

# 市场转型与下岗工人<sup>\*</sup>

谢桂华

**提要:** 本文根据市场转型理论和劳动力市场区隔理论,主要探讨了中国市场化改革对下岗、再就业和收入回报的影响。作者运用定量研究方法检验了人力资本和政治资本对工人就业和收入的作用,以及这些作用是如何因企业而异。研究发现,人力资本和政治资本对于下岗都有决定性作用,但未能影响工人再就业之后的收入回报。另外,在改革前影响工人福祉的企业所有制类型、级别和规模不再对工人的下岗和再就业产生影响。研究还发现,基于“系统性歧视”或“雇佣者趣味”的年龄和性别歧视可能会带来劳动力市场的新的区隔。

**关键词:** 下岗 再就业 人力资本 政治资本 劳动力市场区隔

自 20 世纪 90 年代初起,随着中国经济改革的步步深入,大批工人下岗离开了国有企业。下岗工人可以与原企业最多保留 3 年的劳动关系,在此期间,原企业支付他们一定的基本生活费,并负责为他们缴纳社会保险金。下岗工人需要在企业再就业中心登记,并与中心签订有关基本生活费和再就业的协议。企业有权与拒签合同的工人解除劳动关系。工人一旦找到了新工作,他们与原企业的劳动关系便自动解除(中国劳动和社会保障部,1998)。

实际上,有很多工人或因为企业无钱而无法得到生活费,或因为不愿在 3 年之后与企业脱离关系而拒签下岗协议(北京大学中国经济研究中心劳动力市场课题组,1999b; Solinger, 2002)。这些工人在官方的统计中并不被计为下岗工人,但是当地政府、企业和他们自己都认为他们是下岗工人。因此,下岗工人的范畴在实际生活中是非常灵活且宽泛的,很难给出一个有关下岗工人的精确数字。索林格(Solinger, 2001)探讨了下岗和失业统计数字的各种疑惑之处,并总结说:“根本不可能对中国现在各种各样的失业统计给出判断,特别是官方的统计数字。”

---

\* 本文根据我的博士论文《中国城市工人的市场转型》的部分章节改编而成。感谢日本东北大学社会分层与不平等研究中心 21 世纪 COE 项目对本项目的资助。

(Solinger, 2002: 671)

下岗之所以获得广泛的关注, 首先是由于下岗工人数量巨大。<sup>①</sup>其次, 下岗工人成为城市贫困人口的一个重要组成部分(王朝明, 2000; Solinger, 2002)。另外, 下岗工人也被看做是影响社会安定的一个潜在因素(Cai, 2002)。许多城市都发生了下岗工人的示威活动, 甚至导致与警察的冲突。<sup>②</sup>

本文关注的是社会转型如何影响到下岗工人的福祉; 探讨了市场转型和旧有的劳动分配体制之间的互动对下岗工人的社会流动的影响; 并从市场转型理论和劳动力市场区隔理论出发建立了理论框架以及可检验的假设。研究的目的在于: (1) 检验旧有劳动分配体制以及工人的人力资本和政治资本对工人下岗的决定作用; (2) 检验市场转型和旧有劳动分配体制之间的互动如何影响了下岗工人的再就业以及再就业后的收入。

## 一、市场转型理论和劳动力市场区隔理论

市场转型理论强调市场力量对制度转化与社会再分层的作用。认为: 再分配制度是社会主义体制的根本制度, 绝大多数资源和利益掌握在国家手中, 个人所获得的资源是根据他们在体制中的地位由国家再分配的。但在市场经济条件下, 由于市场成为组织生产和分配资源的主要力量, 个人所获得的资源是由他们在市场中的地位所决定的(Nee, 1996)。因此由计划经济向市场经济的过渡也导致了分配体制和利益结构的转变。由于在市场经济中生产者的回报是由他们的人力资本所决定的, 因此市场转型的一个重要结果便是在回报机制中, 相对于人力资本的作用来说, 政治资本作用的衰落(Nee, 1989、1991、1996)。

对市场转型理论的挑战主要针对它对市场转型力量的乐观主义和对市场转型后果的预测。人们认为, 它忽略了国家和旧有秩序在形成

① 1997 年末有 1270 万下岗工人, 1998 年末有 877 万, 1999 年末有 937 万, 2000 年末有 911 万。这些数字只包括那些在年末还未找到工作的下岗工人(中国国家统计局、中国劳动和社会保障部 1996—2001)。

② 香港《明报》2000 年 5 月 17 日和《华盛顿邮报》(The Washington Post) 2000 年 4 月 4 日对此都有报道。

现有变迁中的作用,即周雪光所指出的“制度的顽固性”(institutional persistence),以及市场经济和市场转型内部的各种差异(Zhou, 2000; Parish & Michelson, 1996; Walder, 1996, 2002; Stark, 1996)。周雪光(Zhou, 2000)和边燕杰等人(Bian & Logan, 1996)指出,经济和政治体制的双重转型可能导致人力资本和政治资本在收入分配中的作用共存。对东欧转型国家的研究也发现,政治资本通过权力转换、社会资本、结构惯性以及未察的个人特征(unobserved individual characteristics)而继续发挥作用(Parish & Michelson, 1996; Stark, 1996; Rona-Tas, 1994; Geber, 2000, 2001)。

市场转型理论被广泛应用于研究前社会主义国家的转型。这些研究集中于检验在政治资本和人力资本回报上的变化,并得出了各种结论,丰富、补充了对转型社会的研究。其中,谢宇和韩怡梅(Xie & Hannum, 1996)对1988年搜集的中国城市家庭收入数据的分析发现,市场发展(用工业总产值的增长率来测量)并未影响到对人力资本和政治资本的回报,他们将此归因于中国城市还没有建立起一个真正的劳动力市场。同时,大多数研究发现,在中国的市场转型中,对人力资本的回报增加了,但并未有迹象显示个人层次上的分配权力(政治资本)或社会结构中的分配权力(比如所有制和机构的行政级别)在下降(Bian & Logan, 1996; Zhou et al., 1997; Zhou, 2000)。

劳动力市场区隔理论发端于对市场经济的研究,它强调劳动力市场并非是单一的、同质的、竞争性设置,一些具体的制度配置,比如二元经济或系统性歧视,可以将市场分割成不同的部分,一方面,收入分配、失业和就业歧视都是劳动力市场分割的结果(Taubman & Wachter, 1986);另外一方面,基于性别、种族或其他因素的歧视也会导致劳动力市场分割(Kalleberg & Sørensen, 1979)。

劳动力市场区隔理论也可用于分析劳动力由国家计划统配的社会主义经济(Kalleberg & Sørensen, 1979; Stark, 1986; Lin & Bian, 1991)。计划体制下的社会组织是建立在尽可能地集中劳动力、原料和财政资源的分配、生产和配置的基础上的,因此组织之间依据接受中央政府直接控制的程度,例如组织的所有制性质和行政级别,而被分割成不同的部门(Lin & Bian, 1991; Bian, 1994)。不同部门的工人“有各自明确规定的收入水平、工作年限、社会福利、劳动保险和住房规定”(Walder, 1986: 40)。相对于非国有企业(集体企业)或低级别的企业来说,国有企业或

级别高的企业的工人享有更高的工资、更安稳的工作和更多的福利待遇(Bian, 1994; Whyte & Parish, 1984; Walder, 1986; Croll, 1999)。

由于劳动力市场的区隔主要是由制度配置造成的(Kalleberg & Sørensen, 1979), 因而它也会随着制度的变迁而变化。伴随着中国经济体制改革的深入, 国家逐渐从国有企业庇护者的角色中退出来, 国有企业不得不与市场中其他所有制类型的企业竞争。竞争失败的国有企业被允许破产或被兼并、关闭以致出售, 这些企业中的工人也面临着下岗(王汉生、陈智霞, 1998; Lee, 1999)。因此, 建立在企业所有制性质基础上的旧有劳动力市场区隔或许会随着市场转型的推进而消失。

然而, 经验研究发现, 旧有的劳动力市场区隔在改革时代依然存在。国有部门依然拥有一定的优势地位, 并且这种地位也依然在一定程度上决定着工人的命运(Bian & Logan, 1996; Zhou et al., 1997)。但是另一方面, 市场转型又确实影响到了所有的部门。赵伟和周雪光(Zhao & Zhou, 2002)的研究发现市场转型也影响到了国有部门, 并引发了这些部门中分配机制的变化。吴晓刚和谢宇(Wu & Xie, 2003)发现人力资本在市场部门中的回报要高于在国有部门的回报, 但是人力资本的效用随着工人市场参与时间的变化而不同。

本研究将分析中国市场改革的发展是否带来了基于所有制等基础的两个劳动力市场的融合。换句话说, 我们将检验工人的生活状态, 即他们的就业和收入是否依然受到旧有区隔结构的影响。

对下岗的研究主要集中在探讨下岗的制度背景、下岗工人的群体特征以及再就业的困境, 并就此提出政策建议。肖黎春(1998)和盛仕斌(1998)提出了结构性失业的概念, 认为经济结构的调整所带来的工作需求与工人技能之间的脱节造成了工人的下岗和失业。也有研究者认为, 下岗既非结构性失业也非摩擦性失业, 而是计划经济向市场经济的转型使得原来的隐性失业显性化(李培林, 1998)。而王诚(2002)则认为, 国有企业中的下岗是由于企业缺乏技术革新引起的。当然下岗之所以成为一个严重社会问题也是因为劳动力市场无力提供更多的职位——随着工业结构从劳动密集型转向资本密集型, 招收一名工人所需的固定投资也在增长(胡鞍钢, 1997)。

