组织规模与收入差异*

——1996－2006 年的中国城镇社会

李　骏

提要:本文将社会分层研究对组织规模与工资收入关系的分析,从成熟的市场经济体延伸至转型中的中国社会。本研究通过对 1996 年和 2006 年两个时点的数据分析发现,在中国城镇社会,组织规模对工资收入的影响,于这 10 年间几乎翻了一番。更重要的是,个人和组织两个层次的特征对这一关系的解释力是此消彼长的:1996 年,个人特征不能解释这一关系,组织特征却能解释;但在 2006 年,组织特征不能解释这一关系,个人特征却能解释。这可以由此时期劳动力流动的增长和再分配机制的衰弱来解释,反映了中国城镇劳动力市场的发展正趋近于市场经济国家的典型情形。

关键词:组织规模　收入　分层

社会分层研究的"新结构主义"(new structuralism)范式强调结构在个人地位获得过程中的重要作用。工作组织是其中一项结构性因素,而雇员规模又构成了组织的一个基础性维度。于是,国际学术界出现了一批专门研究组织规模与工资或收入关系的文献,并且发现了一个普遍现象:雇员规模越大的组织,其工资水平越高。学者们对此提出了一系列的解释,但都无法完全解释组织规模所导致的收入差异。

遗憾的是,上述研究只局限于成熟的市场经济社会。尽管有跨国比较和历时分析表明,组织雇员规模与工资收入的这种关系受到制度或文化以及经济变化的影响,但却没有在不同的经济和社会背景下探讨这一议题的研究。本文试图以经济体制转型过程中的中国城镇社会为研究对象,来弥补这一缺憾。

海内外学者对中国城镇社会分层体制的研究,已强调过工作组织(或单位)的重要性,但是存在两大局限。其一,已有研究通常关注的

*　本文初稿曾在 2012 年国际社会学会社会分层与社会流动研究委员会春季会议(香港,5 月 10－13 日)、2013 年中国社会学会年会社会分层与流动论坛(贵阳,7 月 19－21 日)上宣读,感谢与会同仁的评论与建议。同时,特别感谢本刊匿名审稿人提出的修改意见。文责自负。

都是单位的三个传统特征:所有制、级别和类别,基本上忽略了雇员规模这一重要特征。其二,分析数据大多来自于20世纪90年代中期以前的调查,无法反映其后城镇劳动力市场所发生的一些重大变化。

围绕组织雇员规模与工资收入之间的关系,本文旨在回答三个研究问题。第一,在中国城镇社会背景下,是否也存在组织规模越大工资收入越高的现象?第二,组织规模所导致的收入差异如何由个人和组织两个层次的特征变量所解释?第三,鉴于20世纪90年代中期以来中国经济和社会所发生的变迁,前两个问题的答案是否存在时期变化?限于数据的可比性,本文主要对比分析两个时点:1996年和2006年,作为这10年变化的一个缩影。①

本文首先大致回顾了国际学术界对组织雇员规模与工资收入关系的已有研究,接着指出该领域内一般文献和中国社会背景下单位研究的不足,并在此基础上提出研究问题。随后,介绍两项调查数据,说明分析变量和回归模型,展示并详细讨论经验发现和研究结果。最后总结全文并提出将来的研究方向。

一、组织规模与收入差异

在社会分层研究领域,早期的布劳—邓肯地位获得模型(status attainment model),几乎只关注个体层面的决定因素,直到“新结构主义”范式兴起,才开始强调结构因素的重要性(Kalleberg & Sørensen,1979)。从这种视角出发的经验研究,论证了阶级、经济部门和工作组织等一系列结构性因素对个人社会经济地位获得的影响。拜仁和毕尔比(Baron & Bielby,1980)进一步提出,工作过程的结构化有五个层次,依次是社会的、制度的、组织的、任务的和个人的,甚至认为,组织是宏观与微观不平等维度的一个关键节点,在连接总体的不平等结构与具体的地位获得过程方面发挥着核心作用。

在工作组织的所有特征中,雇员规模构成了一个基础性维度,并且与组织的其他种种结构性特征具有紧密的联系(Child,1973)。齐美尔

① 但为了检验这10年间组织规模与工资收入关系的历时变化趋势的稳健性,本文还补充分析了2003年和2005年数据,详见文末的总结与讨论部分。

(Simmel,1964:87－97)甚至曾经提出过“数量决定论”(quantitative determination)的观点,认为组织或群体的人数规模差异本身就会导致它们之间的结构性差异,这为研究组织规模大小所带来的社会后果提供了最早的理论渊源。

这一脉络下的经验研究,关注最多的又是组织雇员规模与工资收入之间的关系。典型的发现是,雇员规模越大的组织,其工资水平越高。这一发现,最早可以追溯至1911年(Oi & Idson,1999)。组织规模与工资收入之间的正相关(不妨称之为组织规模的“主效应”)十分稳健,即使是控制了各种中间变量后,它仍然存在。继史陶森伯格(Stolzenberg,1978)的先驱性工作之后,一些学者开始进一步研究组织规模如何影响个人或职业特征与收入之间的关系(不妨称之为组织规模的“中介效应”)。例如,美国社会学界曾长期存在一种观点,认为至少就男性白人雇员而言,教育回报在规模越大的组织中越高;但坂本和陈美珠(Sakamoto & Chen,1991)挑战了这一传统观点,分析指出,教育回报并不随组织规模的大小而呈现出规律性的变化。另有研究使用一套雇主和雇员的匹配数据来系统地考察组织规模与员工收入之间的关系,发现这一关系随性别、职业和行业变化,并且受到内部劳动力市场和工会等不同因素的调节(Villemez & Bridges,1988)。

此外,另一些研究者还考察了组织雇员规模与工资收入关系的历时变化和跨国差异。例如,20世纪60－80年代,美国制造业中组织规模所带来的工资差异持续攀升(Idson & Oi,1999);但后续研究发现,从1988－2003年,这一效应有了显著的降低(Hollister,2004)。研究者将这一相反的变化趋势归因于美国经济体系和组织结构所发生的一系列变化,尤其是内部劳动力市场的衰落。科尔伯格和布伦(Kalleberg & Buren,1992)就组织规模与工资收入的关系做了美国、日本和挪威之间的跨国比较,发现其在美国更为明显和持久;他们认为,这可以分别由挪威的平均主义价值观和集体谈判体制以及日本的社会团结文化来解释。

