

# 中国城镇就业所有制结构的演变： 1988—2000年

李 荻 张俊森 赵耀辉\*

**摘 要** 改革以来,国有部门在城镇就业中所占的比重有了大幅度下降,但在持有本地城市户口的居民中,国有部门就业的比重一直比较高。我们把职工在国有部门就业分解为两方面选择的结果,一个是职工对国有部门的偏好,另一个是国有部门的准入。使用1988年到2000年中国城镇居民住户调查6省的数据,我们联立地估计了这两方面的行为。估计结果表明,在20世纪90年代,城市居民对国有部门的偏好有所降低,但是平均而言仍然保持比较高的水平;国有部门的准入限制在20世纪90年代初期有一定程度的放松,虽然在90年代中期职工大规模下岗期间,这种趋势有些反复,但是下岗高峰期过后,国有部门又放松了准入。在90年代初期国有部门就业比例的上升,主要是国有部门准入放松的结果;在90年代后期国有部门就业比例的下降,则主要是居民对国有部门偏好有所下降的结果。进一步地对工资部门差别的分析,发现国有部门的工资持续地高于非国有部门的工资,这在一定程度上解释了90年代城镇居民与国有部门之间粘连的原因。本文的发现说明,降低国有部门的工资升水,可以使国有部门的改革更加顺利。

**关键词** 劳动力市场分割, 联立部门选择方程, 工资差别

## 一、导 言

自从改革开放以来,我国城镇劳动力市场经历了根本性的变革。在计划经济体制下,劳动力的分配全部依靠行政部门,工资也是政府决定的。而今天,劳动力几乎完全由市场分配,政府对于企业界工资制定的干预也大大减少了。转型的一个结果是就业结构的巨大变化,其中最突出的是就业所有制结构的变化。

表1描述了改革以来我国城镇劳动力就业在各个所有制部门分布的变化。可以看到,在改革初期的20世纪70年代末,我国城镇就业的主要部门是国有企业,占有职工的四分之三以上,其余不到四分之一的职工几乎全部在城镇集体企业工作。在20世纪80年代初期,开始出现从事个体经营的人员,

\* 李荻,美国密执安大学经济系;张俊森,香港中文大学经济系;赵耀辉,北京大学中国经济研究中心。  
通讯作者及地址:赵耀辉,北京大学中国经济研究中心,100871;电话:(010)62754803;E-mail:yhzhaoccer.pku.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金委员会与香港研究资助局联合科研资助基金对此课题的资助。

他们的比例稳步上升,在1999年超过了14%。私营企业就业在20世纪90年代才在数据中显示出来,但是比例上升很快,在2000年接近8%,之后增长更快,每年上升2—3个百分点,到2003年达到了16%。相应地,纯粹国有企业的就业比重在20世纪90年代以来大幅度下降,到2000年降到了55%,到2003年进一步降低到44%;而纯粹的集体企业的就业份额则从改革初期的四分之一降到了2000年的9%,2003年进一步降低到7%。公有制部门就业的比例从100%降到了近50%,这是我国劳动力市场在改革以来发生的最为重要的变化,而关键性的变化发生在90年代。90年代以来劳动力市场的另外一个基本变化是所有制的表现形式更为多样化:有限责任公司、股份有限公司、外商投资企业和股份合作企业成为劳动力市场上重要的职位来源。

表1 中国城镇就业所有制结构—官方统计

单位:%

	国有独资	城镇集体	股份合作	联营	有限责任 公司	股份有限 公司	私营企业	外商投资	个体工商 户
1978	78	22	0	0	0	0	0	0	0
1980	76	23	0	0	0	0	0	0	1
1985	70	26	0	0	0	0	0	0	4
1989	70	24	0	1	0	0	0	0	5
1990	70.1	24.1	0	1.1	0	0	0	0	4.6
1991	70.1	24.1	0	0	0	0	0	1.1	4.6
1992	70.1	23	0	0	0	0	1.15	1.1	4.6
1993	68.2	21.6	0	0	0	1.1	1.14	2.3	5.68
1994	65.9	19.8	0	0	0	2.2	2.2	2.2	7.69
1995	64.1	18.5	0	0	0	2.2	3.26	3.3	8.7
1996	63.6	17	0	0	0	2.3	3.41	3.4	10.2
1997	62.4	16.5	0	0	0	2.4	4.71	3.5	10.6
1998	56.8	12.2	1.35	0	2.7	2.7	6.76	4.1	13.5
1999	53.5	11.3	1.41	0	4.2	2.8	7.04	4.2	15.5
2000	54.7	9.38	1.56	0	4.7	3.1	7.81	4.7	14.1
2001	51.6	8.06	1.61	0	6.5	3.2	9.68	4.8	14.5
2002	47.5	8.2	1.64	0	6.6	3.3	13.1	4.9	14.8
2003	44.3	6.56	1.64	0	8.2	3.3	16.4	4.9	14.8

数据来源:根据国家统计局《中国劳动统计年鉴》1978—2003年数据计算。

就业结构变化背后的驱动力可能是多方面的,有的变化纯粹是企业变更所有制,对工人的影响比较小,但是更多的情形可能牵涉到劳动力的流动,或者是职工主动“下海”,或者是被动地“下岗”。在90年代中期,城镇国有企业职工大规模下岗,就是该调整过程比较痛苦的一幕。那么,在城镇劳动力从国有单位向非国有单位的转型过程中,有多少是由于职工主动地选择,有多少是被动地接受?对这个问题的回答有助于理解我国劳动力市场转型的

过程是如何发生的，并且帮助我们思考下一步的转型怎样进行才可以更加顺利。

从表 1 中我们看到，劳动力部门结构的变化主要发生在 90 年代，因此我们把注意力放在这一时期。另外，为了简化分析，我们把所有部门分为两类：国有部门和非国有部门。国有部门只包括纯粹全民所有制企事业单位，其他都属于非国有部门。这样分类的意义在于，一方面，我国所有制改革的主要目标是缩小纯粹全民所有制的部门；另一方面，构成国家“包袱”的部门也主要是由于历史原因而遗留下的全民所有制企业。纯粹的国有部门，是利益和责任都全部属于国家的部门，因此当其职工要求国家保护或者照顾时，国家最难以推脱。城镇集体单位虽然也隶属于政府单位或者国有企业，但是其预算约束则紧得多。其他混合所有制部门，如有限责任公司、股份有限公司、外商投资企业等，虽然它们可能产生于国有企业和集体企业，但是政府对它们承担的责任小得多。

我们在本文中将使用 1988—2000 年城市住户调查的数据，分析职工在国有部门和非国有部门之间就业的决定因素，我们把最终的就业结果区分为两种力量的综合，即工人自己的选择意愿以及国有部门对他们是否接纳，并且试图把双方的重要性量化，以揭示 90 年代职工就业结构变化的因素。文章结构如下：第二部分介绍文中使用的数据和数据中的基本统计量。第三部分介绍理论模型、计量模型和识别策略。第四部分报告部门选择模型估计的结果。第五部分估计国有部门与非国有部门工资差距，以进一步揭示国有部门就业变化的原因。第六部分总结全文。

## 二、数据和基本统计量

本文所使用的数据是中国国家统计局 1988 至 2000 年城市住户调查中 6 个省（直辖市）的样本。这 6 个省（直辖市）包括北京、辽宁、浙江、广东、陕西和四川。遵从本文的研究目的，我们选择了在劳动力年龄内（男 16 岁至 60 岁，女性 16 岁至 55 岁），有劳动能力并且正在从事就业的样本，删除了退休后再就业人员。这样下来每年有 6600 个劳动者的样本。各年数据的地区构成参见表 2。

