

单位与代际地位流动:单位制在衰落吗?

余红 刘欣

Abstract: This paper explores the continuity of effects of work unit in intergenerational mobility in urban China based on a 1996 survey data from Wuhan city. Statistical findings suggest that the sector, rank, and size of parents' work unit have significant effects on that of their children's first work unit since 1978, and this intergenerational inheritance of work unit is becoming more and more significant even after 1986 when *dingti* and *neizhao* policy was abolished. It also shows that through all history periods (1949—1966, 1966—1976, 1977—1986, and 1987—1996), despite of its increasing effects on occupational status, education has only relatively limited effects on the entrance to work units compared with that of parents' work unit. The authors conclude that the effect of work unit on social mobility has not declined, on the contrary, it is, together with education, continuously playing a role in urban Chinese citizen status attainment.

在中国,自20世纪50年代至70年代末的相当长的时期,城市劳动力大都隶属于一个个具体的单位,个人的政治、经济和文化资源的拥有量与单位息息相关,进入不同的单位也就意味着拥有不同的生活机遇(Walder, 1992)。而单位作为一个结构性地位的决定因素,也在城市居民代际地位获得过程中表现出显著的作用(Lin & Bian, 1991)。1978年始的改革,特别是自80年代中期以来,国家相继出台了一系列有关单位制度改革的政策,加紧对单位体制的职能转化。这些转化是否导致了单位制作用的衰落?这一问题在国内外学术界引起了激烈的争论。本文试图通过对单位制于不同历史时期在代际地位流动中的作用的考察,对这一问题的讨论有所贡献。

一、理论回顾和研究假设

(一) 单位制: 削弱还是延续?

华尔德 1986 年提出的“单位依附”理论指出:以中国为代表的社会主义国家存在三种形式的“制度性依附”: (1) 由于商品市场不发达,社会主义国家的许多社会和经济资源主要是由单位分配给个人的,造成职工个人对工作单位的依附; (2) 国家公有制下的再分配体制是依靠单位来实现的,国家通过单位来行使其权力,导致国家对单位的依附; (3) 共产党的领导也是依靠各级组织,尤其是单位这一最普遍、最基本的组织来实行的,造成党的组织即国家统治对单位的依附(Walder, 1986)。在改革即单位职能转换以前,个人的收入、住房、医疗、养老金、子女就业等关系切身利益的事宜都由单位负责解决,单位成员也将这些福利保障和社会服务作为“家长”对“子女”的义务而理所当然地接受。中国城市单位根据所有制、行政级别和规模划分为不同类型。不同类型的单位,在社会主义再分配经济中与国家间在产权关系上存在差异,因此它们在资源占有和利益分配上存在差别。单位之间的这种差别导致了不同单位从业人员在收入获得和福利分配上的差别(Walder, 1992)。

对于改革以来中国单位制的作用是削弱还是维持,学者的观点存在分歧。一些学者认为,由于改革后单位的政治和其他社会职能弱化,从而造成单位对职工控制的放松;市场经济的发展使人们获取资源的途径多样化,造成职工个人对单位依赖性降低(李汉林, 1993; 郑路, 1999)。但也有学者认为,由于中国的改革未能触及根本的制度,单位制在中央的“放权让利”中仍不断得到强化(路风, 1989)。中国城市

改革的一个体制特征是:决策权逐渐由政府下放到工作单位,而不是个人。由此,改革削弱了国家计划者和行政官员的权力,提高了工作单位经理们的权力,而一般工人或职员的权利的制度性保障相对下降,这使得人们对单位的依赖又有所巩固。作为国家控制的核心机构之一,工作单位在社会转型期仍然对中国城市分层有着重要的影响,职工对工作单位依然有着很强的依附性(Bian & Logan, 1996)。尽管从20世纪80年代以来的改革给非公有制经济带来一定的机会,但是职业流动以及基本的分层机制变化极其有限,再分配机制依然影响职业流动,个人的社会地位与单位的地位密不可分,单位组织仍是研究中国城市居民社会地位分化的不可忽视的重要因素。在经济资源分配方面,较之市场因素,更多是工人与经理、单位与国家之间的讨价还价(Zhou et al., 1996; Zhou, 1997)。改革后的社会不平等主要表现为集团性不平等,单位之间的分化将日益严重(孙立平等, 1994; 李路路, 1992)。

(二) 代际地位流动

诸多研究发现,在西方市场经济发达国家,由于教育机会的扩张和管理体制的高度制度化,代际间职业继承的可能性很小,个人职业声望和收入主要取决于个人自致性努力,如个人所受教育状况、智力、社会心理因素等。因此,通过个人的一些特征可以合理地预测将来的职业地位(Blau & Duncan, 1967)。由此推论,在工业化欠发达的社会主义国家,职业的直接继承则是比较可能的。然而众多的研究表明:在中国,父母的职业地位与子女的职业地位之间几乎不存在直接影响(Lin & Bian, 1991),这与工业化理论相矛盾。白威廉和麦宜生的研究认为,形成这种差异的原因不在于工业化进程,而在于国家政策(Parith & Michelson, 1996)。

林南和边燕杰于1991年首次系统提出中国地位获得的标准问题,认为不同的社会应该使用不同的地位获得标准。他们通过1985年天津调查数据统计分析发现:单位,而不是职业,是研究中国地位获得的有效标准(Lin & Bian, 1991)。边燕杰通过对1988年天津调查数据的统计分析,发现单位所有制是中国地位获得的核心因素(Bian, 1994)。他用单位所有制、单位级别以及职业地位三个指标来衡量中国城市居民的地位获得,并于1994年提出了中国地位获得模式。

