

# 谁进入了高收入行业?

——关系、户籍与生产率的作用\*

陈钊 陆铭 佐藤宏

**内容提要:** 劳动力市场的进入障碍是造成行业收入不平等的重要原因。除了教育、工龄、年龄、性别这些可能表征劳动生产率特征外, 社会关系网络、父亲的教育和政治身份以及城镇户籍也是有利于劳动者进入高收入行业的因素。当将样本分为东部和内地, 并用家庭祖辈的政治成份作为工具变量, 处理了关系变量的内生性偏误之后, 本文发现, 关系以及本地户籍这些并不表征生产率的因素反而在市场化程度较高的东部更有助于劳动者进入高收入行业。本文的政策含义是, 如果要控制中国日益扩大的城镇居民收入差距, 打破劳动力市场的行业进入障碍将是非常重要的政策手段。

**关键词:** 行业垄断 劳动力市场 收入差距 关系

## 一、引言

说到行业收入不平等, 人们往往关注产品市场的行业垄断, 而忽略了劳动力市场上的行业进入障碍。劳动力市场的进入障碍和产品市场的行业垄断是形成行业间收入差距的两个必要条件。产品市场上的行业垄断维持了企业的超额利润, 而劳动力市场进入障碍则是造成不公平竞争, 使得特定行业的超额利润转化为个人垄断收入的必要条件。也就是说, 对于行业收入不平等的完整研究, 还需要我们进一步地发问: 是谁, 凭什么进入了高收入行业? 因此, 从实证上发现劳动力市场进入障碍的影响因素是消除行业间个人收入差距的关键所在。本文发现, 即使在控制了一些可能影响生产率的因素(比如教育、工龄、年龄、性别等)之后, 社会关系、父亲的教育和政治身份以及城镇户籍等一些非市场力量也显著地影响了劳动力的行业进入。

我们的研究说明, 在中国, 通常所看到的行业收入差距至少在一定程度上不是由生产率差异导致的。在国际上, 个人的行业收入差距的成因一直是争论的焦点, 但是已有文献有时把行业收入差距解释为效率工资机制(例如 Chen and Edin, 2006), 有时则将其解释为某种非竞争性因素导致的行业租金(Krueger and Summers, 1988; Katz and Summers, 1989), 而较少从非市场力量的角度来研究劳动力市场上的行业进入障碍。我们的研究为理解广泛存在的行业收入不平等提供了新的角度。从中国自身来说, 本文为理解中国未来城市劳动力市场的演进提供了重要的证据。如果非市场力量的确形成了劳动力市场的进入障碍, 那么, 如果要控制中国城镇收入差距日益扩大的趋势, 打破劳动力市场的行业进入障碍, 促进公平竞争将是非常重要的政策。

\* 陈钊, 复旦大学中国社会主义市场经济研究中心, 邮政编码: 200433, 电子信箱: zhaochen@fudan.edu.cn; 陆铭, 复旦大学经济学院、浙江大学经济学院, 邮政编码: 200433, 310027, 电子信箱: lm@fudan.edu.cn; 佐藤宏, 日本一桥大学经济系, 电子信箱: satohrs@econ.hit-u.ac.jp。作者感谢教育部重点研究基地重大项目“中国的行业收入不平等研究: 理论、经验与对策”以及国家社科基金项目(08BJL008)的资助, 本文也是复旦大学“中国经济国际竞争力”创新基地建设和上海市重点学科建设项目(B101)的研究成果之一。感谢万广华和武汉大学经济管理学院、华中科技大学经济学院研讨会参与者的讨论、两位匿名审稿人的建议以及孙有智的助研工作。作者文责自负。

本文的第二部分简要地评论与本文有关的文献,从中揭示本文的贡献。第三节是本文的数据和模型。第四节是模型的拓展,将讨论关系所形成的劳动力市场进入障碍是否存在地区间的差异。第五节是结论及政策含义。

## 二、行业收入不平等与劳动力市场的行业分割:文献评论

对于相信自由市场经济的人们来说,行业间收入不平等是一个令人困惑的现象。如果市场是充分竞争的,那么,在控制了一些表征生产率特征的变量(比如教育和经验)之后,行业本身就不应该对个人收入有显著的影响。但实际情况是,行业收入不平等是一个在全世界广泛存在的现象。研究发现,即使在控制了一些表征生产率特征的变量之后,或者用兄弟间数据或面板数据来控制不随时间变化的未观察因素之后,行业间工资差距仍然普遍存在,具体可参见 Björklund, et al. (2004) 对美国 and 北欧国家的研究, Haisken-DeNew and Schmidt (1999) 对德国和美国的比较,以及 Pinheiro and Ramos (1994) 提供的有关巴西的证据。在俄罗斯这样的转型经济国家,行业间的收入不平等甚至有所扩大(Lukyanova, 2006)。在中国, D murger et al. (2006) 也证实了垄断和竞争性行业间的工资差距是显著的。在城镇居民收入差距不断扩大的过程中,由行业间不平等造成的收入差距也在扩大,而且,在同时考虑了地区、教育、所有制、职业类型、是否有第二职业、是否完全就业和年龄等各种因素后,行业间不平等对收入差距的贡献越来越高。在 1995—2002 年期间,行业间工资差距对收入差距的贡献增加又主要是由一些具有国有垄断性质的行业引起的(陈钊、万广华、陆铭, 2008)。