样本中所有制的分布见表 3。在样本中，全民所有制单位职工的比例从 1988 年的 73.5% 下降到了 2000 年的 70.3%；而城镇集体单位职工的比例从 1988 年的 24.5% 下降到了 2000 年的 11.6%。注意这两个部门就业比重的下降均比表 1 中所报告的少了很多，而私营企业和个体所有制部门就业的比例的上升则少了很多。这可能主要是因为住户调查的样本只包括具有当地城市户口的住户，而官方统计包含了流动人口。这说明城镇非国有部门的兴起，主要得益于不具有当地户口的职工的劳动力供给，而本地户口的城市职工仍

然主要在国有部门就业。<sup>1</sup>

表2 样本分布

	全部	北京	辽宁	浙江	广东	陕西	四川
1988	6195	314	1431	878	1224	788	1560
1989	5756	165	1447	840	1374	962	968
1990	6289	342	1424	942	1168	967	1446
1991	6317	177	1468	936	1235	925	1576
1992	8003	946	1931	1054	1213	847	2012
1993	7162	929	1929	1026	1170	831	1277
1994	6942	879	1858	974	1162	812	1257
1995	7071	855	1920	975	1180	850	1291
1996	6888	827	1816	950	1205	779	1311
1997	6982	774	1819	995	1210	834	1350
1998	6740	761	1741	967	1188	807	1276
1999	6532	774	1645	946	1154	771	1242
2000	6705	783	1628	859	1126	697	1612

数据来源:城镇住户调查。

表3 样本所有制结构(%)

	全民所有制单位	集体所有制单位	私营企业	其他所有制职工	个体所有制和私营业主
1988	73.5	24.5	0.4	0.53	1.1
1989	74.5	23.3	0.6	0.54	1.08
1990	75.3	22.4	0.6	0.56	1.08
1991	75.9	21.7	0.6	0.63	1.22
1992	76.4	20.3	0.8	1.55	1.01
1993	75.7	20.2	0.9	1.93	1.23
1994	76.5	17.9	1.1	3.37	1.18
1995	77.8	15.8	1.1	3.95	1.36
1996	77.6	15.4	1.4	4.14	1.44
1997	76.2	15.3	1.4	5.06	2.08
1998	75.4	14.6	1.8	5.71	2.54
1999	72.0	14.2	2.8	8.13	2.94
2000	70.3	11.6	4.4	10.0	3.68

数据来源:城镇住户调查。

由于自我雇佣行为的选择比部门的选择更复杂,并且他们的收入数据准确性比较差,因此我们在分析中去除了自我雇佣的个人样本(包括私营企业雇主)。

表4报告了1988年和2000年样本的统计量。从收入看,1988年,国有部门职工的工资比非国有部门工资高3%,2000年这一差距扩大到了6%。如果两部门职工的其他个人特征相同,那么这个差距就直接说明国有部门具有工资优势。但是,我们可以看出,国有部门职工的个人素质也相对较高。首先,国有部门职工的受教育程度明显高于非国有部门职工。我们将教育水平

<sup>1</sup> 还有一种可能,就是城市住户调查在20世纪90年代以来越来越多地抽取了国有企业和城镇集体企业单位的职工家庭。这种可能性不大,原因是住户调查不是从企业抽样,而是根据住户的居住地点抽样。即使抽样的代表性有问题,也不影响我们的分析,因为我们的目的不主要是用该数据描述所有制的部门分布,而是分析影响部门选择的背后的原因。

分为六个层次——大专及其以上、中专、高中、初中、小学以及小学以下。从表中可以清楚地看到，1988年，具有大专及以上学历的职工在国有部门占16%，而在非国有部门中只占2%，差14个百分点；2000年两个部门中教育程度均有所提高，分别达到了32%和16%，但是差别仍然有16个百分点。中专教育在两个部门中的差距也很大。1988年，教育程度在初中及其以下的职工，在国有部门占46%，而在非国有部门占74%。2000年教育程度的差别虽然有所缩小，但是非国有企业职工的教育程度明显高的状况并没有改变。

表4 样本统计量描述，1988年和2000年

年份	国有部门		非国有部门	
	1988	2000	1988	2000
对数工资	7.466 (0.494)	8.100 (0.786)	7.162 (0.624)	7.551 (0.961)
性别(男性=1)	0.566 (0.496)	0.565 (0.496)	0.350 (0.477)	0.463 (0.499)
潜在工作经验(年)	19.185 (9.803)	21.803 (9.476)	14.343 (8.558)	19.055 (10.129)
大专及以上(%)	0.156 (0.363)	0.324 (0.468)	0.020 (0.141)	0.163 (0.370)
中专(%)	0.148 (0.355)	0.144 (0.351)	0.024 (0.153)	0.084 (0.278)
高中(%)	0.236 (0.425)	0.278 (0.448)	0.215 (0.411)	0.333 (0.471)
初中(%)	0.368 (0.482)	0.230 (0.421)	0.566 (0.496)	0.358 (0.480)
小学(%)	0.090 (0.286)	0.024 (0.154)	0.162 (0.369)	0.060 (0.237)
小学以下(%)	0.003 (0.053)	0.000 (0.015)	0.013 (0.115)	0.002 (0.041)
户主身份(%)	0.465 (0.499)	0.484 (0.500)	0.347 (0.476)	0.356 (0.479)
非劳动收入/100	2.448 (3.688)	1.535 (8.439)	2.203 (2.777)	1.132 (5.809)
北京	0.058 (0.234)	0.132 (0.339)	0.034 (0.182)	0.088 (0.284)
辽宁	0.214 (0.410)	0.232 (0.422)	0.284 (0.451)	0.282 (0.450)
浙江	0.124 (0.330)	0.101 (0.301)	0.184 (0.387)	0.191 (0.393)
广东	0.198 (0.399)	0.158 (0.365)	0.187 (0.390)	0.202 (0.402)
陕西	0.149 (0.356)	0.12 (0.325)	0.073 (0.260)	0.062 (0.241)
四川	0.257 (0.437)	0.258 (0.437)	0.238 (0.426)	0.175 (0.380)
第一产业(%)	0.416 (0.493)	0.417 (0.493)	0.623 (0.485)	0.474 (0.499)
N	4576	4716	1579	1742

注意：括号中为相应变量的标准误差。

数据来源：城镇住户调查。

其次,在潜在工作经验上,国有部门比非国有部门高,在1988年二者的差距是5年,在2000年,差距缩小到了3年。<sup>2</sup>我们还看到,在国有部门就业的职工中男性比例远高于非国有部门,1988年和2000年,国有部门的男性比例都是57%,而非国有部门中的男性在1988年是36%,在2000年虽然显著提高,但是仍然比国有部门低11个百分点。另外,国有部门在地区之间的分布也有不同。如果国有部门较多地分布在低收入地区,那么部门收入差距就可能低估。

我们在表中还报告了另外两个变量的统计量,它们并不影响工资,但是在后面部门就业的分析中 useful。在家庭中为户主的人在国有部门中的比例较高,为47%—48%,而在非国有部门中这一比例低约12个百分点。两个部门的工人所拥有的非劳动收入也有差距。1988年,国有部门职工的非劳动收入要比非国有部门职工高11%,而2000年这一差距扩大到了36%。

### 三、理论框架、计量模型与识别策略

从表4中,我们大致看出,在数据期间,国有部门职工的收入比较高,但是个人素质也比较高。在随后的分析中(第5部分)我们将得到一个结论,即在控制个人素质、地区差别等因素后,国有部门确实存在工资升水。在这种情形下,人们在国有部门的就业意愿应该更高,但是国有部门可以满足这个意愿,也可以不满足。最终的结果应该取决于职工个人的偏好和部门的选择。

假设经济中有两个经济部门:国有部门和非国有部门。非国有部门的工资是由市场供求决定的均衡水平,劳动者进入没有额外的障碍;国有部门的平均工资比较高,愿意进入的人多于职位的供给,因此政府对职位进行配给。