自从经济学家莱斯特(Lester,1967:67)指出:“不同规模的组织所提供的总报酬存在显著差异这一现象确实使工资理论无法回避,但尚未得到理论上的妥善处理”,许多后续的研究工作都致力于解释这一现象。虽然学者们做出了各种各样的回答,但意见并不统一。归纳起来,可以大致概括为四种解释:市场环境论、劳动力素质论或劳动力分

流论、劳资关系论、就业关系结构论。[①]

1. 市场环境论

最常见的解释是大公司在所处的市场中占据垄断或寡头地位，能够赚取超额利润，因而其中的一部分就通过高工资的形式与员工分享。由于公司所属的行业与其所处的市场有密切联系，因此组织规模与工资收入之间的关系又被认为是由行业差异所导致的，具体可分为两种情况。其一，在某些行业，公司规模有可能较大，同时工资水平也可能较高；换言之，组织规模与工资水平之间的关系可能是由它们与行业这一变量之间的共变关系所导致的。其二，公司规模可能确实影响员工收入，但这种影响只存在于某些特定的行业；换言之，组织规模与工资水平之间的关系可能是以行业特征为条件的。此外，如果小公司更多地集中于小型社区，那么不同规模的组织之间的工资水平差异还可能是由地方经济条件或地方劳动力市场差异所造成的。

2. 劳动力素质论或劳动力分流论

新古典经济学认为，大公司的员工之所以工资更高，只不过是因为他们的素质或技能比小公司的员工更高。劳动力市场中的分流或筛选机制，使人力资本——不管是显而易见的还是不可观察的——更高的劳动者更可能进入规模更大的组织，由于他们的生产力水平更高，因而工资回报也更高。

3. 劳资关系论

组织规模与工资收入之间的关系还可能与工会有关，这是因为大公司成立工会的比例更高，而工会的职能或目标之一就是提高员工的工资水平。尚未成立工会的大公司也有可能为了避免成立工会而主动提高工资，这被称为“工会威胁效应”（union threat effect）。鉴于工会的核心功能是在组织内部达成一种劳资双方的力量均势，科尔伯格和布伦（Kalleberg & Buren，1992）将这一“工会解释”上升为劳资关系论，其观点是，规模越大的组织越难处理劳资关系，因此索性以支付较高工资这一手段来缓和劳资冲突对组织运行可能带来的负面影响。

4. 就业关系结构论

研究发现，组织规模与组织的其他种种运作实践有着密切的关系，

---

① 此处对简要观点的总结主要参考了 6 篇文献，分别是 Brown & Medoff，1989；Hollister，2004；Kalleberg & Buren，1992，1996；Reilly，1995；Troske，1999。

包括横向和纵向的分工体系、工作和岗位的正规化程度、行政管理的强度、内部劳动力市场、公司内部员工培训制度等等。其中,对组织规模与工资收入关系具有最直接影响的是内部劳动力市场,即包括内部职位阶梯性晋升和长期雇佣关系承诺等在内的一系列结构化的就业关系。就业关系结构论的另一个含义是说,由于雇员人数众多,大公司难以有效判断和准确衡量每一个员工的生产力水平或工作绩效,因而其工资支付水平才会高于雇佣同等能力员工的小公司。换言之,是就业关系结构导致了监控或管理成本的不同,进而导致工资水平差异。

二、文献述评与研究问题

遗憾的是,上述研究只局限于成熟的市场经济社会。我们尚不清楚,关于组织雇员规模与工资收入关系的这些一般性知识是否也适用于不同的经济体制。本文试图将此研究脉络延伸至当代中国这个转型经济体,以丰富已有认识。

当然,工作组织——或通常所说的“单位”——的重要性,对研究当代中国社会分层的海内外学者来说并不陌生(李汉林、李路路,1999;李汉林、渠敬东,2002;李路路,2002;刘建军,2000;路风,1989;佘红、刘欣,2004;Walder,1986)。在林南和边燕杰(Lin & Bian,1991)所提出的中国城镇居民的地位获得模型中,工作单位就被视为一个非常重要的地位获得变量。就计划经济时期的中国城镇社会来说,单位在再分配体系或层级中的结构性位置,主要取决于其三个属性或特征:所有制,尤其是国有与非国有这种二元区分;级别,不管是在行政层级中的级别,还是在财政预算体系中的级别;类别,它区分了组织的基本职能(Bian,1994)。

20 世纪 80 – 90 年代早期,在天津市所收集的一系列调查数据,都揭示了以工作组织为基础的社会分层体制的存在。边燕杰(Bian,1994)挑选了反映劳动力特征的 6 项指标分析,发现国有部门的职工在所有指标上都优于集体(和私有)部门。国有单位的职工在基本工资、奖金和总收入上的优势即使是在控制了人力资本特征后也仍然存在(Walder,1990)。此外,经验研究也证实了单位级别在影响个人生活机会上的重要性。上级主管行政机构的财政预算级别越高,单位越有能

力向职工提供各种福利(Walder,1992)。在1978－1993年间,单位的行政级别与职工的收入水平之间也一直存在显著的正相关(Bian & Logan,1996)。后来的经验分析开始使用覆盖了更多城市或地区的数据,一方面,发现职工与单位之间的组织依赖关系在80年代晚期以后得到了强化;另一方面,发现再分配力量——一般用单位的行政级别和所有制性质来反映——的影响出现了某种衰弱迹象(王天夫、王丰,2005;Wu,2002;Zhou,2000)。边燕杰等(2006)的最近一项研究表明,单位的社会分层效应在随着市场经济的发展而弱化。

对单位分层的上述研究有两个局限。其一,研究者通常都只关注单位的三个属性或特征,即所有制、级别和类别。尽管有研究表明,随着中国的市场转型,单位的赢利能力以及行业属性开始成为员工收入的一个新的重要决定因素(Xie & Wu,2008;郝大海、李路路,2006),但组织规模这一重要特征一直被忽视。[①] 其二,经验证据大多都来自于90年代中期以前收集的调查数据。[②] 显然,这无法反映中国城镇劳动力市场于90年代中期以来所发生的一系列重大变化,例如国企改制、减员增效、下岗失业,以及农村剩余劳动力向城镇的大规模转移等等。

围绕组织雇员规模与工资收入的关系这一中心议题,本文试图回答三个研究问题。首先,在中国城镇社会背景下,是否也存在组织规模越大、工资收入越高的现象?虽然组织规模与非经济层面的工作回报(诸如福利、晋升机会与工作自主性等)之间的关系也值得研究(Kalleberg & Buren,1996),但本文主要关心的是收入差异所体现的经济分层。其次,组织规模所导致的收入差异如何由个人和组织两个层次的特征变量所解释?限于数据的可得性,本研究所能纳入的组织层次的变量十分有限。[③] 尽管如此,我们至少能够在控制了以往研究通常所