(三) 研究假设

本文主要考察单位制在代际地位流动中的作用,以及这种作用力的变化趋势,并将单位制的效应与个人自致性努力的效应做比较,以考察中国单位制在城市居民社会地位获得中的作用。具体表现为父母单位特征在多大程度上影响子女就业的单位特征?单位特征对职业声望具有多大影响?自致性努力对进入单位和从事职业有何影响?这种作用发展趋势如何?由此设计了三个假设。

在商品经济不发达、社会化服务程度低、劳动力市场不健全时期,子女进入何种类型的单位在很大程度上取决于其父母单位背景。但随着劳动力市场的健全、社会化服务程度的提高,职工子女对单位的依赖性会有所降低;同时,伴随着向市场经济转型,将产生新的社会流动渠道,人力资本将会得到较高回报(Nee, 1989)。因此,笔者提出:

假设1:随着时间的推移,父母单位对子女单位的直接影响会逐渐减小,教育在单位地位和职业地位获得过程中的作用会越来越大。

单位之间存在着分化。在传统的经济政治体制下,单位的所有制层次愈高,其所能占有的各种资源、利益和机会愈多,与其他单位进行互动交易的成本愈小;在一般情况下,单位的级别越高,规模越大,权力就越大,在社会上地位就越高,其占有各种资源、利益和机会就愈多。于此产生了假设2:

假设2:父母单位地位高,其子女进入层次高单位的可能性越大,为子女谋就声望高职业的机会越大。

单位制度随着国家政策的调整经历了一系列的变迁。改革开放以前,单位所有制形式的差异主要体现在国营和集体之间的二元分割。十一届三中全会后,国家调整了经济政策,允许多种所有制形式并存,将非公有制经济作为社会主义公有制经济的有益补充部分,个体经济和私营经济如雨后春笋般迅速发展。1988年,全国人大七届一次会议通过宪法修正案,确立了私营企业和民营企业家的合法地位,所

有制结构有了重大调整。其后,非公有制经济进一步蓬勃发展,在国民经济中的比重超过了公有制经济。随着市场改革的深入,公有制内部亦产生分化;集体企业、国营企业在市场竞争中逐渐衰弱,但行政管理机构的权力不仅得到了延续,而且作用范围还在随着“政府主导型”改革的推进而扩大,资源与“机会”拥有量日益增加(郑路,1999)。基于此提出假设3:

假设3:进入20世纪90年代以后,所有制类型对职业声望的影响可能与以前不同,其中集体企业和国营企业由于效益滑坡而对职业声望具有负效应,国家机关和事业单位职业声望的正效应将有所提升,非公有制企业职业声望将有所上升。

二、资料来源与研究设计

(一) 资料来源

本研究所使用的数据来源于1996年在武汉市进行的入户问卷调查。样本是按照系统抽样原则进行多阶段分层抽样获取。在全市82个街道中随机抽取20个街道,每个街道中按所辖居民委员会的个数占全部居民委员会的比例随机抽取两到三个居民委员会,最后由调查人员在每一居民委员会居民中随机入户进行结构式访谈。共发放调查问卷830份,回收有效问卷812份,有效回收率为90%。在本研究中剔除了年龄小于18岁和大于65岁的受访者,有效问卷数为754份。由于问卷在调查被调查者的社会分层状况的同时也询问了其配偶的相同的问题,因此本研究兼用了每份问卷的被调查者及其配偶的有关资料,即每份问卷实际可分解为两份问卷使用。本研究的实际有效个案为1390个。样本描述性统计情况如下:1949—1965年参加工作的个案有304人,文革期间参加工作的有441人,1977—1986年期间参加工作的有441人,1986年以后参加工作的有197人(参见表2)。^①大部分受访者为非中共党员,职业为技术工人和办事人员。

(二) 历史时期的划分

建国以后,国家政策不断调整,中国社会经历了诸多的社会运动和变迁,导致地位获得机制的变化。对建国以来的历史,学者们有不同的划分方法。^②为了考察不同历史时期地位获得的机制,根据本次研究思路,考虑到国家在招工政策和对非公有制经济成份政策上的变化情况,笔者将建国后的历史划分为四个时期。即:1949—1965年、1966—1976年、1977—1986年和1987—1996年。

(三) 变量的操作测量

以往的地位获得研究大多研究家庭背景对子女社会地位获得的影响,而家庭背景多是以父亲的职业地位、教育程度、收入为指标,也有一些学者将父亲单位所有制纳入地位获得模型。由于本研究主要考察单位制度这个具有中国特色的结构性因素在个人地位获得中的作用,因此笔者考虑将单位因素的作用从家庭背景中分离开来,在控制住父母的职业地位和子女的个人特征后,重点考察父母单位特征对子女地位获得的影响,以及这种影响变化的趋势;并将该影响与教育等自致性因素的作用相比较。子女的地位获得从单位地位和职业地位两个纬度来测量,分别建立初职单位所有制、初职单位级别、初职单位规模、初职职业四个多元线性回归模型,依次考察父母单位所有制、级别和规模对子女初职单位所有制、级别、规模和初职的影响,以及这种影响的历史变迁趋势。本研究涉及的变量的操作测量方法概括如下:

地位获得定义为单位地位和职业地位的取得。职业按其职业声望的排序由低到高依次赋值为:①农林牧副渔劳动者;②非技术性工人;③技术性工人;④办事人员;⑤管理人员;⑥专业技术人员。单位

① 在做具体分析时,剔除了信息不完全的 case,因此有个案汇总及分布上的差异(见表1—表3、表6)。限于篇幅,恕此不能详述。
② 雪克(Shirk, 1984),弗里德曼(Davis Friedmann, 1985)等的研究将建国以来的历史分成:①1949—1956年,重视家庭出身的年代;②1957—1976年反右倾及文革时期,强调对党的忠诚;③1977年以后,重视人力资本时代。白威廉(Parish, 1984),维特(Whyte, 1984)的研究以“文革”这个特殊的历史事件将1977年的数据分成“文革”前和“文革”两个阶段。林南和谢文(Lin & Xie, 1988),林南和边燕杰(Lin & Bian, 1991)分为:①1949—1957年;②1958—1965年;③1966—1976年;④1977年以后。Bian(1994)的研究分成:①1949—1965年;②1966—1976年;③1977年以后。周雪光(Zhou et al., 1996, Zhou, 1997)将1949年以后的历史分成:①1949—1965年;②1966—1979年;③1980年以后。