那么,普遍存在的行业间工资差距到底是怎样形成的呢?一种理解是,某些行业的工资更高,只是因为这些行业自愿为就业者支付高于市场出清的工资水平,以换取更高的生产效率,这种机制被称为“效率工资”(efficiency wage)。Chen and Edin (2006) 提供的证据支持了效率工资假说。Aribache (2001) 用可比较并且可度量的生产性特征来解释工资差异,他没有发现支持补偿性工资的证据,但制造业里效率工资的机制是存在的。另一种理解是,企业所处的商品市场以及劳动力市场的非竞争性是解释行业间工资差距的重要因素。商品市场的垄断地位使得企业可以获得超额利润,如果没有这一超额利润作为前提,行业间工资差距就没有了来源。而劳动力市场的非竞争性是行业间工资差距存在的另一条件,如果劳动力市场的进入没有障碍,劳动力之间是完全竞争的,那么,行业垄断并不会造成行业间工资差距。Krueger and Summers (1988) 发现,即使控制了劳动力质量、工作条件、额外福利、短期的需求冲击、工会化的威胁、工会谈判力量、企业规模等因素,行业工资差距仍然存在。他们还发现,越是工资高的行业劳动力的替换率(turnover)越低,这表明高工资的行业获得了一些非竞争性的租金。Katz and Summers (1989) 也认为高工资行业的职工获得了租金。

那么,到底是什么样的劳动力进入了高收入行业,劳动力市场的“租金”来自于何处?通过回答这些问题可以得到至少两个方面的启示。第一,如果在控制了一些表征劳动生产率的个人特征之后,仍然有一些与劳动生产率无关的特征会影响行业进入,那么,可以肯定,行业间的收入差距并不完全与生产率有关。第二,在已有的文献中,对于中国劳动力市场分割的研究更强调按所有制区分的市场分割(例如陈弋等, 2005; D murger et al., 2006),如果一些与劳动生产率无关的特征会影响行业进入,那么,可以确认劳动力市场按行业的分割,这对于未来完善劳动力市场而言具有重要的意义。特别值得一提的是,就我们所知,还没有研究将非生产率的个人特征与劳动力市场的行业进入联系起来。如果非市场力量的确形成了劳动力市场的进入障碍,那么,在城市化进程中,越来越多的劳动力进入城市劳动力市场,但他们当中的很多人没有本地城市户籍,而且相对地缺乏城市本地的关系网络,同时,家庭背景也更不利,因此,他们难以进入收入更高的行业,这非常可能加剧城市内部收入差距的扩大趋势。如果要控制中国城镇收入差距日益扩大的趋势,打破劳动力市场的

行业进入障碍将是非常重要的政策。

经济发展或者市场化的过程会不会削弱那些非市场力量对劳动力行业进入的障碍作用? 这个问题对于判断中国未来劳动力市场的发展趋势非常重要, 但文献中也几乎没有研究过这一问题。在本文中, 我们还将把样本区分为东部沿海和内地两个部分, 来比较这两大地区的差异, 我们将特别比较社会关系和户籍身份这两个非市场因素对行业进入的影响在两大地区有何不同。作为非正式制度的一种, 社会资本(特别是关系网络)的作用如何随着市场发育和经济发展而变化, 这已经成为经济学家们关心的问题。Stiglitz (2000)指出, 随着市场的不断深化与正式制度的逐步建立, 社会关系网络有可能受到冲击, 成熟的法律、规则等正式制度会逐渐取代以社群为基础的关系网络的作用, 社会关系网络的价值以及相关的社会资本的价值也会随之下降。另一种类似的观点是, 在经济发展早期, 分工程度较低, 基于关系的治理(关系型合约)是一种较好的治理结构, 优于基于规则的治理(如法律和民主)。但随着经济的发展和分工程度的提高, 规则型治理的边际交易成本越来越低, 规则型合约会逐步取代关系型合约(Dixit, 2003; Li, 2003; 王永钦, 2006; Krishna and Matsusaka, 2008)。但是, 中国的实证研究中, 并没有取得一致的结论。事实上, 如果既有的社会关系网络嵌入到市场机制中, 其回报也可能随着市场机制的发育而提高。<sup>1</sup> 本文也将为经济发展和市场发育过程中社会网络作用的变化提供进一步的证据。

### 三、数据与基本模型

本文所采用的数据是中国社会科学院经济研究所与国家统计局共同收集的 2002 年中国家庭收入调查(CHIPS)的城镇居民数据, 这是国家统计局的年度家庭调查的一个子样本。其中, 城市调查涵盖了北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、云南、甘肃、四川和重庆。和 1988 年、1995 年的两轮调查一样, 2002 年的样本也是从国家统计局的年度调查样本中抽取的。在城镇样本的选择中, 采取了两阶段分层随机抽样方法。第一阶段, 先选择城市、县和镇, 第二阶段在所选的市、县、镇中选择家庭。在选择城市、县和镇时, 首先根据人口规模将其分为特大城市、大城市、中等城市、小城市和县城五类。其次, 在每一类中, 城市又被归入东北、华北、东部、中部、西北和西南六大区域, 在每一区域内, 再把城市按城镇职工平均工资排列。第三, 将城市的职工总数进行加总, 样本城市和县以 100 万职工为一个间隔来抽取。在第二阶段, 样本家庭是通过多阶段的随机抽样法抽取的。首先选择区, 其次在样本区中选择居委会, 最后在居委会中抽取家庭。在中小型的城镇, 抽样直接从居委会开始, 然后抽取家庭。2002 年, 国家统计局的年度家庭调查有 45000 个样本家庭, 代表了当年大约 4.5 亿城镇人口。样本家庭被要求记连续三年的收入和支出的日记账, 并且每月接受一次调查员的访问。