并不是每个人都偏好国有部门,比如,Zhao(2002)比较了国有部门与外资企业的工资,发现教育程度最高的人群在外资企业工资高,而其他工人在国有部门工资更高。在实践中我们也看到有很多人自愿放弃国有单位的工作而“下海”,因此,就业的最终结果并不是全部由政府决定,个人的选择仍然有意义。

#### (一) 个人偏好

我们假定个人的部门选择取决于他从哪个部门得到的效用更大。如果个人*i*在部门*j*(*j*=1:国有部门,*j*=2:非国有部门)工作,那么他的效用最大化问题可以表示为

$$\begin{aligned} V_{ij} &= \max_{c_{ij}, l_{ij}} U(c_{ij}, l_{ij} \mid x_j) \\ \text{s. t.} \quad & p \cdot c_{ij} + w_{ij} l_{ij} \leq w_{ij} T + N_i, \end{aligned}$$

<sup>2</sup> 潜在工作经验定义为年龄—上学年限—6。

其中,  $c_{ij}$  代表消费量,  $p$  为消费品价格,  $l_{ij}$  代表休闲时间,  $w_{ij}$  为工资,  $T$  为时间禀赋,  $N_i$  为非劳动所得,  $x_i$  为影响个人偏好的个人特征。

个人  $i$  在部门  $j$  能够获得的最大效用可以表示为间接效用函数  $V_{ij}(x_i, w_{ij}, N_i, T, p)$ 。当  $V_{i1} > V_{i2}$  时, 个人偏好国有部门, 反之则偏好非国有部门。

假设工资方程为

$$w_{ij} = f_j(x_{1i}, z_i),$$

其中,  $x_{1i}$  为影响工资的个人特征,  $z_i$  是其他控制变量。将工资方程带入间接效用函数中可以将其简化。进一步地, 假定个人在时间禀赋 ( $T$ ) 和产品价格 ( $p$ ) 上没有差别, 因此可以将它们从间接效用函数中省略掉。令  $w_i = [x_i, x_{1i}]$ , 间接效用函数可以化简为  $V_{ij}(w_i, N_i, z_i)$ 。

将  $V_{ij}$  的对数值做线性展开得到

$$\ln V_{ij} = \beta_{0j} + w_i' \beta_{1j} + \beta_{2j} N_i + z_i' \beta_{3j} + e_{ij},$$

其中,  $j=1, 2$ 。记

$$\begin{aligned} y_i^* &= \ln V_{i1} - \ln V_{i2} \\ &= \beta_{01} - \beta_{02} + w_i' (\beta_{11} - \beta_{12}) + (\beta_{21} - \beta_{22}) N_i \\ &\quad + z_i' (\beta_{31} - \beta_{32}) + e_{i1} - e_{i2}. \end{aligned}$$

将上式重新写为

$$y_i^* = \beta_0 + w_i' \beta_1 + \beta_2 N_i + z_i' \beta_3 + \epsilon_{i1}. \quad (1)$$

当  $y_i^* > 0$  时, 个人偏好国有部门。

## (二) 部门配给

由于国有部门的工资优势, 偏好国有部门的工人多于职位的供给, 因此需要对职位进行配给, 而配给是以城市为基础进行的。假设这个机制是这样运行的: 国有部门给每一个潜在的申请者分配一个分数, 打分的基础是基于两个方面的考虑: 该潜在申请者能够给国有部门带来的价值以及该城市国有部门岗位的相对数量。一个工人  $i$  能够为国有部门创造的价值可以表示为  $v(x_{2i}, q_{1i})$ , 其中  $x_{2i}$  是表示影响个人在国有部门生产率大小的个人特征,  $q_{1i}$  是对职工生产率产生影响的国有部门的地区特征。一个城市国有部门岗位数量的多少表示为对工人生产率进行折扣以后确定分数, 岗位数量越少, 折扣越大。该折扣率写为  $d(q_{2i})$ , 其中  $q_{2i}$  代表国有部门在该城市繁荣程度的度量。因此, 个人得到的分数为

$$s_i = v(x_{2i}, q_{1i}) \cdot d(q_{2i}).$$

当  $s_i$  大于某个确定的值  $t$  时 (我们把  $t$  标准化为 0), 个人  $i$  便可以得到国有部门的工作。

在实证模型中, 令  $q_i = [q_{1i}, q_{2i}]$ , 将打分函数写成如下形式:

$$s_i = \alpha_0 + X_{2i}' \alpha_1 + q_i' \alpha_2 + \epsilon_{i2}, \quad (2)$$

当  $s_i > 0$  时, 国有部门愿意录用职工  $i$ 。

### (三) 估计和识别策略

到目前为止, 这一经济中存在着两个决策者, 而最后的结果取决于他们分别的决策。这个问题的主要困难在于通常我们无法观察各自决策的结果, 只能看到最终的结果。也就是说, 我们不仅看不到  $y_i^*$  和  $s_i$  的数值, 甚至无法看到  $y_i^*$  和  $s_i$  是否大于零。这一困难在计量技术中通常被称为“部分可观察性”。

在早期的研究中, 遇到类似的问题, 基本上都是通过某种形式的简化将该困难绕开。例如 Lee (1978) 在研究工会问题时, 就将工会的选择简化为个人选择的某种成本, 进而把一个双向选择的问题简化为一个个人选择的单一决策主体问题。对这一问题的直接研究开始于 Poirier (1980), 他在其文章中首次提出并讨论了存在部分可观察性时的估计和识别。在随后的一些研究中, 例如 Blundell 和 Meghir (1987) 以及 Meng 和 Schmidt (1985), 计量经济学家们进一步应用和分析了存在部分可观察性的问题。

估计的方法如下:

如果  $y_i^* > 0$  和  $s_i > 0$  同时成立, 记  $y_i = 1$ ; 否则, 记  $y_i = 0$ 。进一步, 假设  $\epsilon_{i1}$  和  $\epsilon_{i2}$  联合服从相关系数为  $\rho$  的二元标准正态分布。即

$$\begin{pmatrix} \epsilon_{i1} \\ \epsilon_{i2} \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma_\epsilon),$$

其中,<sup>3</sup>

$$\Sigma_\epsilon = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

这样, 等式 (1) 和等式 (2) 就可以通过最大似然估计联合估计了。而对相应的对数似然函数为:

$$\ln L(\theta | y, R) = \sum_{i=1}^n \{ y_i \cdot \ln \Phi^b(m_{i1}, m_{i2}; \rho) + (1 - y_i) \cdot \ln [1 - \Phi^b(m_{i1}, m_{i2}; \rho)] \},$$

其中,  $\Phi^b(\cdot, \cdot; \cdot)$  表示二元标准正态分布的累计分布函数;  $\theta$  为参数向量, 即  $\theta' = (\beta', \alpha', \rho)$ ; 矩阵  $R$  为所有外生变量的组合; 而

$$m_{i1} = \beta_0 + w_i' \beta_1 + \beta_2 N_i + z_i' \beta_3,$$

$$m_{i2} = \alpha_0 + x_{2i}' \alpha_1 + q_i' \alpha_2.$$

通过最大化这一对数似然函数, 可以一致地估计出参数向量。

在估计这个双向选择模型中, 主要的困难在于参数的识别。因为我们只能观察到某个人最终进入的部门是什么, 因此若想把两个模型(个人选择模

<sup>3</sup> 这里暗含了一个假设, 即将  $\epsilon_{ij}$  的标准差标准化为 1。



型和国有部门准入模型)中的参数都识别出来,需要一定的条件。最低的要求是其中一个选择方程中包含有至少一个另外一个选择方程中没有包含的变量(Poirier, 1980, Meng 和 Schmidt, 1985)。具体到我们的问题,识别策略就是要找到某些变量,它们影响个人对于部门的偏好,但是不影响国有部门的准入决策;或者找到一些变量,影响国有部门的准入决策,但是不影响个人的部门偏好。