王汉生和陈智霞(1998)探讨了下岗工人的特征、制度规定与工人之间的互动, 以及下岗对工人生活和社会的影响。她们发现, 现有的下岗政策是原有的制度安排与工人之间互动的产物, 工人的再就业受到

一系列因素的影响,比如工人的人力资本和社会资本,以及缺乏一个健全的社会保障网。顾东辉(2001)、赵延东和风笑天(2000)以及李培林等(李培林、张翼、赵延东,2000)着重探讨了工人的求职行为。顾东辉发现,接受过培训的工人更有可能再就业;李培林等人则发现,年龄大的工人较少通过劳动力市场求职,而接受过培训的工人较少使用社会网络。除此以外,他们没有发现下岗工人的人力资本和政治资本对工人的求职方式有任何作用。

政府研究机构的学者做了大量的政策研究(增加下岗职工就业机会研究课题组,2001;劳动科学研究所课题组,2001、2002;莫荣,2002;张志斌,2002),回顾了下岗政策的历史背景和发展脉络,评估政策效应并探讨了将来改革的方向;北京大学中国经济研究中心的一系列宏观定性研究(1998、1999a、1999b)则分析了当地劳动力改革政策与劳动力市场发育之间的关系。

由于这些研究是从不同地区、在不同时期、用不同方式收集的数据,因此很难对它们的结论进行比较。大部分研究属于描述性的,没有假设检验;对于很少的一些定量研究来说,由于受数据结构与分析方法所限,一些关键性的背景变量的作用难以控制,比如,下岗在很大程度上取决于企业的政策与行为,而与此相关的资料难以收集甚至观察不到。总之,本文将在市场转型理论和劳动力市场区隔理论的基础上建立假设,并利用我们的数据优势(个人样本是从企业层次上收集的),使用有效的定量分析方法来检验假设,同时也检验其他研究者所观察到的现象的真伪。

## 二、研究假设

综合市场转型理论和劳动力市场区隔理论,本研究集中探讨了市场转型和劳动力市场区隔结构是如何影响到国有企业工人的就业和工作回报的。

假设1:随着市场化的深入,在决定工人下岗的因素中,人力资本比政治资本的作用更大。

人力资本是通过教育、工作经验和工作培训来测量的(Fine,1998)。这个假设是以市场转型理论为基础的,认为:引起城市社会分层变化的

一个重要制度机制是“随着经济组织越来越依赖市场交易而获得关键资源,组织内部回报的分配也趋于向有利于人力资本和劳动生产率的方向倾斜”(Cao & Nee, 2000)。因此,随着国有企业的市场化,在决定工人下岗方面企业倾向于保留具有高人力资本和劳动生产率的工人。当然,这并不意味着政治资本不再重要,倪志伟(Nee, 1989)所预测的政治资本的衰落是相对于人力资本的增长而言的。

另外,市场化进程在各企业中或许并不是同步的。国有的、行政级别高的和大型企业以前常得到政府更多的保护(Bian, 1994; Walder, 1992; Lardy, 1998),基于这种制度安排所形成的企业等级制对工人福祉的影响在改革前期并未完全消失(Bian & Logan, 1996; Zhou et al., 1997),但随着政府对企业的干涉程度越来越低,我们预测原有的制度安排的作用也逐渐消退,而企业的市场表现将替代原有的等级制成为影响工人生活的重要因素。吴晓刚(Wu, 2002)提出企业的盈利或许反映了其卷入/融入市场经济的程度,市场竞争中的成功者距离市场经济更近,并有能力将它们的产品转化为利润。反映在工人就业方面就可以提出以下假设:一方面,企业的所有制类型、级别和规模不影响工人的就业状态;另一方面,市场效益好的企业工人下岗的可能性更低。

市场转型理论预期市场化会带来人力资本回报的增高,而这又会激励直接生产者参与劳动力市场。但同时市场经济对人力资本的要求也不同于再分配经济(Nee, 1989)。工业结构的变迁会带来下岗工人技能与市场需求之间的脱钩(肖黎春, 1998; 盛仕斌, 1998),这意味着工人在国有企业所获取的技能和工作经验并不一定能帮助他们在劳动力市场上求职。而另一方面,再分配体制下的精英们却可以通过社会网络或个人特征将他们的政治资本转换为经济利益(Parish & Michelson, 1996; Stark, 1996; Rona-Tas, 1994; Gerber, 2000, 2001)。基于这些论点,可以预测政治资本和部分人力资本的持有者拥有再就业优势。

假设 2: 拥有更高教育水平和更多政治资本的下岗工人更有可能再就业。工人下岗前的工作经验和技能培训对工人的再就业没有影响。

如上所述,随着基于企业所有制性质等原因的劳动力市场区隔的消除,工人的再就业机会也不再因他们所在企业的所有制性质、行政级别和规模而改变。因此,企业的所有制类型、级别和规模不会影响下岗工人的再就业机会。将有关再就业的假设扩展到工人再就业之后的

收入方面,我的下一个假设就是:

假设 3: 相比较他们以前的工作而言,工人再就业之后的教育回报增加,而对于他们以前工作经验的回报降低。

### 三、数据与方法

本研究所使用的数据来源于北京大学社会学系王汉生教授所主持的福特基金会资助项目“城市劳动力市场融合研究”。数据是在 1999 年 8 月—2000 年 8 月间从北京、天津、南京、长春、西安和武汉 6 个大城市分三个层次——城市、企业和个人收集的。每个城市选取 15—20 个企业,企业领导人填写了有关企业历史与现状的问卷。每个企业又选取约 40 名工人,包括在岗工人和下岗工人,接受问卷调查。他们中的一部分还接受了深度访谈。样本包括 6 个城市、120 个企业的 1841 名在岗工人和 1560 名下岗工人(见表 1)。<sup>①</sup>

选取的样本大部分是国有企业(见表 2),有少数集体企业也进入了样本调查,这是因为根据地方政策,一些从集体企业离职的工人也可以被视同下岗,并获得下岗补助。企业样本主要从所在城市的主要工业行业中选取,并偏重于那些存在大量下岗工人的行业,比如制造业和纺织业。

#### (一)测量

##### 1. 因变量

共有三个因变量。1. 下岗是由工人或企业自行定义的,下岗工人指国有或集体企业中被迫失去工作的固定工和合同工,这不仅包括那些在再就业中心登记的工人,也包括那些因各种原因没有登记的工人,还包括在合同到期之前就失去工作的合同工及内退工人。2. 再就业工人指目前正在就业的下岗工人。3. 回报在此指收入回报,用两种方法测量。(1)月收入,包括工资、奖金及其他收入;(2)月收入和各种福利,在

<sup>①</sup> 有关数据详见谢宇(Xie, 2004)。在岗职工指从未下过岗的工人。

(1)的基础上再加上企业所提供的医疗保险、养老保险和失业保险。<sup>①</sup>两种收入都使用当地的商品物价指数(以1999年为基准)做了调整。

表 1 对工人样本的统计描述

变 量	总 体	在岗工人	下岗工人
下岗	.46 (.50)		
男性	.48 (.50)	.52 (.50)	.44 (.50)
年龄	38.88 (8.65)	38.55 (8.83)	39.26 (8.42)
高中	.49 (.50)	.48 (.50)	.50 (.50)
大专及以上	.20 (.40)	.28 (.45)	.11 (.31)
在职培训	.46 (.50)	.51 (.50)	.41 (.49)
在职培训缺失	.09 (.29)	.09 (.29)	.09 (.28)
全日制培训	.15 (.36)	.22 (.41)	.07 (.26)
全日制培训缺失	.09 (.29)	.09 (.29)	.09 (.28)
党员	.24 (.43)	.32 (.47)	.14 (.35)
党员缺失	.02 (.13)	.02 (.16)	.01 (.10)
干部	.09 (.29)	.14 (.35)	.04 (.19)
干部身份缺失	.01 (.08)	0 (.06)	.01 (.09)
国有企业	.89 (.91)	.90 (.92)	.88 (.92)
盈利企业	.31 (.46)	.37 (.48)	.24 (.43)
盈利信息缺失	.05 (.21)	.03 (.18)	.06 (.24)

① 企业要支付工人工资的8%作为医疗保险,20%作为养老保险,2%作为失业保险。可以报销医疗费用的工人视做有医疗保险。



续表 1

变 量	总 体	在岗工人	下岗工人
地方企业	. 72 (. 45)	. 72 (. 45)	. 72 (. 45)
中型企业	. 43 (. 49)	. 39 (. 49)	. 46 (. 50)
大型企业	. 32 (. 47)	. 32 (. 47)	. 32 (. 47)
天津	. 17 (. 38)	. 16 (. 37)	. 19 (. 39)
南京	. 17 (. 38)	. 16 (. 36)	. 19 (. 39)
西安	. 13 (. 34)	. 12 (. 33)	. 14 (. 35)
长春	. 19 (. 39)	. 19 (. 39)	. 18 (. 39)
武汉	. 17 (. 38)	. 17 (. 38)	. 18 (. 38)
总样本数	3365	1805	1560

注: 括号内为标准偏差。

## 2. 自变量

### 个人层次变量

人力资本包括教育、职业培训和工作经验。教育有三个类别: (1) 初中水平及以下, 包括初中、小学和文盲; (2) 高中水平, 包括普通高中、职业高中和技校; (3) 大专及以上, 包括大专和大学本科。

