

# 1993—2000 年中国城市的自愿与非自愿就业流动与收入不平等<sup>\*</sup>

吴晓刚

**提要:** 本文提出了一个关于就业者从国有部门进入市场部门的选择性流动模型,用以阐释前社会主义国家的市场转型如何导致收入不平等变化。2000 年在中国一些城市所做的调查显示,近些年来就业者进入市场是由两种不同的机制所驱动:一些人自我选择的自愿进入,以求获得更高的经济回报;另一些人则是由于下岗而被推向市场的非自愿进入。其结果使得市场部门从业人员的异质性较之以往显著增加。线性回归分析结果表明,我们通常所观察到的市场部门从业人员收入较高这一现象,仅局限于后期自愿进入者这一社会群体。倾向得分匹配方法进一步揭示出,后期进入市场对个人收入的影响效应与市场进入倾向呈负相关。那些本来就在国有部门干得很好的人,进入市场部门的倾向性较低,然而一旦其选择进入就会获益最多。

**关键词:** 收入不平等 劳动力市场 下岗 市场转型 倾向得分匹配方法

## 一、引言

以往关于社会分层的经验性研究大多关注分层的结果,即不同社会群体之间在教育、职业和收入方面的不平等,而缺少深入探讨不平等产生的过程(Blalock, 1991)。因而,当社会学家们试图解释不平等产生的因果关系机制时,他们往往依赖于许多过于简单及未被验证的假设,从而得出大量有偏的和缺乏证实的结论。目前社会学界关于前社会主义国家的社会不平等和分层研究亦如是。中国及东欧国家向市场经济体制的转型重新燃起了学者们的研究兴趣,即宏观层面上的社会转型

---

<sup>\*</sup> 本文的英文版曾于 2005 年美国社会学学会年会、2005 年国际社会学学会社会分层与流动研究委员会夏季会议和 2006 年美国人口学会年会中宣读。作者感谢中国人民大学郑杭生教授提供的数据和密歇根大学谢宇教授提出的建议。本研究得到了香港研究资助委员会的资助(项目编号:HKUST6424/05H),香港科技大学社会科学部研究生李俊和张纯岑为本文的中文写作提供帮助,作者在此一并致谢。

如何重塑社会结构性的不平等(Nee, 1989; Szélenyi, 1978)。此领域的早期经验研究主要是考察收入不平等,尤其是对人力资本及政治资本的回报,进而折射社会分层机制的转变(如 Bian & Logan, 1996; Gerber & Hout, 1998; Nee, 1989, 1996; Parish & Michelson, 1996; Róna-Tas, 1994; Xie & Hannum, 1996)。这样一个从观察外在的收入不平等到分析内在的因果关系机制的“认识飞跃”,曾经在 1990 年代的国外社会学界引发了一场有关市场转型的社会后果的争论(Cao & Nee, 2000; Zhou, 2000a)。

自 1990 年代末以来,愈来愈多的研究开始将制度背景或收入不平等产生的中间过程具体化,从而转变了研究的理论范式(Gerber, 2002; Walder, 2002, 2003; Wu & Xie, 2003; Wu, 2006; Zhou, 2000a)。在分析收入的决定因素时,学者们着重研究新兴劳动力市场的结构性变化以及产生新的不平等过程中的群体流动。例如,1980 年代中国农村地区的经济增长,产生了许多工薪就业机会,这一变化从根本上改变了农村社会中各个群体之间的收入分配结构(Walder, 2002)。苏联解体后,休克疗法导致了劳动力市场的结构性变化,促使人们的就业模式转型,进而影响了社会的不平等结构(Gerber & Hout, 1998)。这些文献研究劳动力市场的结构性变化对社会分层所造成的影响,无疑将这一领域的研究又向前推进了一步,即关注这些多样化的分层结果究竟是如何在后社会主义国家的宏观社会变迁背景下产生的。这一研究思路使转型社会的分层研究与发达资本主义国家劳动力市场的研究不谋而合(如 DiPrete, 1993; DiPrete & Nonnemaker, 1997)。然而,讨论产生不平等的社会结构只是研究的一个方面。除非我们假设个人的行为全部由结构性因素决定,或者个体之间的差异在社会层面加总过程中可以被全部抵消,不然,缺乏对微观或个体层面机制的探讨是无法解释社会的结构性变化的(Blalock, 1991; Blau, 1977; Hannan, 1990)。

由此角度,吴和谢(Wu & Xie, 2003)提出了每一个个体都是活跃的社会行动者的观点,认为他们并不仅仅是被动地受到市场转型大进程的影响,而是主动积极地适应劳动力市场变化。根据受访者的生活史回溯资料,他们(Wu & Xie, 2003)将中国城市居民的就业流动划分为四个类型:1. 在国有部门工作并继续留在国有部门(体制内人员);2. 早期进入市场部门并留在市场部门(早期进入者);3. 最初在国有部门,之后转入市场部门(后期进入者);4. 最初在市场部门,后又退回到国有部门(市场失败者)。他们比较了身处市场部门的第二类和第三类人群与身

处国有部门的第一类人群在教育回报上的差异,并<sup>①</sup>通过这一概念创新得出了一个暂时的经验性结论,即在市场部门的就业收入与教育回报取决于个体进入市场的时间早晚:早期进入者在收入及教育回报上都不占优势,但后期进入者则不同。他们将这种时间上的差异理解为选择机制上的差异,但却没有直接的证据来支持这一论断;而且,关于后期进入者为何比体制内人员享有更大的优势,也没有得到令人信服的解释(Jann, 2005; Xie & Wu, 2005)。如其所指:“这种现象的发生,或许是因为中国城市劳动力市场的转型存在着两种截然不同的逻辑和过程。一方面,大批的优秀人才自愿放弃他们在国有部门的职位转而进入市场部门谋发展,也就是人们常说的‘下海’。另一方面,越来越多的职工因国有企业不景气而下岗,被迫进入市场部门。这两个群体在许多方面的差别都非常大……把他们合并在一起就有可能导致后期进入者的教育回报被高估”(Wu & Xie, 2003)。由于他们分析使用的数据资料并未直接测量就业者向市场部门流动的真正动机(例如是“下海”还是“下岗”),因而也就无法检验自愿进入者和非自愿进入者之间到底是否有所差别,也无法分析这种差别所隐含的社会后果。

本文将在两个方面深化上述有关问题的探讨。首先,根据2000年在中国10个城市搜集的调查资料,分析就业者向市场部门流动的不同类型,并直接检验早期进入者和后期进入者是由两种不同选择机制所驱动这一观点,而特别注意后期进入者中自愿进入与非自愿进入的区分。其次,同时使用普通最小二乘法回归分析和倾向得分匹配方法(Propensity Score Matching Methods)考察与体制内人员相比较,在后期进入者内部不同的流动类型究竟对收入不平等具有什么样的影响。

## 二、劳动力市场转型、市场从业人员的异质性与收入不平等

过去的几十年中,前社会主义国家的经济改革在再分配体制下孕育出了一个新兴的市场部门。市场经济为社会流动提供了新的机会,对社会分层的变化也具有深远的影响(Nee, 1989)。在“再分配体制—市场经济”这个双重就业机会结构下,人们既可以选择留在体制内,也

<sup>①</sup> 因第四类人群(市场失败者)数量很少,谢和吴(Wu & Xie, 2003)在分析时将其排除在外。

可以选择进入市场部门 (Szelényi, 1988: 65)。很大程度上, 在市场转型过程中, 谁是赢家谁是输家这一争论的答案取决于谁留在体制内而谁又转向了市场部门 (Szelényi & Kostello, 1996)。

