社会
2011·1
CJS
第31卷

社会网络资源及其收入效应研究
基于分位回归模型分析

张　顺　郭小弦

摘　要: 本研究结果显示, 社会网络中人情资源大于信息资源对入职收入的影响力, 人情加信息资源对入职收入的影响, 证实了社会网络资源与收入之间的正向关系。在不同制度环境与竞争条件下, 社会网络资源的收入效应存在明显的差异。实证研究的结果初步验证了本文提出的相关假设。
关键词: 社会网络　人情资源　信息资源　分位回归模型

A Study on Social Network Resources and Their Effects on Income: Based on the Quantile Regression Model

Zhang Shun　Guo Xiaoxian

Abstract: Whether or not social capital has an impact on income is a cutting-edge topic in social networking studies. The results of this study show that favourite resources have a larger impact than informational resources. The combined effects of affiliative and informational resources on income confirm favourite relationships between social network resources and income. In different institutional environments and competitive conditions, the effects of social network resources on incomes vary significantly. The empirical data support three related hypotheses.
Keywords: social network, favourite recourses, informational resources, quantile regression model

---

* 作者 1: 张顺　西安交通大学社会学系, 西安交通大学实证社会科学研究所 (Author 1: Zhang Shun, Department of Sociology, Xi' an Jiaotong University; Institute for Empirical Social Science Research, Xi' an Jiaotong University) E-mail: szhang@mail.xjtu.edu.cn; 作者 2: 郭小弦　西安交通大学社会学系(Author 2: Guo Xiaoxian, Department of Sociology, Xi' an Jiaotong University)
** 本文数据源自边燕杰教授主持的 2009 年全国大城市"职业流动与求职过程调查"西安部分的数据。感谢边燕杰教授的指点以及《社会》杂志匿名评审人的宝贵意见。文责自负。

一、导言

关于收入差异的产生机制与原因问题, 学术界曾先后出现过三个重要的理论流派或研究视角, 即: (1) 经济学的个人主义视角, 也就是20 世纪 60 年代出现的人力资本理论(Schultz, 1929; Becker, 1964), 它将劳动者收入差异主要归结为劳动者人力资本的不同; (2) 结构主义视角, 包括社会学领域的地位获得模型与经济学的市场分割理论, 前者分析了个人家庭背景对其地位获得的影响, 后者则认为市场分割所造成的结构壁垒导致了收入差异; (3)源于社会学领域的关系主义或社会网络的研究视角(Lin, 1982, 1990), 认为嵌入在人们社会网络中的社会资本也是引起收入差异的重要原因。

然而, 由于存在社会资本的同质性与内生性问题, 加上实证研究结果的不一致性, 因而导致了社会资本与收入的因果机制解释受到学界的诸多质疑(Mouw, 2003、2006)。笔者认为, 产生这种结果的主要原因是社会资本与收入的测量, 重新评价社会资本与收入的测量, 可能是解决同质性与内生性问题的重要途径之一, 即什么样的社会资本会影响何种收入? 本研究将这一命题置入劳动力市场的求职过程中, 认为入职时动用的社会网络资源即为社会资本, 将会直接影响其入职收入, 而非一般意义上的总收入。并且, 在此基础上, 本文拟从关系主义与结构主义相结合的视角, 在不同的结构制约下深入探讨两者之间的关系。在统计方法上, 由于现有实证研究基本上均采用 OLS 进行回归系数的估计, 而未考虑收入的偏态分布所导致的参数估计偏误, 因此, 本研究将通过分位回归模型来解决这一问题, 并细致比较社会网络资源对入职收入条件分布中不同分位点的影响。

二、文献回顾与理论假设

关系主义视角对收入差距的研究可以追溯到 20 世纪 70 年代社会网络研究方法的兴起。格兰诺维特(Granovtter, 1973、1974)开辟了从社会网络视角研究劳动力市场收入获得的先河, 他发现, 使用人际之间弱关系渠道的求职者可以找到更满意的、更好的工作, 这种“满意”和“好”最简单的表现方式就是收入状况。林南(Lin, 1982、2001) 的社会资源理论认为, 弱关系提供的信息重复性低, 能够为低阶层地位提供连

接高阶层地位的桥梁和通道, 也就是说, 个体能够通过垂直性的弱关系找到比自己地位更高的人, 从而获得更高的收入。边燕杰(Bian, 1997) 认为, 在中国文化背景下, 弱关系背后大多隐藏着一个强关系的桥梁, 通过强关系的网络桥能够获得更好的工作, 他的研究也启示我们, 在不同的体制背景下, 社会网络的作用方式及其后果是有差异的。R. S. 博特(Burt, 1992) 的结构洞理论认为, 结构洞可以传递非重复信息进而控制竞争优势, 占据网络结构洞的行动者, 在劳动力市场中获得更优回报的可能性很大。与此同时, 社会资本与收入之间的因果机制成为此领域的研究热点。大量实证研究表明, 社会网络资本对收入有着显著的正向作用(Bian, 1994、1997; Meyerson, 1994; Flap & Boxman, 2001; 边燕杰、张文宏, 2001)。但是, 也有不少实证研究结果未支持此结论(Montgomery, 1992; Mouw, 2003)。Mouw 基于社会网络的同质性认为, 无论联系人是否帮忙, 该联系人的结构地位与求职者获得的工作地位是必然相关的, 所以社会资本与劳动力市场之间并非是因果性关系, 而是社会交往同质性所导致的一种相关性(Mouw, 2003)。同样, 社会网络的内生性也是一些学者质疑社会网络理论的重要原因。内生性问题普遍存在于社会科学实证分析中, 在如何更有效地减弱内生性影响的问题上, 相关学者涉及的办法主要还是对测量手段和统计方法的改进。对社会网络理论的质疑主要集中于同质性问题, 笔者同意边燕杰的观点, 即社会网络的同质性并不能否定社会资本与市场结果之间的因果性。也就是说, 网络成员的相似性并非意味着当事人不能对行动者提供社会资源, 用帮助者的社会地位衡量动员的社会资本虽然可能存在一些问题, 但关键在于如何进一步准确测量社会资本。笔者认为, 社会资本就是通过社会网络动员的资源, 包括信息与人情(或影响力), 这些资源才是影响求职结果的真正原因, 由此提出如下假设。