首先, 我们需要对行业根据其是否具有超额收入水平进行界定。对此, 我们需要回归一个收入方程, 并且在其中将通常收入方程中需要控制的反映生产力的变量进行控制, 然后控制行业哑变量, 通过行业哑变量的符号和显著性来判断行业的性质。在之前的研究中, 我们估计了一个半对数的个人收入方程, 其中收入包括了工资、奖金、价格补贴、实物收入和第二职业收入。解释变量中包括了有否第二职业、是否完全就业、性别、年龄及其平方、是否中共党员、是否少数民族、教育程度、职业类型, 这些变量是被认作影响生产力的变量。此外, 我们还控制了单位所有制和城市哑变量。在此基础上, 我们发现, 以制造业为参照组, 2002 年与制造业存在显著行业工资差距的有 6 个行业。其中, “交通运输、仓储及邮电通讯业”和金融保险业这两大行业的系数在 1988—1995 年间, 均从不显著为正变成显著为正, 而且其系数的值也有所增大; 在 1995—2002 年间, 这两个行业的系数

<sup>1</sup> 对这一问题的实证研究的进展的总结请参见陆铭、李爽(2008)。

保持为正,而且其系数在1995年的系数的基础上,又进一步增大。在2002年,这两个行业的工资分别比制造业高16.3%和21.0%。<sup>1</sup>

在本文的研究中,模型的被解释变量是行业哑变量。如果一个行业在我们的收入方程中显著地比制造业低,那么,我们将其定义为-1;如果差异不显著,则定义为0;如果行业哑变量的系数显著为正,我们定义其为1。根据收入方程的估计结果,低收入行业包括社会服务业,而“电力、煤气及水的生产和供给业”、建筑业、“交通运输、仓储及邮电通讯业”、金融保险业和房地产业这5个行业则属于我们所定义的高收入行业,其他行业则与制造业同属于中间收入的行业。根据这样的定义,我们对模型采取了有序离散因变量概率模型(ordered probit model)。在有序离散因变量概率模型中,变量的边际效应的方向并不总是与系数的符号一致,但在本文的研究中,通过比较有序离散因变量概率模型与OLS的结果,可以发现,模型的系数符号和显著性均没有明显的变化,为了便于解释比较变量系数的大小,我们在下文中将主要报告OLS的回归结果。<sup>④</sup>

在模型的解释变量中,我们仍然控制了一些个人的社会经济特征,其中主要包括了性别、婚姻状况、年龄、教育年限、工龄、健康状况、户籍性质、是否少数民族、党员党龄。考虑到劳动力市场上的行业进入可能与个人过去的经历和表现有关,我们在模型中控制了“是否换过工作”这个哑变量。为了反映个人对进入高收入行业的需求,我们也控制了家庭的人口负担率,用家庭的非劳动力人口占家庭总人口的比重来度量。结果见方程(1)。作为非生产率因素的重点,我们在方程(2)中控制了社会关系网络,用“找工作时有多少人可以提供帮助”来度量,简单的组间均值比较告诉我们,的确是在更高收入的行业里,人们平均拥有的可以帮助找工作的人更多(参见附表2)。因为社会关系可能与一些未观察因素相关,因此为了减少可能存在的遗漏变量偏误,我们在方程(3)中控制了家庭背景,用父亲的教育年限、是否中共党员以及父亲是否在20世纪60年代前从事过各种工商经营活动来度量。结果见表1。

通过方程(1)、(2)和(3)的比较,我们发现,大多数变量的系数符号和显著性并没有发生实质性的变化。只有教育的系数在控制了更多的变量之后有所下降,这说明教育对于行业进入的作用有一部分是通过社会关系网络和家庭背景来发生的。在对结果展开进一步讨论之前,我们有必要先对党龄的度量作进一步的说明。我们曾经用党龄的绝对值作为解释变量,但其系数是显著为负的,这非常难以解释。我们考虑到,党员身份的作用不仅与党内资历有关,还与个人年龄有关,党龄长的,往往年龄也大,因此,我们改用党龄与年龄的比值来度量政治身份,其含义是,相对于年龄来说,党龄更长的人(年轻时入党的老党员)更有可能获得劳动力市场上的优势。考虑到党龄的影响也可能是非线性的,我们也控制了这个相对党龄的平方项。

在表1中,对于我们最为关注的社会关系网络,其系数显著为正,这说明关系的确有助于进入高收入行业。在加入社会关系变量前后,教育的系数略有下降,其他变量的系数基本未变。在加了家庭背景之后,社会网络的系数基本不变,同时,父亲的更高教育水平和党员身份都更有助于一个人进入高收入行业,而且父亲的党员身份的系数几乎十倍于其教育年限的系数。另外,我们还发现,户籍特征也是影响行业进入的非常显著的因素,这说明,之前在文献中所发现的不同户籍身份的人之间的收入差距(如Meng and Zhang, 2001),至少有一部分是由劳动力市场上的行业进入障碍引起的。这几项发现都说明,非生产率的因素是影响劳动力市场公平竞争的,它使得垄断行业的高

<sup>1</sup> 这些结果可参见陈钊、万广华和陆铭(2008)。

<sup>④</sup> 因此可以认为本文中有序离散因变量概率模型中的边际效应的方向与系数的符号是一致的。表1的方程(3)、(5)提供了有序离散因变量概率模型与OLS模型的回归结果的比较,更多的结果比较可以向作者索要。下文的工具变量回归中有序离散因变量概率模型难以采用,因此,本文在表1中主要报告OLS回归结果也是为了便于同下文中的回归结果进行比较。

表1 关系与劳动力市场的行业进入(基本模型)