人们在劳动力市场中的就业流动是国家社会主义向市场经济转型这一大的社会变迁过程中必然出现的现象, 且是这一过程的不可或缺的一部分。例如, 中国的就业流动, 尤其是从国有部门向市场部门的流动, 自经济改革以来大幅增加: 1978年, 全国只有150000左右的人在市场部门工作, 1999年则上升到62410000人, 20年内翻了416倍 (国家统计局, 2000)。劳动力的这种流动性变化绝不是偶然现象, 而是反映了个体为适应市场改革带来的就业机会结构变动所做出的应变 (Wu, 2006)。关于不同的社会群体如何适应新的市场机会, 已经存在一些个案性、但彼此矛盾的研究论述 (Szelényi, 1988)。对匈牙利农村企业家的早期研究发现, 新的经济精英大多来自于非特权阶级。1980年代中期在中国城市进行的一些调查研究也显示, 私营企业主和个体户多为无法在国有部门中找到稳定工作的人, 例如农民工、待业青年、下岗工人、刑满释放人员和退休职工 (Davis, 1999; Gold, 1991)。根据一项有代表性的抽样调查资料, 周雪光等人 (Zhou et al., 1997) 曾发现中国城市居民从国有部门到市场部门的就业流动很少, 尤其是那些具备较高人力资本和政治资本的人。然而, 在匈牙利, 当共产主义体制于1989年瓦解后, 原统治阶级精英比普通工人更多地转向了市场部门而保持其经济特权 (Róna-Tas, 1994)。在中国市场经济在1992年邓小平南巡后得到了全面的合法化, 经济体制改革不断深化。干部和专业技术人员越来越多地放弃原国有部门的工作而转向市场部门寻求新的机遇。人们以“下海”这一新词汇形容这一潮流现象 (Wu & Xie, 2003; Wu, 2006)。

泽林尼和科斯特罗 (Szelényi & Kostello, 1996) 试图将这些彼此不同甚至有所相悖的观察整合在一起, 并把它们与市场化进程联系起来加以讨论。他们认为, 在经济改革的初期, 由于进入市场部门风险较高且不需要很多的技能, 所以进入市场的多为社会底层人员, 他们不像国有部门工作人员那样面临失去特权的危险。然而, 随着市场化的深入及风险的降低, 具备较高技能的人也开始在市场中寻找机会。党的干部们也开始学习如何利用市场来兑换他们手中的政治及社会资本 (Wu, 2006)。由于有了这些后期进入者的竞争, 早期进入者“想得到更多”但事实上却“失去更多”, 因此在一定情况下被边缘化了 (Szelényi &

Kostello, 1996)。因此,个体向市场部门的就业流动在市场化过程中并非外生的,而是市场化的一部分。正是这种潜在的社会过程,导致了研究者从各自不同的角度看到了(不同阶段的)不同的社会分层结果。然而,并非所有的人都是理性的行动者,并有能力使自我利益最大化并掌控自己的命运。市场转型既为善于把握机遇的人们提供了条件,同时也使另一部分人在改革逐步深入的过程中失去了工作,以致经济社会地位下降。戈伯和豪特(Gerber & Hout, 1998)所观察到的转型情景与倪志伟(Nee, 1989)的市场转型理论便相去甚远。苏联解体后,向资本主义的彻底转型并没有增加人力资本及专业技术的回报。自 1990 年代中期,中国私有经济的大规模发展既从国有部门吸引了大批人才,同时也使得一些国有企业不堪市场竞争之残酷而停业破产。许多工人无奈下岗,被迫卷入市场自谋生路(Cai, 2002; Solinger, 2002)。<sup>①</sup>

因此,人们向市场部门的就业流动存在两种截然不同的机制,一是由下岗失业导致的非自愿进入,一是自我选择的自愿进入。这样,市场部门从业人员的内部异质性增强了,考察市场转型对社会分层的影响也就更加复杂。与选择继续留在国有部门的人不同,早期进入市场的人大多出身底层,没有机会在国有部门中谋得好职位。最近进入市场中,那些被动离开国有部门的人可能不具备较高的人力资本或政治资本,削弱了其潜在的收入能力;而那些自愿进入的人则具备各种显性或隐性的能力,而这些都能够带来潜在的收益。由于上述两种机制所导致的市场进入者内部的差异性,已被不少从事定性研究的学者很好地描述过了(例如, Solinger, 2002)。人们通过不同的方式进入市场部门,对于市场化过程本身而言是内生的,研究市场转型过程中收入不平等的变化必须考虑到这一点。但遗憾的是,以往的研究只是通过比较具有高度异质性的社会群体来考察政治体制和市场经济对收入不平等的影响,而在很大程度上忽略了人们在劳动力市场中的就业流动过程本身的变化性和复杂性。如果不弄清楚个体究竟如何被归类到不同的社会群体或就业部门,依据汇总数据所估计的社会群体之间的收入差

① 中国政府的统计数据显示:1997 年底有下岗工人 12700000 人;1998 年为 8770000 人;1999 年为 9370000 人;2000 年为 9110000 人。以上数据仅包括那些仍然在寻找工作的人。有过下岗经历的人数会更多(谢桂华, 2006)。如果将城市中的登记失业人数和没有工作的农民工计算在内,2000 年底的实际失业率将达到 8%—9%(有关失业率的其他估算,请参见 Solinger, 2002)。

别就很可能有偏差的,也就无法保证群体差别确实是由群体身份而非其他因素所造成的这一结论的可靠性(Gerber, 2000; Wu & Xie, 2003)。

### 三、研究设计与方法: 将社会过程带回分析框架

上述讨论说明,“后期进入者”这一社会群体本身的内部异质性是理解中国劳动力市场中社会分层结果(即收入不平等)的关键。在理论上,“后期进入者”由自愿进入者和非自愿进入者两部分组成,但在测量上,却很难说到底是哪些人明确感觉到对自己的就业流动拥有自主权。为有效地实现这种区分,我们采用了如下两种方法:首先,后期非自愿进入者的界定以是否具有下岗经历为标准。从毛泽东时代起,中国在很的一个历史阶段都向城市居民承诺充分就业,并通过单位制提供各项社会服务,这就不可避免地带来了冗员的问题(Wu, 2002)。1990年代以来,在新兴的市场部门的竞争压力下,国有企业经营江河日下(Xie & Wu, 2005);为使其恢复活力和继续发展,政府不得不允许它们以一种相对温和的方式逐渐精简和裁汰冗员。“下岗”这一词汇最初只适用于那些企业被关、停、并、转的职工,后来才逐渐包含了那些工资被大幅削减或长期拖欠的工人(Lee, 2000)。由于政府担心过高的失业率会危及社会和政治稳定,这些下岗职工得以与原工作单位保留雇佣关系,并有权利要求生活补助和社会保障。因此,1990年代具有“中国特色”的“下岗”,与成熟市场经济体制下的“失业”显然有所不同(Lee, 2000)。<sup>①</sup>已有诸多研究表明,下岗职工大多教育水平低下,以中年人和妇女为主,并且集中于特定的行业和地区(Solinger, 2002; 谢桂华, 2006)。尽管一些下岗职工能够重新在国有部门找到一份新工作,但大多数的人都进入了市场部门就业,因为原单位发放的生活补助金只能满足暂时的和最低的生活所需,而且国有部门能够提供的就业岗位从1990年代以来已在大幅缩减。随着下岗波及面的逐步扩大,被迫进入市场部门的人员也越来越多。

利用是否具有下岗经历这一信息来区分后期自愿进入者与后期非

<sup>①</sup> 从这个意义上来说,“下岗”在中国并不适用于那些体制外部门的就业者。

自愿进入者的方法,是假定那些没有经历过下岗的人是自愿进入市场部门的。但是,这一两分法可能会存在测量误差的问题。因此,为减少第一种方法带来的误差,我们又采用倾向得分匹配方法来测量人们对自己的就业变动到底拥有多大的自主权。这种方法假定,进入市场部门的倾向性较低但却事实上进入了市场部门的人,比那些进入市场部门的倾向性较高的人具有更多的就业自主权(这种倾向性由各种可以观测到的个体特征所决定)。利用倾向得分匹配方法,人们就业流动的自愿性就被当作了一个连续变量而非两分变量来处理。要研究人们从国有部门向市场部门的就业流动这一历史过程究竟如何影响其当前的收入,需要将上述两种方法结合使用。根据两分法,我们可以将虚拟变量代入传统的回归模型来比较体制内人员、早期进入者、后期自愿进入者、后期非自愿进入者这四类人群(Wu & Xie, 2003)的收入差别。然而,由于就业者进入市场部门的途径对其在劳动力市场所获报酬具有重要影响,我们在分析时必须将市场部门从业人员的收入回报看作是一个历史性的、累积性的社会过程的结果。问题是,如果这一分析所用的数据是来自于横截面调查,那么仅仅对这四类人群进行简单的比较(即使加入一系列控制变量),对于探究后社会主义国家中市场转型和收入不平等之间的因果关系显然并不太适合(Xie & Wu, 2005)。