对于个人偏好,一个可能的识别变量是非劳动收入。在理论模型中,我们看到非劳动收入会进入个人的间接效用函数,从而影响对部门的偏好。影响的途径可能是通过影响风险承受能力,因为国有部门与非国有部门的收入的稳定性和失业的风险不同。但是,我们没有理由认为国有部门在决定是否雇佣一个职工时考虑他的非劳动收入的多少。

另外一个可能识别个人偏好的变量是个人是否为户主。在我国,因为户籍所在地通常是单位小区的派出所,因此户主一般是从单位分到住房的家庭成员,他们为了保护住房的权利,不会轻易离开国有部门。另外,由于国有部门为员工提供比较多的福利(如子女上学、医疗、取暖等),对家庭承担主要责任的户主更不会轻易放弃国有部门。但是,从部门准入来看,个人在家庭中的地位不会影响到国有部门对其所作的准入决策。

还有一个变量有助于识别个人的部门偏好,即经验的平方项。在工资决定方程中,由于在职培训的发生随年龄递减,因此工作经验对收入的影响是非线性的。经验的平方项由此进入个人的部门偏好中,但是没有相关的理论可以说明个人工作经验对于部门准入也有非线性的关系。

在实证模型中,只要以上三个变量任何一个或者联合起来能够识别个人偏好就可以。

在国有部门的准入决策行为中,可能的识别变量需要只影响准入决策,不影响个人偏好。我们选取的变量为“该城市退休人员与在职人员的比例”。在退休人员负担重的地区,政府的财政较多地花费在退休金上面,能够支持国有企业的补贴就会减少,因此国有单位的岗位数量会减少,从而进入当地国有部门就会更困难一些。由于这一比例不直接影响个人的部门偏好,因此,城市退休在职比例可以用于识别国有部门的准入决策。1988年,我们的样本包括了38个城市,退休在职比为13.6%,2000年的城市个数为45个,退休在职比上升到了32.9%。可以判断,由于退休在职比的上升,进入国有部门会面临更大的障碍。

#### 四、估计结果

在联合估计职工部门偏好和国有部门的准入模型之前,我们先报告不区分个人选择和部门准入,而是总体地刻画国有部门就业决定的模型估计结果,

这可以用来与现有的文献进行比较。在表5中我们略去了估计系数,只报告自变量对国有部门就业概率影响的边际效应。对于连续变量,边际效应定义在各个变量均值处;对于虚拟变量,边际效应定义为从该变量从0变为1时对国有部门就业概率的影响。从表中可以看出,相对于女性,男性在国有部门就业的可能性更高。给定其他变量,1988年,男性在国有部门就业的概率比女性高8.6个百分点,2000年这个差别为4.3个百分点。户主地位对一个典型城镇居民在国有部门就业概率的影响在1988年不显著;在2000年,该变量的影响显著为正,给定其他条件,一个人如果是户主,其在国有部门就业的概率会增加3.3个百分点。非劳动收入对城镇居民在国有部门就业的概率始终没有太明显的影响。

表5 城镇居民国有部门就业模型(国有部门=1)

	1988		2000	
	边际效应	变量均值	边际效应	变量均值
男性	0.086**** (0.012)	0.510	0.043**** (0.011)	0.538
户主	0.000 (0.000)	0.435	0.033*** (0.011)	0.449
非劳动收入/100	0.000 (0.000)	2.385	0.001 (0.001)	1.427
经验	0.004**** (0.001)	17.943	0.005** (0.002)	21.062
经验平方/100	0.000 (0.001)	4.166	0.000 (0.006)	5.383
大专及其以上	0.175**** (0.012)	0.121	0.207**** (0.032)	0.280
中专	0.170**** (0.012)	0.116	0.157**** (0.023)	0.128
高中	0.096**** (0.016)	0.231	0.139**** (0.023)	0.293
初中	0.056**** (0.017)	0.418	0.086**** (0.020)	0.265
第一产业	-0.109**** (0.013)	0.469	-0.071**** (0.016)	0.432
退休在职比	-0.051 (0.074)	0.138	-0.120* (0.071)	0.328
省虚拟变量	有		有	
估计的国有部门就业概率(%)	83.87		84.58	

注意:

1. 小括号中为标准差;
2. 星号从1到4分别表示10%、5%、1%和0.1%的置信度;
3. 连续变量是在变量均值处定义边际效应,离散变量的边际效应指给定其他变量,其由0变为1造成的概率变化。

经验和教育对城镇居民在国有部门就业概率的影响都是正的,特别是教育程度。这种正向的影响一方面可能来自于个人偏好,另一方面也可能缘于

国有部门的选择机制，即国有部门更可能选择具有较高学历和较多经验的人。

城市层次的退休在职比，正如我们所预期的那样，对城镇居民在国有部门中就业的概率起了负的影响。1988年，给定其他条件不变，如果一个人所居住的城市的退休在职比增加一个百分点，他最终在国有部门中就业的概率将下降0.05个百分点，不过这个边际效应在统计上并不显著。到了2000年，对应的弹性有了大幅度的增加，如果退休在职比增大1个百分点，那么一个人在国有部门就业的概率会下降0.12个百分点，而且这个效果在10%的置信度上显著。

在样本均值处，可以估计当年的一个典型城镇居民在国有部门就业的概率，这个概率在1988年是83.87%，到了2000年是84.58%。当然这些概率明显地高于样本分布所表现的概率。这是因为样本分布所反映的是个人在国有部门就业概率的期望，而这里所估计的是一个典型个人（也就是样本均值处）在国有部门就业的概率。在此处正态分布累积分布函数呈现出凹性，因此必然有前者小于后者。

我们主要的工作是使用最大似然法联合估计职工部门偏好和国有部门的准入模型。我们用1988—2000年每年的数据都做了估计，但是由于篇幅的限制，在表6中我们只报告1988年和2000年的估计结果。

从个人偏好来看，男性比女性更偏好国有部门，这在所有年限都是如此。教育程度较高的人也偏好国有部门，这在所有年限也都一样。潜在工作年限对国有部门偏好的影响不是线性的关系。在1988年，当工龄很低时，随着工龄提高人们更偏好非国有部门，而工龄很高时，随着工龄增加人们更偏好国有部门；在平均工龄水平上，随着工龄提高，人们更偏好于国有部门。在2000年，工龄对人们部门偏好的影响已经淡化了。这可能说明用工龄的二次项来识别个人的部门偏好在数据的早期是比较成功的。

户主地位对个人偏好的影响在早期和后期也不相同。在1988年，给定其他变量，户主与非户主家庭成员相比，比较倾向于在非国有部门就业，这个效应仅在10%的置信度上显著。这种状况只在数据的前几年存在，到了90年代早期及之后，户主比较明显地偏好国有部门。这可能说明户主地位对个人部门偏好的识别，在数据的后期是比较成功的。

非劳动收入对个人偏好的影响在数据的期间比较缺乏一致性，虽然从1988年和2000年前后两年的结果看来是正的，但是在90年代中的一段时间（1992到1997年），它的影响是负的。上文也已经提到，这个变量对个人偏好的影响机制是比较复杂的，最终的结果是很多机制的综合。所以，它们的影响表现出一定的变动也很自然。

从国有部门准入模型来看，故事相对简单一些，对于我们关心的变量，1988年和2000年所反映出来的情况大致相同。男性更容易进入国有部门，虽

然到了2000年,这种优势不是特别明显。潜在工龄更高的个人越容易进入或者留在国有部门。教育程度越高,进入国有部门越容易。

在国有部门准入方程中,城市层次的退休在职比是作为一个识别变量出现的。它的表现与预期的相同。越高的退休在职比意味着国有部门承担的负担越重,能够录用或者保留的国有部门的工作岗位越少,因此给定其他条件,个人进入或者留任的可能性越低。在所有年份的估计中,这个变量的系数都是负的,仅仅在1988年其显著性较差。