工作经验可以用两个变量来测量: 工龄和在目前岗位上的工龄(当前工龄)。工龄是决定工资的一个标准, 它指自工人的第一份在国有或集体部门的工作到调查时(如果当时在就业), 或到下岗之前(若未就业)的总工作年数。当前工龄指工人在目前岗位上的工作年数。

年龄对于下岗来说是一个重要指标, 因为内退在很大程度上取决于工人的年龄。对于劳动力市场上的雇佣者来说, 下岗工人的年龄也决定了他们未来还有多少年可以工作。但年龄与工龄具有高度相关的关系。所以对于不同的假设, 我会交替使用工龄或年龄变量。

职业培训变量也包括两个虚拟(dummy)变量: 在职培训和全日制培训。数值“1”表明工人在下岗之前的企业接受过在职/全日制培训。

政治资本用两个变量来测量: 干部和党员。两个都是虚拟变量。

前者指国有或集体企业中层或以上的干部,这是由被访者自行申报的。后者指中共党员。

表 2 企业的描述性特征

	北京	天津	南京	西安	长春	武汉	总计
总样本数	22	21	21	13	23	20	120
所有制: 国有	15	16	13	13	22	18	97
集体	6	1	3	0	1	2	13
合资	0	1	3	0	0	0	4
私人/外资独资	1	3	2	0	0	0	6
级别: 中央/省	3	3	3	8	9	6	32
地方	19	18	18	5	14	14	88
规模: 小型	14	7	3	0	3	11	38
中型	4	8	12	3	10	8	45
大型	4	6	6	10	10	1	37
市场效益: 未盈利	9	10	12	10	17	12	70
盈利	8	11	9	3	6	8	45
盈利信息缺失	5	0	0	0	0	0	5

### 企业层次变量

总共有 4 个企业层次的变量: 所有制类型、级别、规模和市场效益(获利与否)。

企业的所有制类型有 4 种: 国有、集体、合资和私营。国有企业包括国家控股的股份制企业(无论上市与否)。集体企业也包括集体控股的股份制企业。外商独资企业和个体户包括在私营企业中。合资企业依据它们在合资前的性质既可以是国有的也可以是集体的。

企业有两类级别。中央或省级企业(非地方企业)不受当地政府的控制。地方企业包括市级和区级企业,它们是在当地政府的控制之下。所有的私企都属于地方企业。

企业按其工人的数量又被划分为大、中、小型企业。<sup>①</sup> 雇佣 500 名

① 根据中国国家统计局的定义,中小型企业定义为工人不超过 2000 名,销售收入/总资产在 2 亿元以下。如果企业拥有 300 名以上的工人,销售收入超过 3000 万元,总资产在 4000 万元以上,它便是中型企业(香港《明报》,2000)。由于没有企业产品和资产方面的足够信息,我们在此只是用工人的人数来定义企业的规模。又因为拥有 300 名以下工人的企业样本很少,所以我们将小型企业的标准提高到有员工 500 名。

以下工人的为小型企业, 500—2000人为中型企业, 超过2000人的为大型企业。

根据企业在1995—1998年间的盈利情况将其划分为盈利与未盈利企业。如果一个企业在此期间从未亏损过, 或在此末期开始盈利, 它就被定义为盈利企业, 否则便为未盈利企业。

### 控制变量

控制了性别、下岗的年份、周工作时数、下岗的年数和下岗补助。男性是一个虚拟变量。下岗的年份也被构建成一个虚拟变量, “1”表明在1999年及以前下岗, 它被用作对商品物价指数的补充, 以调整由于下岗年份不同、物价指数差异造成的收入差异。

利用 Cronbach's alpha 方法 (Cronbach, 1951; Nunnally & Bernstein, 1994; Allen & Yen, 1979), 6个测量工人就业条件的定类变量被合成为一个新的、反映工人对新工作的福利和条件的预期的、连续的、标准化的变量。下岗工人被问到: 如果一份工作不能提供养老保险/医疗保险/正式的工作/长期合同/每周两天的休假, 或者如果工作的地方离家太远, 他们是否愿意接受这份工作? “2”表示不愿意, “1”表示不确定, “0”表示愿意。新变量和它所测量的因子之间的估计相关为 0.94, 表明它是有效的。新变量的数值越大, 表明工人对新工作的预期越高。

报酬预期也是用 Cronbach's alpha 方法合成的一个连续变量。工人们填写了他们对一系列低技术含量工作——如保姆、门卫和搬运工等体力劳动——的报酬要求。有些工人回答无论报酬多少, 他们都不会接受这项工作。我首先将报酬要求转化为一个 1—7 的定序变量, “1”表明“非常愿意接受这项工作”, “7”表明“根本不会接受这项工作”。新建变量和它所测量的因子之间的估计相关达到了 0.96。新变量的数值越大, 表明工人的报酬预期越高。

周工作时数是一个连续变量, 反映的是工人在调查前一周的平均工作时间。下岗年数也是一个连续变量, 自工人下岗的那一年开始计算。下岗补助即下岗基本生活保障, 也是一个连续变量。

## (二)模型

### 假设 1

用对数线性 (logit) 模型分析工人的下岗概率。样本包括下岗工人和在岗工人。下岗概率是由工人的人力资本、政治资本、企业特征 (在

岗工人目前的企业和下岗工人下岗前的企业)以及所在城市等因素决定的。

另外,由于下岗的决定是由企业做出的,控制企业间未观察到的异质性(unobserved heterogeneity)便非常重要。下岗标准或许受到企业一些未察特征——如企业决策过程和工人反应——的影响而因企业而异。因此,当考虑到模型右边的变量时,来自于相同企业的工人之间可能存在着相关关系,而这违反了回归模型的基本假定,导致估计偏差。

基于企业间的异质性独立于模型右边的变量并且是正态分布的假定,我建立了一个随机效应的对数线性回归的模型(logit model with random effect)。 $Y_{ijk}$  ( $i=1, \dots, i_{jk}; j=1, \dots, j_k; k=1, \dots, k$ ) 表明城市  $k$  中的企业  $j$  的工人  $i$  下岗了。 $Y_{ijk}$  的分布是一个二项分布(binomial distribution),  $p_{ijk}$  表示下岗的概率,  $p_{jk} = P(Y_{ijk} = 1)$ ,  $(1 - p_{jk})$  是没有下岗的概率,  $(1 - p_{jk}) = P(Y_{ijk} = 0)$ 。

$$\ln \left[ \frac{p_{ijk}}{1 - p_{ijk}} \right] = \beta_0 + \beta_1 H_{ijk} + \beta_2 G_{ijk} + \beta_3 M_{ijk} + \beta_4 E_{jk} + \beta_5 C_k + \mu_{jk} \quad (1-1)$$

$\mu_{jk} \sim N(0, \sigma^2)$ 。模型左边是下岗的对数几率(log odds)。 $H_{ijk}$  是人力资本变量向量(vector),包括年龄(代表工龄)、教育和工作培训。 $G_{ijk}$  是政治资本变量向量,包括干部身份和党员。 $M_{ijk}$  表示性别(男性=1)。 $E_{jk}$  表示观察到的企业特征,包括所有制类型、盈利情况、规模和级别。 $C_k$  是一系列的城市虚拟变量。比较  $\beta_1$  和  $\beta_2$  可以获知人力资本和政治资本对工人下岗的对数几率的相对作用。

由于人力资本和政治资本都包括一系列的变量,很难在整体模型(full mode)中比较  $\beta_1$  和  $\beta_2$  的作用。使用一群嵌入模型(nested models)来检验人力资本和政治资本之间的相对作用(这里我忽略了企业间的异质性,只使用线性对数模型以简化分析):

$$\ln \left[ \frac{p_{ijk}}{1 - p_{ijk}} \right] = \beta_0 + \beta_3 M_{ijk} + \beta_4 E_{jk} + \beta_5 C_k \quad (1-2)$$

$$\ln \left[ \frac{p_{ijk}}{1 - p_{ijk}} \right] = \beta_0 + \beta_1 H_{ijk} + \beta_3 M_{ijk} + \beta_4 E_{jk} + \beta_5 C_k \quad (1-3)$$

$$\ln \left[ \frac{p_{ijk}}{1 - p_{ijk}} \right] = \beta_0 + \beta_2 G_{ijk} + \beta_3 M_{ijk} + \beta_4 E_{jk} + \beta_5 C_k \quad (1-4)$$

通过分别比较模型 1-2(排除了人力资本和政治资本的最简单模

型)与模型 1—3 和 1—4 的似然性(likelihood ratio), 我们可以知道大约有多少百分比的差异可以用人力资本或政治资本解释。

### 假设 2

因为再就业只是对下岗工人而言, 但如果只用下岗工人来预测再就业的概率很可能导致样本选择的偏差(selectivity bias)。可是由于难以在数据中找到有效的工具变量(instrumental variables), 所以只能忽略选择性样本可能导致的偏差。probit 模型被用于预测再就业概率:

$$\text{probit}(Z_{2i} = 1) = \beta_{10} + \beta_{11}H_i + \beta_{12}G_i + \beta_{13}X_i + \beta_{14}E_i + \beta_{15}C_i + \mu_{2i} \quad (2-1)$$

$\mu_{2i} \sim N(0, 1)$ 。模型(2-1)中的  $X_i$  代表除人力资本和政治资本外的其他自变量, 如工人对新工作的福利、工作条件和报酬的预期, 下岗补助, 下岗年限等等。