假设 **1**: 社会网络资源对劳动力市场收入存在正向作用, 且社会网络资源在各分位点的影响是不同的。

上文所述的从格兰诺维特的“弱关系假设”到 R. S. 博特的结构洞理论都是源于发达市场经济社会, 只有边燕杰的“强关系理论”来自中国的经验, 说明在不同的制度环境下, 社会网络资源对收入的影响可能有所不同。边燕杰曾提出“社会网络作用空间”的概念, 意即在不同的制度环境下社会网络作用的形式及其效果有所不同。换言之, 社会网

络资源对收入的影响效果要受到结构性因素制约，即制度配置方式、市场配置方式与社会网络配置方式之间的相互作用。一般而言，这三种资源配置方式往往是并存的，非正式的“社会网络作用空间”受正式制度规则与市场规则制约，当然非正式社会网络也可能反过来形塑正式规则。中国的经济体制大体上可分为体制外的非公有制部门与体制内的国有部门。与之对应的是，劳动力市场也分割为体制内劳动力市场与体制外劳动力市场。它们有着完全不同的制度框架与运作逻辑，体制外非国有部门的劳动力市场遵循市场法则，追求利润最大化是其刚性的基本原则，从而减弱了非国有部门劳动力市场中的不确定性。体制内的国有部门由于产权不明晰，而且绝大多数部门正在通过内部改革引进竞争机制，制度规则的不确定程度较高，从而给社会网络资源留下足够大的活动空间。所以，与市场部门相比，在体制内的劳动力市场上，社会网络资源对收入有较大的影响。由此提出如下假设。

假设 **2**：体制内劳动力市场中社会网络资源对收入有更大影响，且对收入条件分布各分位点有不同的影响。

劳动力市场分割理论(Piore, 1973)认为，劳动力市场实际上可以划分为高端劳动力市场与低端劳动力市场。高端劳动力市场提供的就业岗位所具有的良好的工作条件、较高的工资水平、优厚的福利待遇等要素，与低端劳动力市场提供的就业岗位形成了鲜明的对比。然而高端劳动力市场诱人的待遇与其苛刻的进入条件并存，对求职者自身能力要求有明确的规定，能够达到其人力资本要求者较少，从而导致高端劳动力市场的需求一般大于供给，此类劳动力市场竞争相对不是很激烈。与此相对，低端劳动力市场提供的就业岗位对劳动者本身的要求并不十分严格，能够达到基本要求的劳动力人数较多，劳动力市场的供给大于需求，因而竞争较为激烈。由此可知，求职者想跻身高端劳动力市场的渠道与进入低端劳动力市场的方式显然有所不同。在竞争较为激烈的低端劳动力市场，求职者为了获得工作，在强大的竞争压力下，会尽一切努力尤其是通过非正式社会网络来提高获得工作机会的概率。或者说，在高端劳动力市场求职凭借的是丰富的人力资本，社会资本的作用相对甚微，而低端劳动力市场的人力资本一般较为缺乏，给社会资本留下了发挥作用的空间。由此提出如下假设。

假设 **3**：低端劳动力市场中社会网络资源对收入有更大影响，且对

收入条件分布各分位点有不同的影响。

三、变量、数据与方法

(一) 变量测量

1. 因变量: 入职收入

入职收入指进入当前职业岗位收入: 若就职者一直未更换工作, 则使用初职收入; 若更换过工作, 则使用进入当前职业岗位时的收入。问卷测量的工资是"名义工资", 笔者根据改革开放以来历年西安市物价指数[1], 计算出"实际工资"。计算方法是:

实际工资= (名义工资/ 该年物价指数) × 100

表 **1: 1979- 2008** 年西安市物价指数表(数据来源**:** 西安市统计局)

年份	物价指数	年份	物价指数
1978	100		
1979	104. 2	1994	419. 4
1980	113. 9	1995	480. 6
1981	117. 0	1996	518. 6
1982	118. 2	1997	526. 4
1983	120. 6	1998	502. 7
1984	126. 4	1999	489. 6
1985	138. 2	2000	483. 2
1986	148. 4	2001	477. 9
1987	165. 3	2002	470. 7
1988	203. 6	2003	470. 7
1989	239. 8	2004	479. 6
1990	242. 0	2005	478. 2
1991	262. 1	2006	485. 4
1992	294. 6	2007	503. 4
1993	332. 3	2008	530. 6

计算得到的实际工资与问卷直接测量得到的名义工资对比如图 1 所示。

由于 1978 年以前的资料缺失, 本文将 1978 年以前的物价指数均视为 100, 通货膨胀率为零, 实际工资与名义工资相等。由图 1 可知, 名义工资与实际工资的差距随着年代的推移逐渐增大。足见计算实际