既然倾向得分匹配方法能够将个体从国有部门向市场部门的就业流动当作一个连续变量来处理,我们就可以在一个反事实的分析框架(Counterfactual Framework)下用它来估计后期进入市场部门对就业者收入的影响到底如何。倾向得分匹配方法先以个体发生某个事件的倾向性或可能性为标准总结实验组(后期进入者)和控制组(体制内人员)两个群体之间在各个层次上的全部差异,然后根据倾向得分在每一个层次上对两组人进行匹配。对每一个层次而言,发生某个事件对受访者收入的平均影响值就是由在这个层次上两组人之间的收入差别来估计(Dehejia & Wahba, 1999)。为保证这种估计是无偏的,必须假定所观察到的一系列个体特征是完备的,也就是说,没有其他任何重要的协变量存在从而影响到个体发生某个事件的倾向性或可能性,这就是可忽略性假设(Ignorability Assumption)(Rosenbaum & Rubin, 1984)。

由于从国有部门向市场部门的就业流动存在多种途径(早期进入,后期自愿进入,后期非自愿进入),为考察个体的流动倾向到底是否会增加其收入水平,我们需要使用一个允许多种影响效应存在的多层次

性模型(HIM)(Raudenbush & Bryk, 2002)。具体而言,本文建立了一个两层的分析模型,方程如下:

$$\text{第 1 层: } \text{EARNINGS}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{TREATED}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$\text{第 2 层: } \beta_{1j} = \gamma_{11} \text{STRATUM-RANK}_j + \nu_{1j} \quad (2a)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{01} \text{STRATUM-RANK}_j + \nu_{0j} \quad (2b)$$

在方程(1)中,EARNINGS代表的是第*i*个受访者在第*j*个倾向得分层次上2001年的月收入;TREATED是一个虚拟变量,表示第*i*个受访者在第*j*个倾向得分层次上是否在市场部门工作;系数 $\beta$ 表示的是在第*j*个倾向得分层次上实验组和控制组两者之间的平均收入差别,也就是在该层次上某个事件的发生对个体所产生的影响。在第2层模型中,方程(2a)允许 $\beta$ 随倾向得分层次的不同而变化,而某个倾向得分层次的排列位次即是相应的 $\beta$ 的预测值。方程(2b)进一步允许第1层模型方程(1)中的 $\beta$ 也随倾向得分层次的不同而变化。 $\varepsilon_{ij}$ 、 $\nu_{0j}$ 、 $\nu_{1j}$ 分别是个体层次和倾向得分层次上的误差项。

## 四、数据及变量

### (一)数据

本研究的数据来源为2000年在中国5省(吉林、陕西、河南、湖南、广东)10市及1个直辖市(天津)所做的“中国城市的改革开放与社会变迁”调查。这些省份代表了中国三个不同的经济发展水平及地理区域。每个省份的省会城市及直辖市(如天津)被挑选出来作为大城市的样本,中等城市从除陕西以外的四个省份中随机抽取。最终选中的10个城市分别是:长春、长沙、广州、吉林、开封、天津、西安、湘潭、郑州和中山。在每一个城市,采用多阶分层随机抽样方法选取18至65岁的被访对象,最终得到4307份样本,其中2631人在2000年从事有报酬的工作。<sup>①</sup>该调查资料中含有被访对象1985、1993及2000年的详细就业信息,如职业类型、工作单位及收入状况等。

<sup>①</sup> 笔者根据2000年中国人口普查样本数据计算得出,城市地区18—65岁居民(包括男性和女性)参与劳动力市场的比例为72%。显然,那些在2000年没有从事有报酬工作的人群中可能包括了下岗且没有实现再就业的人员。



该调查反映了 1993 至 2000 年中国劳动力市场的转型过程。选择 1993 年为起点主要有三个方面的考虑。其一, 1989 年后, 为推动市场改革的进一步深化, 邓小平于 1992 年发表了著名的南巡讲话, 这在中国的改革开放史上具有里程碑式的意义。而选择其后的 1993 年作为起点, 是考虑到这种政策转变已开始对人们的就业流动产生影响。其二, 如果让受访者回忆比 1993 年更早的信息, 带来的测量误差可能较大。其三, 将职业流动经历限定在 1993—2000 年这个相对较短的时期内还可以避免过多的样本损耗。

本研究根据受访者在 1993 和 2000 年两个年份的就业信息将中国城市居民划分为三个类型: 1. 1993 年与 2000 年都在国有部门工作的体制内人员; 2. 1993 年与 2000 年都在市场部门工作的早期进入者; 3. 1993 年在国有部门、2000 年在市场部门的后期进入者。排除了 1993 年或 2000 年都不工作者后, 最终进入统计分析的样本为 1699 人。<sup>①</sup>

## (二) 变量

将市场部门同国有体制内部门区分开来是本研究将就业者进行分类的关键。区分标准可以有两个: 被访者的工作单位与职业类型。就工作单位而言, 本研究将“私有企业”、“三资企业”、“个体经营”及其他自雇经营视为市场部门, 将“国家和政府机关事业单位”、“国有企业”、“集体企业”视为体制内部门。就职业类型而言, 本研究将“个体户”、“私营企业主”和其他自雇经营者视为市场部门从业人员。满足上述两项标准中的任何一项, 即被视为在市场部门就业, 否则就是在体制内工作。<sup>②</sup>这一界定与吴和谢 (Wu & Xie, 2003) 的广义划分方法一致。如表 1 的最后一行所示, 在进入统计分析的 1699 人中, 早期进入者有 194 名, 后期进入者有 158 名, 其他都是体制内人员。后期进入者和早期进入者同属市场部门从业者, 占了 2000 年调查时全部受访对象的 21%。受访者在调查中被询问是否有过下岗经历以及最近一次下岗经历是在什么时候, 根据这一信息, 后期进入者又被区分为自愿进入者和非自愿进入者两种类型, 如表 1 所示, 各有 79 人。

① 尽管就业分配在 1993 年就已经不复存在, 但本文的分析还是限于那些在 1993 年就已经工作的人。1993 年以后才进入劳动力市场的年轻一代人, 并不在本文的分析范围内。

② 这两个标准具有一定的重叠性; 二者都可作为界定自雇人员与雇主的标准。然而, 第一个标准还包括了受雇者。

我们考察的社会分层结果的主要指标为个人收入。调查搜集了受访者在 1993 年和 2000 年的个人月收入情况,以元(人民币)为单位(2000 年时,1 元人民币约等于 0.12 美元)。在个人收入的决定模型中,预测变量一般包括受教育水平、党员身份、年龄和性别等。受教育水平意味着人力资本的高低,以年为单位,是一个连续变量。党员身份测量的是政治资本,为虚拟变量(党员为 1,非党员为 0)。性别也是一个虚拟变量(男性为 1,女性为 0),年龄为连续变量。由于地区之间在经济发展水平和改革开放进程等方面的不同也会影响到个体进入市场部门的机会以及随之产生的收入不平等,我们也将五省一市转换为 5 个虚拟变量后加入到模型中。

表 1 是对全部样本的描述性分析,并对 3 类从业人员进行了比较。2000 年,早期进入者和后期进入者的平均月工资分别为 1593 元和 1425 元,而体制内人员的平均月工资仅为 944 元。1993 年时,这 3 类从业人员的工资水平则依次为 1295 元、448 元和 526 元。由此可见,1993 年在国有部门而 2000 年已转入市场部门工作的人,实现了收入的大幅增长。体制内人员的受教育水平最高,而早期进入者最低;1993 年时,体制内人员中有 22% 的人是中共党员,早期进入者中这一比例仅为 5.7%,但后期进入者中党员已占到了 10.8%。这一调查结果与其他报告相一致:随着改革的深入,虽然专业技术人员和政治精英仍大量滞留于体制内(Walder et al., 2000),但市场部门已开始对他们越来越具有吸引力(Wu, 2006)。在 2000 年接受调查的受访者中,有 10% 的人在 1993 至 2000 年间经历过下岗。由于下岗是 1990 年代中期以后才大范围发生的,下岗人员也就高度集中在后期进入市场部门的这部分人群中。事实上,50% 的后期进入者都是最初在国有部门工作而后经历下岗被迫进入市场部门的,相比之下,仅有少量的下岗职工在国有部门重新找到工作,在所有的体制内人员中,这部分人所占的比例只有 3.7%。

以下的统计分析包括两个部分。首先,我将使用多元逻辑斯蒂克回归分析个体进入市场部门的决定因素,并用线性回归方法将这一进入模型与不同类型从业人员之间的收入不平等联系起来。其次,我将使用倾向得分匹配方法来研究后期进入市场与收入水平之间的因果效应。在所有的统计分析模型中,样本都经过加权处理以保证对所选中城市居民总体的代表性。