### 假设 3

由于在检验工人下岗后的人力资本回报时样本中排除了没有下岗的在岗工人和没有再就业的下岗工人, 这样就会遇到潜在的双重样本选择偏差问题(double sample selection bias)。因为到目前为止在统计方法上还未能解决这个问题, 在此我将忽略下岗的样本选择问题而只考虑再就业的样本选择。通过建立一个再就业选择模型, 我们可以从计算再就业概率的标准正态分布( $\phi$ )和累积标准正态分布(cumulative standard normal distribution,  $\Phi$ )之间的比率而获得  $\lambda_{2i}$ 。使用模型 2—1 作为选择方程:

$$\text{Pr}(z_{2i} = 1 \mid W_{2i}) = \Phi(W_{2i}\gamma_2) \quad (3-1)$$

$$\text{Pr}(z_{2i} = 0 \mid W_{2i}) = 1 - \Phi(W_{2i}\gamma_2) \quad (3-2)$$

$Z_{2i}$  表明下岗工人  $i$  是否再就业(1=是, 0=否)。 $W_{2i}$  是模型 2—1 右边的所有变量。 $\Phi$  是累积标准正态分布。通过:

$$\lambda_{2i} = \frac{\phi(W_{2i}\gamma_2)}{\Phi(W_{2i}\gamma_2)}$$

来估计  $\lambda_{2i}$ 。再就业概率增加则  $\lambda_{2i}$  下降。估计的  $\lambda_{2i}$  将被纳入为检验假设 3 建立的、有关下岗工人再就业后收入回报的线性回归模型之中:

$$\ln(y_{2i}) = \beta_{20} + \beta_{21}H_{2i} + \beta_{22}G_{2i} + \beta_{23}X_{2i} + \sigma_2\lambda_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (3-3)$$

$y_{2i}$  代表工人  $i$  下岗后的收入回报。 $H_{2i}$  代表工人的人力资本,  $G_{2i}$  代表政治资本。 $X_{2i}$  代表一系列的控制变量, 包括性别、现企业的所有制形式以及所在城市。因此,  $\beta_{21}$  和  $\beta_{22}$  分别表明了再就业后对人力资本和政治资本的回报。 $\sigma_2$  若具有显著性, 则表明样本选择偏差存在, 而通过将  $\lambda_{2i}$  纳入模型, 此偏差已得到纠正。

为了更好地了解下岗前后在人力资本和政治资本回报上的变化, 我建立了一个有关下岗前人力资本和政治资本回报的模型, 由于样本双重选择(先是下岗, 后是再就业)的复杂性, 在有关人力资本和政治资本回报的模型中将忽略样本选择问题:

$$\ln(y_{3i}) = \beta_{20} + \beta_{31}H_{3i} + \beta_{32}G_{3i} + \beta_{33}X_{3i} + \epsilon_{3i} \quad (3-4)$$

$y_{3i}$  代表下岗工人  $i$  下岗前的总收入(包括/不包括福利)。 $H_{3i}$  代表工人  $i$  的人力资本,  $G_{3i}$  代表政治资本。 $\beta_{31}$  和  $\beta_{32}$  反映了下岗前的人力资本和政治资本回报。由于模型 3-3 和模型 3-4 中的样本不尽一致, 我将只比较下岗前后回报的大小和显著性而不做统计检验。

#### 四、下岗的决定性因素

此处对测量方法做了一些修正。首先, 由于在岗工人和下岗工人的工龄计算不同, 下岗工人的工龄计算到他们下岗为止, 但是在岗工人的工龄却计算到调查时为止。因此, 对于同一年参加工作的工人来说, 在岗工人总是比下岗工人的工龄长——如果这个工人是在调查前一年或更早下岗的话。这样就会导致过度估计(overestimation)工龄对下岗的影响。因此在此模型中年龄被用做工龄的代理变量。另外, 由于有一部分调查对象来自合资企业, 而国家的下岗政策是针对国有企业(独资或控股)的工人, 因而在此根据合资企业国内资本的来源而将其归入国有或集体企业。表 3 给出了随机效应线性对数回归模型的估计结果(logit model with random effects)。

人力资本和政治资本对于工人是否下岗都具有显著的决定作用。总的来说, 工人拥有的人力资本和政治资本越多就越不可能下岗。但是年龄越大就越有可能下岗(年龄的平方因为不具有显著性而从模型中剔除了)。当其他所有变量不变时, 年龄每增加 1 岁, 下岗的几率

(odds)就增加 2%。这与一些地方官员在访谈中所声称的“企业不允许让一定年龄以上的工人下岗”的政策背道而驰,它也不同于阿普莱顿和他同事(Appleton et al., 2001)的研究发现——他们认为相比较中间年龄的人来说,年龄越小或越老,下岗的可能性越低。由于年龄和工龄的相关系数高达 0.9,我们也可以总结说,作为人力资本一部分的工人所积累的工作经验对下岗没有决定作用,或者说与下岗无关。

表 3 下岗的线性对数回归(Logit Estimates)

变 量	随机效应线性对数	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4
男性	-.34*** (.09)	-.36*** (.07)	-.41*** (.08)	-.23*** (.07)
年龄	.02*** (.01)		.00 (.00)	
高中	-.45*** (.10)		-.49*** (.09)	
大专及以上	-1.36*** (.14)		-1.44*** (.12)	
接受在职培训	-.24*** (.09)		-.36*** (.08)	
接受全日制培训	-1.05*** (.13)		-1.18*** (.12)	
职业培训信息缺失	-.52*** (.15)		-.49*** (.14)	
党员	-1.00*** (.12)			-.81*** (.10)
党员缺失	-1.28*** (.33)			-1.05 (.30)
干部	-1.00*** (.19)			-1.06*** (.16)
干部身份缺失	.75 (.57)			.71 (.50)
集体企业	-1.33*** (.22)	-.19 (.13)	-.29** (.14)	-.27** (.14)
盈利企业	-1.61*** (.18)	-.57*** (.08)	-.49*** (.09)	-.57*** (.09)
盈利信息缺失	.68** (.33)	.82*** (.19)	.83*** (.20)	.79*** (.19)

续表 3

变 量	随机效应线性对数	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4
地方企业	.07 (.21)	-.14 (.10)	-.19* (.11)	-.18* (.10)
中型企业	.66*** (.18)	.26** (.11)	.35*** (.11)	.24** (.11)
大型企业	1.14*** (.26)	.10 (.13)	.24* (.14)	.07 (.13)
天津	.07 (.25)	.65*** (.13)	.47*** (.14)	.56*** (.14)
南京	1.17*** (.24)	.73*** (.14)	.76*** (.14)	.78*** (.14)
西安	1.09*** (.24)	.59*** (.16)	.77*** (.16)	.55*** (.16)
长春	.24 (.23)	.44*** (.14)	.69*** (.15)	.44*** (.14)
武汉	.61*** (.21)	.57*** (.14)	.65*** (.14)	.55*** (.14)
截距(Constant)	-.70* (.37)	-.36** (.16)	.44 (.27)	-.08 (.16)
似然性(LR)		-2241	-2074	-2144

注: 括号内为标准误差; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

教育和职业培训都与预期的影响方向一致: 教育程度越高或者接受的职业培训越多, 下岗的可能性越低。相较于只接受了初中及以下教育的工人来说, 受过高中水平教育的工人的下岗几率降低了 36%, 而接受过大专及以上水平教育的工人下岗几率降低了 74%。相较于未受过任何职业培训的工人来说, 接受过在职培训的工人的下岗几率下降了 22%, 而接受过全日制培训的工人的下岗几率降低了 65%。卡方检验(chi-square)显示, 接受过全日制培训的工人的下岗几率也显著低于只接受过在职培训的工人——考虑到职业培训是一种企业对工人的投资, 这个结果是合理的。由于工人在接受全日制培训期间是带薪的, 甚至需要企业负担学费, 所以全日制培训所需的投资远高于在职培训, 也因此企业更不愿意让接受过全日制培训的工人下岗。

就政治资本来说, 控制了其他变量之后, 党员或干部下岗的几率比非党员或非干部低。党员身份可以让下岗的几率降低 63%, 而干部身



份可以降低下岗几率的 63%。由于样本中 72% 的干部同时又是党员，因此干部下岗的几率大大低于非干部。

模型比较(表 3)显示,在决定下岗的因素中,虽然人力资本所发挥的作用比政治资本大,但二者之间的差异非常小:将人力资本纳入模型,可以多解释掉工人是否下岗中 7.5% 的差异(比较模型 1-2 和 1-3),而纳入政治资本可以多解释掉 4.3% 的差异(模型 1-2 和 1-4)。然而由于代表工作经验的年龄的影响与预期方向相反(增加而非降低工人下岗的概率),因此很难得出明确的结论,也即假设 1 所提出的,人力资本在决定工人下岗方面所发挥的作用比政治资本大。取而代之的是,统计结果支持一些学者就收入分配所提出的“权力的顽固性(power persistence)”的观点,即在转型经济中,人力资本和政治资本都是影响收入不平等的重要因素(Bian & Logan, 1996; Zhou, 2000)。在此,人力资本和政治资本都是影响工人下岗的重要因素。