1. 数据资料来自西安市统计局. 2009.《西安市统计年鉴》。

工资是十分必要的, 否则因变量的信息将存在较大偏差。

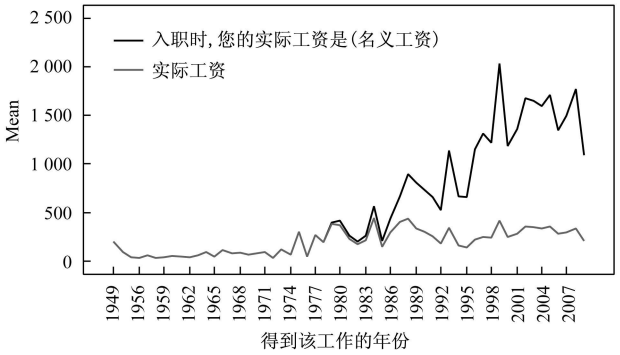

图 **1:** 名义工资与实际工资分布线形图

在既有的研究中, 对收入变量的处理大多通过取对数的方法完成。图 2 是被调查者的实际工资分布的直方图, 从图 2 可以看出, 居民收入呈明显的右偏态分布的趋势。考虑到收入分布的偏态性, 本研究使用分位回归的模型代替普通回归的 OLS 估计方法, 以 0. 25、0. 5、0. 75 代表收入条件分布的低、中、高分位点进行回归分析。

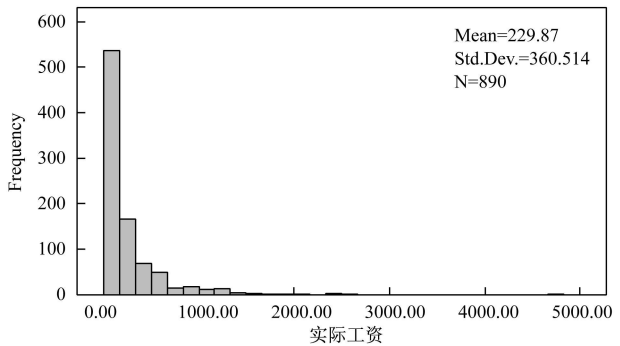

图 **2:** 实际工资分布直方图

2. 自变量

(1)社会网络资源。本研究从社会网络的视角定义和测量社会资本(Bian, 2004、2005; 赵延东, 2006; 张文宏, 2006)。关于社会网络的资源类型, 边燕杰等(边燕杰、张文宏, 2001)曾将网络在劳动力市场中的作用分为信息和人情两种作用。本文的实证研究, 信息资源(information)包括在求职过程中提供就业信息、告知用人单位和雇主

情况以及比较详细地提出具体建议、指导申请等。人情(favour)作用则包括在求职过程中直接为求职者提供工作、安排与有关人员见面、陪同造访有关人员、帮助报名和提交申请、帮助向有关部门推荐和打招呼、帮助解决求职中的具体问题等。

(2)人力资本。本文使用被调查者入职时接受正式教育的时间年限作为人力资本的测量指标, 将其转换为教育年限, 小学为 6 年, 初中为 9 年, 高中为 12 年, 大学为 16 年等。

(3)政治资本。已有多项研究证实了党员这一政治属性的重要影响(Bian & Logan, 1996; Walder, 1986; Bian, 1994; Wu & Xie, 2003), 本文政治属性分为中共党员和非中共党员两类, 且使用入职时政治面貌。

(4)单位性质。基于劳动者工作单位性质将工作环境分为体制内的工作单位和体制外工作单位。体制内工作单位包括党政机关、国有事业单位、国有企业单位、集体单位。体制外工作单位包括个体经营、私营企业、外资/ 合资企业、股份制企业以及其他类型的工作单位。

(5)职业类型。职业类型以专业技术管理人员高、低端劳动力市场和普通劳动者高、低端劳动力市场的划分为依据。高端专业技术管理人员包括专业技术人员(高级职称或中级职称)、机关单位负责人(科级以上)、事业单位负责人(科级以上)、企业负责人(科级以上); 低端专业技术管理人员包括专业技术人员(无职称)、机关企业单位无级别管理者和其他经营管理者。高端普通劳动者包括商业服务业人员、农林牧副渔业人员、产业工人中的班组长、工段长等; 低端普通劳动者包括一般商业服务业人员、农林牧副渔业人员、产业工人以及其他劳动者。由于样本有限, 在模型中只按高、低端两类劳动力市场分析。

3. 其他控制变量

(1)入职年龄及平方。若未更换工作, 以初职时年龄作为该项变量; 若更换工作, 则以进入现职时年龄作为实际变量。为了控制年龄对收入的非线性影响, 本文将年龄平方项加入统计模型, 年龄平方项先对年龄进行平方, 再除以 10 000 进行统计, 以方便结果分析。

(2)性别。已有多项研究表明, 性别在劳动力市场中对收入不平等具有一定影响(郝大海、李路路, 2006; 李春玲, 李实, 2008)。本文也将性别作为控制变量纳入模型进行分析。

(3)户籍。本文基于中国特有的城乡二元户籍管理制度,将居民户口类型分为"本市非农户口"与"本市非农户口以外的人员"(包括本市农业户口、外地非农户口、外地农业户口)两类。

(4)时期虚拟变量。本文以 1992 年作为体制环境的分界点,即将劳动者入职时间分为 1992 年前和 1992 年后两类。

本文各变量的描述统计见表 2:

表 **2:** 各变量描述统计

变量	样本量	均值	标准差	性质	说明
因变量					
名义工资	891	676.64	963.09	连续	最大值= 7 000, 最小值= 0
实际工资	890	229.87	360.51	连续	最大值= 4 828.8, 最小值= 0
收入(因变量)	886	4.58	1.33	连续	求职者初职收入取对数值
自变量					
社会网络资源	896			定类	测量是否使用社会网络,其中未使用网络= 0
信息	123				
人情	89				
信息+人情	197				
未用关系	487				
人力资本	1004	12.29	3.04	连续	教育年限
政治资本	1010	0.08	0.27	二分定类	非中共党员= 0
控制变量					
入职年龄	996	26.17	8.62	连续	最大值= 65, 最小值= 12
年龄平方	1 000	485.56	676.11	连续	入职年龄平方除以 10000
户口类型	1 011	0.77	0.42	二分定类	"本市非农"以外户口= 0
性别	1 011	0.43	0.50	二分定类	女= 0
时期	1 004	0.52	0.50	二分定类	1992 年以前= 0