表 1 中国城市不同类型从业人员的描述性统计资料(未加权, 2000 年)

变 量	总 体	体制内 人 员	早 期 进 入 者	后 期 进 入 者		
2000 年时的月收入 (元)	1066.1 (1475.5)	943.8 (1028.9)	1592.8 (2555.0)	1425.3 (2380.4)	1808.9 (2960.4)	1041.6 (1530.8)
1993 年时的月收入 (元)	613.9 (2000.6)	526.0 (709.9)	1294.5 (5500.8)	447.5 (558.5)	516.7 (483.6)	378.3 (619.9)
2000 年时的月收入 (取对数)	6.643 (.733)	6.595 (.666)	6.888 (.918)	6.721 (.933)	6.992 (.988)	6.521 (.833)
1993 年时的月收入 (取对数)	5.966 (.837)	5.915 (.785)	6.476 (.892)	5.722 (.858)	5.882 (.937)	5.563 (.743)
受教育水平 (年)	11.48 (3.395)	11.77 (3.368)	9.995 (3.361)	10.76 (3.146)	10.92 (3.572)	10.91 (2.690)
1993 年时是否党员 (是=1)	.191	.220	.057	.108	.139	.076
男性	.558	.556	.593	.519	.620	.418
年龄	41.51 (9.232)	42.30 (9.341)	38.5 (8.928)	38.92 (8.523)	39.23 (10.25)	38.61 (6.402)
1993 年后下岗经历 (有=1)	.100	.037	—	.500	—	—
省份						
广东	.182	.165	.289	.177	.291	.063
湖南	.178	.194	.088	.152	.051	.253
河南	.143	.140	.134	.177	.165	.190
天津	.147	.155	.113	.127	.152	.101
吉林	.177	.178	.180	.184	.203	.165
陕西	.173	.167	.196	.184	.139	.228
样本数	1669	1303	194	158	79	79

注: <sup>a</sup>其中有 14 名受访者 1993 年在市场部门, 但 2000 年却退回到国有部门(市场失败者)。

<sup>b</sup>括号中的数字是标准差。

## 五、市场进入途径与收入决定模型

表 2 是对从业者以何种途径从国有部门转入市场部门进行多元逻

辑斯蒂克回归分析的结果。受访者的受教育水平、1993年时的党员身份、年龄、年龄的平方、性别以及省份作为自变量均进入模型。第一步将从业人员划分为体制内人员、早期进入者和后期进入者3个类型来对模型进行估计；第二步则进一步将从业人员划分为体制内人员、早期进入者、后期自愿进入者和后期非自愿进入者4个类型来对模型进行估计，两步都以体制内人员为参照组。本文重点讨论受教育水平和1993年时的党员身份对市场进入途径的影响，而暂将其他自变量搁置。

表2 中国城市就业者进入市场部门的多元逻辑斯蒂克回归模型(2000年)

变 量	早期进入者 相对于体制 内 人 员	后期进入者 相对于体制 内 人 员	后期自愿进 入者相对于 体制内人员	后期非自愿 进入者相对 于体制内人员
受教育水平(年)	-.187*** (.034)	-.116*** (.031)	-.117* (.046)	-.109** (.037)
1993年是否党员 (是=1)	-1.071*** (.344)	-.220 (.310)	.272 (.411)	-.882* (.444)
年龄	-.218** (.077)	-.068 (.080)	-.355*** (.082)	.554** (.199)
年龄 <sup>2</sup>	.002† (.001)	.001 (.001)	.003*** (.001)	-.008** (.003)
男性	.309 (.193)	-.144 (.196)	.207 (.289)	-.466 (.264)
省份(广东作为参照组)				
湖南	-.906* (.365)	.422 (.396)	-.569 (.646)	1.062† (.557)
河南	-.206 (.337)	.988* (.396)	.726 (.520)	1.269 (.574)
天津	-.497 (.335)	.370 (.404)	.482 (.506)	.220 (.624)
吉林	-.122 (.305)	.651† (.379)	.676 (.469)	.655 (.581)
陕西	.068 (.294)	.724† (.381)	.344 (.503)	1.035† (.562)
常数项	6.091 (1.652)	1.333 (1.730)	6.330** (2.089)	-11.48** (3.766)
Pseudo R <sup>2</sup>	.079		.09	
Wald $\chi^2$	109.2		153.4	
Degree of freedom	20		30	

注:数据经过加权处理。括号中的数字是标准误。

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$  †  $p < 0.10$ 。

正如模型所显示的那样(参见表 2),受教育水平和党员身份都与进入市场部门工作成负相关,这是因为具备较高人力和政治资本的人本来就在国有部门拥有较多的就业机会。然而,市场化进程的深入开始改变这一状况,这从早期进入者和后期进入者之间的回归系数差别上可以表现出来:在 1993 年以前,受教育水平每增加一年会使人们进入市场部门的比率(odds)降低 17.1%( $e^{-0.187}-1$ ,  $p<0.001$ ),但 1993 年以后这一数字降到了 10%( $e^{-0.110}-1$ ,  $p<0.001$ )。类似地,控制了其他变量之后,党员在早期进入市场部门的比率为 34.3%( $e^{-1.071}$ ,  $p<0.001$ ),但在后期则上升到 80.3%,而且党员与非党员在进入市场比率方面的差别在统计上变得不显著了。对 2 个方程中受教育水平和党员身份 2 个变量的回归系数差别的沃德检验(Wald Test)结果具有统计显著性( $\chi^2[2]=6.9$ ,  $p<0.05$ ),这表明,早期进入者和后期进入者不仅同作为市场从业人员与体制内从业人员存在差别,而且相互之间在人力资本和政治资本方面也存在一定的差别。

前文已指出,后期进入者可能存在内部异质性,因为存在着两种不同的选择机制。为论证这一观点,我们根据受访者 1993 年以来是否有下岗经历这一标准将后期进入者划分为自愿进入者和非自愿进入者两个亚群,从而得到体制内人员、早期进入者、后期自愿进入者、后期非自愿进入者 4 个类型,进一步作多元逻辑斯蒂克回归分析,结果参见表 2 中的右两列。尽管受教育水平对自愿和非自愿进入市场都仍然具有负作用( $\chi^2[1]=0.2$ ,  $p=0.89$ ),但党员身份却不然。诚然,党员与非党员相比成为后期非自愿进入者的可能性要低( $p<0.05$ ),但就他们自身而言,却更有可能成为后期自愿进入者而非继续留在国有部门工作(尽管在统计上并不显著)。Wald 检验也表明(参见表 2),党员身份变量在 2 个方程中的回归系数差别,具有统计显著性( $\chi^2[1]=3.87$ ,  $p<0.05$ )。

总之,多元逻辑斯蒂克回归分析结果表明,早期进入者、后期进入者(包括自愿进入者和非自愿进入者)和体制内人员之间在特定方面确实都存在差别。换言之,劳动力就业流动的模式,取决于他们何时以及如何从国有部门进入到市场部门,而这种市场进入途径的差别又对社会分层结果产生了重要的影响。下文将会对不同类型从业人员之间的收入差别和他们的收入决定因素展开进一步分析。

这一分析使用的是普通最小二乘法线性回归模型,因变量是受访者的月收入(取对数),自变量包括从业类型、1993 年时的月收入(取对

数)、年龄、年龄的平方、性别和省份。我们关注的是在控制了其他变量的影响之后不同类型从业人员之间的平均收入差别。结果见表 3。

表 3 中国城市不同类型就业人员收入水平的普通最小二乘法回归分析(1993—2000 年)

变量	模型 1	模型 2
就业类型(体制内人员为参照组)		
早期进入者	.085(.060)	.088(.060)
后期进入者	.222**(.077)	—
后期自愿进入者	—	.378**(.120)
后期非自愿进入者(下岗)	—	.077(.089)
1993 年时的月收入(取对数)	.448***(.033)	.444***(.033)
受教育水平(年)	.042***(.005)	.042***(.005)
1993 年时是否党员(是=1)	.103**(.038)	.098*(.039)
年龄	-.012(.014)	-.008(.014)
年龄 <sup>2</sup> * 10	.001(.001)	.001(.002)
男性	.130**(.032)	.127***(.032)
省份(广东为参照组)		
湖南	-.184***(.060)	-.177**(.061)
河南	-.332***(.062)	-.331***(.062)
天津	-.320***(.060)	-.325***(.059)
吉林	-.260***(.059)	-.263***(.059)
陕西	-.338***(.057)	-.337***(.057)
常数项	3.892***(.400)	3.827***(.401)
R <sup>2</sup>	.416	.420