① 虽然也有若干研究在分析模型中纳入了组织规模这一变量——例如谢桂华(2006)、Walder(1992)等,但组织规模并不是分析重点。

② 只有少数研究例外。例如,谢宇和吴晓刚(Xie & Wu,2008)分析的是1999年的数据,边燕杰等(2006)分析的是2003年的数据。得益于"中国综合社会调查"及其他大型调查项目,2003年及以后的全国性数据在增多,但遗憾的是,明确以单位分层为主题的经验研究却变得很少。李路路等(2009)也指出,对于单位的社会分层效应在本世纪以来变化的研究非常稀缺。

③ 主要是1996年的调查(见下文)没有围绕工作收集足够丰富的信息(例如行业),导致本研究无法同时在两个数据集中纳入更多的控制变量。

强调的所有制、级别和类型这三项主要的组织特征之后来考察组织规模所导致的收入差异。最后，鉴于 90 年代中期以来中国经济和社会所发生的变迁，前两个问题的答案是否存在时期变化？限于数据的可比性，本文主要对比分析两个时点：1996 年和 2006 年，以作为这 10 年变化的一个缩影。

三、数据、变量与模型

本研究主要使用两项调查数据：1996 年"当代中国生活史和社会变迁调查"和 2006 年"中国综合社会调查"。① 这两次调查使用相似的多阶分层概率抽样设计得到具有全国代表性的样本。根据研究议题，本文只分析城镇样本。这是因为，首先，各种历史因素和社会制度造成了中国城乡之间的巨大差异，如果研究者要在一个与其他工业化国家作比较的分析框架下来探讨一个一般化的研究议题，中国的城镇社会是一个更为恰当的分析实体。其次，中国计划经济时期的单位制只适用于城镇地区，如果要与已有的单位分层研究进行对话，自然也只能分析城镇社会。

为与已有研究保持一致，要对两个数据的城镇样本作进一步限定，包括以下三个步骤：(1)受访者在接受调查时须处于就业状态，因为对从业人员考察组织规模与工资收入的关系才可靠。(2)排除雇主和自雇人士，因为雇员与其工作组织规模之间的关系更有研究意义。从这两个限定条件可知，本文的研究对象是以工资为主要收入来源的就业人口。(3)以往在市场经济社会中所做的研究，一般还将分析限定于私有部门，因为公有部门的"组织"边界通常并不明晰，进而"规模"大小十分模糊(Brown & Medoff，1989)。由于中国城镇社会中公有部门的就业比重到目前为止都仍然相当大，②如果将其全部排除在外，得到的分析结果很可能具有误导性，因而此方法不可取。就公有部门内部

① 关于 1996 年"当代中国生活史和社会变迁调查"，详见 http://www.sscnet.ucla.edu/issr/da/lhsccs/chinaweb.html；关于 2006 年"中国综合社会调查"，详见 http://www.cssod.org/news04.php。

② 截止到 2005 年底，城镇就业人员中国有单位的就业比重接近 1/4，见《中国统计年鉴 2006》(中华人民共和国国家统计局编，2006)中的有关数字。

来说,由于政府机关以外的单位无论在法人地位还是财务结算上都是一个独立的实体(Bian,1994),其组织边界还是相当清楚的,因此应该将这些工作组织的雇员保留在分析样本之中。至于政府机关雇员,简便起见,可将他们直接排除在分析之外;但是,为避免样本量的进一步损失,本文决定仍将他们保留下来。①

1996年和2006年的两个调查数据都包含组织层次和个人层次的变量。组织规模是本研究的关键变量,与已有文献一致,它指的是组织的雇员人数。该信息在两个调查中都是通过询问受访者而得到。1996年的具体问题是:"您所在单位有多少人?(单位是以工作证或独立经济核算等单位的公章为准)",2006年的具体问题是:"您单位现有干部与员工的总人数大约是多少人?"。

两个调查都收集了单位的所有制、级别和类型信息,但具体询问方式略有不同。然而,这并不妨碍本研究将工作组织区分为4个类别:私有企业、集体企业、国有企业、机关事业单位。关于单位级别,两个调查虽然都按照行政级别的高低提供一系列选项(村居级、乡镇级、区县级、地市级、省级、中央级),但1996年调查询问的是受访者所在单位本身的行政级别,而2006年调查询问的是受访者所在单位的上级管理机构的行政级别;这两个级别虽然有所不同,但却是基本等价的。在概念上,它们都标志着组织在再分配体系中的位置高低;在经验研究中,它们也都曾经被用来测量组织的行政级别。依循惯例,本研究将级别作为连续变量来处理,分值从0-6不等,0表示"无级别",6表示"中央级"。

除了上述组织层次的自变量之外,本研究还涉及个人层次的自变量,分别是性别、婚姻状况、教育、工龄、职业、户口和中共党员身份。性别和婚姻状况是二分变量,1分别表示男性和曾经结婚。教育用受教育年限来测量。工龄是用接受调查时的年龄减去首次参加工作时的年龄得到。职业用国际社会经济地位指数ISEI来测量(Ganzeboom et. al.,1992)。这些都是连续变量。户口和党员是中国社会背景下的两个非常重要的分层变量(Wu & Treiman,2004),它们都是二分变量,1

① 本文也尝试过排除政府机关雇员,得到的实证分析结果非常相似。这或许是因为政府机关雇员的人数在两个样本中都只占很小比例的缘故。所以,对样本中政府机关雇员的不同处理方法,不会影响本文的实质性结论。

分别表示城镇户口和中共党员。最后,考虑到前面提及的政府机关的特殊性,本文还将政府机关雇员(是 =1)作为一个控制变量来使用。性别、教育、工龄、职业将作为主要控制变量使用,婚姻状况、户口、党员、政府机关雇员将作为额外控制变量使用。

上述所有变量都被用来预测个人的(月)工资收入。本研究已根据国家统计局发布的历年消费价格指数(CPI)做了通货膨胀调整,以使 1996 年和 2006 年的收入具有直接的可比性(以 2006 年为准)。依循惯例,本研究对因变量“收入”和关键自变量“组织规模”都取对数。鉴于本研究使用的是两个全国性数据,还需要考虑地区差异的影响,具体实现办法是控制省份虚拟变量。

