)	-.029* (.010)
教育程度	.044*** (.004)	.059*** (.008)	.08*** (.01)
党员	.089 (.058)	.133* (.046)	.269** (.061)
工作更换次数	—	.006 (.011)	.011 (.013)
国有部门	-.453*** (.043)	-.207*** (.037)	-.178*** (.01)
单位规模/100	-.001 (.001)	.005 (.005)	.001 (.009)
管理人员	.083* (.029)	.187** (.036)	.179*** (.032)
职业类别(10类)	是	是	是
截距	.091 (.164)	.789* (.247)	.884** (.197)
R <sup>2</sup>	.398	.224	.107
样本数量	2536	2536	2536

注:(1)\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。(2)括号内报告的是考虑了异方差稳健以及城市簇稳健的标准误。(3)“是”表示控制在模型中。(4)与表3类似,差分模型中,解释变量对应的都是变化值。为表格简洁起见,我们将单位性质、进入工作方式、职业等虚拟变量的差分数值都作为连续变量来处理。在逻辑意义上,它们均成立并代表特定的含义。例如,单位性质变化为-1,0和1,分别表示从国有到私有、不变、从私有到国有。因此,如果当作连续变量看,单位性质的差分实际上代表了“成为国有”的程度。在稳健性分析中,我们均用原来的虚拟变量进行了测试,结果高度一致。此处感谢审稿老师的建议。

首先,我们还是重点关注职场交往对收入的影响。不难发现,表4和表2的结果模式几乎是一致的,即内部交往变化的偏系数在“初职”和“现职”阶段的单期分析中未通过显著性检验,但差分模型是显著的。而外部交往的变化则在三个模型中都显著,偏系数值都为正。在差分模型也即模型3中,内部交往变化的偏系数为0.008,外部交往变

化的偏系数为 0.016。换句话说,内部交往的变化每增加 1 个单位,收入增加 0.8% ( $\approx e^{0.008} - 1$ );而外部交往的变化每增加 1 个单位,收入增加 1.6% ( $\approx e^{0.016} - 1$ )。因此,基于 6000 多样本量的基准差分模型和基于 2000 多样本量的精细差分模型都得出了一致的结果:第一,职场交往无论是外部还是内部都有利于提高收入;第二,相对而言外部交往的拉动作用更强。这样,假设 1 和假设 2 得到了强有力的证明。

### (三) 职场交往回报率的市场化差异

我们分别在“初职”、“现职”和“一阶差分”收入模型中加入两个交互项——内部交往与国有部门的交互项、外部交往与国有部门的交互项。分析结果展示在表 5 中。我们发现,在加入交互项以后,不管是在“初职”模型、“现职”模型还是差分模型中,内部交往与国有部门的交互项均不显著。与此不同的是,在“现职”和差分模型中,外部交往(或变化)与国有部门交互项通过了统计水平为 0.05 的显著性检验,系数为负。这说明,外部交往对于国有部门的收入影响比较小,而对于非国有部门的影响则更大。

具体来说,“现职”模型表明:外部交往对非国有部门的效应为 0.047,而对国有部门的效应只有 0.015 ( $= 0.047 - 0.032$ )。而一阶差分模型的结果说明,外部交往的变化对非国有部门的收入变化效应为 0.028,而对国有部门的收入变化效应只有 0.005 ( $= 0.028 - 0.023$ )。总结起来,外部交往的市场效应在国有部门中要明显弱于非国有部门,而内部交往的市场效应则没有这种显著性差异。这部分验证了本文的假设 3。

表 5 职场交往与单位性质的交互模型 N = 2536

变量	最小二乘法模型		一阶差分模型
	模型 1	模型 2	模型 3
解释变量	初职月收入	现职月收入	月收入差
内部交往	-.0005(.007)	-.018(.015)	-.003(.009)
外部交往	.024*(.009)	.047**(.013)	.028**(.008)
国有部门	-.393*(.122)	-.119(.103)	-.270*(.127)
内部交往 × 国有部门	-.001(.013)	.013(.014)	.026(.019)
外部交往 × 国有部门	-.008(.011)	-.032**(.008)	-.023*(.010)