注:数据经过加权处理。括号中的数字是标准误。

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ 。

在表 3 的模型 1 中,从业人员类型被划分为 3 类:体制内人员,早期进入者和后期进入者,以 2 个虚拟变量的形式进入模型。既然受访者 1993 年时的月收入(取对数)在模型中被控制了,那么其他自变量在方程中的回归系数就是其对因变量(受访者 2000 年时的月收入[取对数])的净效应。与一些研究者(Bian & Logan, 1996; Zhou, 2000b; Hauser & Xie, 2005)的发现相同,受教育水平和党员身份对个人收入具有正向的显著效应。此外,男性比女性的收入水平要高( $p < 0.01$ ),但年龄对

收入的影响并不显著。模型 1 的结果还有一点与吴和谢 (Wu & Xie, 2003) 的发现相一致, 即与体制内人员相比, 只有那些 1993 年以后转入市场部门工作的人在收入方面才具有统计上的显著性优势, 高出大约 24.9% ( $=e^{0.222}-1$ ) ( $p < 0.01$ )。这就支持了吴和谢 (Wu & Xie, 2003) 的论点, 即人力资本和政治资本占优势的人是在改革的后期阶段才自愿进入市场部门的, 并且他们在市场部门也确实获得了更多的经济优势 (也可参见 Székelyi & Kostello, 1996; Xie & Wu, 2005)。但并非所有的后期进入者都是自我选择的。表 3 中的模型 2 是先将后期进入者划分为自愿进入者和非自愿进入者两个类型后再与体制内人员、早期进入者一起进入模型。这一处理使结果变得更为清晰: 无论是早期进入者还是后期非自愿进入者在收入方面都与体制内人员不存在统计上的显著性差异, 收入优势只在后期自愿进入者身上才体现出来。

本文的核心内容是要检验在微观层面上个体向市场部门的就业流动途径对宏观层面的收入不平等所带来的影响。这一研究旨趣是基于对两种机制造成了后期进入者具有内部异质性这一事实的观察: 一部分后期进入者是自我选择地自愿进入, 另一部分则是由于下岗等其他原因而被动进入。正是由于这一点, 前面的分析存在着不可避免的局限性, 主要有两点: 第一, 仅凭有无下岗经历这一点就将后期进入者划分为自愿进入者和非自愿进入者两个群体, 可能并没有涵盖后期进入者内部的全部异质性, 因为, 除下岗之外的其他原因所导致的非自愿进入在这一编码过程中被当作了自愿进入。第二, 尽管不同类型从业人员之间的收入差别确实与选择机制有关, 但选择机制这一内生性的社会过程却并没有在模型中被直接反映出来, 因而市场进入途径与收入不平等之间的因果效应还有待确认。

## 六、进入市场对个人收入的影响效应: 倾向得分匹配方法

本文在一个因果关系分析框架下使用倾向得分匹配方法来考察就业流动类型对个人收入的影响效应。在这一分析框架下, 后期进入市场部门可以被视为发生某个事件, 因此后期进入者就是“实验组”, 而相应的“控制组”就是那些呆在体制内的人。倾向得分匹配方法的原理是, 首先将实验组和控制组之间的差别用倾向得分总结归纳出来 (倾向

得分由二元逻辑斯蒂克回归模型估计得到),然后将倾向得分划分成若干层次以与观察到的各种协变量相对应,最后计算得出在每一个层次上后期进入市场部门对个人收入的影响值。许多文献已经表明,倾向得分匹配方法在利用可观察到的资料来推论因果关系方面能够在很大程度上消除估计偏差(如 Becker & Ichino, 2002; Dehejia & Wahba, 1999; Winship & Morgan, 1999),便于检验观察到的协变量和差异性是否为真,并使(非参数化的)群体比较更为灵活(于此参见 Brand & Halaby, 2005; Harding, 2003; Morgan, 2001; Smith, 1997; Xie & Wu, 2005)。

在因果关系分析框架下,关键是要明确实验组和控制组之间到底存在哪些差异。在倾向得分匹配方法中,这一信息已经体现在倾向得分上了。我们用一系列自变量来估计个体 1993 年后离开国有部门而进入市场部门的倾向性,如 1993 年时的月收入(取对数)、受教育水平、1993 年时的党员身份、年龄、年龄的平方、性别、有无下岗经历、工作满意度和省份等。这需要假定个体在向市场部门流动的倾向性方面的差异,能够被观察到的一系列个体特征上的差异所全部总结归纳。之后,按照倾向得分将受访者划分为 8 个层次,以与观察到的组间协变性相对应( $p < 0.001$ ) (Becker & Ichino, 2002),每一个层次上实验组和控制组各自的样本数也在图 1 中被标明了。<sup>①</sup>图 1 形象地展示了后期进入者与其他类型从业人员相比在一系列可观察到的个体特征上是如此的不同。在那些没有从国有部门转入市场部门的人中,绝大部分的倾向得分都很低(0.098 以下);相反,转入市场部门工作的人其倾向得分相当高。显然,实验组和控制组之间的差异在倾向得分上表现得淋漓尽致,这表明两组人群确实是具有可比性的。值得一提的是,群体间是否具备可比性的问题在传统的回归模型中往往不甚明了。

为了弄清楚向市场部门的就业流动究竟是否使个人收入有所增加,我们分三步来进行探讨。第一步是估计在倾向得分的每一个层次上进入市场部门对个人收入的影响效应。由于实验组(在某个特定的时间点进入市场部门)和控制组(在某一个特定的时间点留在国有部门)之间并不存在系统性的差异,两组人群在倾向得分的每一个层次上

<sup>①</sup> STATA 软件中的 `pscore` 命令被用于生成分层匹配(Becker & Ichino, 2002)。X 轴上的值表示 8 个倾向得分层次的下限。控制组中有 336 人的倾向得分低于实验组倾向得分的最小值,无法进行匹配,故舍去。



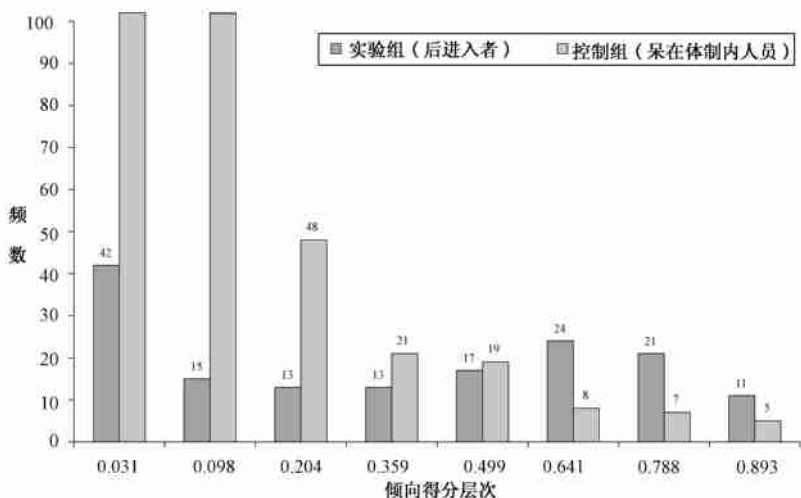


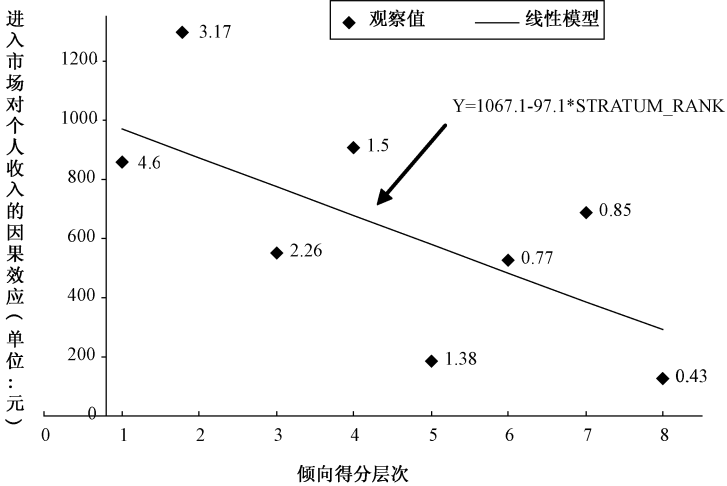
图 1 后期进入者(实验组)和体制内人员(控制组)的倾向得分直方图

的平均收入差别,就可以被理解为在该层次上进入市场部门对个人收入的因果效应。第二步是将第一步的结果进行合并,即取每一个层次上进入市场部门对个人收入的因果效应的加权平均值,当然这样处理的前提是假设这种因果效应对所有人都是一样的。<sup>①</sup>第三步则是假设这种因果效应因人而异,并用多层线性模型(HLM)(Raudenbush & Bryk, 2002)来对它进行估计。