本文所使用的估计方法是最小二乘估计(OLS)。既然自变量有组织和个人两个层次,那么它们可以分别和一起被放入模型,以观察两个层次的自变量在解释组织规模与工资收入关系时有何不同。在依次分析 1996 年和 2006 年两个数据集之后,为了进一步考察时期变化,两个数据集将被合并在一起分析。由于两个调查都采用了多阶分层概率抽样,本研究还使用了 STATA 的抽样估计程序模块(survey estimation procedure),以得到稳健的回归系数和标准误。

在将研究对象限定为以工资为主要收入来源的就业人口之后,1996 年和 2006 年两个数据集的样本量分别为 1654 人和 2257 人。然而,它们都存在缺失问题。在 1996 年数据集中,依次排除在上述任一变量上存在缺失值的个案之后,有约 10% 的样本缺失,而 2006 年数据集的缺失率更达到了 30% 。在本文下面将要给出的实证分析结果中,两个数据集的正式分析样本就是排除了缺失个案之后的最终样本,分别为 1501 人和 1639 人;本研究使用了多重填补法(multiple imputation)来解决两个数据集的样本缺失问题,以检验分析结果的稳健性。

四、分析结果

表 1 给出的是两个分析样本中所有变量的描述性统计值。通过比较 1996 年和 2006 年这两个时点上各变量的分布情况,可以观察到中国城镇劳动力市场在这期间所发生的一些基本变化,主要有三个方面。

表 1　　变量的描述性统计(1996 年与 2006 年)

变量	1996(N = 1501)	2006(N = 1639)
连续型变量		
月工资收入(元)	468.96 (327.99)	1368.01 (2718.25)
组织规模(人)	1044.74 (2625.10)	649.10 (1788.40)
组织级别	2.26 (.98)	2.78 (1.78)
受教育年限	10.28 (3.08)	11.27 (3.32)
年龄	37.60 (10.55)	36.06 (10.04)
工龄	18.78 (10.86)	15.22 (10.29)
职业(ISEI)	47.44 (15.33)	45.91 (14.28)
离散型变量		
组织类别		
机关事业单位	31.95	33.76
国有企业	45.69	26.33
集体企业	16.54	6.85
私有企业	5.81	33.06
政府机关雇员	7.27	7.19
男性	58.51	57.84
曾经结婚	86.73	81.39
城镇户口	94.08	83.74
党员	22.50	15.68

注:(1)数据经过加权处理。(2)连续型变量报告的是均值(括号内的数字是标准差),离散型变量报告的是百分比。

首先,城镇地区的就业结构发生了巨大变化,尤其是国有企业和私有企业之间的相对就业比重:在 1996 年,有 45.69% 的受访者在国有企业工作,只有 5.81% 的受访者在私有企业工作;但 10 年之后,私有企业中的就业比重已经超过了国有企业(33.06% vs. 26.33%)。其次,城镇工作组织的平均规模显著降低了:组织的平均员工人数在 1996 年

超过了 1000 人,但在 2006 年只有 600 多人,下降了 40% 。90 年代改革的重要内容之一就是针对国有企业的冗员问题实行减员增效和下岗分流,这或许是导致组织规模显著降低的直接原因。最后,城镇经济体中的劳动力构成也发生了相当大的变化:一是农村户口劳动力急剧增长,比例从 1996 年的 5.92% 上升至 2006 年的 16.26% ;二是劳动力的平均受教育年限有所提高,1996 年为 10.28 年,2006 年为 11.27 年;三是劳动者工资收入的快速增长,平均月收入几乎增长了 2 倍。

对组织规模与工资收入关系的研究要先从二者的零阶相关入手。以往在市场经济国家中所做的研究都发现这一零阶相关具有统计显著性。但在中国 1996 年城镇调查数据中,只有在控制了省份虚拟变量后,这一零阶相关才显著;相比之下,在 2006 年城镇调查数据中,不管是否控制省份虚拟变量,这一零阶相关都显著(见附录表)。

为何 1996 年时只有在控制了省份虚拟变量后组织规模与工资收入的零阶相关才存在? 原因或许在于,当时许多大型国有企业都位于经济状况十分糟糕的地区,例如中国的重工业基地东北三省。在 90 年代中期,这些国企仍然雇佣了数量庞大的冗余职工,并且经营状况十分惨淡。它们的企业效益和赢利能力甚至落后于沿海地区的许多中小企业,因为那里的总体经济发展状况要好得多。既然员工的工资水平与企业的经营绩效有着最直接的关系,那么这种地区差异自然会对组织规模与工资收入的关系具有很大的影响。然而,1997 年以后,全国范围内的国企改革开始逐渐改变这种状态。大量的国企冗员下岗,许多亏损的中小型国企改制,而大型国企则受到政府的扶持,获得了更多的资源和政策优势。因此,到 2006 年时,组织规模与工资收入之间的零阶相关即使在不控制地区差异的情况下也得以确立。从另一个角度来说,本研究观察到的这一变化趋势也表明中国的城镇经济体系在地区之间变得更加统一了。

现在转向多变量回归分析,注意在这些模型中都控制了省份虚拟变量。1996 年数据的回归结果见表 2。模型 1 是基准模型,由于组织规模和工资收入都取了对数,那么回归系数 0.039 就意味着组织规模增加 1% 时工资收入会增加 0.039% 。这一影响效应看似很小,其实不然,因为组织规模这一变量的值域变动很大,少则几十人,多则上千人。举例来说,如果组织规模从 100 人增加到 600 人,那么工资收入会增加 7% ($6^{0.039} = 1.07$)。

表 2　工资收入(取对数)的 OLS 回归结果(1996 年,N = 1501)

统计项	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
组织层次的变量				
组织规模(取对数)	.039 ** (.013)	.033 * (.013)	.040 ** (.012)	.038 ** (.012)
组织类别(参照组 = 机关事业单位)				
国有企业		−.134 ** (.036)		−.029 (.035)
集体企业		−.211 * (.088)		−.098 (.083)
私有企业		.285 * (.115)		.426 ** (.145)
组织级别		.101 *** (.020)		.056 ** (.018)
个人层次的变量				
受教育年限			.031 *** (.007)	.028 *** (.007)
工龄			.013 * (.005)	.016 *** (.004)
工龄^2			−.0001 (.0001)	−.0002 (.0001)
男性			.214 *** (.038)	.206 *** (.038)
职业(ISEI)			.004 ** (.001)	.004 * (.002)
F	10.86 ***	12.31 ***	16.20 ***	16.23 ***
R^2	.14	.18	.24	.26