地位从单位所有制、级别和规模三个纬度来测量。所有制类型依据不同所有制类型国有化的程度从低到高依次赋值为：①非公有制；②集体所有制；③全民所有制企业；④事业型单位；⑤政府机关。考虑到样本的实际构成情况将单位级别操作为三等分的定序变量，从低到高依次为：①处级以下；②处级；③处级以上。单位规模是一个五等分的定序变量，依次为：①100人以下；②100—500人；③500—1000人；④1000—2000人；⑤2000人以上。性别为二分变量，男性为1。政治面貌为二分变量，中共党员为1。教育程度接受教育水平从低到高依次为：①小学及以下；②初中；③高中(包括中专和技校)；④大学专科及以上。出生地为二分变量，出生于城市为1。

三、数据分析

(一) 子女初职单位所有制模型

为了考察父母单位所有制形式对个人进入不同所有制形式的单位是否存在直接作用，以子女的初职单位所有制为因变量，其父母单位所有制、父母职业、子女的教育程度、政治面貌、性别和出生地为自变量，建立多元线性回归模型，回归结果如表1所示。

表1 以初职单位所有制为因变量建立的多元线性回归模型

自变量	1949—1965年 (N=297)	1966—1976年 (N=421)	1977—1986年 (N=435)	1987—1996年 (N=196)
性别	.398 (.223)	-.167 (.093)	.124 (.080)	-1.94E-02 (.173)
出生地	-.172 (.358)	.297 (.367)	.423 (.272)	.492 (.449)
教育水平	.113 (.132)	.143 (.081)	.196* (.076)	.124 (.143)
政治面貌	1.470* (.560)	.896*** (.234)	.310 (.175)	.344 (.368)
母亲职业	-3.30E-02 (.092)	6.661E-02 (.045)	5.189E-02 (.034)	-4.42E-02 (.068)
父亲职业	...	-.7.60E-02* (.037)	-4.36E-02 (.032)	-6.20E-02 (.075)
父亲单位所有制	1.743E-02 (.102)	.772E-02 (.068)	.169* (.128)	.470*** (.120)
母亲单位所有制133 (.068)	.271*** (.119)	6.421E-02
常数项	3.215*** (.476)	2.087*** (.451)	.798* (.338)	.820 (.543)
R squared	.237 (.75)	.167 (.58)	.234 (.66)	.194 (.98)

注：表中各变量系数为未经标准化的回归系数，括号内为标准差；*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001

1. 在控制住受访者的个人特征变量(教育水平、政治面貌、性别、出生地)及其父母的职业地位后，用父母单位所有制来预测受访者的初职单位所有制，在四个历史时期可以分别消减23.7%(1949—1965年)、16.7%(1966—1976年)、23.4%(1977—1986年)、19.4%(1987—1996年)的误差。模型具有一定的解释力(见表1)。

2. 统计数据显示(见表1)：建国初期，父母单位所有制对子女单位所有制几乎不存在影响，只有政治面貌对初职单位所有制有显著影响，说明在建国初期政治面貌是甄选人才的主要标准。本次调查中，建国初期参加工作的受访者父母的单位所有制层次均值最低而标准差最大，显示建国初期所有制形式差异极大的历史现实。子女可能因为新成立的社会主义单位对劳动力的大量需求而被统一招工进入国营单位或集体单位，因此造成此期间父母单位所有制对子女单位所有制不存在统计学意义上的显著影

响。

在1966—1976年初职单位所有制模型中,政治面貌对初职单位所有制有显著的影响,即中共党员相对于非中共党员更有可能在所有制层次高的单位任职。父母单位的所有制等对子女初职单位所有制均无显著性影响,受访者母亲单位所有制对子女单位所有制有正效应,但不具有统计上的显著性,这说明有很多受访者母亲单位所有制层次低,但受访者本人却在所有制层次高的单位就业。“文革”期间动荡的社会形势和多变的政策导致父母单位所有制对子女单位所有制缺乏稳定、显著的影响。

1977—1986年期间,教育和父母单位所有制两个因素同时对子女单位地位的取得有显著作用。这与当时国家采取的“高考”和“顶替、内招”两项政策密切相关。“文革”结束后下乡知青陆续返城,但由于十年浩劫造成国民经济瘫痪,国有单位吸收能力有限,造成大量青年待业,就业压力极大。为缓解严峻的就业问题,国家出台了“顶替”和“内招”政策,这项政策一直延续到1986年,因此1977—1986年期间,父亲和母亲单位所有制对子女单位所有制有显著性的影响。教育之所以在“文革”后对单位所有制有显著正效应是因为1978年国家恢复了高考选拔人才的制度,从1982年开始向大型国有企事业单位和政府机关输送毕业生,从而造成教育程度高的人集中在国有化程度高的单位任职的现象。