后期进入市场对个人收入的因果效应如图2所示。图中的菱形点即为在每个倾向得分层次上对这一因果效应的点估计,旁边的数字是假设因果效应为零的统计检验  $t$  值(影响效应估计值即为方程[1]中的  $\beta_{ij}$ )。结果表明,在倾向得分最低的3个层次上,后期进入市场部门对个人收入的因果效应不仅相当大且具备统计显著性。假设这种因果效应对各个层次而言具有同质性,则将它们合并后的总体估计值为685元,标准误为195元,  $t$  值达3.5,统计显著性相当高。然而,正如图2中左高右低的拟合线所显示的那样,因果效应具有同质性的假设看来并不成立。HLM模型的分析结果也表明,因果效应的大小视倾向得分的大小而定,二者之间呈现出较强的负相关关系,倾向得分层次每降低

① 在 STATA 软件中,用 `att`s 命令来对倾向得分进行分层,并进而估计这种影响效应的平均值(Becker & Ichim, 2002)。

一级, 因果效应就会降低 97.1 元 ( $t=3.52$ )。也就是说, 进入市场部门倾向性最低的人, 从后期进入市场部门这一行为中的获益却最大, 后期进入市场部门对个人收入的因果效应随倾向性的升高而降低。



注: a 菱形点旁边的数字是后期进入者(实验组)和体制内人员(控制组)之间收入差别的统计检验  $t$  值。  $t$  值若小于 1.96 就表明收入差别不具有统计显著性。

b. 图中的直线是根据多层线性模型(HLM)的估计值拟合得到的, 即用第一层模型方程中的斜率作因变量, 用倾向得分层次的排序作自变量, 再进行回归分析。得到的回归系数具有统计显著性 ( $std=28.2$   $t=-3.45$ ,  $p=0.017$ )。

图 2 每个倾向得分层次上进入市场对个人收入的因果效应:  
后期进入者相对于体制内人员比较

## 七、总结和讨论

本研究发现, 中国城市就业者进入市场部门的途径和模式自 1993 年以来发生了一个相当大的变化。虽然进入市场者在改革早期大多来自于社会底层——这表现为人力和政治资本与进入市场的可能性之间存在负相关, 但在改革后期这一现象却不再明显。教育无论在改革早期还是在改革后期都对个体进入市场部门具有阻碍作用, 但是这种阻

碍性正在变小。此外,党员身份对个体进入市场部门可能性的影响并不具有统计上的显著性。这些结果表明,吴和谢(Wu & Xie, 2003)关于进入市场的模式和途径在时间上存在两种截然不同的选择机制的观点只是部分正确。因为,至少就教育所扮演的角色而言,选择机制在整个改革过程中都是一致的:受教育水平越高的人,进入市场部门的可能性越小(参见 Wu, 2006)。

本文的观点是,后期进入市场部门存在两种不同的途径和模式,其中教育和党员身份所起的作用都是反向的。一种模式是,随着市场改革的深入,原国有部门中缺乏人力资本和政治资本的职工被迫下岗而进入市场部门求生存。另一种模式是,日益发展的市场经济从国有部门吸引了越来越多的人才,他们有能力将自己的人力资本和政治资本转化为更大的经济优势。我们使用倾向得分匹配方法区分出了这两个社会群体,并且估计了进入市场对他们个人收入的因果效应。进入市场对个人收入的影响效应表现在两个方面。一方面,与已有研究发现相一致(如 Wu & Xie, 2003; Xie & Wu, 2005),早期进入市场部门并没有带来显著收益,但是后期进入市场部门却使个人收入大幅增加;而且,同为后期进入者,进入的倾向性越高,市场获益却越低。因此,倾向得分方法的关键发现是,真正能从市场中获益的人群仅限于那些具有较低进入倾向但却在后期最终进入了市场的人。我们用个体进入市场部门的倾向性来间接表示他们进入市场部门的主动性有多强。那些具有较低进入倾向的后期进入者,本来在国有部门就已经干得很好,但最终还是选择了进入市场部门。本文称这部分人为后期自愿进入者,与那些由于下岗而被推进市场的后期非自愿进入者相对应。正如图 3 所示,在倾向得分较低的 3 个层次上,绝大多数受访者都没有经历过下岗;但在倾向得分较高的 3 个层次上,所有的受访者都无一例外地有过下岗经历。如果一个人在国有部门中干得很好,那么他就不大会失去工作,因此也就不太可能进入市场部门。对这些人来说,进入市场部门的条件就是他们原来在国有部门所享受的待遇必须得到相应甚或更高的补偿。正是这个人群的存在,使得整个市场部门从业人员的平均收入水平变高了。

因此,即使吴和谢(Wu & Xie, 2003)在具体的分析过程中还存在一定的瑕疵,但他们关于市场进入的途径和模式在不同的时间点存在不同的选择机制这一基本论点还是正确的,而本研究的发现则对此作了

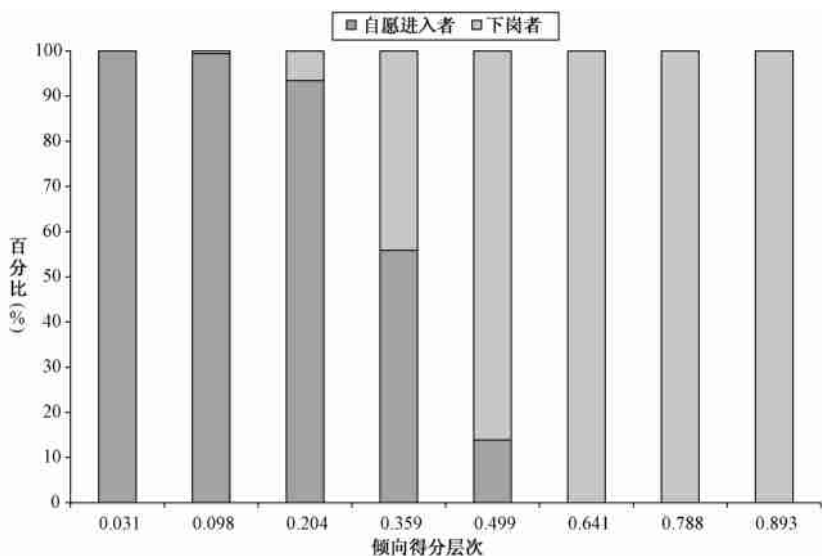


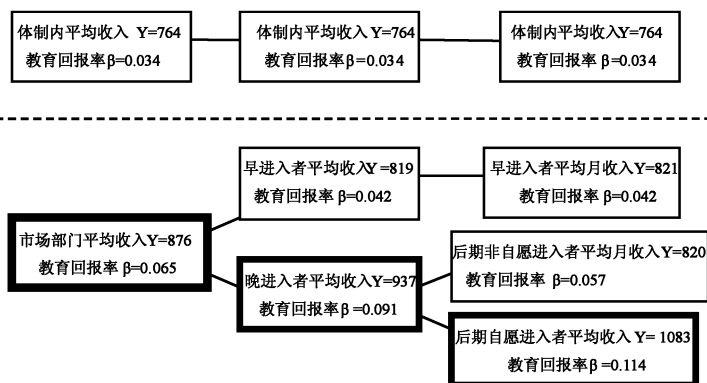
图3 后期进入者在每个倾向得分层次上的构成(自愿进入/下岗)

进一步证实:市场部门从业人员比国有部门从业人员的收入水平高,关键就是这种选择机制在发挥作用。如果没有厘清个体究竟以何种过程或机制被归入特定的社会群体,仅通过比较组间均值差异的方法来探讨特定群体身份所带来的因果效应就可能具有误导性。