另外,人力资本和政治资本之间并非是完全独立的。拥有更多人力资本的工人也更有可能被发展为党员和提升为干部(Gerber, 2000; Walder et al., 2000)。到 2002 年中为止,约 52.5% 的党员受过高中或以上水平的教育,23.2% 的党员接受了大专及以上水平的教育。而统计数据显示在 2001 年,全国劳动人口中只有 16% 接受了高中及以上水平的教育(《中国国家统计局、中国劳动和社会保障部, 2000》;《人民日报》, 2002)。

统计估计显示,总的来说,几乎所有观察到的企业特征变量都强烈影响到工人的下岗概率(见表 3),只是企业以往的等级结构几乎被颠倒了过来:国有企业的工人比集体企业的更有可能下岗,大企业的工人比小企业的工人更有可能下岗。企业级别对下岗没有显著性影响。

统计估计发现,与集体企业的工人相比,国有企业工人下岗的几率增加了 74%,而国家统计局则显示在 1999 年,国有企业有 7.3% 的工人、集体企业有 13.5% 的工人下岗,<sup>①</sup>因此两种数据所显示的趋势不大一致。一个可能的解释是样本选择问题:样本中 47% 的国有企业工人

① 1999 年,国有企业有 8340 万在岗职工和 650 万下岗工人,集体企业有 1650 万在岗职工和 260 万下岗工人。1995-1999 年,国有企业的工人人数下降了 24%,集体企业的工人人数下降了 46%(中国国家统计局、中国劳动和社会保障部, 1996, 2000)。这意味着集体企业工人离开的比率要远远高于国有企业,并且,集体企业的工人常常是以失业而不是下岗的形式离开企业。

和41%的集体企业工人是下岗工人。另一个可能的解释是,根据国家政策,下岗只是针对国有企业工人而言,集体企业工人是否被当作下岗而获得相关的待遇取决于地方政策。<sup>①</sup>这也使得集体企业在处理下岗问题上很有可能更加小心。另一方面,与国有企业不同,集体企业并未受到政府让富余人员下岗的压力。<sup>②</sup>集体企业留下一个工人的成本也远低于国有企业:1999年,集体企业工人的平均工资只是国有企业工人工资67.6%(中国国家统计局、中国劳动和社会保障部,2000)。

下岗的概率并不因企业的级别不同而不同,级别高的企业的工人并未得到更多免于下岗的保护,这与臧晓伟(Zang, 2002)的发现一致——他在广东中山所做的研究发现,企业的行政级别不再影响到工人的收入。

总的说来,在控制了其他变量后,企业拥有的工人越多,工人下岗的可能性越大。相较于小型企业而言,中型企业增加了94%,大型企业工人的下岗几率增加了200%。统计数据显示,在1999年,39%的国有企业下岗工人来自大中型企业(中国国家统计局、中国劳动和社会保障部,2000)。<sup>③</sup>这可能是因为:(1)大中小型企业面临着不同的改革策略,也即“抓大放小”(Lardy, 1998)。大中型企业在国家“减员增效”政策中占据重要地位。(2)政府强制要求一些成功的大中型企业兼并或收购那些处于破产边缘的国有企业,并接收他们的工人(Lardy, 1998)。很多被兼并和收购的企业工人后来都下岗了,一些收购者也因此陷入困境而不得让自己的工人下岗。(3)大中型企业拥有更多的资源让工人下岗,比如可以从政府得到更多的关照,而企业的下岗工人也可以获得比小企业下岗工人更优惠的下岗补助。另一方面,小企业的资源少,但它们保留一个工人的成本也要低于大中型企业。

因此,旧有的基于企业的所有制性质、级别和规模的企业等级制对于工人的福利,至少在免于下岗方面不再起决定性作用。取而代之的

① 即使集体企业的工人能够拿到下岗补助,所得到的也可能比国有企业的工人少。例如在陕西省,集体企业工人所获得的基本社会保障为国有企业工人的80%(陕西省政府,2001)。

② 千咏昕(2000)提出了“行政下岗”概念。一些地方政府向企业分配下岗指标。为了完成指标,一些企业让非富余人员下岗。我所访谈的一个天津企业的管理人员也提到了指标问题。

③ 尽管此处对企业规模的定义不同于国家统计局定义,但这两个定义在一定程度上是吻合的,因为一般来说国家所定义的大中型企业的工人人数比小型企业多。

是,企业的市场效益成为保护工人免于下岗的关键因素。盈利企业工人下岗的几率比非盈利企业工人低 39%。

此处的统计估计结果也不同于阿普莱顿 (Appleton et al., 2001) 的发现——他们发现中央级国有企业工人下岗的概率比地方国有企业的低,而集体企业的工人比国有企业的工人更有可能下岗。由于这两个研究所使用的都不是全国性数据,并且样本结构也不一样,因此有关企业特征,如所有制性质和级别,对下岗的影响还需要用全国性的、有代表性的样本做进一步的检验。

在此年龄和性别对下岗的影响值得我们注意。统计估计证实了我们在现实生活中所观察到的现象,即女工在下岗中处于不利地位。男性工人下岗的几率低于女工 30%,并且这种差异具有显著性。统计数据显示,下岗工人中女工的比率远高于城市劳动力就业人口中女工的比率:1999年,在再就业中心登记的下岗工人中 46.7% 是女性——比同期在城镇单位就业的女性比率高出 8.7% (中国国家统计局、中国劳动和社会保障部, 2000)。

然而,在本调查所访谈的 93 家企业中,只有一家承认性别是决定下岗的主要因素;另外,只有 2% 的下岗工人和 3.2% 的下岗女工认为下岗是由性别决定的。许多工人和管理人员提到决定下岗的重要因素是年龄。在调查中,23% 的企业 (93 家中的 21 家) 回答年龄是下岗的主要标准。对于更多的企业来说,年龄或许不是最重要的影响因素,但至少是决定因素之一。例如,在天津调查的 18 家国有和集体企业中,11 家提到年龄是下岗的惟一标准,或者是标准之一;在南京调查的 15 家企业中,有 9 家也这么说:年轻工人或许也会下岗,但所有在一定年龄以上的工人都会下岗——很可能是以内退的形式。只有很少的企业提到年龄标准不适用于技术人员。在大多数情况下,对下岗的年龄要求因性别而异 (一般来说女性 42—53 岁,男性 45—55 岁,因企业而异),有些情况下也因是否有干部身份而异:男工比女工的下岗年龄迟,干部比非干部下岗的年龄迟。<sup>①</sup>因此,性别的作用很可能并没有像现实生活中所观察和统计估计中所显示的那么显著,其作用部分来源于企业所设定的基于性别基础的下岗年龄标准。

<sup>①</sup> 国家规定的退休年龄因性别和干部与否而异。一般来说,男性退休年龄是 60 岁,女性是 50 岁,女干部 55 岁 (潘锦棠, 2002)。

年龄之所以被企业当作下岗标准是因为它很确切,少有争议且便于操作。一般来说,年龄大的工人可以内退的形式下岗,下岗之后还被当作企业正式工人并领取下岗补助,当然补助或许会比他们原来的报酬低。但年轻工人一旦下岗,所得待遇比内退差,还要在3年之后与企业脱离关系。因此,虽说基于年龄标准的下岗并非最佳选择,但它至少是一个企业领导和工人双方都可以接受的选择。首先,它非常容易操作,企业由此可以避免规则的模糊性所带来的争议和年轻工人的抵触;其次,它与国有企业原具有的平均主义传统一致:看起来很公平因而容易被工人接受。尽管年龄大的工人可能会抱怨,但至少他们可以保留与企业的关系,一旦达到正式退休年龄便可以领取退休金。另外,他们也有机会再找一份工作从而获得两份收入。

换个角度讲,如果年龄大的工人可以得到不错的内退待遇的话,他们所获得的保护比年轻工人多。因为下岗政策在不停地变化并且变得越来越严格,早下岗工人的待遇很可能比晚下岗的工人好。<sup>①</sup>因此,能够提供相对不错内退待遇的企业的工人一旦达到内退年龄便立刻申请内退,很少有人敢于错过眼前的机会。<sup>②</sup>另外,女工常常可以比男工早退,因此就下岗来说,或更准确地说,就下岗中的内退而言,女工和年龄大的工人并不必然处于劣势地位——当然这取决于企业或地方政府的经济能力与政策。

## 五、下岗工人的再就业

表5给出了probit模型对再就业的统计估计结果(表4为相关变量的统计描述,见其中的“再就业部分”)。为了更易于解释,我将结果转化为自变量上(连续变量)无穷小的变化所带来的再就业概率的变化

① 例如在南京调查的一个印刷企业,1998年,40岁下岗的工人被当作是内退,但到了1999年,40岁的工人便不再够内退条件。在另一个企业,1997年内退的工人每月可以领到720元——几乎和他们内退前的收入一样,但1999年内退的工人每月只能拿到450元。

② 1998、1999年,中央和地方政府花费了13亿元用于鼓励国有纺织企业压锭并让富余人员下岗。由此,120万纺织工人下岗或内退(《人民日报》,2000)。在南京调查的一个纺织企业,所有42岁以上的女工都退了——因为退休待遇非常好,没有人敢于错过这个机会。尽管企业管理人员抱怨说,随着许多技术人员的内退,产品质量急剧下降,但他们并未阻止任何人内退,因为“这种好事可能再也不会有了”。