(二) 数据来源

本文以 2009 年西安市"社会网络与职业流动大型调查"(JSNET2009)的调查数据为实证研究资料。调查样本分布于西安市的八个行政区,共包括 1 011 户调查对象。样本从 8 个行政区中随机抽取分布在 50 个居委会中的小区,再依照地图法从被抽中的 50 个居委会所提供的户主名单中等距随机抽取调查户,被抽中的调查户按生日法选择一名 18 岁至 60 岁之间有工作经历的人作为访问对象。

(三) 模型与方法

目前相关统计模型的运用大致存在两方面的问题:其一,一般回归

模型通常以最小二乘法(OLS)进行估计, 其结果反映的是各自变量对收入均值的影响, 而没有解释这些自变量对收入不同分位点的影响。每个劳动者收入在劳动力市场中所处位置是不同的, 有可能在偏高的分位点, 也有可能在偏低的分位点, 各解释变量对不同位置的影响有可能是不同的, 因此需要研究对不同分位点的影响, 而不能"以均盖全"。其二, 劳动力市场的收入分布状况呈明显的左偏态分布, 极端值对参数估计的影响很大。

以上的两个问题都可以通过分位回归模型得以解决。分位回归的分析方法最早是由 Koenker 和 Bassett 于 1978 年提出并引入经济学分析的, 它是在传统的估计方法最小二乘法(OLS)的基础上进行的一种扩展, 其参数估计方法是"最小绝对误差估计法"(Least Absolute Deviation estimator/LAD)[1]。分位回归系数是自变量变化时的分位值变化, 并能观察因变量分布位置的变化规律: (1)回归曲线可以随因变量的实际分布状况变动, 而不以均值为分析切入点, 便于对收入进行更为细致、准确的分析; (2) 分位回归模型的建立不以因变量的正态分布为前提, 奇异值的敏感程度较之 OLS 模型得到了缓解, 具有更强的抗耐性, 因而模型的估计效果更加稳定。其模型表达式如下:

$$Y^* = X'\beta_\theta + \mu_\theta,\ Quant\theta(Y^* \mid X) = X'\beta_\theta$$

其中, $Quant\theta(Y^* \mid X)$ 表示分位数, μ_θ 满足条件 $Quant\theta(Y^* \mid X) = 0$。估计第 θ 位数($0< \theta< 1$)方程的 β_θ 需要

$$\min_{\beta} \frac{1}{n}\left\{ \sum_{i:\, Y_i^* \geqslant X_i'\beta} \theta \mid Y_i^* - X_i^*\beta \mid + \sum_{i:\, Y_i^* < X_i'\beta} (1-\theta) \mid Y_i^* - X_i^*\beta \mid \right\}$$

即最小化误差的加权和, 其中正的误差项赋予 θ 的权重, 负的误差项赋予$(1-\theta)$的权重。分位数 θ, 第 θ 位数($0< \theta< 1$)方程的估计结果为 $\hat{Quant}\theta(Y^* \mid X) = X'\hat{\beta}_\theta$。在经验研究中, 0.1、0.25、0.5、0.75、0.9是几个常用于估计的具有代表性的位数[2]。

本文数据中, 由于收入分布图呈现明显的右偏态分布趋势。一般

1. 参见: 张维迎、周黎安、顾全林. 2005. 高新技术企业的成长及其影响因素: 分位回归模型的一个应用[J]. 管理世界(10).

2. 参见同上.

回归模型的预设没有得到满足, 需要使用分位回归模型进行分析。笔者以社会网络资源为自变量, 选择代表收入条件分布低、中、高分位数的0.25、0.5和0.75进行分位回归估计, 观察各自变量对收入条件分布各分位点的不同影响; 并与一般回归模型最小二乘法(OLS)估计结果对比分析。研究假设中的结构制约体现在体制分割模型和市场分割模型中。

四、分析结果

(一) 社会网络资源的收入效应分析

社会网络资源对收入影响的分位回归结果如表3-1所示, 各类型社会网络资源对劳动力市场收入获得都具有一定影响, 但其影响力有所不同。本研究社会网络资源使用共有四类: 信息关系、人情关系、信息和人情关系、未使用关系。其中, 以"未使用关系"作为参照类。分别将其他三种社会网络资源与未使用关系做比较, 分析三种社会网络资源的影响力。模型结果显示, 相对于未使用关系, 使用信息资源使入职收入提高40.7%; 使用人情资源可使入职收入提高68.8%; 使用信息加人情资源可使入职收入提高73.7%, 人情资源的作用大于信息资源, 因此, 该统计结果与假设1相符。

表3-1: 社会网络资源的收入(自然对数)效应分析(非标准化系数)