关于个人选择方程的识别,识别策略的一个基本要求是这些用于识别的排除变量在各自的方程中不能是多余的,也就是要求它们联合显著。在个人选择方程中,户主地位、非劳动收入和经验的平方项是三个识别变量,联合显著性检验的结果表明这些排除变量具有高度的联合显著性。因为识别的最低要求是至少一个选择方程中具有显著的排除变量,个人选择方程中的识别变量的显著性已经能够保证整个模型可以识别。再加上国有部门准入方程也在一定程度上能够被识别,因此可以保证整个模型的参数能够得到识别。

在表6中(每一个模型的第3列),我们还报告了个人偏好的边际效应和国有部门准入概率的边际效应。在1988年,各种外生变量对个人偏好国有部门的概率的影响都不明显,所有的边际效应都接近零。2000年,类似的情况也发生在外生变量对国有部门准入概率的影响上,虽然并不是所有的边际效应都接近零,但是它们几乎都不显著。这可能会产生一些理解上的困惑,因为模型参数的估计结果并没有这样的特征。其实这一点是比较容易理解的。一个变量 $x$ 在给定的样本取值处的边际效应可以写为

$$\text{marg}(x | m_{ij}^*) = \phi(m_{ij}^*) \cdot \beta_x, \quad j = 1, 2,$$

其中, $\phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的密度函数, $\beta_x$ 表示该变量的系数。 $\beta_x$ 可以是很显著的,但是如果在给定的样本取值处, $\phi(m_{ij}^*)$ 的值十分接近零,该变量的边际效应也很可能是十分接近零的。从表6中看到的就是这样的情况。1988年,一个典型的城镇居民几乎确定性地偏好国有部门,而到了2000年,国有部门几乎确定地无法强迫职工下岗或者对想进入的职工说不。

这说明,在早期影响城镇居民就业部门分布的主要是国有部门的选择机制,而到了后期,个人的选择成为影响这一分布的最主要的因素。

在个人选择占主导的2000年,表6中所报告的边际效用表明,给定其他条件,男性偏好国有部门的可能性比女性高3.5个百分点,此时作为户主的个人偏好国有部门的概率比其他家庭成员高3.3个百分点,而经验和非劳动收入对其并没有显著的影响。教育程度对个人偏好国有部门的概率的影响非常明显,而且这种影响随着教育层次的上升而增大。

另一方面,1988年,国有部门准许一个男性进入的可能性要比一个女性高8.6个百分点,经验对准入概率的增加只有0.4个百分点,教育同样是对准入决策影响较大的一个因素,而且随着教育层次的上升而增大,而退休在

表 6 城镇居民国有部门就业个人选择与部门准入模型联合估计(国有部门=1)

年份	1988				2000			
	系数	标准差	边际效应	系数	标准差	边际效应	系数	标准差
常数项	0.011	(0.329)	—	0.225	(0.303)	—	0.277	(0.345)
男性	0.282**	(0.144)	0.000	0.170***	(0.056)	0.035***	0.119	(0.082)
户主	-0.244*	(0.128)	0.000	0.164***	(0.051)	0.033***	—	—
非劳动收入/100	0.559***	(0.117)	0.000	0.004	(0.003)	0.001	—	—
经验	-0.206***	(0.050)	0.000	0.014	(0.014)	0.003	0.035***	(0.005)
经验平方/100	1.146***	(0.246)	0.000	-0.001	(0.029)	0.000	—	—
大专及其以上	1.997***	(0.662)	0.000	0.874***	(0.158)	0.143***	1.290***	(0.226)
中专	1.849***	(0.588)	0.000	0.836***	(0.162)	0.116***	1.127***	(0.235)
高中	1.011***	(0.259)	0.000	0.587***	(0.141)	0.104***	0.616***	(0.213)
初中	0.365*	(0.200)	0.000	0.388***	(0.137)	0.071***	0.232	(0.211)
第一产业	0.032	(0.140)	0.000	-0.918***	(0.174)	-0.201***	1.718**	(0.783)
退休在占比	—	—	—	-0.051	(0.303)	-0.051	-1.693***	(0.256)
虚拟变量	有	—	—	有	—	—	有	—
模型检验：	—	—	—	—	—	—	—	—
相关系数	-0.726	(0.274)	—	—	—	—	—	—
样本量	6156	—	—	6458	—	—	6458	—
联合显著性检验	$\chi^2(28)=645.710$	—	—	$\chi^2(28)=750.510$	—	—	$\chi^2(28)=750.510$	—
对数似然值	-2813.379	—	—	-2813.158	—	—	-3283.158	—
似然比检验	—	—	—	—	—	—	—	—
相关系数为 0	$\chi^2(1)=18.042$	—	—	$\chi^2(1)=64.677$	—	—	$\chi^2(1)=64.677$	—
户主、非劳动收入与	—	—	—	—	—	—	—	—
经验平方联合检验	$\chi^2(3)=30.610$	—	—	$\chi^2(3)=13.460$	—	—	$\chi^2(3)=13.460$	—
估计的偏好国有部	99.99	—	—	83.87	—	—	96.81	—
门的概率或国有部	—	—	—	—	—	—	—	—
门准入概率(%)	87.74	—	—	83.87	—	—	96.81	—

注意：

1. 小括号中为标准差；
2. 星号从 1 到 4 分别表示百分之 10、5、1 和 0.1 的置信度；
3. 离散变量的边际效应指给定其他变量，其由 0 变为 1 造成的概率变化；
4. 样本均值参看表 5。

职比的影响不显著。到2000年,大部分的因素都不太显著,但退休在职比却体现出一定的影响,给定其他因素,如果当地的退休在职比增加1个百分点,则一个男性获准进入国有部门的可能性将降低0.12个百分点。

我们还计算了条件于获准进入国有部门时,城镇居民对国有部门偏好及条件于个人偏好国有部门时,国有部门的准入概率的边际效应。基本的情况与表6相差无几,这里就不再报告具体的结果。

下面分析城镇劳动力就业部门分布的演变情况。

在二元联合正态分布模型中,可以计算5个不同的概率,分别反映总体的城镇居民在国有部门就业的概率、城镇居民平均的部门偏好、国有部门平均的准入概率、条件于国有部门准入时城镇居民平均的部门偏好以及条件于城镇居民偏好国有部门时国有部门准入的概率。具体而言,可以将这些概率表示为:

$$P_i = \text{Prob}(y_i^* > 0, s_i > 0) = \Phi^b(m_{i1}, m_{i2}; \rho),$$

$$P_{1i} = \text{Prob}(y_i^* > 0) = \Phi(m_{i1}),$$

$$P_{2i} = \text{Prob}(s_i > 0) = \Phi(m_{i2}),$$

$$P_{3i} = \text{Prob}(y_i^* > 0 | s_i > 0) = \Phi^b(m_{i1}, m_{i2}; \rho) / \Phi(m_{i2}),$$

$$P_{4i} = \text{Prob}(s_i > 0 | y_i^* > 0) = \Phi^b(m_{i1}, m_{i2}; \rho) / \Phi(m_{i1}),$$

其中,  $P_i$  表示个人  $i$  在国有部门就业的概率,  $P_{1i}$  表示个人  $i$  对国有部门的偏好,  $P_{2i}$  表示国有部门平均的准入概率,  $P_{3i}$  表示条件于国有部门准入时个人  $i$  选择国有部门的概率,  $P_{4i}$  表示条件于个人  $i$  偏好国有部门时国有部门的准入概率,  $\Phi(\cdot)$  表示标准正态分布的累积分布函数,  $m_{ij}$  与前文定义相同。