( $dF/dx$ ), 或者概率的离散变化(对虚拟变量)。

表 4 对有关下岗工人再就业和收入回报变量的统计描述

变 量	再就业部分			收入回报部分	
	全体	再就业	未再就业	下岗前	下岗后
工作回报(不包括福利)				432.70 (182.46)	566.61 (470.90)
工作回报的对数(Log, 不包括福利)				5.98 (.44)	6.17 (.50)
工作回报(包括福利)				508.55 (215.43)	604.36 (477.26)
工作回报的对数(Log, 包括福利)				6.14 (.45)	6.24 (.50)
男性	.43 (.50)	.42 (.49)	.45 (.50)	.44 (.50)	.40 (.49)
年龄	39.31 (8.42)	38.54 (8.31)	40.29 (8.45)		
工龄				18.49 (8.60)	20.01 (8.28)
工龄的平方				415.91 (341.69)	469.09 (342.08)
当前工作上的工龄				16.47 (8.92)	2.72 (1.62)
当前工作上的工龄的平方				350.91 (331.09)	10.00 (12.85)
高中水平	.50 (.50)	.54 (.50)	.46 (.50)	.50 (.50)	.54 (.50)
大专及以上	.11 (.31)	.12 (.32)	.10 (.30)	.11 (.32)	.11 (.31)
接受在职培训	.40 (.49)	.43 (.50)	.37 (.48)	.41 (.49)	.41 (.49)
接受全日制培训	.07 (.26)	.08 (.27)	.07 (.25)	.07 (.26)	.07 (.26)
职业培训信息缺失	.09 (.28)	.09 (.28)	.08 (.28)	.09 (.28)	.09 (.28)
周工作时数				43.47 (6.85)	46.77 (12.56)
周工作时数缺失				.03 (.18)	.17 (.38)
党员	.14 (.35)	.14 (.35)	.14 (.35)	.15 (.35)	.14 (.35)

续表 4

变 量	再就业部分			收入回报部分	
	全体	再就业	未再就业	下岗前	下岗后
党员缺失	.01 (.10)	.01 (.11)	.01 (.08)	.01 (.10)	.01 (.09)
干部	.04 (.19)	.04 (.19)	.04 (.19)	.04 (.19)	.10 (.31)
干部缺失	.01 (.10)	.01 (.10)	.01 (.09)	.01 (.09)	.20 (.40)
工作福利和条件的预期	-.01 (.76)	-.02 (.75)	.01 (.78)		
工作福利和条件预期缺失	.08 (.27)	.07 (.25)	.10 (.30)		
工作报酬预期	-.08 (.79)	-.10 (.76)	-.07 (.83)		
工作报酬预期缺失	.05 (.22)	.06 (.23)	.04 (.20)		
下岗补助/100	1.98 (1.16)	1.92 (1.13)	2.05 (1.19)		
下岗补助缺失	.10 (.29)	.10 (.30)	.09 (.28)		
下岗的年数	2.93 (1.41)	3.14 (1.39)	2.65 (1.39)		
国有或集体企业	.10 (.30)	.12 (.32)	.07 (.26)		
集体企业				.08 (.28)	.07 (.26)
合资企业				.02 (.14)	.04 (.20)
私营企业					.39 (.49)
其他所有制/不知道					.23 (.42)
干部* (国有/集体/合资企业)				.04 (.19)	.05 (.23)
非管理人员* (私企/所有制缺失)					.57 (.50)
管理人员* (私企/所有制缺失)					.05 (.22)
盈利企业	.24 (.43)	.23 (.42)	.26 (.44)		

续表 4

变 量	再就业部分			收入回报部分	
	全体	再就业	未再就业	下岗前	下岗后
盈利信息缺失	.06 (.24)	.09 (.29)	.03 (.17)		
地方企业	.72 (.45)	.72 (.45)	.72 (.45)		
中型企业	.47 (.50)	.45 (.50)	.49 (.50)		
大型企业	.32 (.46)	.28 (.45)	.36 (.48)		
天津	.19 (.39)	.20 (.40)	.19 (.39)	.18 (.39)	.24 (.43)
南京	.19 (.39)	.20 (.40)	.17 (.38)	.19 (.39)	.23 (.42)
西安	.14 (.35)	.12 (.33)	.16 (.37)	.14 (.35)	.10 (.30)
长春	.18 (.38)	.19 (.39)	.17 (.38)	.19 (.39)	.14 (.35)
武汉	.18 (.38)	.14 (.34)	.23 (.42)	.18 (.38)	.13 (.34)
Lambda( $\lambda$ )					.61 (.28)
在 1999 年及以前下岗				.74 (.44)	
样本量	1504	841	663	1551	601

注: 括号中为标准偏差。

下岗工人是否可以再就业取决于他们的个人特性和他们对新工作的预期。对人力资本作用的统计估计只是部分地支持了我的假设, 即教育程度高的工人更有可能再就业。工人下岗前所获得的工作经验和技能无助于他们再就业。

一方面, 受过中等程度教育(高中水平)而非高等教育的工人再就业的概率比较高。相较于只接受过初中及以下水平教育的工人来说, 受过中等教育的工人的再就业概率提高了 8%, 但是受过高等教育的并未能显著地提高再就业的概率。另一方面, 工人下岗前的工龄和所受到的全日制培训对再就业概率没有显著影响, 代表工龄的年龄甚至

有负面影响<sup>①</sup>，年龄大的工人处于不利地位：年龄每增加 1 岁，预期的再就业概率便下降 1%。但在职培训却将再就业概率提高了 10%。这些发现表明下岗工人所获得的工作偏重于低技术含量的工作，只要求基本的技能和教育，因此工人以前所积累的工作经验、良好的职业培训以及超出基本水平以外的教育都不被看重。

表 5 对再就业的 Probit 估计

变 量	系数(Coefficients)	dF/dx
男性	.02 (.07)	.01 (.03)
年龄	-.01*** (.00)	-.01 (.00)
高中水平	.22*** (.08)	.08 (.03)
大专及以上	.18 (.13)	.07 (.05)
接受在职培训	.24*** (.08)	.09 (.03)
接受全日制培训	.06 (.13)	.02 (.05)
职业培训信息缺失	.11 (.13)	.04 (.05)
党员	.17 (.11)	.07 (.04)
党员缺失	.17 (.37)	.06 (.14)
干部	.01 (.19)	.01 (.08)
干部缺失	.32 (.38)	.12 (.14)
工作福利和条件的预期	-.08* (.05)	-.03 (.02)
工作福利和条件预期缺失	-.44*** (.13)	-.17 (.05)
工作报酬预期	-.09* (.05)	-.04 (.02)

① 用总工龄替换模型中的年龄不会改变估计系数的方向和显著性。



续表 5

变 量	系数(Coefficients)	dF/dx
工作报酬预期缺失	.18 (.17)	.07 (.06)
下岗补助 /100	-.01 (.04)	.00 (.01)
下岗补助缺失	.04 (.12)	.02 (.05)
下岗年数	.17 <sup>**</sup> (.03)	.07 (.01)
集体企业	-.02 (.14)	-.01 (.06)
盈利企业	.10 (.09)	.04 (.03)
盈利信息缺失	.49 <sup>***</sup> (.18)	.18 (.06)
地方企业	-.45 <sup>***</sup> (.10)	-.17 (.04)
中型企业	-.39 <sup>**</sup> (.11)	-.15 (.04)
大型企业	-.81 <sup>***</sup> (.13)	-.31 (.05)
天津	-.31 <sup>**</sup> (.14)	-.12 (.06)
南京	-.21 (.14)	-.08 (.06)
西安	-.59 <sup>***</sup> (.16)	-.23 (.06)
长春	-.39 <sup>**</sup> (.16)	-.16 (.06)
武汉	-1.04 <sup>***</sup> (.15)	-.39 (.05)
截距(Constant)	1.14 <sup>***</sup> (.28)	

注: 括号中为标准误差; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

政治资本对再就业的概率也没有影响, 无论是党员还是前干部在再就业方面都没有优势。

不同于其他研究的发现(增加下岗职工就业机会研究课题组, 2001; 劳动科学研究所课题组, 2002; Appleton etc., 2001), 这里 probit 模

型的结果显示男性和女性在再就业的概率上没有显著不同。这或许可归因于城市特征——此次调查中的所有城市都有一个相对发达、男性并不一定具有就业优势的服务业。

另外,本研究也证实了其他研究者的观察结论(北京大学中国经济研究中心劳动力市场课题组,1999b),即对新工作的福利和报酬预期高的下岗工人再就业的概率低。而下岗时间长的工人再就业的可能性也高:每早下岗1年,预期的再就业概率便增加7%。但是在下岗补助和再就业概率之间没有显著性关系——或许下岗补助还未高到可以让工人放弃再就业,或许工人所获得的补助之间的差异很小,不足以预测工人再就业行为的差异。

对企业所有制性质、级别和规模对工人再就业的作用的统计检验发现,原企业的特征确实可以影响工人的再就业概率。在控制了其他变量后,企业的所有制性质和市场效益对工人的再就业没有显著影响,但企业的结构和规模对工人的再就业概率有着显著影响。地方企业工人再就业的概率比中央企业低17%;小企业工人的再就业概率最高:他们预期的再就业概率比中型企业高17%,比大型企业高32%。这看起来有点让人困惑:中央企业或许比地方企业拥有更多的资源并能更好地照顾它们的工人,且比起小企业来,大中型企业也拥有较多资源。基于前面的发现,即控制了其他变量后,大中型企业的工人更有可能下岗,一个可能的解释是大中型企业有太多的下岗工人以至于照顾不过来。另外,规模大些的企业的工人下岗前的收入和福利通常比小企业的好,他们或许对新工作的期望值更高。再者,小企业的改革比大中型企业早,并且政策清晰,因此小企业的工人知道观望没有用。但一些大企业的工人却认为政府不可能置这么大的企业于不顾,对这么多的工人撒手不管,因此依然等待企业召他们回去,或等待政府和企业给他们安置工作(北京大学中国经济研究中心劳动力市场课题组,1999b)。