自变量	OLS	0.25分位	0.5分位	0.75分位
社会网络资源				
(参照组: 未使用关系)				
信息	0.407(0.195)**	0.373(0.201)	0.267(0.160)	0.206(0.0959)*
人情	0.688(0.215)***	0.426(0.284)*	0.360(0.246)*	0.353(0.172)**
信息+人情	0.737(0.169)***	0.738(0.174)***	0.329(0.135)***	0.146(0.0835)*
人力资本	0.141(0.0228)***	0.067(0.0217)***	0.135(0.0255)***	0.084(0.019)***
政治资本(非党员=0)	1.072(0.233)***	0.596(0.190)***	2.710(0.659)***	0.540(0.459)
入职年龄	0.258(0.043)***	0.167(0.0531)***	0.220(0.0531)**	0.151(0.037)***
年龄平方	-3.404(0.677)***	-2.339(0.938)***	-3.106(0.798)***	-2.156(0.59)***
性别(女=0)	0.052(0.127)	0.245(0.099)*	0.252(0.105)***	0.153(0.068)**
户口(农=0)	-0.261(0.168)	-0.217(0.126)*	-0.222(0.118)**	0.032(0.087)***
时期(1992前=0)	2.731(0.160)***	5.088(0.218)***	2.168(0.282)***	1.888(0.096)***
截距项	-5.018(0.65)***	-4.785(0.669)***	-4.997(1.184)***	-0.363(0.684)
样本量	878	878	878	878
调整决定系数	0.566	0.529	0.333	0.283

注: 1. *** 代表 p< 0.01, ** 代表 p< 0.05, * 代表 p< 0.1;

2. 括号内为标准误。

分位回归模型能够对二者关系有更细致的刻画。相对于未使用关系, 信息资源对入职收入条件分布的0. 75分位点有显著正向影响, 可使收入条件分布的0. 75 分位值提高 20. 6% , 而对较低分位点的影响不显著; 人情资源对入职收入条件分布的各分位点均有显著正向影响, 可分别使收入条件分布的 0. 25 分位值提高 42. 6% , 0. 5分位值提高 36% , 0. 75分位值提高 35. 3% ; 信息加人情资源对收入条件分布的各分位点均通过统计显著性检验, 对入职收入有显著正向影响, 可分别使收入条件分布的 0. 25 分位值提高73. 8% , 0. 5 分位值提高 32. 9% , 0. 75 分位值提高 14. 6% 。因此, 在中国劳动力市场中, 社会网络资源对收入获得存在正向影响, 人情资源对收入的影响大于信息的影响, 且在收入条件分布的不同分位点上的影响不同, 低分位点的影响大于高分位点的影响。换句话说, 如果通过强关系得到的是人情资源而通过弱关系得到的是信息资源, 那么强关系对收入影响大于弱关系对收入的影响, 所以本研究假设1 得到支持。

此外, 在 OLS模型与分位回归模型中, 人力资本的影响都很显著。但从分位回归模型可以看出, 人力资本的影响力随着条件分布分位点的增高而增高, 特别是在收入条件分布为 0. 50 的分位点上, 人力资本对入职收入的影响最大。政治资本在劳动力市场中的作用与人力资本的作用类似, 同样在 0. 50 分位点的影响最大, 且结果为正向影响, 但在 0. 75 分位点的影响不再显著。由此可以看出, 分位回归方法能够更为详细地刻画出自变量对因变量的影响。

(二) 体制分割下社会网络资源收入效应的比较分析

表3-2 显示的是分别对体制内与体制外样本进行 OLS 估计和分位回归分析的结果。比较体制内外社会网络资源收入效应可以看出, 体制内社会网络资源对收入的影响要明显大于体制外。信息资源在体制内外劳动力市场中对劳动力入职收入影响并不显著; 人情资源在体制内劳动力市场中对收入有显著影响, 且为正向影响; 在体制外劳动力市场中并没有显著影响。这表明, 在体制内的劳动力市场中人情资源能发挥较大作用, 而这种作用在体制外却被刚性的市场法则所制约。同时使用信息关系和人情关系, 体制内外劳动力市场对收入的影响均通过显著性检验, 但在体制内的影响力要远远大于体制外。从分位回归分析的统计结果来看, 在体制外市场中动用信息、人情资源的一种或同时使用人情

表 3 2: 体制分割下网络资源的收入(自然对数) 效应分析(非标准化系数)

	体制内			
	OLS	0.25 分位	0.5 分位	0.75 分位
社会网络资源 (参照组: 未使用关系)				
信息	0.559(0.278)**	0.499(0.374)	0.803** (0.370)	0.266(0.152)*
人情	0.763(0.292)***	0.502(0.395)	0.744 (0.414)*	0.432(0.271)*
信息+ 人情	1.039(0.245)***	1.222(0.315)***	1.064(0.335)***	0.224(0.114)**
人力资本	0.160(0.031)***	0.067(0.029)***	0.229(0.041)***	0.099(0.022)***
政治资本(非党员= 0)	0.863(0.271)***	0.287(0.122)**	1.437(0.642)**	0.462(0.471)
入职年龄	0.299(0.0610)***	0.128(0.073) ***	0.376(0.104)***	0.199(0.054)***
年龄平方	-3.740(1.004)**	-1.412(1.359)	-4.789(1.589)***	-2.802(0.86)***
性别(女= 0)	-0.098(0.168)	0.240(0.134)*	-0.071(0.278)**	0.065(0.0968)
户口(农= 0)	-0.094(0.276)	-0.254(0.184)	-0.254(0.307)	0.064(0.137)
时期(1992 年前= 0)	2.378(0.214)***	4.444(0.321)***	1.929(0.277)***	1.769(0.109)***
截距项	-5.984(0.896)***	-4.122(0.86)***	-8.231(1.556)***	-1.296(0.875)
样本量	620	620	620	620
调整决定系数	0.484	0.409	0.265	0.266
	体制外			
	OLS	0.25 分位	0.5 分位	0.75 分位
社会网络资源 (参照组: 未使用关系)				
信息	-0.090(0.175)	0.076(0.157)	-0.145(0.184)	-0.038(0.124)
人情	0.081(0.207)	0.152(0.180)	-0.059(0.177)	-0.166(0.300)
信息+ 人情	0.088(0.149)*	0.157(0.121)	-0.075(0.134)	-0.074(0.105)
人力资本	0.092(0.023)***	0.077(0.0262)***	0.069(0.021)***	0.073(0.021)***
政治资本(非党员= 0)	1.94(0.451)***	2.082(1.880)	2.001(1.767)	0.674(1.841)
入职年龄	0.074(0.0396)*	0.089(0.0698)*	0.088(0.0473)*	0.044(0.0447)
年龄平方	-1.23(0.592)**	-1.399(1.251)*	-1.395(0.734)**	-0.819(0.686)
性别(女= 0)	0.260(0.127)**	0.274(0.105)*	0.160(0.103)	0.403(0.125)***
户口(农= 0)	-0.048(0.130)	-0.058(0.118)	0.039(0.106)	0.032(0.0975)
时期(1992 年前= 0)	2.114(0.269)***	1.744(2.049)	1.531(0.675)***	1.023(0.523)*
截距	-0.94(0.780)	-1.246(2.481)	-0.236(1.975)	2.543(1.984)
样本量	256	256	256	256
调整决定系数	0.398	0.234	0.168	0.159