上文已经提到,在样本均值处预测以上各种概率不能够与样本分布进行直接比较,它们一般会高于相应的对应分布概率。而能够与样本分布进行比较的是这些预测概率的样本均值。给定估计的  $\hat{m}_{ij}$  ( $j=1, 2$ ), 对于每一个人都能估计上述的几种概率,进而可以计算这些概率的样本均值:

$$\hat{P}_r = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{P}_{ri}}{n}, \quad r = 1, 2, 3, 4.$$

定义这些平均的概率值为相应的选择意愿:  $\hat{P}_1$  代表城镇居民平均的选择国有部门的意愿;  $\hat{P}_2$  代表国有部门平均的准入概率,  $\hat{P}_3$  代表城镇居民平均的条件选择意愿, 而  $\hat{P}_4$  表示国有部门平均的条件准入概率。

图1报告了数据期间(1988年到2000年)预测的国有部门就业比重、城镇居民偏好国有部门的概率和国有部门准许个人进入的概率。<sup>4</sup> 我们看到后两

<sup>4</sup> 注意预测的国有部门就业比重应该等于直接从样本中计算的国有部门就业比重。

个概率高于前一个，这是因为当城镇居民就业的部门分布被分解成为两种选择机制时，整体的分布概率自然要小于任何一个单独的选择概率。<sup>5</sup>

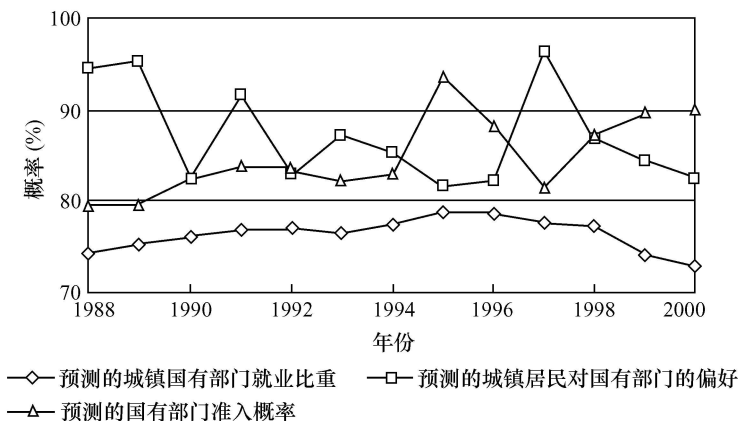


图1 预测的居民部门选择意愿和国有部门准入概率

图1大致反映出个人偏好和国有部门准入概率在这个期间的变动。虽然其间有升有降，但从1988年到2000年，城镇居民对国有部门的平均选择意愿有所降低，从开始较高的约95%降低到后来的约83%。主要的下降发生在两个阶段，一是20世纪90年代初，二是1997年以后，在1997年发生了一次大的上升，但其后又稳步回落。

在1988—2000年间，国有部门准入的概率总体上在上升，从最初的80%上升到2000年的90%。有意思的是，在1996和1997年准入大幅度下降，即国有企业大规模下岗之前，国有部门准入先有了一个大的上涨，在此后又有了-定的恢复。国有部门准入概率总体上的上升趋势，反映了在90年代期间，国有部门对于城市户口居民在就业上并没有紧缩。这一方面可能是因为国有企业受到很多政府的补贴和帮助，使他们能够维持城市居民的就业状态；另一方面可能是在国有企业裁员的同时，政府部门和事业单位有所扩张，以此保证了城市职工的就业。

综合来看，可以说90年代中期之前城镇居民在国有部门就业比重的上升可能主要是国有部门对进入限制的放松造成的，因为同期个人的意愿总体是下降的。而之后到1997年，样本分布表现出来的下降可能主要是由于下岗政策导致的国有部门准入门槛的提高。再之后，个人意愿也有一定的下降，并可能最终促使国有部门就业比例降低。尽管有这些变化，总体来看，城镇居民在国有部门就业的比重仍然维持比较高的水平。这一方面与个人本身维持较高的对国有部门的偏好有关，另外一方面也是国有部门进入限制在总体上

<sup>5</sup> 在一个极端的情况下，例如  $\rho=0$  时，最终部门分布的概率应该等于两个单独的选择概率的乘积，自然，前者不可能大于任何一个单独的选择概率。

并没有紧缩所致。

这个判断从条件概率的变化中也可以看到。图2报告了数据年份间的两个条件概率：一个是在国有部门准入的条件下，个人偏好国有部门的概率；另一个是在个人偏好国有部门的条件下，国有部门准入的概率。从中可以看出，虽然在下岗高峰年间有一些变动，但是从总体来看，如果个人偏好国有部门，那么他能够进入国有部门的概率总体上有所上升；另一方面，如果国有部门可以自由进入，那么个人选择国有部门的意愿大体上是下降的。不过，虽然有所下降，但是个人的条件选择意愿本身仍然维持在一个较高的水平上。下节将对此提供一个解释。

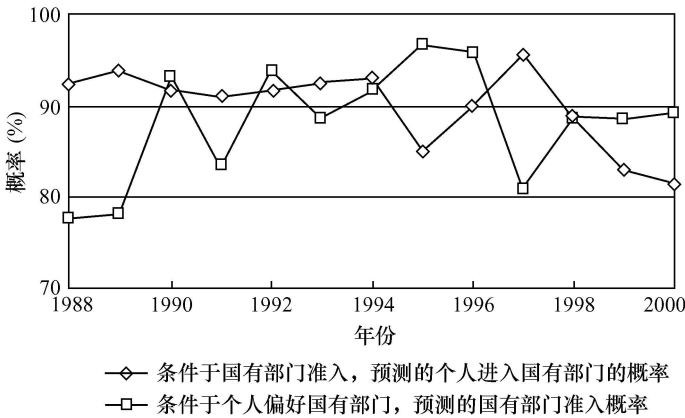


图2 预测的条件选择意愿和条件准入概率

## 五、工资的部门差别及其演变

给定个人素质，如果国有部门支付的工资高于非国有部门，那么人们自然会偏好国有部门，而国有部门虽然感到冗员的负担，但是如果迫于政治的压力，或者能够借机从政府手中换取其他支持的话，它仍然可能选择维持现状，而不去削减冗员。这是对以上的现象的一个可能的解释，但是它成立的前提是存在部门工资差别。之前已经有一些文献探讨了国有部门与非国有部门之间存在的工资差别问题，例如 Zhao (2001, 2002) 以及 Chen, Demurger 和 Fournier (2004) 等。但是，他们的研究都局限在某些个别年份，我们在本文中将对 1988—2000 年所有年份进行估计。

从传统的工资决定方程出发，假设国有部门和非国有部门的工资方程分别有如下形式：

$$\ln w_{i1} = \gamma_{01} + x'_{1i} \gamma_{11} + z'_i \gamma_{21} + u_{i1},$$

$$\ln w_{i2} = \gamma_{02} + x'_{1i} \gamma_{12} + z'_i \gamma_{22} + u_{i2},$$

其中， $x_{1i}$  为影响工资决定的个人特征， $z_i$  为其他的控制变量。由于个人选择



和国有部门选择的存在，如果直接用在国有部门就业的样本估计国有部门工资方程，或者直接用在非国有部门就业的个人估计非国有部门的工资方程，其估计会产生选择性偏差。这一问题在很多的文献中都有相关的说明，最早的例如 Heckman (1974, 1979) 和 Lee (1978) 等。

选择性偏差的产生是选择方程的随机项 $(\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2})$ 与工资方程的随机项 $(u_{i1}, u_{i2})$ 之间存在相关性的结果。假设向量 $\xi = (\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2}, u_{i1}, u_{i2})'$ 服从正态分布，即 $\xi \sim N(0, \Sigma)$ ，其中，

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \rho & 1 & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & \sigma_3^2 & \sigma_{34} \\ \sigma_{14} & \sigma_{24} & \sigma_{34} & \sigma_4^2 \end{pmatrix}.$$