## 六、再就业之后的收入回报

将再就业的 probit 模型用作选择模型,将下岗工人对新工作的福利和报酬预期以及下岗年数作为工具变量(instrumental variables),我们建立了一个 Heckman 选择模型(Heckman probit model with selection)来

检验下岗工人再就业之后的人力资本回报。我们又用了一个线性回归模型来检验下岗前的人力资本回报。

表6、表7给出了对下岗前后收入回报的统计估计(描述统计参见表4中的“收入回报”部分)。由于因变量是收入对数,系数可以被解释为一个单位的自变量上的变化所带来的收入的百分比变化。因变量用了两种收入:一个包括福利,另一个不包括,每一种收入对应于一个模型,每一种收入模型又分为使用工龄(模型1、3,表6、表7)或者使用在当前工作上的工龄(模型2、4,表6、表7)。

表6 下岗后收入回报的普通线性回归  
(OLS, 控制对再就业工人的样本选择)

变 量	收入(不包括福利)		收入(包括福利)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
男性	.14 *** (.04)	.13 *** (.04)	.11 *** (.04)	.11 *** (.04)	.10 ** (.04)
工龄	-.02 ** (.01)		-.02 ** (.01)		
工龄的平方	.00 *** (.00)		.00 ** (.00)		
当前工作上的工龄		.11 *** (.04)		.13 *** (.04)	.14 *** (.04)
当前工作上的工龄的平方		-.01 * (.00)		-.01 ** (.00)	-.01 ** (.00)
高中水平	-.07 (.04)	-.05 (.04)	-.07 (.04)	-.05 (.04)	-.05 (.04)
大专及以上	.03 (.07)	.06 (.07)	.03 (.07)	.06 (.07)	.06 (.07)
曾接受在职培训	.03 (.04)	.05 (.04)	.04 (.04)	.07 (.04)	.06 (.04)
曾接受全日制培训	.07 (.07)	.08 (.07)	.07 (.07)	.08 (.07)	.08 (.07)
职业培训缺失	.02 (.07)	.03 (.07)	.01 (.07)	.02 (.07)	.03 (.07)
周工作时数/100	.43 ** (.17)	.44 ** (.17)	.31 * (.17)	.32 * (.17)	.36 ** (.17)
周工作时数缺失	-.02 (.05)	-.02 (.05)	-.08 (.06)	-.08 (.05)	-.07 (.05)

续表 6

变 量	收入(不包括福利)		收入(包括福利)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
党员	-.13** (.06)	-.11** (.05)	-.13** (.06)	-.11** (.06)	-.10* (.06)
党员缺失	-.13 (.21)	-.13 (.21)	-.17 (.21)	-.16 (.21)	-.21 (.21)
干部/管理人员	.32*** (.07)	.32*** (.06)	.33*** (.07)	.32*** (.06)	
干部/管理人员缺失	.06 (.07)	.01 (.07)	.12* (.07)	.07 (.07)	-.05 (.06)
集体企业	-.24*** (.08)	-.21** (.08)	-.23*** (.08)	-.19** (.08)	—
合资企业	-.18* (.10)	-.11 (.10)	-.18* (.10)	-.10 (.10)	—
私营企业	-.04 (.05)	-.02 (.05)	-.07 (.05)	-.05 (.05)	—
其他所有制/拒答	-.23*** (.07)	-.22*** (.07)	-.27*** (.07)	-.25*** (.07)	—
干部* (国有/集体/合资企业)	—	—	—	—	.18** (.09)
非管理人员* (私企/所有制缺失)	—	—	—	—	-.09* (.05)
管理人员* (私企/所有制缺失)	—	—	—	—	.34*** (.09)
天津	.14** (.07)	.15** (.07)	.04 (.07)	.05 (.07)	.12* (.07)
南京	-.02 (.07)	-.03 (.07)	-.08 (.07)	-.09 (.07)	-.02 (.07)
西安	.15* (.09)	.13 (.09)	.03 (.09)	.00 (.09)	.03 (.09)
长春	-.20*** (.08)	-.16** (.08)	-.28*** (.08)	-.25*** (.08)	-.19** (.08)
武汉	-.11 (.08)	-.13* (.08)	-.21** (.08)	-.24*** (.08)	-.20** (.08)
Lambda( $\lambda$ )	-.28*** (.09)	-.11 (.09)	-.22** (.09)	-.04 (.09)	-.06 (.09)
截距(Constant)	6.33*** (.14)	5.81*** (.14)	6.51*** (.14)	5.96*** (.14)	5.87*** (.13)
R-square	.21	.22	.20	.21	.20

注: 括号中为标准误差;  $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ .

表 7 下岗工人下岗前收入回报的普通线性回归(OIS)

变 量	收入(不包括福利)		收入(包括福利)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
男性	.04* (.02)	.03 (.02)	.04** (.02)	.04* (.02)
工龄	.01* (.00)		.01** (.00)	
工龄的平方	.00 (.00)		.00 (.00)	
当前工作上的工龄		-.00 (.00)		-.00 (.00)
当前工作上的工龄的平方		.00** (.00)		.00** (.00)
高中水平	.05** (.02)	.04* (.02)	.06*** (.02)	.04* (.02)
大专及以上学历	.16*** (.04)	.14*** (.04)	.17*** (.04)	.14*** (.04)
接受在职培训	.05** (.02)	.04* (.02)	.05** (.02)	.04* (.02)
接受全日制培训	-.02 (.04)	-.02 (.04)	-.02 (.04)	-.02 (.04)
职业培训信息缺失	-.09** (.04)	-.09** (.04)	-.08** (.04)	-.09** (.04)
周工作时数/100	-.00* (.00)	-.00** (.00)	-.00** (.00)	-.00** (.00)
周工作时数缺失	.02 (.06)	.02 (.06)	.05 (.06)	.05 (.06)
党员	.05* (.03)	.07** (.03)	.06* (.03)	.07** (.03)
党员缺失	-.14 (.10)	-.16 (.10)	-.14 (.10)	-.16 (.10)
干部	.15*** (.06)	.18*** (.06)	.14** (.06)	.17*** (.06)
干部缺失	-.03 (.11)	-.03 (.11)	-.03 (.11)	-.02 (.11)
集体企业	-.15*** (.04)	-.15*** (.04)	-.16*** (.04)	-.16*** (.04)
合资企业	.10 (.08)	.13* (.08)	.09 (.08)	.12* (.08)
天津	-.10** (.04)	-.12*** (.04)	-.16*** (.04)	-.18*** (.04)

续表 7

变 量	收入(不包括福利)		收入(包括福利)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
南京	-.08* (.04)	-.09** (.04)	-.07* (.04)	-.08*** (.04)
西安	-.30*** (.04)	-.32*** (.04)	-.32*** (.04)	-.34*** (.04)
长春	-.30*** (.04)	-.33*** (.04)	-.34*** (.04)	-.37*** (.04)
武汉	-.38*** (.04)	-.40*** (.04)	-.41*** (.04)	-.43*** (.04)
在 1999 年及以前下岗	-.11*** (.02)	-.11*** (.02)	-.11*** (.02)	-.11*** (.02)
截距 (Constant)	6.11*** (.09)	6.27*** (.08)	6.31*** (.09)	6.47*** (.08)
R square	.20	.19	.21	.20

注: 括号中为标准误差;  $p < 0.1$ ,  $**p < 0.05$ ,  $***p < 0.01$ 。

比较各个收入模型所做的统计估计, 使用当前工龄的模型(表 7, 模型 2、4)要略为优于使用(总)工龄的模型(表 7, 模型 1、3), 因为使用前者可以解释掉更多的收入变量之间的差异(R square), 因此在分析工人再就业之后的收入回报时, 我们将选择使用当前工龄。另外, 总工龄的系数不仅为负, 并且在维度上也比当前工龄的系数小, 这说明雇佣下岗工人的雇主并不看重他们以前所积累的工作经验, 这与假设 3 是一致的。再者, 由于总工龄与年龄之间的强相关关系, 也就表明再就业之后, 年轻工人比年龄大的工人所获得的报酬高。

当收入回报模型使用当前工龄而不是(总)工龄时, 样本选择偏差  $\lambda$  (lamda, selectivity bias)不具有显著性, 这说明那些再就业了的下岗工人的收入和未能再就业的下岗工人的潜在收入之间没有显著差别, 也可能是因为对收入回报模型来说, 所选择的工具变量不够有效。

比较两种收入回报的统计估计结果(表 6, 模型 2、4), 当福利被纳入收入之中后, 周工作时数的作用减小了。然而总的来说, 包不包括福利对其他变量估计来说没有太大差别, 我将使用包括了福利的收入模型作为最终分析模型(表 6, 模型 4)。

与假设相反, 工人再就业之后的收入并不受除当前工龄之外的人力资本的影响, 而当前工龄的作用不是线性的: 在目前工作岗位上工作

了一年的工人比新进人员的收入回报高 13%。下岗工人的教育水平和他们下岗前所受过的培训都对他们目前的收入影响不显著。党员身份对收入也没有促进作用,但公有制企业的干部或私营企业的管理人员的工资要远高于非干部或非管理人员。将干部或管理人员的作用与企业所有制性质的作用区分开来后(表 6, 模型 5),非私营企业干部与非干部的收入差别依然显著存在,一般来说干部的收入比非干部要高 18%,但私营企业的管理人员与非管理人员之间的收入差距更大:管理人员的收入高出非管理人员 43%。