	(1) 未控制网络 (OLS)	(2) 控制了网络 (OLS)	(3) 加入家庭背景 (OLS)	(4) 控制找工作途径 (OLS)	(5) 加入家庭背景 (ordered probit)
社会网络		0.00625** (0.00264)	0.00609** (0.00264)		0.0143** (0.00618)
依赖关系找工作				0.0381** (0.0155)	
本地城镇户口	0.262** (0.0556)	0.261** (0.0555)	0.260** (0.0555)	0.261** (0.0555)	0.601** (0.129)
教育年限	0.00712** (0.00193)	0.00682** (0.00193)	0.00574** (0.00197)	0.00668** (0.00198)	0.0142** (0.00461)
工龄	0.00724** (0.00109)	0.00726** (0.00109)	0.00718** (0.00110)	0.00724** (0.00110)	0.0170** (0.00257)
年龄	-0.00660** (0.00117)	-0.00657** (0.00117)	-0.00628** (0.00117)	-0.00623** (0.00117)	-0.0147** (0.00274)
相对党龄	-0.158** (0.0714)	-0.162** (0.0714)	-0.170** (0.0715)	-0.161** (0.0715)	-0.404** (0.182)
相对党龄 <sup>2</sup>	0.179 (0.117)	0.181 (0.117)	0.197* (0.117)	0.194* (0.117)	0.483 (0.309)
健康	0.0162** (0.00674)	0.0157** (0.00674)	0.0155* (0.00674)	0.0165** (0.00674)	0.0365** (0.0158)
未婚	0.0516 (0.0451)	0.0504 (0.0451)	0.0600 (0.0452)	0.0650 (0.0452)	0.133 (0.106)
已婚	0.0465 (0.0400)	0.0454 (0.0400)	0.0435 (0.0400)	0.0456 (0.0400)	0.0957 (0.0935)
男性	0.141** (0.0110)	0.141** (0.0110)	0.141** (0.0110)	0.142** (0.0110)	0.333** (0.0259)
少数民族	0.0359 (0.0295)	0.0350 (0.0295)	0.0345 (0.0295)	0.0350 (0.0295)	0.0793 (0.0694)
父亲教育年限			0.00253* (0.00143)	0.00270* (0.00143)	0.00595* (0.00334)
父亲党员身份			0.0234* (0.0120)	0.0238** (0.0120)	0.0558** (0.0280)
父亲曾经经商			-0.00496 (0.0199)	-0.00598 (0.0199)	-0.0110 (0.0465)
曾经换过工作	-0.104** (0.0182)	-0.106** (0.0182)	-0.106** (0.0182)	-0.111** (0.0183)	-0.247** (0.0422)
人口负担率	0.0308 (0.0275)	0.0327 (0.0276)	0.0381 (0.0276)	0.0351 (0.0276)	0.0876 (0.0645)
常数	-0.438** (0.106)	-0.441** (0.106)	-0.457** (0.108)	-0.475** (0.108)	
观察值	9957	9957	9955	9951	9955
R <sup>2</sup> 或伪R <sup>2</sup>	0.052	0.052	0.053	0.053	0.0406

注: 括号外与括号内的数值分别是估计系数和标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。以下各表同。

利润借助于社会关系网络、家庭背景和户籍转化成了个人的高收入。当然,并不是说生产率的因素在行业进入中就不重要了,事实上,教育和经验也能够增加进入高收入行业的概率。在控制了经验(工龄)之后,年龄的系数为负,这可能说明年龄的提的确产生了某种其他方面的劣势。从系数值来看,教育、经验和年龄的系数与社会关系网络的系数非常接近,但大大低于父亲党员身份和本人户籍身份的系数。从模型的解释度来看,如果在方程(3)的基础上,去掉个人的教育、经验、年龄和健康,模型的调整后  $R^2$  将下降到 0.0477;如果去掉关系、家庭背景和户籍身份,则模型的调整后  $R^2$  下降到 0.0496。这说明,在劳动力市场的行业进入这一问题上,非生产率因素和生产率因素至少具有接近的效应。

其他一些变量的系数也非常有趣。有过换工作的经历的确不利于进入高收入行业,这可能是由于换工作表现出了之前较差的工作绩效,也可能是因为换工作透露了关于个人工作稳定性的信息,这有待于进一步的研究。相对于女性来说,男性更容易进入高收入行业,在控制了其他因素之后,性别如此显著地影响到了行业进入,而且其系数如此之大,不能不说是一种性别歧视。相对党龄的一次项显著为负,其平方项在方程(3)中也显著。简单地根据系数估算一下相对党龄的转折点,大概是在 0.4315。也就是说,当一个人的相对党龄大于这个临界值时,党员身份才更有利于进入高收入行业。举例来说,对于一个 40 岁的人,他的临界党龄大约是 17.25 年,或者说,他需要在大约 23 岁之前入党才是一个老党员,才有利于进入高收入行业。而对于一个 50 岁的人,他需要在大约 29 岁之前入党才有利。

在以上模型中,找工作的网络则可能存在较大的度量误差,比如说,一个人拥有帮助自己找工作的网络多,并不一定代表他会用这些关系。幸运的是,在 CHIPS2002 的数据里,问到了受访者找到的工作是通过什么样的渠道的,具体有以下几种:政府安排(正常工作调动)、顶替、公开考试、就业部门介绍、报纸招聘、私人介绍、自己寻找、自干个体或私营、当时不工作、其他。因此,方程(4)在方程(3)的基础上,把顶替与私人介绍这两种找工作的方式合并为“通过关系网络”找工作,把依靠其他几种渠道找工作定义为通过市场渠道找工作,并以后者为参照组,可以发现,通过关系找工作确实提高了进入高收入行业的概率。<sup>1</sup>此外,与方程(3)相对照,表 1 中的方程(5)给出了有序离散因变量概率模型的回归结果。