续表 5

变量	最小二乘法模型		一阶差分模型
	模型 1	模型 2	模型 3
找关系求职	.099 ** (.015)	.008 (.049)	.037 (.035)
男性	-.078 ** (.013)	-.115 ** (.024)	—
年龄	.026 (.011)	.001 (.011)	.029 ** (.007)
年龄的平方/100	.021 (.027)	-.132 (.015)	-.029 * (.010)
教育程度	.044 *** (.004)	.057 *** (.009)	.080 *** (.009)
党员	.089 (.059)	.136 * (.065)	.273 ** (.062)
工作更换次数	—	.007 (.006)	-.011 (.013)
单位规模/100	-.001 (.001)	.036 ** (.007)	.001 (.001)
管理人员	.083 (.030)	.187 ** (.021)	.175 *** (.026)
职业类别(10 类)	是	是	是
截距	.062 (.137)	.730 (.252)	.907 ** (.229)
R <sup>2</sup>	.398	.233	.110
样本数量	2536	2536	2536

注:(1) \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。(2) 括号内报告的是考虑了异方差稳健以及城市簇稳健的标准误。(3) “是”表示控制在模型中,多数不显著。(4) 差分模型中解释变量对应的都是变化值,具体说明同表 3、表 4。

## 六、结 论

在社会学文献中,社会资本的劳动力市场研究是一个重要分支,但绝大多数研究关注的是基于朋友、亲属等的亲密关系网,而对职场内部的关系网络分析不多。本文利用 JSNET2009 的数据对职场交往的收入效应进行了实证分析。首先,我们对作为社会资本的职场交往这一概念以及相关研究进行了总结,重点探讨了以往研究对职业交往的分类和测量。然后,针对“可使用的社会资本”效应的内生性问题,我们基于固定效应模型的假设,用一阶差分的方法来消解个体异质性,以求对职场交往的劳动力市场效应做出更客观更严谨的评判。JSNET2009 在职场交往、个人劳动力市场结果以及诸多人口学变量方面都搜集了“现职”和“初职”两份资料,为本文的一阶差分分析提供了重要的数据基础。

在分析中,我们首先提出了三个假说。无论是基于 6000 多样本量

的基准差分模型还是基于 2000 多样本量的精细差分模型,我们的分析结果都表明,内部交往和外部交往对劳动者收入都有正向作用,而且外部交往更为重要。而外部交往更大的效应则体现了异质性社会资源的重要价值(Lin,2008)。另外,本文还探讨了职场交往与市场化程度之间的关系。在交互项分析后,我们发现,职场交往中的外部交往与国有部门的交互项系数显著为负,这说明,在中国城市中,异质性社会资源对于收入的影响在非国有部门中要强于国有部门。职场社会资本的这一特征和基于个人社交关系的社会资本几乎相反。

较之传统的截面模型结果,本文的分析结果更具有因果解释力,作为一阶差分的样本规模也比以往研究更大更稳健。例如,陈云松等(2013,2014)的实证研究是国内最早使用差分方法进行的社会资本分析,但囿于数据,其德国和中国的差分样本均仅在 60-70 人,观测值在 130-150 左右,远远低于本文。因此,我们的差分研究是对前人分析的进一步拓展。当然,我们的分析仍然存在以下不足:第一,没有考虑城市变化因素。尽管城市同时影响职场交往和收入的可能性并不大,但我们的差分模型假设了个体所在城市不变,而实际生活中可能有初职现职地点不一致的情况。第二,即便控制了不随时间变化的个体能力因素,我们仍然不能断言内生性问题就已经得到全面解决。这是因为有一些个体异质性很可能随时间变化。这可能需要通过工具变量方法加以解决(陈云松,2012a)。第三,我们的数据来自中国 8 个大城市,而大城市市场化程度较高的特征可能与中小城市地区存在差异。因此,我们希望能在更多数据的基础上利用反事实模型对职场交往的劳动力市场效应做出更有力的分析。同时,我们也呼吁对职场社会资本予以更多的关注。

#### 参考文献:

- 边燕杰,2004,《城市居民社会资本的来源及作用》,《中国社会科学》第 3 期。
- 边燕杰、张文宏,2001,《经济体制、社会网络与职业流动》,《中国社会科学》第 2 期。
- 曹子玮,2003,《农民工的再建构社会网与网内资源流向》,《社会学研究》第 3 期。
- 陈云松,2012a,《逻辑、想象和诠释》,《社会学研究》第 6 期。
- ,2012b,《农民工收入与村庄网络》,《社会》第 4 期。
- 陈云松、比蒂·沃克尔、亨克·弗莱普,2013,《“找关系”有用吗——非自由市场经济下的多模型复制与拓展研究》,《社会学研究》第 3 期。
- ,2014,《“关系人”没用吗?——社会资本求职效应的论战与新证》,《社会学研究》第