如果使用两步法，可以计算条件于样本中国有部门和非国有部门的就业分布的部门工资的决定方程，即

$$E[\ln \omega_{i1} | y_i = 1] = \gamma_{01} + x'_{i1} \gamma_{11} + z'_i \gamma_{21} + \sigma_{13} \lambda_{1i} + \sigma_{23} \lambda_{2i},$$

$$E[\ln \omega_{i2} | y_i = 0] = \gamma_{02} + x'_{i1} \gamma_{12} + z'_i \gamma_{22} + \sigma_{14} \lambda_{3i} + \sigma_{24} \lambda_{4i},$$

其中，

$$\lambda_{1i} = \frac{\phi(m_{i1}) \Phi[(m_{i2} - \rho m_{i1}) / \sqrt{1 - \rho^2}]}{\Phi^b(m_{i1}, m_{i2}; \rho)},$$

$$\lambda_{2i} = \frac{\phi(m_{i2}) \Phi[(m_{i1} - \rho m_{i2}) / \sqrt{1 - \rho^2}]}{\Phi^b(m_{i1}, m_{i2}; \rho)},$$

$$\lambda_{3i} = \frac{\phi(m_{i1}) \Phi[(m_{i2} - \rho m_{i1}) / \sqrt{1 - \rho^2}]}{1 - \Phi^b(m_{i1}, m_{i2}; \rho)},$$

$$\lambda_{4i} = \frac{\phi(m_{i2}) \Phi[(m_{i1} - \rho m_{i2}) / \sqrt{1 - \rho^2}]}{1 - \Phi^b(m_{i1}, m_{i2}; \rho)},$$

其中， $m_{ij}$  ( $j=1, 2$ ) 的定义同前。

表 7 报告了使用两步法的估计结果。基本的结果与其他的很多关于工资决定方程的研究结果相似。无论在哪一个部门，给定其他条件，男性比女性获得更高的工资；工作经验对工资的影响是正的，但是边际效应递减；教育对部门工资的影响是正的。

表 7 国有部门与非国有部门工资决定方程

(被解释变量：对数年工资)

	国有部门				非国有部门			
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
年份	1988		2000		1988		2000	
常数项	6.482****	(0.069)	6.781****	(0.106)	0.272****	(0.140)	6.866****	(0.280)
男性	0.062****	(0.013)	0.143****	(0.020)	0.172****	(0.047)	0.162***	(0.054)
经验	0.067****	(0.003)	0.044****	(0.004)	0.081****	(0.007)	0.025**	(0.011)
经验平方/100	-0.114****	(0.007)	-0.060****	(0.010)	-0.155****	(0.018)	-0.045*	(0.025)

(续表)

年份	国有部门				非国有部门			
	1988		2000		1988		2000	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
大专及以上	0.210****	(0.036)	0.710****	(0.060)	0.310***	(0.117)	0.508***	(0.161)
中专	0.150****	(0.033)	0.540****	(0.060)	0.228**	(0.112)	0.305*	(0.168)
高中	0.097****	(0.023)	0.320****	(0.057)	0.109*	(0.065)	0.138	(0.134)
初中	0.091****	(0.019)	0.142**	(0.057)	0.061	(0.040)	0.020	(0.113)
北京	-0.003	(0.024)	0.215****	(0.038)	0.112**	(0.044)	0.128	(0.134)
浙江	0.089****	(0.021)	0.534****	(0.038)	0.058	(0.055)	0.874****	(0.100)
广东	0.347****	(0.020)	0.871****	(0.034)	0.360****	(0.051)	1.053****	(0.083)
陕西	-0.130****	(0.021)	-0.303****	(0.041)	-0.288****	(0.080)	-0.205	(0.129)
四川	-0.053****	(0.016)	-0.010	(0.033)	-0.184****	(0.035)	-0.156	(0.105)
第一产业	-0.024	(0.015)	-0.011	(0.048)	-0.084	(0.054)	0.366****	(0.103)
$\lambda_1$ 或 $\lambda_3$	-0.557***	(0.198)	-0.512*	(0.292)	0.732**	(0.367)	3.154***	(1.084)
$\lambda_2$ 或 $\lambda_4$	0.300	(0.221)	0.908****	(0.261)	-0.896	(0.801)	-1.088	(0.695)
样本量	4574		4612		1571		1059	
调整 $R^2$	0.44		0.37		0.39		0.29	
联合显著性检验	$F(15,4558)=165.67$		$F(15,4596)=158.07$		$F(15,1555)=51.24$		$F(15,1043)=33.71$	
选择偏差调整项显著性检验	$F(2,4558)=6.82$		$F(2,4596)=9.49$		$F(2,1555)=2.20$		$F(2,1043)=5.00$	

注意:1. 星号从1到4分别表示10%、5%、1%和0.1%的置信度;

2. 工资为年度工资。

值得一提的是,根据表中最后一部分报告的这些调整项的联合显著性检验结果,除了1988年非国有部门工资方程中的选择偏差调整项不是很显著外,其余各年都是显著的。这说明选择性的确对方程的估计造成影响。<sup>6</sup>

在得到工资方程的估计结果后,对于每一个人,我们都能同时估计其潜在的国有部门工资和非国有部门工资,进而计算部门工资差别。具体而言,对于一个随机抽出的个人,其部门工资差别可以表示为

$$E[\ln\omega_{i1} - \ln\omega_{i2}] = (\gamma_{01} - \gamma_{02}) + x'_{i1}(\gamma_{11} - \gamma_{12}) + z'_{i1}(\gamma_{21} - \gamma_{22}),$$

这个估计可以认为是去除了选择性偏差的。

图3报告了数据期间平均的部门工资差别。可以看出,平均而言,城镇居民的国有部门工资持续高于非国有部门工资,这个差别最少也有10%。这与其他的研究结论是一致的,也说明了为什么城镇居民会对国有部门保持较高的偏好。<sup>7</sup>

此外,我们还计算了样本中具有正的部门工资差别的个人所占的比重(见图4)。在1988年到2000年之间,在国有部门可以得到更高工资的个人在样本中的比重一直很高,大部分年份都在85%以上;在1998—2000年,这个

<sup>6</sup> 应该注意的是,由于模型中使用的 $\gamma$ 是第一步中得到的估计结果,表中给出标准差并不准确。但是由于本文主要的着眼点在于一致地估计工资方程的系数,进而预测部门工资差别,并不在于工资方程本身的讨论和推断,因此没有做方差调整。

<sup>7</sup> Zhao (2002)除了计算国有部门与外资部门的工资差别外,还试图把非工资性收入(住房、养老、医疗等)一并计算,结果对于大部分国有部门的职工来看,国有部门的收入更高了。

比例有了下滑。这与我们之前（图 2）得到的个人对国有部门的偏好持续保持高的水平，而在 1998—2000 年有所下降的结论一致。这说明国有部门工资水平相对较高是职工不愿意离开国有部门的一个重要原因。<sup>8</sup>