在1987—1996年模型中,只有父亲单位所有制对子女初职单位所有制有显著性影响,其他变量包括母亲单位所有制均无显著性影响。由于“顶替”和“内招”政策造成单位劳动效率下降,1986年以后国家明令禁止并取消了“顶替”和“内招”政策。但是,单位出于种种原因仍将安排职工子女就业作为单位的义务,并以隐蔽手段解决本单位职工子女就业安置。20世纪90年代以来,随着经济结构调整,下岗人员众多,就业压力空前高涨。为解决子女的就业,做父母的都使出浑身解数,利用自己的社会关系网络为子女谋求一个效益好的单位,而这种社会关系网络在很大程度上是建立在工作关系基础上的。在所有制层次高的单位(如政府机关)任职的人更可能将他们手中的权利泛化,低成本地与一些单位达成交易,因此,家庭中单位地位高的人会对子女就业产生积极影响。在本次调查中,1987—1996年参加工作的受访者父亲的单位地位总体而言普遍高于受访者母亲的单位地位,因此造成父亲单位所有制对子女单位所有制有显著性影响而母亲单位所有制对子女单位所有制不存在显著性影响。这个统计结果部分支持了假设2,即父母单位地位高则其子女进入地位高单位的可能性大。

3. 比较四个历史阶段单位所有制获得模型发现:1977年以前,父母单位所有制对子女单位所有制无显著性影响,1977年后则存在显著性影响,1987年以后显著性影响有所加大,说明单位所有制的代际继承随着时间的推移而愈发显著。这个统计结果与假设1相矛盾。政治面貌在前两个历史时期对初职单位所有制有显著正效应,但1977年后几乎不再影响单位所有制的取得。这说明1977年以前,个人的政治面貌是进入不同所有制单位的关键因素,中共党员更易于在国有化程度高的单位任职。1977年以后,政治面貌的显著性影响消失,而单位所有制的代际继承现象显著了(见表1)。

(二) 子女初职单位级别模型

为考察在进入不同级别单位时,父母单位级别是否直接影响子女单位级别,以父母的职业、单位级别、子女的个人特征变量、初职单位所有制为自变量,以子女初职单位级别为因变量,建立多元线性回归模型,统计结果见表2。

1. 从各模型的复回归系数来看,1977—1986年模型的解释力最大,用上述变量来预测受访者初职单位级别可以消减40.8%的误差,显示出这一阶段父母单位级别对其子女单位级别的影响最大;1949—1965年间,以上述变量来预测子女单位级别可以消减25.2%误差;1966—1976年期间可以消减25.2%误差;1986年以后可以消减24.3%的误差。

2. 在1949—1965年初职单位级别模型中,父母单位级别对子女单位级别不具有显著性影响,与所有制模型的结果一致。但受访者本人初职单位所有制层次与单位的行政级别成正比,即所有制层次越高则行政级别高,这个统计结果与我国单位制度的实际情况是一致的。在我国城市,所有制层次越高,距权力中心越近,管理权限越大,行政级别就越高。在1966—1976年初职单位级别模型中,初职单位所

有制和父亲单位级别对子女初职单位级别有显著的影响,其他变量无显著性影响。本人初职单位所有制级别高则单位的行政级别高;父亲单位行政级别高则子女单位行政级别高,这说明家庭单位背景对子女单位级别起到一定的作用。1977—1986年改革开放初期,教育水平、初职单位所有制、父亲单位级别、母亲单位级别对子女初职单位级别有显著影响。初职单位所有制级别高则单位行政级别高;父母的单位级别高则子女的单位级别高;教育程度高则更容易在级别高的单位任职。1986年以后,初职单位所有制、父母单位级别和父亲职业对子女单位级别有显著性影响,按其标准化回归系数影响力大小依次为:父亲单位级别(.270)、初职单位所有制(.258)、母亲单位级别(.180)。

表2 以初职单位级别为因变量建立的多元线性回归模型

自变量	1949—1965年 (N=304)	1966—1976年 (N=441)	1977—1986年 (N=441)	1987—1996年 (N=197)
性别	.297* (.141)	.114 (.101)	9.226E-02 (.078)	1.604E-02 (.087)
出生地	-.401* (.163)	-.120 (.215)	6.251E-03 (.161)	-9.92E-02 (.204)
教育水平	8.593E-02 (.076)	5.926E-02 (.079)	.160* (.068)	9.149E-02 (.087)
母亲职业	-7.54E-02 (.067)	-9.44E-02 (.050)	-2.17E-02 (.032)	...
政治面貌	.194 (.248)	-.106 (.231)	1.265E-02 (.032)	.402 (.242)
父亲职业	...	-6.68E-02 (.037)	-2.25E-02 (.029)	-9.86E-02 (.042)
初职单位所有制	.265** (.095)	.446*** (.073)	.403*** (.053)	.208*** (.055)
父亲单位级别	.146 (.088)	.185* (.075)	.218*** (.057)	.280** (.082)
母亲单位级别	... (.078)	.138 (.058)	.249*** (.080)	.173* (.082)
常数项	.948** (.328)	.266 (.326)	-.580* (.268)	.797* (.320)
R squared	.253 (.77)	.252 (.75)	.408 (.67)	.243 (.76)

注:表中各变量系数为未经标准化的回归系数,括号内为标准差;*P<0.05;**P<0.01;***P<0.001

3. 比较四个历史时期的单位级别获得模型发现:自60年代单位制度建立以后,父母单位级别对其子女单位级别一直具有显著性影响,父母单位行政级别高,则其子女进入级别高单位的可能性越大,该研究结论支持了假设2;并且父母单位级别对子女单位级别的影响随着时间的推移而越来越显著,这种代际之间的传承即使在90年代依然显著。这种统计结果与假设1相矛盾,看来不能过分乐观地估计市场经济导致劳动力市场社会化的作用,子女就业依然主要依靠父母单位。其次,在四个历史时期,子女单位所有制对其单位行政级别有显著的正效应,说明单位所有制在单位特征变量中是非常重要的。

(三) 子女初职单位规模模型

为考察父母单位规模是否影响子女单位规模,以父母的职业、父母单位规模、子女单位所有制、级别以及子女的个人特征变量对初职单位规模进行多元线性回归分析,统计结果见表3。