#### 四、关系变量的内生性及工具变量估计

对于关系变量,即使我们通过更换不同的度量指标,以尽量避免度量误差,也通过加入家庭背景来减少可能存在的遗漏变量偏误,仍然可能存在由遗漏其他变量导致的估计偏误。另外,联立性的内生偏误也是让我们担心的,因为在理论上完全可能是在低收入行业的人更依赖关系网络来找工作。为了进一步减少由关系变量的内生性可能导致的估计偏误,我们进一步使用了工具变量法,我们使用的工具变量是配偶的父亲在土改时的政治成份,为此,我们在下面的估计中放弃了未婚的样本。选择“配偶父亲在土改时的政治成份”作为社会关系网络的工具变量,而不是受访者自己的父亲的政治成份,是因为后者可能会影响受访者的能力等不可观察变量,从而直接影响其劳动力市场表现。选择“配偶父亲在土改时的政治成份”作为工具变量则避免了这一问题。由于本文工具变量的选取会减少一部分未婚样本,为了考察这样的变化对结果有无大的影响,我们在表 2 中提供了全样本和去掉未婚样本的 OLS 回归结果(分别为方程(3)与方程(6))。可以看到,是否将未婚的样

<sup>1</sup> 如果我们把政府安排(正常工作调动)、就业部门介绍也并入“通过关系网络”找工作,结论依然不变。如果以自己寻找为参照,将各种找工作途径分别用不同的哑变量进行控制,仍然发现通过私人关系进入高收入行业的可能性显著更高。

表2 关系与劳动力市场的行业进入(工具变量估计)

	(3) OLS 全部样本	(6) OLS 已婚样本	(7) IV-OLS	(8) 第I阶段
社会网络	0.00609** (0.00264)	0.00650* (0.00280)	0.103 (0.114)	
配偶父亲成份				0.157** (0.0648)
本地城镇户籍	0.260** (0.0555)	0.278** (0.0571)	0.264** (0.0632)	0.148 (0.221)
教育年限	0.00574** (0.00197)	0.00458* (0.00206)	0.000385 (0.00542)	0.0430** (0.00795)
工龄	0.00718** (0.00110)	0.00752** (0.00113)	0.00769** (0.00122)	-0.00184 (0.00435)
年龄	-0.00628** (0.00117)	-0.00632** (0.00121)	-0.00574** (0.00146)	-0.00638 (0.00469)
相对党龄	-0.170* (0.0715)	-0.0931 (0.0995)	-0.168 (0.138)	0.751* (0.384)
相对党龄 <sup>2</sup>	0.197* (0.117)	0.0640 (0.180)	0.130 (0.207)	-0.625 (0.696)
健康	0.00117* (0.00674)	0.0186** (0.00704)	0.0120 (0.0108)	0.0687** (0.0272)
未婚	0.0600 (0.0452)			
已婚	0.0435 (0.0400)	0.0627 (0.0730)	0.0486 (0.0797)	0.159 (0.282)
男性	0.141** (0.0110)	0.141** (0.0116)	0.138** (0.0131)	0.0371 (0.0449)
少数民族	0.0345 (0.0295)	0.0398 (0.0320)	0.0196 (0.0417)	0.206* (0.124)
父亲教育年限	0.00253* (0.00143)	0.00258* (0.00151)	0.000973 (0.00249)	0.0162** (0.00583)
父亲党员身份	0.0234* (0.0120)	0.0259* (0.0124)	0.0241* (0.0134)	0.0169 (0.0481)
父亲曾经经商	-0.00496 (0.0199)	-0.0105 (0.0214)	-0.00469 (0.0238)	-0.0536 (0.0826)
曾经换过工作	-0.106** (0.0182)	-0.114** (0.0197)	-0.139** (0.0365)	0.264** (0.0760)
人口负担率	0.0381 (0.0276)	0.0623* (0.0304)	0.0885** (0.0448)	-0.273** (0.117)
常数项	-0.457** (0.108)	-0.562** (0.128)	-0.592** (0.141)	0.315 (0.493)
观察值	9955	8617	8617	8617
调整后的 R <sup>2</sup>	0.053	0.059		0.064