注:(1)数据经过加权处理。(2)表中报告的是非标准化回归系数(括号中的数字是稳健标准误)。(3)所有模型均控制了省份虚拟变量和常数项。(4) * $p < 0.05$(双尾检验),** $p < 0.01$,*** $p < 0.001$。

模型 2 控制了组织层次的变量——这些变量反映了组织在再分配体系中的位置,结果发现,组织规模对工资收入的影响系数降低了 15%。这意味着,组织规模对工资收入的影响效应,有相当一部分能够被以往单位分层文献所强调的组织特征变量——所有制、级别、类型——来解释。但在模型 3 中,控制个人层次的变量则不会使该系数

变小，尽管这些变量本身对工资水平有决定作用。模型 2 和模型 3 之间的反差意味着，1996 年时组织层次的特征比个人层次的特征更能解释中国城镇劳动力市场中组织规模与工资收入之间的关系。模型 4 同时控制了组织和个人两个层次的变量，得到的净回归系数为 0. 038。

2006 年数据的回归结果见表 3。在模型 1 中，组织规模对工资收

表 3　工资收入(取对数)的 OLS 回归结果(2006 年，N = 1639)

统计项	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
组织层次的变量				
组织规模(取对数)	. 089 *** (. 013)	. 090 *** (. 013)	. 072 *** (. 012)	. 077 *** (. 012)
组织类别(参照组 = 机关事业单位)				
国有企业		-. 134 * (. 060)		. 025 (. 058)
集体企业		-. 154 * (. 072)		. 029 (. 069)
私有企业		-. 022 (. 057)		. 210 *** (. 059)
组织级别		. 030 * (. 013)		. 017 (. 011)
个人层次的变量				
受教育年限			. 048 *** (. 007)	. 052 *** (. 006)
工龄			. 006 (. 007)	. 010 (. 007)
工龄^2			-. 0001 (. 0002)	-. 0002 (. 0002)
男性			. 210 *** (. 031)	. 209 *** (. 031)
职业(ISEI)			. 007 *** (. 001)	. 008 *** (. 001)
F	19. 76 ***	18. 10 ***	32. 20 ***	29. 68 ***
R^2	. 27	. 28	. 40	. 41

注：(1)数据经过加权处理。(2)表中报告的是非标准化回归系数(括号中的数字是稳健标准误)。(3)所有模型均控制了省份虚拟变量和常数项。(4) * $p < 0.05$ (双尾检验)，** $p < 0.01$，*** $p < 0.001$。

入的影响系数为 0. 089,意味着组织规模增加 1% 时工资收入会增加 0. 089% 。在模型 2 中,控制组织层次的变量并不会使该系数变小;但在模型 3 中,控制个人层次的变量却使该系数减小了 19% 。模型 2 与模型 3 之间的反差意味着,2006 年时,个人层次的特征比组织层次的特征更能解释中国城镇劳动力市场中组织规模与工资收入之间的关系。在模型 4 中,当同时控制了组织和个人两个层次的变量之后,得到的净回归系数为 0. 077。

为何劳动者的个人特征在 1996 年时无法解释组织规模对工资收入的影响效应,但在 2006 年时却能够部分地解释? 本文理论部分提及,对组织规模与工资收入关系的一个解释是劳动力市场中的分流或筛选机制在起作用,它使那些人力资本——不管是显而易见的还是不可观察的——更高的劳动者更可能进入规模更大的组织中就业。借助该理论,则这一问题的答案或许就在于 10 年间城镇劳动者在各个工作组织之间的流动性的增长。

众所周知,计划经济时期单位制的一个重要特征就是员工与组织之间的终身雇佣关系,劳动力均由政府相关部门进行统一调配,因此那时并不存在真正意义上的劳动力市场;而且,由于每个单位都对其员工具有"所有权",每级政府部门又对其下辖的单位具有"所有权",因此,辞职、解雇、更换工作单位等对绝大部分员工来说都并不存在(Naughton,1997)。简言之,劳动者基本上无法自行决定进入哪个工作单位,而一旦进入也无法自行决定离开工作单位。

20 世纪 80 - 90 年代中期,尽管中央政府出台了一系列政策措施试图打破这种终身雇佣制或俗称的"铁饭碗",但改革并没有成功地促进劳动力在单位之间的流动。正如谢宇和韩怡梅(Xie & Hannum,1996)所指出,"虽然经济改革使原有的雇佣关系出现了某种新迹象,但并没有发生本质上的变化"。周雪光等(Zhou et. al. ,1997)对截止到 1994 年的工作史数据的分析也发现,劳动者在组织之间的工作变动模式只发生了很有限的变化。既然劳动力的流动在这一时期仍然非常有限,那么劳动力分流或筛选机制就很难发挥作用,就不能有效地使工作能力或绩效更高的劳动者从小型组织流入大型组织,因此,在 1996 年的数据中,个人特征无法解释组织规模对工资收入的影响。

直到 90 年代末期,中央政府通过进一步改革依靠单位来提供社

会福利的传统体制,才开始大面积消除劳动力自由流动的制度性障碍。这些改革主要包括住房的私有化以及养老、医疗保险的社会化等;而且,90 年代中期以后出现了大量的下岗失业人员,他们被迫从原来的国有企业退出到市场部门工作,其就业稳定性也容易受到外部力量的冲击(李培林、张翼,2003);与此同时,越来越多的农村剩余劳动力不断涌入城镇从事非农工作,在竞争激烈的低端劳动力市场中,频繁更换雇主也成为其工作模式的一个明显特征(李强,1999;张春泥,2011)。总之,受这些因素的共同作用,劳动力在单位或工作组织之间的流动率于 90 年代中后期开始大幅上扬(Li,2013)。在这种情况下,劳动力分流或筛选机制就有了发挥作用的社会条件。因此,在 2006 年的数据中,个人特征就可以解释组织规模对工资收入的影响。

为何组织特征在 1996 年时能够部分解释组织规模对工资收入的影响,但在 2006 年时却丧失了这种解释力?这或许是因为本研究对组织特征的测量仅限于反映再分配分层逻辑的 3 个变量:所有制、级别和类型。基于 90 年代早期调查数据的一些经验研究曾经指出,当时再分配逻辑仍然是中国城镇社会的一个重要、甚至是主要的分层机制(例如,Bian & Logan,1996),那么,反映组织在再分配体制中层级位置的这 3 个变量就应该比组织规模这一变量更有实质性意义。于是,在 1996 年数据中,我们观察到组织规模对工资收入的影响能够被其他三个组织特征所解释。