1. 上述变量预测初职单位规模,在1949—1965年期间可以消减11.3%误差;在文革期间可以消减18.6%误差;1977—1986年期间可以消减27%的误差;1986年以后可以消减29.6%的误差。模型具有一定的解释力(见表3)。

2. 建国初期,父母单位规模对子女单位规模不具有显著性影响。受访者本人初职单位所有制对单位规模有正效应,但不具有统计上的显著性,这说明当时也有一些所有制层次低但规模较大的单位,如

大型私营企业和集体企业等,这与建国初期实际情况是一致的。“文革”期间,父亲单位规模和母亲单位规模对其子女初职单位规模有显著正效应,意味着父母单位规模大则其子女进入规模大单位的可能性很大。在1977—1986年,父母单位规模对子女单位规模有显著影响,父母单位规模越大,其子女单位规模越大,这与“顶替”和“内招”政策的实施是密切相关的。1986年以后,父亲单位规模对子女单位规模仍然具有显著性影响,但母亲单位规模不再影响子女单位规模,这与“顶替”和“内招”政策的取消直接相关。

表3 以初职单位规模为因变量的多元线性回归模型

变量	1949—1965年 (N=269)	1966—1976年 (N=391)	1977—1986年 (N=406)	1987—1996年 (N=185)
出生地	-.447 (.374)	.119 (.433)	.123 (.371)	-.683 (.454)
性别	.573 (.353)	.135 (.232)	.236 (.171)	.600* (.252)
初职教育水平	7.979E-02 (.177)	-5.47E-02 (.186)	.109 (.155)	-.173 (.203)
政治面貌	-.825 (.605)	-.202 (.648)	-.750* (.381)	-.606 (.509)
父亲职业	...	2.104E-02 (.089)	2.558E-02 (.065)	...
母亲职业	-.199 (.204)	7.621E-03 (.117)	-8.23E-02 (.073)	-.194 (.081)
父亲单位规模	.246 (.218)	.224* (.101)	.233** (.079)	.417*** (.108)
母亲单位规模	.108 (.261)	.215* (.107)	.275** (.081)	-8.58E-02 (.107)
初职单位所有制	.121 (.234)	-.191 (.206)	.274* (.127)	1.563E-02 (.122)
初职单位级别	-.185 (.218)	.246 (.148)	.165 (.109)	.740*** (.154)
常数项	2.047* (.818)	1.858* (.725)	-5.25E-02 (.635)	1.758* (.769)
R squared	.113 (1.41)	.186 (.126)	.270 (1.20)	.296 (1.31)

注:表中各变量系数为未经标准化的回归系数,括号内为标准差;*P<0.05;**P<0.01;***P<0.001

3. 比较四个历史时期的单位规模获得模型可以看出:父母单位规模对子女单位规模的影响随着时间的推移而愈发显著。这与假设1相矛盾,显示子女的就业单位依然主要依靠父母单位特征来决定。

(四) 子女初职模型

对子女初职地位获得进行回归分析时,参与回归分析的自变量有:父亲的单位地位和职业地位、母亲的单位地位和职业地位、子女初职的单位地位,以及子女的其他个人特征变量。若如此设计,显然自变量太多,而且其中许多变量之间还存在较强的自相关关系,如果对它们不加处理就引入多元线性回归模型将会产生多重共线性问题,影响模型的回归效果和准确性。因此,笔者对父亲、母亲及子女的单位方面的变量进行了因子分析,先用主成份法共提取了三个公共因子,大约可以解释全部变量方差的71%,说明因子分析比较成功。第二步是对因子负荷矩阵进行“方差最大正交旋转”,以便对提取的公共因子命名。经旋转的因子矩阵如表4所示。

经旋转后将上述因子分别命名为:因子1为家庭单位级别,因子2为家庭单位规模,因子3为父母单位所有制,并计算了相应的因子得分,将因子得分作为新的单位变量纳入初职回归模型。因此,参与初职回归模型的自变量有:家庭单位级别(因子得分),家庭单位规模(因子得分),父母单位所有制(因子得分),初职单位所有制,父亲职业,母亲职业,性别,出生地,受教育水平,政治面貌。统计结果见表5。

表 4 旋转后的因子分析结果

	因子 1	因子 2	因子 3
父亲单位规模	-2.680E-02	.852	2.660E-03
父亲单位所有制	.166	-5.121E-02	.860
母亲单位所有制	.178	7.087E-02	.852
父亲单位级别	.795	7.015E-02	.316
母亲单位规模	2.519E-02	.819	.151
母亲单位级别	.790	9.954E-02	.301
初职单位规模	.155	.689	-.105
初职单位级别	.869	1.919E-02	-5.288E-02

表 5 子女初职回归模型

变量	1949-1965 年 (N=292)	1966-1976 年 (N=427)	1977-1986 年 (N=429)	1987-1996 年 (N=194)
出生地	.530 (.122)	8.887E-02 (.519)	-.565 (.482)	-.667 (.887)
性别	-.171 (.544)	-3.43E-02 (.170)	8.597E-02 (.141)	-2.61E-02 (.243)
教育水平	.969** (.311)	.415** (.145)	.810*** (.141)	1.350*** (.235)
政治面貌	-.379 (1.172)	-.363 (.436)	.467 (.318)	-.317 (.459)
父亲职业	...	7.261E-02 (.065)	.103 (.056)	.179 (.102)
母亲职业	...	5.880E-02 (.084)	.171* (.060)	.175 (.093)
初职单位所有制	-2.83E-02 (.339)	.449** (.152)	.332** (.112)	.174 (.119)
家庭单位级别(因子 1)	9.292E-02 (.223)	1.653E-03 (.095)	3.764E-02 (.072)	5.246E-02 (.134)
家庭单位规模(因子 2)	9.469E-02 (.241)	-.138 (.083)	1.351E-02 (.072)	-6.25E-02 (.123)
父母单位所有制(因子 3)	.164 (.212)	-6.86E-02 (.096)	-3.06E-02 (.095)	-3.21E-02 (.134)
常数项	.281 (1.402)	-.239 (.704)	-.793 (.629)	-2.116 (1.131)
R squared	.501 (1.04)	.261 (.85)	.451 (.94)	.451 (1.16)