注: *** 代表 p< 0.01, ** 代表 p< 0.05, * 代表 p< 0.1。

资源和信息资源均不对入职收入产生显著影响, 表现出与 OLS 结果的差异性。而在体制内市场, 信息加人情资源对收入条件分布的各分位点均具有显著性影响, 尤其在收入条件分布的 0.25 分位点、0.5 分位点动用信息加人情资源可使其收入分别增加 122.2% 与 106.4%, 在 0.75分位点可增加 22.4%; 动用人情资源对入职收入仅在 0.5 分位点和 0.75 分位点有显著影响, 可使收入在这两个分位点分别提高74.4%

和 43. 2% 。从总体上看, 无论是体制内市场还是体制外市场, 社会网络资源在低分位点的影响要大于其在高分位点的影响, 在体制内的影响要大于其在体制外的影响。

人力资本变量在体制内外的劳动力市场中均具有显著影响, 对体制内影响略高于体制外。在体制内市场中, 人力资本的影响在中、高分位点的影响较之低分位点更强; 而在体制外市场中, 人力资本的影响在各分位点较为一致。因此, 无论是体制内还是体制外劳动力市场, 人力资本的影响几乎同等重要。政治资本变量虽然在两个 OLS 回归模型中均通过显著性检验, 但在分位回归模型中却并未完全通过。在体制内劳动力市场, 政治资本对收入的低、中分位点均有显著影响, 显示了政治资本在体制内外入职收入回报的差异性。在体制外劳动力市场, OLS 回归分析结果显示政治资本的影响是正向的, 这与以往的许多研究结果吻合, 而分位回归分析的结果显示, 在体制外劳动力市场, 政治资本对入职收入的各分位点影响均不显著, 说明传统的 OLS 方法估计参数的过度敏感性。有趣的是, 从 OLS 估计结果来看, 体制外市场政治资本对入职收入的影响比进入体制内要大, 以笔者估计, 可能的原因在于具有政治资本的这些人的价值追求变化, 即在体制外具有更多的获利或成功的空间。

(三) 市场分割下的社会网络资源收入效应分析

表 3-3 显示的是市场分割造成的高端劳动力市场和低端劳动力市场的 OLS 回归和分位回归分析结果。在两类劳动力市场的 OLS 模型中, 信息资源对入职收入均没有显著影响; 人情资源在低端劳动力市场中的影响是显著的而在高端劳动力市场不显著, 可使低端劳动力市场收入提高 70. 2% ; 信息加人情资源对入职收入的影响均是显著的, 可使收入增加 57% 与 76. 9% 。这些结论与假设 3 是一致的。在竞争激烈且不太规范的低端劳动力市场中, 社会网络资源尤其是人情资源能发挥较大的作用。在低端劳动力市场的分位回归模型中, 使用信息资源的影响仍不显著, 人情、信息加人情资源在收入不同分位点有不同的影响, 使用人情会使收入条件分布在 0. 5 与 0. 75 分位点分别增加 49% 、51. 8% , 而在 0. 25 分位点不显著; 使用人情加信息会使收入条件分布在 0. 25、0. 5 和 0. 75 分位各增加 77. 5% 、53. 2% 、20. 6% , 随着分位点的升高, 影响力逐渐减弱。在高端劳动力市场的分位回归模型中,

表 3.3 市场分割下社会网络资源的收入(自然对数)效应分析(非标准化系数)