表3 关系与劳动力市场行业进入的跨地区比较

	(9) 沿海	(10) 内地	(11) 沿海 (OLS 有配偶)	(12) 内地 (OLS 有配偶)	(13) 沿海 (IV-OLS)	(14) 内地 (IV-OLS)
社会网络	0.00677 (0.00458)	0.00543* (0.00318)	0.00831* (0.00505)	0.00517 (0.00332)	0.173 (0.151)	0.0345 (0.171)
本地城镇户口	0.460*** (0.0898)	0.0832 (0.0708)	0.440*** (0.0924)	0.138* (0.0733)	0.404** (0.112)	0.135* (0.0755)
教育年限	0.0106** (0.00377)	0.00336 (0.00224)	0.0102** (0.00410)	0.00203 (0.00232)	0.00158 (0.00922)	0.000882 (0.00707)
工龄	0.0103*** (0.00237)	0.00649*** (0.00120)	0.0117*** (0.00254)	0.00652*** (0.00122)	0.0108*** (0.00307)	0.00664*** (0.00142)
年龄	-0.00976*** (0.00260)	-0.00552*** (0.00127)	-0.0115*** (0.00279)	-0.00508*** (0.00130)	-0.00967*** (0.00365)	-0.00492*** (0.00161)
相对党龄	-0.342* (0.191)	-0.120 (0.0766)	-0.316 (0.197)	0.0225 (0.112)	-0.395* (0.240)	-0.00499 (0.196)
相对党龄 <sup>2</sup>	0.466 (0.347)	0.151 (0.118)	0.416 (0.357)	-0.108 (0.203)	0.416 (0.413)	-0.0765 (0.275)
健康	0.00448 (0.0121)	0.0218*** (0.00796)	0.0128 (0.0129)	0.0220*** (0.00826)	0.00541 (0.0164)	0.0195 (0.0163)
未婚	0.0237 (0.0864)	0.0607 (0.0520)				
已婚	-0.0133 (0.0782)	0.0731 (0.0452)	0.0393 (0.156)	0.0767 (0.0800)	0.0103 (0.182)	0.0723 (0.0846)
男性	0.178*** (0.0193)	0.118*** (0.0131)	0.189*** (0.0211)	0.112*** (0.0137)	0.180*** (0.0257)	0.111*** (0.0147)
少数民族	0.0716 (0.0554)	0.0106 (0.0341)	0.0827 (0.0619)	0.0172 (0.0366)	0.00357 (0.102)	0.0150 (0.0391)
父亲教育年限	-0.00145 (0.00262)	0.00468*** (0.00167)	-0.00232 (0.00286)	0.00490*** (0.00174)	-0.00386 (0.00360)	0.00429 (0.00395)
父亲党员身份	0.0399* (0.0219)	0.0125 (0.0140)	0.0406* (0.0233)	0.0162 (0.0144)	0.0509* (0.0286)	0.0144 (0.0179)
父亲曾经经商	0.0179 (0.0352)	-0.0176 (0.0238)	-0.00608 (0.0393)	-0.0119 (0.0250)	-0.0195 (0.0472)	-0.00761 (0.0356)
曾经换过工作	-0.143*** (0.0314)	-0.0810*** (0.0220)	-0.163*** (0.0354)	-0.0846*** (0.0233)	-0.233*** (0.0762)	-0.0894*** (0.0364)
人口负担率	0.0529 (0.0483)	0.0304 (0.0332)	0.0799 (0.0554)	0.0533 (0.0358)	0.141* (0.0852)	0.0598 (0.0524)
常数项	-0.599*** (0.177)	-0.151 (0.128)	-0.663*** (0.230)	-0.202 (0.145)	-0.652*** (0.266)	-0.345 (0.250)
观察值	3798	6157	3160	5457	3160	5457
调整后 R <sup>2</sup>	0.063	0.048	0.075	0.049		0.035

本去掉仅对相对党龄、健康等少数变量的系数或显著性略有影响。<sup>1</sup>

有必要对我们使用的工具变量的合理性作进一步的说明。建国初期,农村土地改革运动(20世纪40年代末到50年代初)中,不同的家庭依照经济地位(主要是土地数量的不同),被分成了贫下中农、中农、富农地主阶级。这种政治身份在相当长的一段历史时期伴随着人的一生,在就业、婚姻和社会生活的各个方面都是重要的影响因素。

在我们的研究中,按照配偶父亲在土改时的成份生成一个哑变量,家庭成份被划分为富裕中农、富农、地主、企业主、小业主的设为1,家庭背景为贫(雇)农、下中农、工人、职员、革命干部、革命军人的设为0。“富裕中农”虽然是贫下中农团结的对象,不过其本身并不属于“红五类”。Sato和Li(2007)研究了阶级成份在代际之间受教育程度的作用,他们虽然将中农和富农、地主区分开来,用两个哑变量分别控制两种政治成份,但他们发现这些政治成份和改革开放以前的时间哑变量的交互项的系数显著为负,也即是说,当时他们都受到了冲击。因此,我们将富裕中农和富农、地主划为一类。虽然在政治运动时期,在政治上处于劣势的人群受到了冲击,但是在改革开放之后,这些家庭在教育 and 财产等方面可能又恢复到了从前(Sato and Li, 2007; 2008)。事实上,在城市里,曾经受到冲击的大多数家庭是以往社会地位较高的家庭。因此,我们在理论上推断,如果配偶的父亲在历史上的成份为1,那么,在改革开放20余年之后,社会地位较高的家庭将拥有更丰富的社会关系网络,配偶父亲的社会经济地位也可能影响到本人的社会关系网络。为了验证工具变量的有效性,我们在方程(6)的基础上,将能够帮忙找工作的人数作为被解释变量,而其他解释变量作为控制变量,然后加入配偶父亲的成份作为解释变量,估计了方程(8),作为工具变量的第一阶段回归。结果发现配偶父亲成份为1的确显著地增加可以帮忙找工作的人数,其t值为2.44,显著性P值为0.015;如果对此单变量的显著性作F检验,其检验值为5.98。因此,这是一个可以被接受的工具变量。此外,我们也认为配偶父亲历史上的政治成份并不会直接影响本人的劳动力市场行业进入。尽管这并不是一个可以直接检验的假设,但我们仍然可以获得一些间接的信息。首先,我们将配偶父亲的政治成份直接放入行业进入的模型中,这个变量本身非常不显著。此外,我们还分别计算了在不同收入水平的行业中配偶父亲成份的比重,发现实际上并不存在显著的差异,只有低收入行业中配偶父亲成份为1的比重较低,而中等收入和高收入行业中配偶父亲成份为1的比重几乎一样;如果把低收入行业与中等收入行业合并,其与高收入行业中配偶父亲成份为1的比重就几乎没有差别了,甚至还略微高一些(参见附表2)。

进一步地,我们用配偶父亲政治成份作为工具变量对方程(6)做了两阶段最小二乘估计,其结果为方程(7)。我们进一步将此结果与方程(6)进行了对比,做了Hausman检验,结果发现检验值为0.73,P值为1.0000。也就是说两个回归结果并不存在系统性的差异。但是,如果我们只看两个估计中的关系变量的系数的话,可以发现,在工具变量估计中,其系数为0.103,而在OLS估计中,其系数只有0.00656。这表明,可能的确是那些在低收入行业的人更依赖于关系来找工作,从而造成在OLS结果里关系的系数被大大低估。当然,也可能存在某种未观察的因素,比如说能力,使OLS的估计结果存在偏误。如果能力低的人更不可能进入高收入行业,但他们又更依赖于关系来找工作,那么,OLS结果里关系的系数就可能被低估。