注：表中各变量系数为未经标准化的回归系数，括号内为标准差；*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001

1. 以上述变量来预测初职，1949—1965 年间，可以消减 50.1%的误差；1966—1976 年间，可以消减 26.1%的误差；1977—1986 年则可以消减 45.1%的误差；1986 年以后可以消减 45.1%的误差。模型具有较高的解释力。

2. 文革前，只有教育水平对职业声望具有显著性影响，其标准化回归系数为 0.717，表明教育水平越高，初职职业声望越高。父母单位特征和子女本人单位特征对职业声望均无显著影响，说明在单位内部具体从事的职业主要依教育程度而定。文革期间，父母单位特征对子女职业声望不具有显著性影响，子女初职单位所有制对职业声望有显著性影响，表明所有制国有化程度越高，其从事职业的声望也高。这与不同所有制类型单位的职工构成有关：政府机构和科研事业单位的人员绝大多数属于“白领”阶层^①；国有企业中的多数为“蓝领”^②，一部分为“白领”；集体企业中的职工绝大多数是“蓝领”工人和极

① “白领”指具有较高职业声望的管理人员和专业技术人员。
② “蓝领”指技术工人、半技术工人、拥有简单技术或无技术的工人。

少数“白领”。1977—1986年期间,在控制受访者教育程度下,初职单位所有制继续对初职职业声望有显著的正效应,说明国营和集体企业之间依然存在明显的二元分割。“文革”后快速发展的私营经济所提供的工作职业声望较低。1987年以后,初职单位所有制对初职声望的显著性影响消失,只有教育的作用依然显著。

3. 比较四个历史时期职业地位获得模型可以发现:受教育程度在四个历史时期对初职职业声望有显著性影响。在单位特征变量中,父母单位所有制、父母及子女单位级别和规模在四个历史时期均不影响子女职业声望,只有子女初职单位所有制在文革期间和1977—1986年期间对其职业声望存在显著性影响,但1987年以后,这种影响的显著性消失。笔者认为这与非公有制经济形式的发展壮大、集体和国企相对衰弱的现实是一致的。1988年私营经济的合法地位确立后,私营经济蓬勃发展,在行业、规模、科技含量上都有了很大提高,出现了一些在国内乃至在国外都很有名气的私营企业。90年代后,非公有制经济成分在国民经济中的比重超过了公有制。统计结果显示1987年以后所有制形式对职业声望的显著性影响消失,可能是因为一些所有制国有化程度低的单位如民营经济、中外合资企业可以提供职业声望高的职业,如管理、专业技术人员等岗位;而一些国有化程度较高的国企和集体企业在市场经济竞争中逐渐衰弱,单位效益普遍不景气;政府机关由于在“政府主导性”改革中监控范围扩大,则具有了更多的权利和机会。可见,1986年以后非公有制经济成分给人们带来的收益较之以前有了上升,而国企和集体企业职工的收益在下降。为了验证上述推测,笔者利用分层对数线性模型分析了1986年以后不同所有制形式与职业声望之间的关系,结果发现与个体经济相比,政府机关、科研事业单位、三资企业与职业声望之间存在显著的正相关,国企和集体企业与职业声望之间存在显著的负相关,统计结果支持了“20世纪90年代后所有制形式对职业声望的影响有所改变”的假设3。

可见,虽然父母单位特征不直接影响子女职业声望,但由于父母单位所有制影响子女单位所有制,子女单位所有制对职业声望有显著性影响,因此父母单位特征间接影响子女职业声望。

四、讨论和小结

本研究以一项实证资料,探讨单位制在城市就业人口地位获得中的作用及其发展变迁趋势。研究结果支持了郑路(郑路,1999)和路风(路风,1989)的观点,即自改革以来,单位制的影响并未随着社会转型而减弱。具体表现为:父母的单位特征依然显著地影响子女的就业,而子女所属单位的所有制在一定程度上影响子女的职业声望。回顾各个历史时期人们地位获得的机制,虽然不同历史时期影响个人地位获得的因素不尽相同,但我们可以发现这些不同正是国家政策的直接影响所致,也与中国传统的单位文化密不可分。

(一) 国家政策与个人地位获得

研究结果表明:在不同历史时期,人们地位获得的机制有所不同,家庭背景的作用也不尽相同,这也证明了本次研究划分历史阶段的有效性,且又一次证明了中国城市居民地位获得的过程与国家政策的密切关系。建国初期国家实行“三大改造”政策,吸收大量人员特别是政治思想素质过硬的中共党员充实到改造后形成的新型社会主义“单位”,从而造成本人政治面貌成为影响子女就业单位特征的惟一变量,而父母的单位特征和职业地位不具有显著性影响。文化大革命期间,政治标准更是上升到史无前例的高度,但由于激烈的“路线斗争”和政策的多变性,导致家庭背景的影响具有局限性和不确定性,统计数据也显示出父母单位级别和规模对子女单位的级别和规模具有显著性影响,但进入何种类型的所有制则是由政治面貌决定的。1977年至1986年期间国家出台的“顶替”和“内招”政策使得这段时期父母单位特征对子女单位特征具有显著性影响。1986年上述政策取消后,母亲单位特征不再具有显著性影响,只有地位较高的父亲单位仍然具有显著性影响。由此可见,研究中国城市居民地位获得机制不能脱离国家政策这个宏观环境,个人的命运与国家息息相关,这与很多研究中国问题的学者如白威廉、麦宜生和周雪光的研究结论是一致的。

(二) 单位制度的稳定性和继承性

随着改革的不断深入,市场经济的发展,城市中的社会化服务有了长足的发展,劳动力市场也空前活跃起来。因此笔者假设:随着市场经济的发展,公平竞争理念的深入,人们就业主要依靠社会化途径,因而对父母单位的依赖性会有所减小。但统计结果显示:1966年以后子女就业的单位特征与其父母单位特征息息相关,也就是说,子女就业的单位主要由父母单位特征所决定,并且父母单位对子女就业单位的影响有随时间推移而加大的趋势。这说明虽然非公有制经济在改革开放以后蓬勃发展,提供的工作条件和环境都有了极大的改善,人们依然倾向于在体制内即公有制单位里就业。那么是什么原因使得人们依然选择留在体制内?