相应地,在 2006 年数据中无法观察到这一现象,则可能是因为再分配机制在进一步的市场化改革中逐渐丧失了其重要性的缘故。考察组织的规模、类别和级别这 3 个变量之间的相关模式,可以在某种程度上佐证这一解释。笔者先将 1996 年和 2006 年两个分析样本按照组织规模变量的百分位数划分为 4 组,然后看每一个分样本中组织类别和组织级别这 2 个变量的分布情况,结果见表 4。从中可见,规模越大的组织,越多地属于国有企业而非私有企业,其行政级别也越高。由于这种相关模式在 1996 年和 2006 年两个数据集中都存在,我们就不能将 2006 年时组织类别和级别无法解释组织规模对工资收入的影响效应这一现象,归因为规模和这 2 个变量之间的相关模式发生了变化。在表 5 中,笔者对组织类别(记为 T)、组织规模(记为 S)和年份(记为 Y)这三者之间的分布关联模式估计了一系列对数线性模型。模型 1 表示

类别、规模与年份三者均互不相关;模型 2 表示类别与年份相关,规模与年份相关,但类别与规模不相关;模型 3 表示类别与规模相关,但它们与年份均不相关;模型 4 表示类别与年份相关,规模与年份相关,类别与规模也相关,但类别与规模的关系与年份不相关。其中,模型 4 是可以拟合数据的、不需要考虑全部关联效应的非饱和模型,即不需要考虑(TSY)这个关联效应(或通常所说的三向交互),其含义就是组织类别与组织规模之间的分布关联模式不随年份而变化。因此,这些补充分析支持了前面的解释,即组织类别和级别所代表的再分配分层机制在弱化。

表 4　组织的规模与类别、级别的关系(1996 年与 2006 年)

统计项	1996 年(N = 1501)				2006 年(N = 1639)			
	规模(从小到大)				规模(从小到大)			
	1	2	3	4	1	2	3	4
类别(百分比)								
事业单位	47.47	40.80	25.00	11.20	27.14	38.05	33.17	21.46
国有企业	20.53	31.47	53.46	77.60	8.07	18.29	30.73	55.61
集体企业	16.53	19.73	18.62	10.40	4.65	6.83	10.24	8.78
私有企业	15.47	8.00	2.93	.80	60.15	36.83	25.85	14.15
合计	100	100	100	100	100	100	100	100
级别(均值)	1.63	2.04	2.41	2.79	1.83	2.75	3.03	3.73
N	375	375	376	375	409	410	410	410

再分配机制的弱化,不仅表现为它无法继续解释组织规模对工资收入的影响效应,而且还表现为组织级别这一变量不再能显著地影响员工收入。在 1996 年数据中,组织级别每高一个层次,员工收入会增加 6% ($e^{0.056}-1=0.06$,见表 2 中的模型 4);但在 2006 年数据中,组织级别变量的回归系数变得不再显著(见表 3 中的模型 4)。其实,已经有研究发现,组织级别在改革后期不再能显著地影响个人收入(Zang, 2002)。在表 2 和表 3 中还可看到,私有企业员工的收入水平要高于其他所有制部门(见两个表中的模型 4),这也与其他研究发现相一致(Xie & Wu,2008;Zang,2002;Zhou,2000)。

表 5　组织的类别(T)、规模(S)、年份(Y)的对数线性模型

模型	df	L2	BIC	ID	P
M1:(T)(S)(Y)	24	1132.582	939.335	.241	.000
M2:(TY)(SY)	18	704.238	559.302	.193	.000
M3:(TS)(Y)	15	502.880	382.101	.160	.000
M4:(TS)(TY)(SY)	9	10.730	−61.738	.021	.295
模型比较	df	L2	P		
M3 vs. M4	6	492.15	.000		

为检验表 2 和表 3 中模型 4 所估计的组织规模对工资收入的净影响效应的稳健性,笔者在模型中进一步加入了个人层次的 4 个额外控制变量,分别是婚姻状况、户口、党员和政府机关雇员。在表 6 中,重新估计得到的 2 个回归系数没有发生太大的变化(见模型 5)。比较表 6 模型 5 和表 2、3 模型 4 的 R^2 可知,加入这些额外控制变量,在整体上也没有显著提高模型的解释力。因此,上文使用主要控制变量的分析结果应该是稳健的。由于两年的数据都存在缺失问题,所以笔者又用多重填补法来重复估计模型 5,结果见模型 6。可见,删除缺失个案与填补缺失个案所得到的估计结果也没有太大的区别。

表 6　组织规模与工资收入关系的稳健性检验(1996 年与 2006 年)

统计项	1996 年		2006 年	
	模型 5 (N = 1501)	模型 6 (N = 1654)	模型 5 (N = 1639)	模型 6 (N = 2257)
组织规模(取对数)	.036** (.011)	.032** (.011)	.078*** (.012)	.083*** (.011)
组织层次的变量	是	是	是	是
个人层次的变量	是	是	是	是
额外控制变量	是	是	是	是
F	14.92***	–	26.91***	–
R^2	.27	–	.42	–

注:(1)数据经过加权处理。(2)表中报告的是非标准化回归系数(括号中的数字是稳健标准误)。(3)所有模型均控制了省份虚拟变量和常数项。(4)* $p<0.05$(双尾检验),** $p<0.01$,*** $p<0.001$。

组织规模与工资收入之间的关系在10年间有什么变化？虽然对单个数据集的分析已经可以看出，这种净效应几乎翻倍，但这一结论仍有待正式的检验。方法是，将两个数据集合并在一起，检验组织规模与年份虚拟变量之间的交互效应，结果见表7。模型1（在控制了省份虚拟变量的基础上）只纳入了3个关键变量：组织规模、年份虚拟变量以及二者之间的交互项，模型2在此基础上加入组织和个人2个层次的主要控制变量，模型3再加入个人层次的4个额外控制变量。在所有3个模型中，组织规模的主效应以及它与年份虚拟变量之间的交互效应均为正向显著，表明组织规模对工资收入的影响效应在1996－2006年间确实增大了。

表7　工资收入（取对数）的OLS回归结果（1996年与2006年的合并数据集，N＝3140）

统计项	模型1	模型2	模型3
组织规模（取对数）	.033*** (.008)	.035*** (.008)	.035*** (.008)
年份（2006年＝1）	.785*** (.060)	.712*** (.059)	.710*** (.059)
组织规模（取对数）×年份	.043*** (.011)	.038*** (.010)	.039*** (.010)
组织层次的变量	否	是	是
个人层次的变量	否	是	是
额外控制变量	否	否	是
F	110.21***	111.58***	102.15***
R^2	.52	.58	.59