## 五、模型的拓展:关系作用的跨地区比较

正如前文指出的那样,在发现了非市场因素对劳动力市场进入的影响后,我们自然想知道,是不是在市场化 and 经济发展水平有所差异的不同地区,非市场因素可能会不一样。为了做这样的比

<sup>1</sup> 当去掉未婚样本后,哑变量的参照类别仍为婚姻状态中除未婚、已婚之外的其他类别,如离异、丧偶等。

较,我们将样本分为了东部和内地两个部分,前者包括来自北京、辽宁和广东的样本,而后者则覆盖了山西、陕西、青海、河南、湖北、重庆、四川、云南和甘肃这些地区。这样的比较呈现出了非常有趣的结果。我们发现,在东部地区,关系变量的系数变得非常小,而且不显著了,而在内地,关系变量却高度显著为正。这似乎显示出,市场化和经济发展降低了社会关系网络的作用。为克服可能存在的社会网络变量的内生性问题,我们也采取了与前一部分中同样的工具变量估计方法。我们首先将样本分为沿海与内地分别进行 OLS 回归(方程(9)、(10)),类似地,我们再在上述两个回归中仅保留已婚样本进行回归(方程(11)、(12))。可以看到,去掉部分样本后的 OLS 回归结果也基本不变,仅是两地相对党龄的一次项均不再显著。在方程(13)、(14)的沿海、内地样本工具变量回归中,我们同样发现,虽然 OLS 与 IV-OLS 两个回归结果并不存在系统性的差异,但关系变量的回归系数在 IV-OLS 中明显更大,这说明 OLS 回归中可能存在对社会关系网络作用的低估。在工具变量回归的结果中,关系变量在沿海的系数从 0.00831 增加到 0.173,而在内地则从 0.00517 增加到 0.0345。这说明,在沿海地区,由于关系的内生性导致的偏误更大,而且,在考虑内生性因素之后,在沿海地区关系对于进入高收入行业的作用是内地的 5 倍以上!换句话说,我们在行业进入的研究中,没有得到市场化和经济发展将减少社会关系网络作用的证据。

其他变量的系数在不同地区的对比也值得讨论。在东部,教育和经验这些变量显著地增加了进入高收入行业的可能性,而在内地,这两个标识生产率的变量虽然仍然显著,但其系数却要小得多,这与东部的市场化程度较高也是一致的。值得注意的是,在东部,本地城镇户籍的系数三倍于内地的户籍的系数,其显著性也更高。这说明,由政策性的分割导致的户籍身份对行业进入的影响主要发生在东部,这是市场化进程中值得重视的现象。同样值得一提的是,在东部,父亲的教育是不显著的,而父亲的政治身份却显著为正;但在内地情况正好相反,父亲的教育是显著为正的,政治身份却不显著了。

## 六、结论及政策含义

由于行业垄断利润和劳动力市场上的行业进入障碍是行业间收入不平等的两个必要条件,因此,本文用实证的方法考察了劳动力市场进入障碍的影响因素。我们发现,即使在控制了一些可能影响生产率的因素(比如教育、年龄、性别等)之后,社会关系网络、父亲的教育和政治身份和城镇户籍也是有利于进入高收入行业的因素。在考虑到社会关系网络的内生性之后,本文利用配偶父亲在土地改革时期的政治成份作为工具变量重新进行估计,得到的结果是,关系对进入高收入行业的影响更大了。这些发现进一步说明,通常所看到的行业收入差距至少在一定程度上是由非市场力量所造成的行业进入障碍导致的。我们也对东部和内地的样本分别进行了模型估计,在用 IV 估计同样考虑了关系变量的内生性后,结果显示,与内地相比,在东部,在教育 and 经验的影响更为重要的同时,关系也变得更重要了。我们还注意到,本地城镇户籍对于行业进入的限制作用主要发生在东部,这显示出,东部更为迅速的市场化进程中,一些非市场力量的因素正在起着扭曲市场机制的作用。本文的研究也为我们从微观层面上理解中国日益下降的收入流动性提供了来自劳动力市场上的证据。

本文的主要政策含义是,今后,中国如果要形成一个公平竞争的市场经济,就需要在劳动力市场上打破行业进入障碍,实施有利于行业收入均等化的政策。事实上,本文发现的劳动力市场上行业进入的障碍也将构成收入流动性难以进一步提高的一个重要原因。以 2002 年的结果来看,如果能够实现行业间的收入均等,那么,城镇居民收入差距将缩小大约 5%—10%(陈钊、万广华和陆铭,2008)。根据本文的研究,如果能够打破由非市场力量导致的个别垄断行业的劳动力市场进入障碍,便可以控制这些行业的不合理的高收入,使得行业因素不再成为导致收入差距的重要因素,

因此,劳动力市场的平等竞争政策是至关重要的。

附表 1 变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
行业工资高低次序	9957	0.080	0.529	-1	1
曾经换过工作	9957	0.093	0.291	0	1
本地城镇户籍	9957	0.991	0.095	0	1
性别(男性=1)	9957	1.443	0.497	1	2
婚姻(已婚=1)	9957	1.916	0.334	1	3
年龄	9957	40.550	9.256	1	77
健康	9957	3.891	0.822	1	5
相对党龄	9957	0.096	0.181	0	2.115
少数民族	9957	1.040	0.197	1	2
教育年限	9957	11.429	2.986	0	23
工龄	9957	20.212	9.680	0	43
社会网络	9957	1.238	2.035	0	24
是否依靠关系找工作	9957	0.144	0.390	0	9
父亲教育年限	9957	5.549	3.973	0	17
父亲党员身份	9955	1.675	0.468	1	2
父亲曾经经商	9955	1.923	0.266	1	2
人口负担率	9957	0.374	0.195	0	1