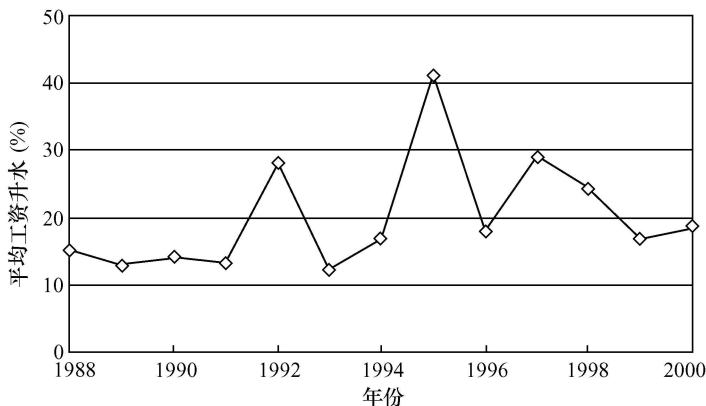


图 3 估计的部门工资差别

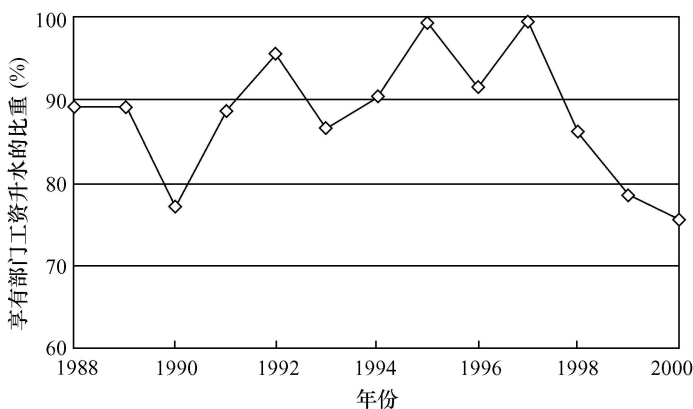


图 4 部门工资差别为正的个人在各年中的比重

## 六、总 结

虽然我国城镇就业结构已经发生了巨大变化，国有部门在就业大军中的比重从改革初期的 80% 左右下降到 2000 年的比一半略多，但是该变化在持有本地城市户口的职工中要小得多。根据 6 个省城镇住户调查的结果，在国有部门就业的职工的比例，在 1988 年是 73.5%，在 90 年代初期上升至 1995 年

<sup>8</sup> 我们的数据中没有非工资收入（住房、养老、医疗保障等）的数据，考虑到这些，国有部门与非国有部门的收入应该更大，但是其变化趋势我们没有判断的依据。

的 77.8%，其后逐渐下降到 2000 年的 70.3%。本地城市居民离开国有部门的速度如此缓慢，正反映了我国国有企业改革的艰难之处。

为什么城市居民与国有部门之间存在着割不断的“粘连”关系呢？职工是否在国有部门就业，可以分解成为两个选择的结果：一个是职工对国有部门的偏好，另一个是国有部门的准入（对老职工而言是留用）？使用 1988 年到 2000 年中国城镇居民住户调查 6 省的数据，我们联立地估计了这两方面的行为。

分析的结果表明，在数据期间内，一方面，个人对国有部门的偏好有所降低，但是平均而言仍然保持比较高的水平；另一方面，国有部门的准入限制在 90 年代初期有一定程度的放松，虽然在 90 年代中期职工大规模下岗期间，这种趋势有些反复，但是下岗高峰期过后，国有部门又变得容易进入。在 90 年代初期，国有部门就业比例的上升，主要是国有部门准入放松的结果；在 90 年代后期国有部门就业比例的下降，则主要是个人对国有部门偏好有所下降的结果。

为了验证以上结论，我们估计了纠正了选择偏差之后的国有部门和非国有部门的工资决定方程，并在此基础上计算了部门工资差别。结果显示，1988 年到 2000 年期间，国有部门的平均工资一直高于非国有部门，在 90 年代初有上升的倾向，在 1997 年后有所下降。而且，样本中在国有部门能够获得更高工资的个人在大多数年份高于 85%，在 90 年代初有上升的趋势，1997 年以后才有显著的下降。

本文的发现有助于理解我国国有部门改革的历史轨迹。当国有部门支付的工资高于非国有部门时，人们自然会选择进入国有部门，现有职工自然不会主动退出国有部门。如果降低员工数量，只有采用强迫的手法。由于工资差别大，所以职工抵抗很激烈，因此为了维护社会稳定，政府在许多年中采取了补贴国有企业，维持国有部门就业的做法。但是，由于冗员较多，单位工资又较高，使国有企业在市场竞争中的劣势不断扩大，亏损增加。当政府感到补贴数额过大，而其他方面（非国有部门的吸纳能力和社会保障）已经有所准备时，就开始硬化企业的预算约束，允许企业裁员。裁员的结果，就是 90 年代中的大规模强迫职工离开国有企业的举动，这个动作从数据看来可能是短暂的，这可能是政治成本过高的原因。但是硬化预算的影响更为深远，因为这带来了国有部门工资升水在 1997 年以后的显著下降，使得更多的职工不再眷恋国有部门的职位。由此带来的国有部门就业的减少，由于是职工自愿选择的结果，因此痛苦相对较小。

回顾这段历史，可以说，如果政府在改革初期就能够控制国有部门的工资水平，使其达到与非国有部门的工资相当的水平，那么就会有更多的职工主动退出国有部门，国有企业的改革就不会多年以来受制于就业问题，改革的阻力就会减少，国有企业释放的人力资源也可以加快非国有部门的发展。

如果这件事情能够提早 10 年做到，那么现在 40—50 岁的职工就可以更早在劳动力市场中学习、锻炼，而可以免于现在尴尬的处境。虽然这段历史之所以这样发生，也许有一些我们还没有能够体会的缘由，但是从本文的故事中，我们可以知道，当劳动力市场发生人为地分割时，就会产生利益的划分，这些利益可能会被其他各方所利用，把它作为要挟政府、阻碍改革的工具。为了避免这种情况发生，政府应该排除可能造成劳动力市场人为分割的因素。

## 参 考 文 献

- [1] Blundell, Richard and Costas Meghir, "Bivariate Alternatives to the Blundell, Richard and Costas Tobit Model", *Journal of Econometrics*, 1987, 34(1/2), 179—200.
- [2] Chen, Yi, Sylvie D'emurger and Martin Fournier, "Earnings Differentials and Ownership Structure in Chinese Enterprises", *Economic Development and Cultural Change*, 2005, 53, 933—958.
- [3] Heckman, James J., "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply", *Econometrica*, 1974, 42(4), 679—694.
- [4] ———, "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 1979, 47(1), 153—161.
- [5] Lee, Lung-Fei, "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Review*, 1978, 19(2), 415—433.
- [6] Meng, Chun-Lo and Peter Schmidt, "On the Cost of Partial Observability in the Bivariate Probit Model", *International Economic Review*, 1985, 26(1), 71—85.
- [7] 国家统计局.《中国劳动统计年鉴》。北京：中国统计出版社，1978—2003 年。
- [8] Poirier, Dale, "Partial Observability in Bivariate Probit Models", *Journal of Econometrics*, 1980, 12(2), 209—217.
- [9] Zhao, Yaohui, "Foreign Direct Investment and Relative Wages: The Case of China", *China Economic Review*, 2001, 12, 40—57.
- [10] ———, "Earning Differentials between State and Non-State Enterprises in Urban China", *Pacific Economic Review*, 2002, 7(1), 181—197.

# The Ownership Structure of Employment in Urban China: 1988—2000

DI LI

*(University of Michigan)*

JUNSEN ZHANG

*(Chinese University of Hong Kong)*

YAOHUI ZHAO

*(Peking University)*

**Abstract** State sector employment in urban China has declined substantially since the reform, but among urban residents with local registration, the decline has been much more moderate. We analyze this phenomenon by treating sectoral employment as the outcome of two selections processes—an urban worker selects the preferred sector and the state sector selects whom to admit, and estimate the two choice functions simultaneously using data from urban household survey in 1988—2000. Estimation results show that the preference for the state sector among urban residents declined somewhat in the 1990s but remained high; the entry barrier into the state sector was somewhat lowered in the 1990s. The latter process was interrupted during the xiagang period in the mid-1990s but resumed thereafter. The increase in state sector employment in the beginning of the 1990s was due primarily to the relaxation of entry by the state sector, and the decline at the end of the decade was due primarily to dampened preference for state sector employment among urban residents. We further estimate state sector wage premium and find that the premium existed throughout our data period. This helps to explain the persistent attachment of urban workers to the state sector in the 1990s. Our findings suggest that lowering the wage premium in the state sector can smooth the reform of the state sector.

**JEL Classification** C34, J31, J45