图4阐释了使用不太合适的汇总数据是如何导致错误结论产生的。比较市场部门和国有部门从业人员的收入水平显示,前者的教育回报要显著地高于后者,这通常被归因于是市场机制在发挥作用(如Bian & Logan, 1996; Nee, 1989; Zhou, 2000b)。吴和谢(Wu & Xie, 2003)质疑了这一因果解释。根据受访者在劳动力市场中的职业流动情况而把市场部门从业者进一步划分为两个群体后,他们发现市场优势仅存在于后期进入者身上。本研究使用倾向得分匹配方法进一步对后期进入者分类,并阐明较高的市场收入和教育回报仅局限于特定的后期进入者,即那些本来可以呆在国有部门但却选择自愿进入市场部门的人。

为什么后期进入者中有一部分人在市场中表现得那么好?这中间有一个典型的内生性问题,而本文使用倾向得分匹配方法将它揭示了出来,即个体在选择是否进入市场部门时往往根据他们对未来的预期做决定,而不同的人是有着不同预期的。这就说明有一个强烈的个人

选择机制在起作用: 当个体进入市场的倾向性较低但却在改革后期最终选择进入市场时, 他从这种就业转型中获得的利益也就较大。换言之, 这里讲述的是个体进入市场部门的驱动力的问题, 而本文对于理解这一微观的社会过程及其经济后果具有一定的贡献。



注: a. 回归方程以 2000 年月收入(取对数)为因变量(Y), 受教育年数、年龄、年龄的平方、性别、1993 年时的党员身份、1993 年时的月收入(取对数)、从业类型为自变量。不同类型从业人员的收入均值(以人民币元为单位)根据一个叠加模型作了调整; 对教育回报进行估计的模型中包含了从业类型和受教育年数之间的交互项。

b. 图中被突出的三组人群(用粗线框表示)与国有部门从业人员(即体制内人员)相比在个人收入和教育回报方面享有显著的优势( $p < 0.05$ )。

图 4 国有部门和市场部门从业者的个人平均月收入和教育回报: 在不同分解层次上的比较

要深入地理解这种个体选择机制和社会分类过程, 就必须将它与劳动力市场近年来所发生的变化结合起来。从 1990 年代起, 由于中国劳动力市场和资本市场的迅速发展, 公司等赢利性机构所提供的工作岗位越来越多, 市场对人才的吸引力越来越强, 这既使得市场部门从业人员的收入水平在增加, 也导致其内部构成日趋复杂。中国劳动力市场的这一转型特征并非特例。对前社会主义国家波兰的研究也发现: 私有部门的工资收益优势在受教育水平较高的就业者身上尤为明显, 进入私有部门从而获得更高收入的这种选择效应对男性和女性都成立 (Adamchik & Bedi, 2000)。

如何解释进入市场所带来的这种明显的收入回报? 我们相信, 是

潜在的个体才能差异在其中发挥着重要作用。也就是说,我们观察到的那些市场进入倾向较低但却确实进入了市场的人,无论在哪一个部门工作都会获得高收入。这些人进入市场所获得的回报,其实只是反映了他们在国有部门工作时所期望的收入水平,而正是由于市场愿意为此买单,他们才最终选择从国有部门进入市场部门。

## 八、结 论

在现代社会分层文献与后社会主义国家社会分层研究之间,存在着一个认识上的断层。学者们经常从对不平等结构的观察描述直接跳跃到社会分层机制的理论分析,而不管是否真正厘清了产生分层结果的潜在社会过程。正是基于这一点,布莱洛克(Blalock, 1991)建议研究者们应该将理论的重心放在被他称之为“归类”过程的分析上,即关注社会个体如何通过一系列微观决定与选择将自己归入某一社会群体。“倘若没有更多的微观层面的分析,这些宏观层面的理论就会依赖许多未经验证的假设,而忽视如此巨大的数据缺口,将会导致学术及意识形态上的偏差,引发毫无意义的理论纷争,阻碍知识的积累和系统化”(Blalock, 1991: 27)。

本文正是从一个微观视角出发来重新审视中国向市场经济的体制转型与收入不平等变化之间的关系。在理解中国经济转型过程中收入不平等的产生机制时,我们特别强调了从业者进入新兴劳动力市场的归类过程的不同。借助倾向得分匹配方法,本文检视了劳动者进入市场对个人收入的影响效应,发现早期进入市场对个人收入没有影响效应,后期进入市场则不仅对个人收入具有影响效应,而且这种效应还与人们的市场进入倾向呈负相关。那些本来就在国有部门干得很好的人,进入市场的倾向性较低,然而一旦他们选择进入就会从中获益。

本文突出了个体的自我选择机制在当代中国城市社会的收入不平等结构中所起的作用。个体的自我选择机制是对宏观层面制度转型的一种回应,并且与劳动力市场中就业机会结构的变化相互作用。将来的数据搜集和研究工作应该进一步揭示这种相互作用的具体形式,并应当特别注意后期自愿进入者的职业流动轨迹。对于那些仅从群体比较就作出因果关系推论的做法,本文提醒他们要特别留意个体被归入

某一社会群体的不同途径, 以及由此产生的群体内部异质性。虽然本文的分析只是关注不同就业部门之间的收入差别, 但这一方法论上的建议对于研究党员和非党员之间的收入差别(如 Gerber, 2000)、干部和非干部之间的收入差别(Nee, 1996; Walder, 2002), 以及不同单位类型之间的收入差别(Zhou, 2000b)都同样适合。我们拒绝将后社会主义国家的收入不平等简单地归因于再分配体制或市场经济, 我们希望后续研究进一步探讨宏观制度转型背景下个体社会流动的微观机制及其对不平等结构的变迁所造成的影响(Blau, 1977; Hannan, 1991)。甄别这些机制无疑是具有挑战性的, 但对于构建一套有关后社会主义国家转型过程中社会分层机制变迁的中层理论来说却是必不可少的。

#### 参考文献:

- 国家统计局, 2000,《中国统计年鉴》, 北京: 中国统计出版社。
- 李强, 1993,《当代中国的社会分层与流动》, 北京: 中国经济出版社。
- 谢桂华, 2006,《市场转型与下岗工人》,《社会学研究》第 1 期。
- Adamchik, Vera A. & Arjun S. Bedi 2000, "Wage Differentials between the Public and the Private Sectors: Evidence from an Economy in Transition." *Labor Economics* 7.
- Becker, Sascha O. & Andrea Ichino 2002, "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores." *The Stata Journal* Vol. 2 No. 4.
- Bian Yanjie & John Logan 1996, "Market Transition and Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China." *American Sociological Review* 61.
- Blalock, Hubert M. 1991, *Understanding Social Inequality*. Newbury Park, CA: Sage.
- Blau, Peter M. 1977, *Inequality and Heterogeneity*. New York, NY: Free Press.
- Brand, Jennie E. & Charles Hoxby 2005 "Regression and Matching Estimates of the Effects of Elite College Attendance on Educational and Career Achievement." *Social Science Research* 35.
- Brand, Jennie & Xie Yu 2006, "Composite Causal Effects for Time-Varying Treatments and Time-Varying Outcomes." *University of Michigan Population Studies Center Research Report* No. 06-601.
- Cai, Yongshun 2002, "The Resistance of Chinese Laid-off Workers in the Reform Period." *The China Quarterly* 170.
- Cao, Yang & Victor Nee 2000, "Comment: Controversies and Evidence in the Market Transition Debate." *American Journal of Sociology* 105.
- Davis, Deborah 1999, "Self-employment in Shanghai: A Research Note." *China Quarterly* 157.
- Dehejia, H. Rajeev & Sadek Wahba 1999, "Causal Effects in Non-experimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs." *Journal of American Statistical Association* 94.
- DiPrete, Thomas A. 1993, "Industrial Restructuring and the Mobility Response of American Workers in the 1980s." *American Sociological Review* 58.
- DiPrete, Thomas A. & K. Lynn Nonnemaker 1997, "Structural Change, Labor Market Turbulence, and