附表 2 社会关系和配偶父亲政治成份的组间均值比较

行业类型	帮忙找工作的人数		配偶父亲政治成份是否为 1	
低收入	1.104 (0.062)		0.097 (0.010)	
中等收入	1.218 (0.025)	1.204 (0.024)	0.128 (0.004)	0.124 (0.004)
高收入		1.262 (0.055)		0.122 (0.008)

注:括号内为标准差。

参考文献

陈弋, Sylvie D murger, Martin Fournier, 2005:《中国企业的工资差异和所有制结构》,《世界经济文汇》第 6 期。

陈钊、万广华、陆铭, 2008:《行业不平等:日益重要的城镇收入差距成因》,复旦大学工作论文。

陆铭、李爽, 2008:《社会资本、非正式制度与经济发展》,《管理世界》第 9 期。

王永钦, 2006:《市场互联性、关系型合约与经济转型》,《经济研究》第 6 期。

Arbache, Jorge Saba, 2001, "Wage Differentials in Brazil: Theory and Evidence," *Journal of Development Studies*, 38, 2, 109—130.

Bjorklund, Anders, Bemt Bratsberg, Tor Eriksson, Markus Jartti, and Oddbjorn Raaum, 2004, "Inter-Industry Wage Differentials and Unobserved Ability: Siblings Evidence from Five Countries," IZA Discussion Paper Series, No. 1080.

Chen, Paul and Per-Anders Edin, 2006, "Efficiency Wages and Industry Wage Differentials: A Comparison across Methods of Pay," *Review of Economics and Statistics*, 84, 4, 617—631.

D murger, Sylvie, Martin Fournier, Li Shi and Wei Zhong, 2006, "Economic Liberalization With Rising Segmentation In China's Urban Labor Market," *Asian Economic Papers*, Vol. 5, No. 3, Pages 58—101.

Dixit, Avinash, 2003, "Trade Expansion and Contract Enforcement," *Journal of Political Economy*, 111(6), 1293—1317.

Haisken DeNew, John P. and Christoph M. Schmidt, 1999, "Industry Wage Differentials Revisited: A Longitudinal Comparison of Germany and USA (1984—1996)," IZA Discussion Paper Series No. 98.

- Huang, Philip C., 1995, "Rural Class Struggle in the Chinese Revolution: Representational and Objective Realities from the Land Reform to the Cultural Revolution," *Modern China*, 21(1), 105—143. (中译文载黄宗智,《经验与理论: 中国社会、经济与法律的实践历史研究》, 中国人民大学出版社, 2005年, 第5章。)
- Katz, L. F. and L. H. Summers, 1989, "Can Inter-Industry Wage Differentials Justify Strategic Trade Policy," in Feenstra, R. (ed.), *Trade Policies for International Competitiveness*, University of Chicago Press, Chicago.
- Krishna, B. K. and J. G. Matsusaka, 2008, "From Families to Formal Contracts: An Approach to Development," *Journal of Development Economics*, forthcoming.
- Krueger, Alan, and Lawrence Summers, 1988, "Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure," *Econometrica*, 56, 259—294.
- Li, John Shuhe, 2003, "Relation-Based versus Rule-Based Governance: an Explanation of the East Asian Miracle and Asian Crisis," *Review of International Economics*, 11(4), 651—673.
- Lukyanova, Anna, 2006, "Wage Inequality in Russia (1994—2003)," Moscow: Economics Education and Research Consortium, Working Paper Series, No. 06/03.
- Meng, Xin and Junsen Zhang, 2001, "The Two-Tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai," *Journal of Comparative Economics*, 29, 3, 485—504.
- Pinheiro, Armando Castelar and Lauro Ramos, 1994, "Inter-Industry Wage Differentials and Earnings Inequality in Brazil," *Estudios de Economia*, 21, November, 79—111.
- Sato, Hiroshi and Li Shi, 2007, "Revolution and Family in Rural China: Influence of Family Background on Current Family Wealth," IZA Working Paper No. 3223.
- Sato, Hiroshi and Li Shi, 2008, "Class Origin, Family Culture, and Intergenerational Correlation of Education in Rural China," Global COE Hit Stat Discussion Paper Series gd08-007, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Stiglitz, Joseph E., 2000, "Formal and Informal Institutions," in *Social Capital: A Multifaceted Perspective*, The International Bank for Reconstruction and Development/ The World Bank, 59—70. (中译本, 帕萨·达斯古普特、伊斯梅尔·撒拉格尔德, 2005,《社会资本——一个多角度的观点》, 张惠东等译, 中国人民大学出版社, 74—87页。)

## Who Entered High-wage Industries? The Role of Social Network, Hukou and Labor Productivities

Chen Zhao<sup>a</sup>, Lu Ming<sup>b,c</sup> and Hiroshi Sato<sup>d</sup>

(a: CCES, Fudan University; b: School of Economics, Fudan University;  
c: College of Economics, Zhejiang University; d: Hitotsubashi University)

**Abstract:** This paper finds that social networks, father's education and political status, and urban household registration status (*hukou* identity), as well as their own education, experience, age, and gender, help people enter high-wage industries. When contrasting coastal and inland samples, after instrumenting social networks by household political identity (based on classifications during the land reform in the 1950s), we find that social networks are more helpful for entering high-wage industries in coastal regions. The implication of this paper is: breaking industrial entry barriers in the urban labor market is an essential policy in order to control inter-industrial wage inequality in urban China.

**Key Words:** Industry Monopoly; Labor Market; Inter-industrial Wage Differentials; Social Networks

**JEL Classification:** J31, J71, Z31

(责任编辑: 松木) (校对: 梅子)