3 期。

陈云松、边燕杰,2015,《饮食社交对政治信任的侵蚀及差异分析》,《社会》第 1 期。

陈云松、范晓光,2010,《社会学定量分析中的内生性问题》,《社会》第 4 期。

——,2011,《社会资本的劳动力市场效应估算》,《社会学研究》第 1 期。

韩翼、杨百寅,2012,《师徒关系开启徒弟职业成功之门:政治技能视角》,《管理世界》第 6 期。

郝明松、边燕杰,2014,《社会网络资源的形塑:职业交往的视角》,《中国研究》第 2 期。

李培林,1996,《流动民工的社会网络和社会地位》,《社会学研究》第 4 期。

李燕萍、涂乙冬,2011,《与领导关系好就能获得职业成功吗?》,《心理学报》第 8 期。

梁玉成,2010,《社会资本和社会网无用吗?》,《社会学研究》第 5 期。

刘军、宋继文、吴隆增,2008,《政治与关系视角的员工职业发展影响因素探讨》,《心理学报》第 2 期。

刘林平,2001,《外来人群体中的关系运用》,《中国社会科学》第 5 期。

阮丹青、周路、布劳、魏昂德,1990,《天津城市居民社会网初析》,《中国社会科学》第 2 期。

张顺、程诚,2012,《市场化改革与社会网络资本的收入效应》,《社会学研究》第 1 期。

张文宏,2011a,《中国社会网络与社会资本研究 30 年(上)》,《江海学刊》第 2 期。

——,2011b,《中国社会网络与社会资本研究 30 年(下)》,《江海学刊》第 3 期。

张文宏、李沛良、阮丹青,2004,《城市居民社会网络的阶层构成》,《社会学研究》第 6 期。

赵延东,1998,《“社会资本”理论述评》,《国外社会科学》第 3 期。

Akos, Rona-Tas 1994, “The First Shall Be Last? Entrepreneurship and Communist Cadres in the Transition from Socialism.” *American Journal of Sociology* 100(1).

Beaman, Lori A. 2008, “Social Networks and the Dynamics of Labor Market Outcomes: Evidence from Refugees Resettled in the U. S.” Mimeo, Northwestern University.

Bian, Y. & J. R. Logan 1996, “Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China.” *American Sociological Review* 61(5).

Breland, J. W. , D. C. Treadway, A. B. Duke & G. L. Adams 2007, “The Interactive Effect of Leader-member Exchange and Political Skill on Subjective Career Success.” *Journal of Leadership and Organizational Studies* 13(3).

Burt, R. S. 1992, *Structural Holes: The Social Structure of Competition*. Cambridge: Harvard University Press.

—— 2000, “The Network Structure of Social Capital.” *Research in Organizational Behavior* 22.

Carroll, G. R. & A. C. Teo 1996, “On the Social Networks of Managers.” *Academy of Management Journal* 39(2).

Chen, Y. & B. Völker 2016, “Social Capital and Homophily Both Matter for Labor Market Outcomes-Evidence from Replication and Extension.” *Social Networks* 45.

Cheng, B. S. , L. F. Chou, T. Y. Wu, M. P. Huang & J. L. Farh 2004, “Paternalistic Leadership and Subordinate Responses: Establishing a Leadership Model in Chinese Organizations.” *Asian Journal of Social Psychology* 7(1).

Cheng, B. S. , J. L. Farh, H. F. Chang & W. L. Hsu 2002, “Guanxi, Zhongcheng, Competence and Managerial Behavior in Chinese Context.” *Journal of Chinese Psychology* 44(2).