注：（1）表中报告的是非标准化回归系数（括号中的数字是标准误）。（2）所有模型均控制了省份虚拟变量和常数项。（3）* $p<0.05$（双尾检验），** $p<0.01$，*** $p<0.001$。

五、总结与讨论

本文以转型中的中国城镇社会为背景，探讨组织雇员规模与工资收入之间的关系这个一般性研究议题。通过分析1996年和2006年的两个具有全国代表性的抽样调查数据，依次回答了三个研究问题。

第一个问题是：中国城镇社会是否也存在组织规模越大、工资收入越高的现象？在1996年数据中，组织规模与工资收入之间的零阶相关

只有在控制了地区(省份)差异后才显著;但在2006年数据中,无论是否控制地区差异,零阶相关都显著。第二个问题是:组织规模所导致的收入差异如何由个人和组织两个层次的特征变量所解释?在两年的数据中都发现,即使控制了影响工资收入的其他自变量,组织规模对工资收入的影响效应仍然存在。不同的是,在1996年数据中,个人特征不能解释这一影响效应,但在2006年数据中,个人特征却能解释这一影响效应;相反,在1996年数据中,组织特征能够解释这一影响效应,但在2006年数据中,组织特征不能解释这一影响效应。第三个问题是:1996-2006年,是否存在某种时期变化?本研究发现,组织规模对工资收入的影响效应在这10年中几乎翻了一番。根据上述经验发现,本文主要有以下三点结论。

其一,随着中国的市场转型,城镇社会中以组织为基础的收入分层模式正在向市场经济国家的典型情形趋近。组织规模与工资收入之间存在显著的正相关,即使在控制了各种个人和组织层次的特征变量之后仍然如此;而且,这种相关性在2006年比在1996年更稳健,相关性的大小在这10年间也有了显著增长。

其二,对比1996年和2006年数据中个人和组织两个层次的变量在解释组织规模与工资收入关系上的作用,可知中国城镇劳动力市场确实在逐步发展。据一些研究者观察,原有的单位体制下的雇佣关系,在改革初期并未发生本质上的变化(Xie & Hannum,1996)。但从90年代末期开始,中央政府对原有的单位福利体制进行了一系列的改革,以弱化员工对单位的组织依赖,这显著地有利于劳动力在组织之间的自由流动(Li,2013),劳动力分流或筛选机制开始发挥作用,使得工作能力更强的劳动者流入规模更大的组织。结果在2006年数据中就发现,控制个人特征变量,能够部分地解释组织规模与工资收入之间的关系(而在1996年数据集中并非如此)。

其三,1996-2006年间,随着中国的进一步市场化转型,城镇社会的再分配机制出现了某种衰弱迹象。一方面,反映组织在再分配体系中的层级位置的特征变量,在2006年时已不能解释组织规模与工资收入之间的关系;另一方面,组织的行政级别,在2006年时已不能显著地影响员工的工资收入。需要注意的是,本文的这一结论并不一定意味着中国城镇社会的分层机制中市场逻辑超越了再分配逻辑。虽然这两个分层机制的力量对比在早期的市场转型理论文献中是一个核心议题

(陈那波,2006),但后来的一些研究已经明确指出,简单地用在经验数据中所观察到的特定变量来直接反映潜在的社会过程机制是不适当的(Wu & Xie,2003)。显然,本文观察到的组织规模对工资收入的影响效应也不应该被简单地视为市场机制在起作用。

本研究用经验数据表明,在中国日趋成熟的城镇劳动力市场中,组织的雇员规模确实也是收入差异的另一个重要影响因素。国际学术界已经提出了各种理论来解释组织规模与工资收入之间的关系,主要包括市场环境论、劳动力素质论或劳动力分流论、劳资关系论、就业关系结构论等。由于变量的有限性,本研究只是部分地反映了劳动力分流论的观点。因此,关于如何解释中国城镇劳动力市场中组织规模与工资收入之间的关系,仍然需要做大量的工作。

本研究还发现,从1996-2006年,组织规模与工资收入之间的相关性大小发生了显著增长。为检验这种增长趋势的稳健性,本文还补充分析了2003年和2005年的中国综合社会调查数据。使用类似的研究样本分析变量和回归模型,依次估计出零阶相关系数、控制了省份虚拟变量后的相关系数、控制了主要变量后的回归系数,以及控制了额外变量后的回归系数。比较附录表A1中1996、2003、2005、2006各年份的上述估计值,发现都是历时增长的。以纳入所有变量的全模型的估计值为例,1996年的弹性系数为0.036,2003年为0.044,2005年为0.049,2006年为0.078。当然,如果要更加系统和严谨地研究组织规模与工资收入关系的历时变化趋势,还需要引入后续更多年份的数据来分析。更重要的是,如何解释这种增长?它是城镇劳动力市场发展演进的结果,还是组织平均规模降低的一个自然而然的结果?[①] 就本文分析的1996-2006年这一历史时期而言,由于国企改革的原因,组织平均规模总体而言是下行的(见附录表),[②]但由于制度变迁也恰好在此期间发生,所以很难区分两者的影响。这值得后续研究进一步深入探讨。

最后,本研究在数据方面的局限是,对组织特征的测量是由住户调查中的受访者自己报告的。在研究工作组织与社会分层之间的关系

① 感谢本刊匿名审稿人提出这个十分重要的研究问题。

② 虽然2005年与2003年相比要略高,但如果忽略这两个年份的差别,总体而言组织平均规模还是下行的。

时,通过这种途径收集到的数据,质量上一般要逊于雇主—雇员匹配数据。因此,该领域的后续研究要力争在数据收集方式上更进一步。

附录:

组织规模(取对数)与工资收入(取对数)的关系值估计(1996 - 2006 年)

	1996	2003	2005	2006
零阶相关系数	.018(ns)	.047 ***	.063 ***	.073 ***
控制了省份虚拟变量后的相关系数	.039 **	.043 ***	.056 ***	.089 ***
控制了主要变量后的回归系数	.038 **	.043 ***	.048 ***	.077 ***
进而控制了额外变量后的回归系数	.036 **	.044 ***	.049 ***	.078 ***
组织规模的平均值(人)	1044.74	753.18	816.84	649.10