1. “体制内”和“体制外”的所得差别

表6为国家统计局提供的1994年不同所有制类型机构和单位供给其职工的劳保情况(国家统计局,1995:710)。可以看出,虽然“其他”所有制形式提供的工资收入比国营的要高,但将所享受的劳保等福利折算在内,非公有制经济不具有明显优势,并且表中数据未包括私营和个体经济,因为他们基本上不给职工提供有劳保在内的各项福利。

表6 1994年不同所有制类型机构和单位供给职工的劳保情况

	国营	集体	其他
(1)在职人数(百万)	112.1	32.9	7.6
(2)退休职工人数(百万)	22.5	6.2	.6
(3)职工总人数(1)+(2)	134.6	39.0	8.2
(4)人均年收入(元)	4787	3245	6303
(5)年福利总额(亿元)	164.6	24.8	6.4
(6)人年均福利(元)	1222.8	635.5	779.0
(7)福利占收入百分比	25.5%	19.6%	12.4%

注:“其他”指中外合资、独资、股份公司、侨资企业,不包含私营和个体经济单位。

由此可见,在单位体制外的一些经济组织中,比如一些民办公司和私营企业,人们的社会行为承担的风险仍远大于在体制内,其所获得的行为效益远小于其在单位体制内的获得。以城市住宅为例。住宅是最必需的、昂贵的生活用品。边燕杰、约翰·罗根、卢汉龙等研究了中国城市住房和职工工作单位的关系,以及单位在住房的商品化、社会化改革中所处的地位和作用。他们认为,中国城市里对这一短缺资源的拥有仍然具有明显的再分配型社会的特征,离完全市场化差距很大,工作单位作为社会再分配中的重要机制在住房的拥有结构中发挥不容忽视的作用,担当着难以推卸的责任(边燕杰等,1996)。中国城市80年代以前由国家统一安排基本建设投资,各单位建造或需要住房时,向主管部门提出申请,逐级拨款或分配现房。因此,在行政关系隶属上越有权的单位,在住房资源的拥有上越有较大机会。80年代以来的住房改革是从强化单位功能起步的,住房由国家福利制转为单位福利制。它鼓励单位参与建房,将分配住房的责任和职能继续强加在单位的身上(陈涓,1998)。在1980年,由国家建委转发的《关于加强住宅建设工作的意见的通知》中提出必须改变住宅建设由国家包下来的做法,注意发挥中央、地方、企事业单位和个人的积极性。1986年以后在提高公房租金的低租制改革、公有住房出售和公积金制度的建立过程中,单位都是作为重要的“中介”实施对住房这个短缺资源的再分配的(边燕杰等,1996)。因此,无论房改前还是房改后,单位在国家系统中地位的高低决定了单位员工的住房机会和水平,而体制外的人是没有机会参与福利分房的。

2. 单位制的形成根源及其延续

单位制的形成有深刻的社会历史、政治、经济和文化根源,如中国社会中普遍的非契约特征和社会成员根深蒂固的家族观念;建国后相当长一段时间内社会资源总量的不足;建国初期普遍的革命理想和意识形态(王伟等,2001)的作用等。即使在80年代以后自上而下的、渐进式的市场化改革中,单位,尤其是管理型机构和大、中型国有企业,在“放权让利”和“抓大放小”的政策下,依然作为中国城市社会控

制机构发挥着重要作用。

单位制度的延续性还表现为一些体制外的组织也逐渐“再生”了一些国家单位的特点。卡琳娜·芭芭拉·法兰西斯(Francis, 1996)的研究发现,北京海淀区高科技行业,在企业福利、人际关系,以及对企业依赖等方面“再生”了中国单位制度的体制。天津大邱庄、河南刘庄等这样一些“中国第一村”的地方,单位组织的特性得以充分体现,单位管理方式也得到了充分发育。李汉林认为,中国单位现象的形成和发育有着极其深刻的社会、政治、经济和文化的背景,决不完全是某一个政权的产物,更多的是中国文化的产物(李汉林, 1993)。因此,单位体制具有深厚的历史渊源,是不会轻易消失的。

(三) 教育与单位因素在个人地位获得上的不同作用

世界上几乎所有的现代国家中,教育作为一种重要的自致性因素,是激励人们进入较高阶层的重要机制。这种筛选机制相对而言保证了社会流动的公平、畅通和稳定。为了考察教育等自致性因素和父母单位特征等因素在武汉市民地位获得中的不同作用,笔者分解了1977年以后单位地位获得模型和职业地位获得模型的复决定系数。