男性工人的再就业收入远高于女性。在控制了其他变量后,男性工人的收入比女工高 11%(表 6, 模型 4)。收入也取决于周工作时数:周工作时数每多 1 小时,收入增长 0.3%。企业的所有制性质也影响到工人的收入回报:集体企业工人的收入比国有企业的低 19%。

与再就业收入相比,工龄比当前工龄能略为有效地估计工人下岗前的收入(表 7),并且对收入回报的影响是线性的(表 7, 模型 1、3)。

对于下岗前的工作,收入包不包括福利对统计估计没有太大影响(表 7, 模型 1 对比 3, 模型 2 对比 4);或者当使用包括福利的收入回报作为因变量时,选择工龄抑或当前工龄没有带来太大差别(表 7, 模型 3 对比 4)。为了进行比较,下岗前后的收入回报模型应该具有类似的结构,因此我们把包括了福利的收入回报作为因变量,并在两个有关工作经验的变量中选择当前工龄(表 7, 模型 4)。

人力资本对下岗前的收入回报具有重要的影响:教育和职业培训可以增加收入。对比只接受过初中及以下水平教育的工人,受过高中水平教育的工人的工资要高出 4%,而受过大专及以上教育的工人的工资要高出 14%。接受过在职培训的工人的工资比未受过任何培训的工人高 4%,但全日制培训对收入没有显著影响。

政治资本也显著影响着工人下岗前的收入,政治资本越多,收入越高。在控制了其他变量的影响后,党员的收入比非党员高 7%,而干部与非干部间的收入差距在下岗前后是近似的:干部的收入比非干部的高 17%。集体企业工人比国有企业工人的收入低 16%。

因此,假设 3 的一部分,即工人再就业之后的人力资本回报增加,被拒绝了。但假设所提到的,对工人下岗前所积累的工作经验和获得的职业技能的回报在再就业之后降低,却被证实了。比较工人下岗前后的收入,一方面人力资本和政治资本的作用弱化;另一方面,性别、

当前工龄、工作量(周工作时数)以及企业所有制性质所带来的收入差异在再就业之后强化了。

下岗前后不同的收入回报机制或许可以部分解释为什么工人不是主动选择,而是要等到被迫下岗时才被动地离开企业。

首先,下岗后的福利要明显低于下岗前:下岗前工人平均每月可以获得 76 元的福利,占收入的 15%;再就业后他们平均每月得到 38 元的福利,占总收入的 6%。样本中 72%的下岗工人下岗前有企业购买的医疗保险,84%有养老保险,43%有失业保险。但下岗后,只有 37%的工人有养老保险,43%的有养老保险,26%的有失业保险。

第二,再就业后的收入更多地依赖于当前工龄、性别和企业所有制类型。年轻工人和男性工人更具优势;收入不仅与教育水平无关,也基本上与下岗前所积累的工作经验和接受的职业培训无关。另外,下岗之后所找到的工作也比下岗前更繁重,比如,周工作时数对再就业后收入的影响更大,有超过 40%的工人是按件计酬或按时计酬,而下岗前这一比例只有 12%,这意味着下岗工人不得不与刚刚进入劳动力市场的、体力更好的年轻人竞争。因此,许多下岗工人对下岗很懊悔。调查中工人被问到对下岗的看法时,只有 26%的工人回答他们不介意下岗(不包括内退),37%的人回答他们可以接受内退,还有 37%的工人说他们宁愿在相同的劳动强度下减薪也不愿意下岗。工人的看法与年龄有很大关系:43%的 35 岁以下的工人、21%的 36—45 岁的工人以及 14%的 45 岁以上的工人回答说他们不介意下岗。

对再就业之后收入回报的分析重申了前面的发现,即再就业的工人很可能是受雇于技术含量相对较低的工作,因为他们的人力资本和工作经验在他们的就业和报酬方面都没有显著的影响。

## 七、结 论

本文使用定量研究方法检验了人力资本和政治资本对工人就业与收入的影响,分析了这些影响是如何因企业类型不同而各异。研究发现:人力资本和政治资本都是决定是否下岗的重要因素,拥有更多人力资本或政治资本的工人下岗的概率也低,这部分发现与其他研究者就转型经济的收入分配问题所提出的“制度的顽固性”观点(Zhou, 2000)



相一致。然而,无论是市场转型理论还是“制度的顽固性”观点在预测工人再就业方面都是失效的。工人的人力资本对他们再就业的作用有限,而政治资本没有作用。当然,这很可能是因为下岗工人是城市劳动力的一个特殊组成部分,下岗工人所获得的工作很可能处于劳动力市场特殊的一端,对工人下岗前后收入回报的比较也发现下岗之后的工作主要集中于只要求基本技能的工作,人力资本和政治资本对再就业之后的收入都只有有限的影响。

本文的分析也表明,旧有的企业等级制对工人下岗或再就业不再有显著作用。当控制了其他变量之后,曾处于优势地位的企业工人,比如国有企业或大中型企业的工人,并未得到更多的免于下岗的保护或者更多的再就业机会。企业的级别和规模在很大程度上也丧失了对工人收入的影响,取而代之的是,企业的市场效益成为影响工人下岗或当前收入的关键因素。

除人力资本和政治资本外,年龄和性别也成为重要的,有时甚至成为比人力资本和政治资本还重要的影响工人就业和收入的因素。年龄大的工人和女工更有可能下岗,尽管我们并未发现男性工人在再就业方面比女性更有优势,但女性在再就业之后的收入却远远低于男性。这些结果在某种程度上与阿普莱顿等的发现(Appleton et al., 2001)相吻合。他们发现,基于性别的收入差异在增加。其他学者(Liu et al., 2000)也证实,经济改革增大了性别之间的收入差异。因此,城市劳动力市场,至少是向下岗工人开放的劳动力市场,或许正在出现一种新的、基于系统性歧视或者更精确地说雇佣者歧视的区隔,即由于制度性原因或者雇佣者的偏好,具有相同劳动生产率但不同性别的工人在求职、工作分派以及劳动收入方面面临着不同的待遇,而这很可能与国家对企业控制权力的下降以及企业自主权的增加有关。

总之,在探讨下岗工人的就业和收入的决定因素中,我们并未发现市场转型理论所预期的结果,政治资本和人力资本对工人是否下岗的影响作用几乎难分伯仲,而在对工人的再就业及再就业收入的影响上却又双双失效。<sup>①</sup>但是,由于我们的研究是一个横切面(cross sectional)的,未能跟踪政治资本与人力资本的作用在一定时期内的相对变化;并且下岗工人所涉及的是国有企业和一部分集体企业,这些企业大多属

<sup>①</sup> 如果不考虑干部身份的话,因为样本中的干部并未区分党务和管理干部。

染力会越来越大,每个人会越来越激动,他们发起集体行动或社会运动的可能性也就越来越大。但是,奥尔森的理论却告诉我们:群体中的人越多,每个人参加集体行动的可能性就越小。

奥尔森在他的书中提出了一系列解决搭便车困境的途径。其基本思路是,集体行动所追求的目标是公共物品,而公共物品所提供的只是一种集体性激励(collective incentive),既然集体性激励不足以让一个理性的人为了获取某一公共物品而奋斗,那么选择性激励(selective incentive)就很有必要。所谓选择性激励就是,如果你不参加某一集体行动就不能得到或将失去东西。奥尔森所提出的选择性激励有三种。

其一可概括为“小组织原理”。当一个组织或社会网络的成员较少时,其中某一成员是否加入对集体行动的成败会有很大的影响。同时,由于组织或社会网络的成员不多,大家对某个成员是否参加了某一行动心里都很清楚。如果一个成员没有参加该集体行动,那么他就不能获得该组织或网络向那些积极参加组织活动的人提供的种种奖励,甚至会在该组织中被边缘化。

其二可称为“组织结构原理”。该原理的核心思想是,一个组织如果很大,那就必须分层;就像党组织一样从中央到地方,从党委到总支再到支部,一层层地分,到最后的支部一级,成员数量就很有限了。这样,在每个基层组织中,成员就能相互监督,是否参加集体行动与个人利益也能较好地挂钩。这实际上是回到了前面的“小组织原理”。

第三可概括为“不平等原理”。简单地说就是,组织内部在权力、利益、贡献和分配上都不能搞平均主义。这样,一个人在组织中所获的权力和荣誉就有可能成为促使其为组织多做贡献的选择性激励机制。一个人如果能够独立为某组织取得某一公共物品提供一笔关键的资金并从中获取荣誉,那么这个人就有可能独自为某一事业做出贡献。中国大学中随处可见的邵逸夫楼、李嘉诚基金、光华学院等等就是例子。

奥尔森可能没有完全意识到,他的三个解决搭便车困境的方法实际上都是从组织角度入手的。奥尔森告诉我们,如果要获取公共物品的话,我们必须有组织并且必须使该组织中有些成员享有更大的权力和荣誉;特别是,当组织规模很大时,该组织内部还必须分层分工,以使组织内部的每个分支结构都符合小组织原理。因此,从某种意义上来说,搭便车理论就是一种组织理论。奥尔森的这些解决搭便车困境的方法背后有着很强的精英政治观点。在一定程度上,他的理论印证了