高端劳动力市场				
	OLS	0.25分位	0.5分位	0.75分位
社会网络资源(参照组:未使用关系)				
信息	0.477(0.351)	0.316(0.463)	0.353(0.370)	0.008(0.228)
人情	0.708(0.463)	0.333(0.807)	0.256(0.528)	-0.043(0.196)
信息+人情	0.570(0.317)*	0.314(0.436)	0.099(0.350)	0.002(0.173)
人力资本	0.15(0.047)***	0.088(0.049)*	0.14(0.049)***	0.069(0.033)**
政治资本(非党员=0)	0.655(0.345)*	0.68(0.298)**	1.65(0.688)***	0.221(0.484)
入职年龄	0.187(0.082)**	0.067(0.119)	0.106(0.118)	0.083(0.0732)
年龄平方	-2.162(1.238)*	-0.739(2.174)	-1.054(1.877)	-1.071(1.170)
性别(女=0)	0.087(0.236)	0.198(0.180)	0.173(0.235)	0.197(0.142)
户口(农=0)	-0.470(0.312)	-0.354(0.337)	-0.350(0.257)	0.197(0.201)
时期(1992年前)	2.880(0.29)***	5.25(0.42)***	2.499(0.77)***	2.127(0.247)***
截距项	-3.61(1.36)***	-3.57(1.425)**	-2.702(1.943)	1.024(1.228)
样本量	255	255	255	255
调整决定系数	0.556	0.524	0.326	0.255
低端劳动力市场				
	OLS	0.25分位	0.5分位	0.75分位
社会网络资源(参照组:未使用关系)				
信息	0.312(0.244)	0.184(0.268)	0.229(0.235)	0.230(0.147)
人情	0.70(0.247)***	0.416(0.264)	0.490(0.329)*	0.518(0.217)**
信息+人情	0.77(0.205)***	0.775(0.172)***	0.532(0.15)***	0.206(0.09)**
人力资本	0.14(0.029)***	0.058(0.028)**	0.127(0.032)***	0.094(0.025)***
政治资本(非党员=0)	1.35(0.340)***	0.335(0.213)	3.462(0.759)***	1.355(0.693)*
入职年龄	0.31(0.052)***	0.167(0.061)**	0.184(0.073)**	0.155(0.035)***
年龄平方	-4.25(0.85)***	-2.42(0.968)**	-2.597(1.088)**	-2.275(0.549)***
性别(女=0)	0.079(0.156)	0.277(0.120)**	0.314(0.127)**	0.099(0.090)
户口(农=0)	-0.220(0.208)	-0.23(0.145)	-0.241(0.155)	0.171(0.117)
时期(1992年前=0)	2.69(0.202)***	5.17(0.299)***	1.903(0.397)***	1.884(0.102)***
截距项	-5.89(0.81)***	-4.45(0.989)***	-4.988(1.170)***	-1.342(0.885)
样本量	603	603	603	603
调整决定系数	0.570	0.530	0.338	0.301

注:*** 代表 $p<0.01$, ** 代表 $p<0.05$, * 代表 $p<0.1$。

使用各种社会网络资源在收入各分位点的影响均不显著,从而证实了假设3。

无论是在高端劳动力市场还是在低端劳动力市场,人力资本变量对入职收入均有正向显著影响。但其在高端劳动力市场和低端劳动力市场中同样表现出了差异性,高端劳动力市场的回报高于低端劳动力市场回报。政治资本由市场分割造成的不同影响则更为明显,在高端劳动力市场中,相对于非党员,有党员身份的入职收入可提高65.5%,在条件分

布0. 25分位与 0. 5 分位均有显著影响, 但在收入条件分布 0. 75 分位回归中无显著影响; 拥有政治资本者在低端劳动力市场中可使其入职收入增高 135. 2% , 并在各分为点均有显著正向影响。从总体上看, 政治资本拥有者进入低端劳动力市场相对有更高的入职收入回报。

五、结论及展望

本文从劳动力市场收入分配研究的三个视角出发, 旨在探讨社会结构约束下的社会网络资源的收入效应, 在理论分析的基础上, 提出了相应的研究假设, 并运用西安调查数据进行了实证分析。本文对社会资本的同质性与内生性问题也有所回应。Mouw(2003)认为, 在求职过程中中介人的地位与求职者的地位本身具有很强的同质性, 因而求职结果可能本身就不是由于中介人的资源发挥的作用, 而很可能是由于中介人和求职者地位的同质性造成的。传统的地位测量方式无法得到关系使用的具体资源, 难免丢失重要信息。本文通过直接测量从中介人获取的资源类型来衡量社会资本, 这种测量方式避免了用中间人地位衡量社会资本而造成的同质性问题。针对内生性问题, 本文使用的社会资本是求职者在入职前通过关系得到的社会资源; 同样, 收入指标使用的也是入职时的收入。笔者认为, 求职者在入职前动用的社会网络资源与入职时的收入在逻辑上、时间上都存在直接的因果关系, 因而, 从理论上可以说, 人们入职前动用的社会网络资源是外生的。通过理论分析与实证研究, 本文结论如下:

第一, 社会网络对劳动力市场入职收入获得具有显著的正向影响作用, 但社会网络资源的各个类型在劳动力市场中的影响力是不同的。人情资源的影响大于信息的影响, 同时使用信息关系与人情关系的作用则大于单独使用人情关系的作用。由于获取人情资源可能对应的是社会网络中的强关系, 从这个层面上说, 本研究再次证明强关系假设更适用于中国劳动力市场, 尤其在体制内和低端劳动力市场中作用更加明显。

第二, 社会网络资源的收入效应受到结构约束, 在不同制度环境与竞争条件下, 制度的不确定性与竞争压力共同制约社会网络的作用空间。转型期的体制内劳动力市场的制度不确定性较强, 社会网络作用空间大, 收入效应明显; 低端劳动力市场竞争激烈, 导致社会网络资源也有较强的收入效应。

第三,分位回归模型相对于 OLS 方法的优势在于其能够更加详细地刻画出社会网络资源对收入条件分布不同分位点的影响。分析结果显示,在多数情况下分位回归与 OLS 结果都有较为明显的差异,从而深化人们对社会网络资源的收入效应的理解。

第四,人力资本对入职收入的各分位点呈现正向影响,随着收入分位点的增高,人力资本的影响也越大,因此,人力资本在劳动力市场有加大收入差异的作用。同时,政治资本对劳动力市场的入职收入的影响在不同的制度环境中存在明显的差异。在体制外和高端劳动力市场中,政治资本的回报各有不同。

值得指出的是,本研究的结论仅仅是通过对西安市的调查数据的统计分析得出的,其适用性还需由更大范围的数据加以检验。

参考文献(**References**)

Bian, Yanjie. 1994. Work and Inequality in Urban. Albany: State University of New York Press.

Bian, Yanjie. 1997 "Bringing Strong Ties Back In: Indirect Connection, Bridges, and Job Searches in China." American Sociological Review (62): 266-285.