- Labor Market Outcomes.” *American Sociological Review* 62.
- Gerber Theodore 2000, “Membership Benefits or Selection Effects? Why Former Communist Party Members Do Better in Post-Soviet Russia.” *Social Science Research* 29.
- 2002, “Structural Change and Post-Socialist Stratification: Labor Market Transitions in Contemporary Russia.” *American Sociological Review* 67.
- Gerber Theodore & Michael Hout 1998, “More Shock than Therapy: Employment and Income in Russia, 1991—1995.” *American Journal of Sociology* 104.
- Gold Thomas 1991, “Urban Private Business and Social Change.” in *Chinese Society on the Eve of Tiananmen: The Impact of Reform*, (eds.) by Deborah Davis & Ezra Vogel. Council on East Asian Studies, Harvard University.
- Harding, D. 2003 “Counterfactual Model of Neighborhood Effects: The Effect of Neighborhood Poverty on High School Dropout and Teenage Pregnancy.” *American Journal of Sociology* 109 (3).
- Harman Michael 1990, *Aggregation and Disaggregation in the Social Sciences*. Lexington, MA: Lexington Books.
- Hauser, Seth & Yu Xie 2005, “Temporal and Regional Variation in Earnings Inequality: Urban China in Transition between 1988 and 1995.” *Social Science Research* 34.
- Hung Eva & Stephen W. K. Chiu 2003, “The Lost Generation: Life Course Dynamics and *Xiagang* in China.” *Modern China* 29 (2).
- Jann Ben 2005, “Earnings Returns to Education in Urban China: A Note on Testing Difference Among Groups.” *American Sociological Review* 70.
- Lee Hong Yung 2000 “*Xiagang*, the Chinese Style of Laying Off Workers.” *Asian Survey* 40.
- Morgan, Stephen L. 2001, “Counterfactuals, Causal Effect Heterogeneity, and the Catholic School Effect on Learning.” *Sociology of Education* 74.
- Nee, Victor 1989 “A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism.” *American Sociological Review* 54.
- 1996 “The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China.” *American Journal of Sociology* 101.
- Parish William L. & Ethan Michelson 1996 “Politics and Markets: Dual Transformations.” *American Journal of Sociology* 101.
- Raudenbush, Steve W. & Anthony S. Bryk 2002 *Hierarchical Linear Models*. (2nd edition) Thousand Oaks: Sage Publication.
- Róna-Tas Akos 1994, “The First Shall Be Last? Entrepreneurship and Communist Cadre in the Transition from Socialism.” *American Journal of Sociology* 100.
- Rosenbaum Paul R. & Donald B. Rubin 1984, “Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score.” *Journal of American Statistical Association* 79.
- Smith, Herbert L. 1997, “Matching with Multiple Controls to Estimate Treatment Effect in Observational Studies.” *Sociological Methodology* 27.
- Solinger, Dorothy 2002 “Labor Market Reform and Plight of the Laid-off Proletariat.” *The China Quarterly* 170.



- Szeñyi, Ivan 1978, "Social Inequalities in State Socialist Redistributive Economies." *International Journal of Comparative Sociology* 19.
- 1988 *Socialist Entrepreneurs*. Madison, WI: University of Wisconsin Press.
- Szeñyi, Ivan & Eric Kostelb 1996, "The Market Transition Debate: Toward a Synthesis." *American Journal of Sociology* 101.
- Walder, Andrew G. 2002, "Markets and Income Inequality in Rural China: Political Advantage in an Expanding Economy." *American Sociological Review* 67.
- 2003 "Elite Opportunity in Transitional Economies." *American Sociological Review* 68.
- Walder, Andrew, Bobai Li & Donald Treiman 2000, "Politics and Life Chances in State Socialist Regime: Dual Career Paths into the Urban Chinese Elite, 1949—1996." *American Sociological Review* 65.
- Winship, Christopher & Stephen L. Morgan 1999, "The Estimation of Causal Effects from Observational Data." *Annual Review of Sociology* 25.
- Wu, Xiaogang 2002, "Work Units and Income Inequality: The Effect of Market Transition in Urban China." *Social Forces* 80.
- 2006 "Communist Cadres and Market Opportunities: Entry into Self-employment in Urban and Rural China." *Social Forces* 85.
- Wu, Xiaogang & Xie Yu 2003, "Does the Market Pay Off? Earnings Returns to Education in Urban China." *American Sociological Review* 68.
- Xie, Yu & Emily Hannum 1996, "Regional Variation in Earnings Inequality in Reform—Era Urban China." *American Journal of Sociology* 102.
- Xie, Yu & Wu Xiaogang 2005, "Market Premium, Social Process, and Statisticism." *American Sociological Review* 70.
- Zhou, Xueguang 2000a, "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China." *American Journal of Sociology* 105.
- 2000b, "Reply: Beyond the Debate and Toward Substantive Institutional Analysis." *American Journal of Sociology* 105.
- Zhou, Xueguang & Liren Hou 1999 "The Children of the Cultural Revolution." *American Sociological Review* 64.
- Zhou, Xueguang, Nancy Brandon Tuma & Phyllis Moen 1997, "Institutional Change and Job-Shift Patterns in Urban China, 1949 to 1994." *American Sociological Review* 62.

作者单位: 香港科技大学社会科学部

上海高校社会学 E—研究院(上海大学)

责任编辑: 张宛丽

**PAPER**

Collusion among Local Governments: The institutional logic of a government behavior ..... *Zhou Xueguang* 1

**Abstract** A salient governmental behavior in China is the collusion among local governments that is local governments often form alliances so as to sidetrack and compromise the original intentions of state policies. As a result, there are significant and persistent deviations and goal displacement in policy implementation processes. This article develops an organizational analysis and theoretical explanation of this phenomenon. The key arguments are as follows: In the Chinese government apparatus collusion among local governments, though informal and illegitimate, has resulted from organizational adaptation to its institutional environments, hence acquired legitimacy and became highly institutionalized. The author argues that collusions among local governments are to a great extent unintended consequences of the centralization of authority and the enforcement of incentive designs in the Chinese government in recent years.

Utopian Realism: Is it possible and desirable? ..... *Cheng Boqing* 22

**Abstract:** Anthony Giddens proposes the outlook of utopian realism to capture the future-orientation. As a critical theory without guarantees, is utopian realism possible and desirable? This article firstly explores the basic assumptions of Giddens' s social theory, especially its philosophical anthropology. It is clear that the prospects of utopian realism are based upon the postulates of the knowledgeability of human agents and the double hermeneutic which characterizes social science. The tensions between utopianism and realism are then analyzed and the difficulties in balancing the universalism of utopian realism with the contingency and heterogeneity of contemporary society are also mentioned. The implications and limits of utopian realism are showed by the case of Giddens' s model of a democracy of the emotions. Finally, the article attempts to show the rhetorical strategy which Giddens uses to overcome the take-it-or-leave-it quality of his theory.

Voluntary and Involuntary Job Mobility and Earnings Inequality in Urban China, 1993—2000 ..... *Wu Xiaogang* 33

**Abstract** This paper proposes a model of selective mobility of workers from the state sector to the market sector to illustrate how the market transition has led to earnings inequality in former state socialist countries. Analysis of the survey data collected in 2000 from ten Chinese cities reveals that recent entrants into the market are driven by two different institutional processes resulting in a more heterogeneous body of workers in the market sector than before. Linear regression results show that the commonly observed higher earnings in the market sector are limited only to a subgroup of later entrants who enter the sector voluntarily. Propensity score matching analyses further demonstrate that the effect of a late market entry on earnings is negatively associated with the propensity of making such a transition.

Workers' Collective Identity and Class Consciousness in State-owned Enterprises in the Times of Market Transformation ..... *Wu Qingjun* 58

**Abstract** The paper analyzes the process and the character of the workers' collective identity and class consciousness in State-owned Enterprises (SOE) on the base of a case study. With the definition of class consciousness which Michael Mann defined, the article respectively interprets the process and the cause of workers' collective interest consciousness, and factors and process which form workers' collective identity and class consciousness. The workers' collective identity and class consciousness in SOE are formed outside of the process of production. The author argues that the essence of opposition is not the opposition between labor and capital. Also, the cause of opposition is not the rigorous discipline in the factory, but the transformation of social systems and the corruption of supervisors. It is the collective experiences of workers in SOE that promotes the production of collective identity and class consciousness.

Village Democracy and Its Determinants: Empirical evidence from 400 villages ..... *Sun Xiulin* 80

**Abstract** Thirty years past after the implementation of village democracy, but there is still a critical puzzle: what are the determinants of village democracy in China? Using a representatively nation-wide sample, this paper aims to explore the determinants of grassroots democracy in rural China including economic factors, institutional factors and political factors. The empirical results of this paper prove: (1) economic factors are important determinants of village democracy. (2) Local institution, especially the existence of lineage organization, has an essential effect on the development of grassroots democracy. A harmonious community is also helpful. (3) The effect of political factor is not proved in this paper.

The Mechanism of Industry Association's Impact on Exterior-event Oriented