- Cogliser, C. C. & C. A. Schriesheim 2000, "Exploring Work Unit Context and Leader-member Exchange: A Multi-level Perspective." *Journal of Organizational Behavior* 21(5).
- Cole, M. S. , W. S. Schaninger & S. G. Harris 2002, "The Workplace Social Exchange Network: A Multilevel, Conceptual Examination." *Group and Organization Management* 27(1).
- Durlauf, S. N. 2002, "On The Empirics of Social Capital." *The Economic Journal* 112(483).
- Dienesch, R. M. & R. C. Liden 1986, "Leader-member Exchange Model of Leadership: A Critique and Further Development." *Academy of Management Review* 11(3).
- Ferris, G. R. , D. C. Treadway, R. W. Kolodinsky, W. A. Hochwarter, C. J. Kacmar, C. Douglas & D. D. Frink 2005, "Development and Validation of the Political Skill Inventory." *Journal of Management* 31(1).
- Flap, H. , B. Bulder & V. Beate 1998, "Intra-organizational Networks and Performance: A Review." *Computational and Mathematical Organization Theory* 4(2).
- Guthrie, D. 1998, "The Declining Significance of Guanxi in China's Economic Transition." *The China Quarterly* 154.
- Han, S. K. 1996, "Structuring Relations in On-the-job Networks." *Social Networks* 18(1).
- Han, G. 2010, "Trust and Career Satisfaction: The Role of LMX." *Career Development International* 15(5).
- Hwang, K. 1987, "Face and Favor: The Chinese Power Game." *American Journal of Sociology* 92(4).
- Kijkuit, B. , J. van den Ende 2010, "With a Little Help from Our Colleagues: A Longitudinal Study of Social Networks for Innovation." *Organization Studies* 31(4).
- Law, K. S. , C. S. Wong, D. Wang & L. Wang 2000, "Effect of Supervisor-subordinate Guanxi on Supervisory Decisions in China: An Empirical Investigation." *International Journal of Human Resource Management* 11(4).
- Lazega, E. & M. van Duijn 1997, "Position in Formal Structure, Personal Characteristics and Choices of Advisors in a Law Firm: A Logistic Regression Model for Dyadic Network Data." *Social Networks* 19(4).
- Lin, N. 1995, "Local Market Socialism: Local Corporatism in Action in Rural China." *Theory and Society* 24(3).
- 1999, "Building a Network Theory of Social Capital." *Connections* 22(1).
- 2008, "A Network Theory of Social Capital." In Dario Castiglione, Jan van Deth & Guglielmo Wolleb(eds. ), *The Handbook of Social Capital*. Oxford and New York: Oxford University Press.
- Lin, N. & M. Dumin 1986, "Access to Occupations through Social Ties." *Social Networks* 8(4).
- Manski, Charles F. 1993, "Identification of Endogenous Social Effects: The Relection Problem." *Review of Economic Studies* 60(3).
- McPherson, M. J. , L. Smith-Lovin & J. M. Cook 2001, "Birds of a Feather: Homophily in Social Networks." *Annual Review of Sociology* 27.
- Meverson, E. M. 1994, "Human Capital, Social Capital and Compensation: The Relative

- Contribution of Social Contacts to Managers' Incomes. " *Acta Sociologica* 37(4).
- Mouw, T. 2003, "Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?" *American Sociological Review* 68(6).
- 2006, "Estimating the Causal Effect of Social Capital: A Review of Recent Research." *Annual Review of Sociology* 32.
- Munshi, K. 2003, "Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the US Labor Market." *The Quarterly Journal of Economics* 118(2).
- Nee, V. 1989, "A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism." *American Sociological Review* 54(5).
- Ng, T. W. H. , L. T. Eby, K. L. Sorensen & D. C. Feldman 2005, "Predictors of Objective and Subjective Career Success: A Meta-analysis." *Personnel Psychology* 58(2).
- Peng, M. W. & P. S. Heath 1996, "The Growth of the Firm in Planned Economies in Transition: Institutions, Organizations, and Strategic Choice." *Academy of Management Review* 21(2).
- Podolny, J. M. & J. N. Baron 1997, "Resources and Relationships: Social Networks and Mobility in the Workplace." *American Sociological Review* 62(5).
- Scandura, T. A. & C. A. Schriesheim 1994, "Leader-member Exchange and Supervisor Career Mentoring as Complementary Constructs in Leadership Research." *Academy of Management Journal* 37(6).
- Schriesheim, C. A. , L. L. Neider & T. A. Scandura 1998, "Delegation and Leader-member Exchange: Main Effects, Moderators, and Measurement Issues." *Academy of Management Journal* 41(3).
- Sparrowe, R. T. & R. C. Liden 2005, "Two Routes to Influence: Integrating Leader-member Exchange and Social Network Perspectives." *Administrative Science Quarterly* 50(4).
- Völker, B. & H. Flap 1999. "Getting Ahead in the GDR Social Capital and Status Attainment under Communism." *Acta Sociologica* 42(1).
- Walder, A. G. 1995, "Local Governments as Industrial Firms: An Organizational Analysis of China's Transitional Economy." *American Journal of Sociology* 101(2).
- Wayne, S. J. , R. C. Liden, M. L. Kraimer & I. K. Graf 1999, "The Role of Human Capital, Motivation and Supervisor Sponsorship in Predicting Career Success." *Journal of Organizational Behavior* 20(5).
- Westwood, R. I. & A. Chan 1992, "Head-ship and Leadership." In R. I. Westwood ( ed. ), *Organizational Behavior: A Southeast Asian Perspectives*. Hong Kong: Longman.
- Yakubovich, V. 2005, "Weak Ties, Information, and Influence: How Workers Find Jobs in a Local Russian Labor Market." *American Sociological Review* 70(3).

作者单位: 南京大学社会学院(刘伟峰、陈云松)

西安交通大学人文社会科学学院(边燕杰)

责任编辑: 杨 可