注:ns $p>0.05$(双尾检验), * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$。

参考文献:
边燕杰、李路路、李煜、郝大海,2006,《结构壁垒、体制转型与地位资源含量》,《中国社会科学》第 5 期。
陈那波,2006,《海外关于中国市场转型论争十五年文献述评》,《社会学研究》第 5 期。
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》,《中国社会科学》第 2 期。
李汉林、李路路,1999,《资源与交换——中国单位组织中的依赖性结构》,《社会学研究》第 4 期。
李汉林、渠敬东,2002,《制度规范行为——关于单位的研究与思考》,《社会学研究》第 5 期。
李路路,2002,《论"单位"研究》,《社会学研究》第 5 期。
李路路、苗大雷、王修晓,2009,《市场转型与"单位"变迁——再论"单位"研究》,《社会》第 4 期。
李培林、张翼,2003,《走出生活逆境的阴影——失业下岗职工再就业中的"人力资本失灵"研究》,《中国社会科学》第 5 期。
李强,1999,《中国大陆城市农民工的职业流动》,《社会学研究》第 3 期。
刘建军,2000,《单位中国:社会调控体系中的个人、组织与国家》,天津:天津人民出版社。
路风,1989,《单位:一种特殊的社会组织形式》,《中国社会科学》第 1 期。
王天夫、王丰,2005,《中国城市收入分配中的集团因素:1986 - 1995》,《社会学研究》第 3 期。
谢桂华,2006,《市场转型与下岗工人》,《社会学研究》第 1 期。
余红、刘欣,2004,《单位与代际地位流动:单位制在衰落吗?》,《社会学研究》第 6 期。
张春泥,2011,《农民工为何频繁变换工作:户籍制度下农民工的工作流动研究》,《社会》第 6 期。

中华人民共和国国家统计局编,2006,《中国统计年鉴(2006)》,北京:中国统计出版社。

Baron, James N. & William T. Bielby 1980, "Bringing the Firms Back In: Stratification, Segmentation, and the Organization of Work." *American Sociological Review* 45(5).

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

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

Brown, Charles & James L. Medoff 1989, "The Employer Size-Wage Effect." *Journal of Political Economy* 97.

Child, John 1973, "Predicting and Understanding Organization Structure." *Administrative Science Quarterly* 18(2).

Ganzeboom, Harry B. G., Paul M. De Graaf & Donald J. Treiman 1992, "A Standard International Socio-economic Index of Occupational Status." *Social Science Research* 21(1).

Hollister, Matissa N. 2004, "Does Firm Size Matter Anymore? The New Economy and Firm Size Wage Effects." *American Sociological Review* 69(5).

Idson, Todd L. & Walter Y. Oi 1999, "Workers Are More Productive in Large Firms." *The American Economic Review* 89(2).

Kalleberg, Arne L. & Mark E. Van Buren 1992, "Organizations and Economic Stratification: A Cross-National Analysis of the Size-Earnings Relation." *Research in Social Stratification and Mobility* 11.

——1996, "Is Bigger Better? Explaining the Relationship between Organization Size and Job Rewards." *American Sociological Review* 61(1).

Kalleberg, Arne L. & Aage B. Sørensen 1979, "The Sociology of Labor Markets." *Annual Review of Sociology* 5.

Lester, Richard 1967, "Pay Differentials by Size of Establishment." *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 7(1).

Li, Jun 2013, "Job Mobility in Postreform Urban China." *Chinese Sociological Review* 45(4).

Lin, Nan & Yanjie Bian 1991, "Getting Ahead in Urban China." *American Journal of Sociology* 97(3).

Naughton, Barry 1997, "Danwei: The Economic Foundations of a Unique Institution." In Xiaobo Lü & Elizabeth J. Perry, *Danwei: The Changing Chinese Workplace in Historical and Comparative Perspective*. Armonk, N.Y.: M. E. Sharpe.

Oi, Walter Y. & Todd L. Idson 1999, "Firm Size and Wages." In Orley Ashenfelter & David E. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3B). New York: Elsevier.

Reilly, Kevin T. 1995, "Human Capital and Information: The Employer Size-Wage Effect." *The Journal of Human Resources* 30(1).

Sakamoto, Arthur & Meichu D. Chen 1991, "Further Evidence on Returns to Schooling by Establishment Size." *American Sociological Review* 56(6).

Simmel, Georg 1964, *The Sociology of Georg Simmel*. New York: Free Press.

Stolzenberg, Ross M. 1978, "Bringing the Boss Back in: Employer Size, Employee Schooling, and Socioeconomic Achievement. "*American Sociological Review* 43(6).

Troske, Kenneth R. 1999, "Evidence on the Employer Size-Wage Premium from Worker-Establishment Matched Data. "*Review of Economics and Statistics* 81(1).

Villemez, Wayne J. & William P. Bridges 1988, "When Bigger is Better: Differences in the Individual-Level Effect of Firm and Establishment Size. "*American Sociological Review* 53(2).

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

——1990, "Economic Reform and Income Distribution in Tianjin: 1976 – 1986. "In Deborah Davis & Ezra F. Vogel, *Chinese Society on the Eve of Tiananmen: The Impact of Reform*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

——1992, "Property Rights and Stratification in Socialist Redistributive Economies. "*American Sociological Review* 57(4).

Wu, Xiaogang 2002, "Work Units and Income Inequality: The Effect of Market Transition in Urban China. "*Social Forces* 80(3).

Wu, Xiaogang & Donald J. Treiman 2004, "The Household Registration System and Social Stratification in China: 1955 – 1996. "*Demography* 41(2).

Wu, Xiaogang & Yu Xie 2003, "Does the Market Pay Off? Earnings Returns to Education in Urban China. "*American Sociological Review* 68(3).

Xie, Yu & Emily Hannum 1996, "Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China. "*American Journal of Sociology* 101(4).

Xie, Yu & Xiaogang Wu 2008, "Danwei Profitability and Earnings Inequality in Urban China. "*The China Quarterly* 195.

Zang, Xiaowei 2002, "Labor Market Segmentation and Income Inequality in Urban China. "*Sociological Quarterly* 43(1).

Zhou, Xueguang 2000, "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data. "*American Journal of Sociology* 105(4).

Zhou, Xueguang, Nancy B. Tuma & Phyllis Moen 1997, "Institutional Change and Job-Shift Patterns in Urban China, 1949 to 1994. "*American Sociological Review* 62(3).

作者单位:上海社会科学院社会学研究所

责任编辑:张宛丽