边燕杰. 1999. 社会网络与求职过程[G]// 涂肇庆、林益民,编. 中国改革时期的社会变迁:西方社会学研究评述. 香港:牛津大学出版社. [Bian, Yanjie. 1999. "Social Nerwork and Job Searching." in Reform and Opening up in Chinese Society, edited by Tu Zhaoqing and Lin Yiming. HongKong: Oxford University Press.]

Bian, Yanjie. 2004. "The Social Network Space in the Domain of Occupational Mobility: A Hong Kong-China Comparison." Hong Kong Journal of Sociology (5): 103-117.

Bian, Yanjie. 2005. "Guanxi." In International Encyclopedia of Economic Sociology, edited by Jens Beckert and Milan Zafirovski. New York: Routledge Lid,

Bian, Yanjie and John R, Logan. 1996. "Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China." Amercian Sociological Review (61): 739-758.

边燕杰、李煜, 2001. 中国城市家庭的社会网络资本[G]//清华社会学评论(2). 厦门:鹭江出版社. [Bian, Yanjie and Li Yu, 2000. "The Social Network Capital of Chinese Urban Families." Tsinghua Sociological Review (2). Xiamen: Lujiang Publishing House.]

Bian, Yanjie and Soon Ang. 1997. "Guanxi Networks and Job Mobility in China and Singapore." Social Forces (75): 981-1006

边燕杰、张文宏. 2001. 经济体制、社会网络与职业流动[J]. 中国社会科学(2). [Bian Yanjie and Zhang Wenhong. 2001. "Economic Institution, Social Network and Occupational Mobility." Social Science in China (2). (in Chinese)]

Burt, Ronald S. 2002. "The Social Capital of Structural Holes." in The New Economic Sociology: Developments in an Emerging Field, edited by Mauro F. Guillen, Randall Collins, Paula England, and Marshall Meyer. New York: Russell sage.

陈珍珍、游家兴. 2009. 基于分位回归法的农民工收入影响因素分析[J]. 统计研究 (6). [Chen Zhenzhen and You Jiaxing. 2009. "Factor Analysis on the Income Level Off Farm Workers Based on Quantile Regression." Statistical Research (6). (in Chinese)]

Flap, Henk and Ed Boxman. 2001. "Getting Strated: The Influence of Social Capital on the Start of the Occupational Career." in N. Lin, K. Cook, and T. R. S Burt (ed), Social Capital: Theory and Research. New York: Aldine De Gruyter: 159-181

郝大海、李路路. 2006. 区域差异改革中的国家垄断与收入不平等——基于2003年全国综合社会调查资料[J]. 中国社会科学(2). [Hao Dahai and Li Lulu. 2006. "State Monopoly and Income Inequality in Regional Disparity Reform Based on National Comprehensive Social Survey Data 2003." Social Sciences in China (2): 110-124. (in Chinese)]

Granovtter, Mark. 1973. "The Strength of Weak Ties." American Journal of Sociology (78): 1360-1380.

Granovtter, Mark. 1985. "Economic Action and Social Structure: the Problem of Embeddedness." American Journal of Sociology. 91: 481-510

李春玲、李实. 2008. 市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释[J]. 社会学研究(2). [Li Chunling and Li Shi. 2008. "Rising Gender Income Gap and Its Dynamics in China: Market Competition or Sex Discrimination?" Sociological Studies (2). (in Chinese)]

Lin, Nan. 1982. "Social Resources and Instrumental Action." in Social Structure and Network Analysis. Edited by Peter V. Marsden and Nan Lin. Sage Publications

Lin, Nan. 2001. Social Capital: A Theory of Social Structure and Action. New York: Cambridge University Press.

Meyerson, Eva M. 1994. "Human Capital, Social Capital and Compensation: The Relative Contribution of Social Contacts to Managers' Incomes." Acta Sociologica 37 (4): 383-399.

Mouw, Ted. 2003. "Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?" American Sociology Review 68(6): 868-898.

Mouw, Ted. 2006. "Estimating the Causal Effect of Social Capital: A Review of Recent Research." Annu. Review Sociology (32): 79-102.

Piore, M, J. 19073. "The Dual Labor Market: Theory and Application." in Problems in Political Economy: An Urban Perspective, edited by D. Gordon. Lexington: Mass. Heath.

舒尔茨. [1961] 1992. 论人力资本投资[M]. 吴珠华, 等, 译. 北京经济学院出版社. [Shultz, T. W. (1961) 1992. Investment in Human Capital, translated by Wu Zhuhua et al. Beijing Economics College Press.]

Walder, A. G. 1986. Communist Neo-Traditionalism: Work and Authority in Chinese Industry. Berkeley: University of California Press.

Wu Xiaogang and Xie Yu. 2003. "Does the Market Pay off? Earning Returns to Education in Urban China." Amercian Sociological Review 68: 425-442.

张维迎、周黎安、顾全林. 2005. 高新技术企业的成长及其影响因素[J]. 管理世界 (10). [Zhang Weiying, Zhou Li'an and Gu Quanlin. 2005. "The Growth of High-New-Tech Firms and its Determ Inants: An Application of the Quantile Regression Model." Management World (10). (in Chinese)]

张文宏. 2006. 社会网络资源在职业配置中的作用[J]. 社会(6). [Zhang Wenhong. 2006. "Functions of Social Networks Resources in Job Matching in Urban China." Society (6). (in Chinese)]

赵延东. 2006. 测量西部城乡居民的社会资本[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版)(6). [Zhao Yandong. 2006. "Measuring The Micro and Macro Social Capital of Western Region Dwellers." Journal of Huazhong Normal University (Humanities and Social Sciences) (6). (in Chinese)]

责任编辑: 路英浩