在1977—1986年单位所有制获得模型中,用父母单位所有制来预测子女单位所有制可以消减16.6%的误差,占复决定系数的71%,剩余29%由教育程度、政治面貌、性别、出生地和父母职业来解释。在1987—1996年单位所有制获得模型中,用父母单位所有制来预测子女单位所有制可以消减17.2%的误差,占复决定系数的89%,剩余21%由教育程度、政治面貌、性别、出生地和父母职业来解释。在1977—1986年单位级别模型中,用父母的单位级别和单位所有制来预测单位级别可以消减32.2%的误差,占复决定系数的79%,剩余21%部分由性别、教育程度、政治面貌、出生地和父母职业来解释。在1987—1996年单位级别取得模型中,用父母的单位级别和单位所有制来预测单位级别可以消减18.8%的误差,占复决定系数的77%,剩余23%部分由性别、出生地、教育程度、政治面貌和父母职业来解释。在1977—1986年单位规模模型中,用初职单位所有制、初职单位级别、父母单位规模来预测单位规模可以消减19.7%的误差,占复决定系数的73%,剩余复决定系数的27%以上由父母职业、教育程度、政治面貌、性别和出生地来解释。在1987—1996年单位规模模型中,用初职单位所有制、初职单位级别、父母单位规模来预测单位规模可以消减9.3%的误差,占复决定系数的31%,剩余复决定系数的69%以上由父母职业、教育程度、政治面貌、性别、出生地来解释。

在1977—1986年职业模型中,用教育程度和政治面貌来预测职业可以消减37.7%的误差,占复决定系数的84%;用家庭单位地位、单位所有制来预测初职可以消减9.3%的误差,占复决定系数的21%。在1987—1996年职业模型中,用教育程度和政治面貌来预测职业可以消减39.4%的误差,占复决定系数的87%;用家庭单位地位、单位所有制来预测初职可以消减9.8%的误差,占复决定系数的22%。可见,教育在职业声望的获得方面具有较高的解释力。

一方面,个人在进入什么样的单位过程中,起主要作用的是其父母的单位特征,父母单位与子女单位之间存在极强的相关性,而作为自致因素的教育和政治面貌的作用极其有限。也就是说,进入什么样的单位主要取决于父母所在的单位,表现为单位地位之间的一种代际继承。这说明即使“顶替”和“内招”政策废除后,单位在招收员工时,单位子女仍享有绝对优先权,单位成员的轮替基本上是内部循环,单位制并未随着单位职能转变而衰落。另一方面,在单位内具体从事的职业在相当程度上由个人因素决定,受教育程度越高,职业声望越高。统计结果显示继承与自致性努力同时作用于个人地位获得过程,折射出中国城市再分配经济与市场经济共存的社会结构。这个统计结果也符合我国社会转型的特征,由于改革是在旧体制基础上逐渐加以变革,因此,旧体制不可避免地在发挥作用。随着向市场经济过渡,作为市场经济社会选拔人才的重要机制——教育的重要性在上升。

参考文献:

边燕杰、张文宏, 2001,《经济体制、社会网络与职业流动》,《中国社会科学》第2期。

- 边燕杰、约翰·罗根、卢汉龙, 1996《单位制与住房商品化》,《社会学研究》第1期。
- 陈涓, 1998《从利益结构角度看企业“单位制”的变迁》,《社会科学辑刊》第3期。
- 国家统计局, 1995《中国统计年鉴——1995》, 中国统计出版社。
- 李汉林, 1993《中国单位现象与城市社区的整合机制》,《社会学研究》第5期。
- 李路路, 1998《中国非均衡的结构转型》, 袁方等著,《中国社会结构转型》, 中国社会出版社。
- 李路路、王奋宇, 1992《当代中国社会化进程中的社会结构及其变革》, 浙江人民出版社。
- 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。
- 孙立平、王汉生、王思斌, 1994《改革以来中国社会结构的变迁》,《中国社会科学》第2期。
- 王伟、武中哲、成锡军, 2001《国内学术界关于“单位制”的研究综述》,《发展论坛》第3期。
- 郑路, 1999《改革的阶段性效应与跨体制职业流动》,《社会学研究》第6期。
- Bian, Yanjie 1994 *Work and Inequality in Urban China*. Albany, NY: 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.
- Blaug, Peter M. & Otis Dudley Duncan 1967, *The American Occupational Structure*, New York: John Wiley Press.
- Davis-Friedmann D. 1985 “Intergenerational Inequalities and the Chinese Revolution.” *Modern China*, 11.
- Francis, Corinna-Barbara 1996, “Reproduction of Danwei Institutional Features in the Context of China’s Market Economy: The Case of Haidian District’s Hi-tech Sector.” *The China Quarterly* 147.
- Lin, Nan & Wen Xie 1988, “Occupational Prestige in Urban China.” *American Journal of Sociology*, 93.
- Lin, Nan & Yanjie Bian 1991, “Getting ahead in Urban China.” *American Journal of Sociology* 97.
- Nee, Victor 1989, “A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism.” *American Sociological Review* 54.
- Shirk SL 1984 “The Evolution of Chinese Education: Stratification and Meritocracy in the 1980s.” in *China: The 80s Era*, ed. N. Ginsburg, B. Lalor. Boulder, CO: Westview.
- Parish William L. 1984 “Destratification in China.” in *Class and Social Stratification in Post-revolution China*, edited by J. Watson, New York: Cambridge University Press.
- Parish, William L. & Ethan Michelson 1996 “Politics and Markets: Dual Transformations.” *American Journal of Sociology* 101.
- Walder, Andrew G. 1986, *Communist and Neo-Traditionalism*, Berkeley.
- 1992 “Property Rights and Stratification in Socialist Redistributive Economies.” *American Sociological Review* 57.
- Zhou, Xueguang Nancy Brandon Tuma & Phyllis Moen 1996 “Stratification Dynamics under State Socialism: the Case of Urban China, 1949—1993.” *Social Forces* 74.
- Zhou, Xueguang 1997, “Institutional Change and Job-Shift Pattern in Urban China, 1949 to 1994.” *American Sociological Review* 62.

作者余红系华中科技大学新闻与信息传播系教师, 硕士
刘欣系华中科技大学社会学系副教授, 博士
责任编辑: 张宛丽