

## 国企环境、体制身份与人口迁移

王伟同<sup>1</sup>, 张玲<sup>2</sup>, 谢佳松<sup>3</sup>

(1. 东北财经大学 经济与社会发展研究院, 辽宁 大连 116025; 2. 北京大学 经济学院, 北京 100871;  
3. 中山大学 岭南学院, 广东 广州 510275)

**摘要:** 制度环境是影响个体迁移决策的重要因素, 国有环境作为重要的地区环境特征, 其如何影响人力资本的自由流动是有待检验的重要命题。文章通过匹配中国劳动力动态调查(CLDS)与中国工业企业数据库, 利用出生户籍和家庭背景定义体制身份, 实证分析发现: 国企比重对不同体制身份个体迁移行为的影响存在异质性。城市国企环境会吸聚本地具有体制身份的高学历人群, 而对低学历人群和没有体制身份的高学历人群则缺乏这种吸聚效应。从迁移行为的发生年龄看, 20—30岁初次就业阶段群体的迁移行为, 更易受国企环境和体制身份的影响。体制身份的这种影响在1998年国企改革之前更加明显, 改革之后尽管还存在影响但影响程度显著下降, 表明国企改革降低了国有环境对个体迁移行为的影响。为了克服内生性并阐释国企环境的长期影响, 文章使用建国初期苏联援建中国项目作为国企指标的工具变量, 两阶段估计结果显示上述结论依然稳健。文章研究结论表明, 传统国企环境导致了不同体制身份个体的差异化迁移行为, 影响了人力资本市场化流动, 而国企改革有助于改善人力资本的合理配置。

**关键词:** 国有企业; 体制身份; 人力资本; 人口迁移

**中图分类号:** F241; F276 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2019)09-0071-16

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2019.09.006

### 一、引言

党的十九大报告提出, 经济体制改革必须以要素市场化配置为重点, 实现要素自由流动。人力资本的自由流动是要素自由流动的重要组成部分, 也是推动中国经济实现高质量发展的内在要求。已有研究表明, 工资与公共服务水平差异等经济因素是导致人口流动和迁移的重要因素(邢春冰, 2010; 夏怡然等, 2015; 杨振宇等, 2017)。制度环境也是影响人口流动和迁移的重要因素。从人口流入地视角看, 以户籍制度为代表的制度因素是阻碍劳动力自由流动, 影响人力资本市场化配置的重要障碍(陆铭, 2011; 梁琦等, 2013)。在以积分制为代表的户籍门槛设置下, 户籍制度更多地阻碍了低端劳动力的流入而鼓励了高端劳动力的流入(谢桂华, 2012; 陈景云等, 2013), 造成人力资本在空间层面的错配。事实上, 人口流出地的制度环境也会影响劳动力的自由流动行为(Munshi 和 Rosenzweig, 2016), 进而影响人力资本的市场化配置。不过流出地的制度

收稿日期: 2019-02-20

基金项目: 国家自然科学基金项目(71973020); 国家自然科学基金重点项目(71833002); 教育部人文社科基金项目(17YJAZH083)

作者简介: 王伟同(1980—), 男, 河北峰峰人, 东北财经大学经济与社会发展研究院研究员、硕士生导师;  
张玲(1994—), 女, 山西祁县人, 北京大学经济学院博士研究生;  
谢佳松(1994—), 男, 黑龙江哈尔滨人, 中山大学岭南学院博士研究生。

环境是否真的导致了地区人口的外流,又导致了哪类人口外流,目前学术界还缺乏相对规范的理论研究和有微观数据支撑的实证检验。鉴于此,本文以流出地的国企环境为切入点,在区分劳动力体制身份的基础上,考察了国企环境对不同体制身份高技能个体迁移行为的异质性影响,并以1998年国企改革为背景研究了国企改革进程能否弱化这种体制身份层面的迁移行为差异。

在传统国企环境下,普遍存在子承父业的接班模式或依据户籍身份以及是否所在单位子弟等因素来进行限制性招工的传统,这使得以出生户籍及家庭背景为代表的体制身份成为一种重要的身份特征,具有这种体制身份的个体将更容易融入这种体制当中,从而面临更为优越的发展环境和更高水平的人力资本回报,而缺乏体制身份的个人则可能面临相反的环境。在人口跨区域流动越来越频繁的当下,这种体制身份差异,可能是个体在作出是否进行跨区域迁移决策时的重要影响因素。如果这种影响确实存在,则表明传统的国企环境会通过影响不同体制身份个体的迁移决策,扭曲人力资本的合理配置,并造成人力资本的空间错配。随着市场化改革和国企改革的推进,国有环境下体制身份对个人迁移行为的影响会弱化,实证检验这种机制的存在,则表明国企改革有助于消除国企环境和体制身份带来的人力资本扭曲,也证明了新时期推进国企改革的重要性。

本文通过匹配2014年中国劳动力动态调查(CLDS)数据库和1998—2013年中国工业企业数据库,以户籍是否发生跨市迁移和人口是否迁出本市作为人口迁移指标,以个体在出生时的户籍状况和父亲是否中国共产党党员两个指标来定义个体是否具有体制身份,并利用中国工业企业数据构造了各地区国企职工人数、产值和企业数量占比,度量了各地区国企环境的差异。实证分析发现,城市的国企比重对不同体制身份个体的跨区域流动的影响存在异质性。地区国企比重越高,越倾向于吸聚本地具有体制身份的人群中受教育年限更高的群体,而对低学历人群和没有体制身份的高学历群体则缺乏这种吸聚效应。考虑到青年群体在初次就业阶段的迁移决策更易受体制和家庭的影响,通过迁移行为的异质性分析,发现20—30岁发生迁移年轻群体的迁移行为,更容易受国企环境和体制身份的影响。

由于1998年实施了大规模国企市场化改革,大量职工下岗再就业,原有国企体制及其与职工的长期契约关系受到较大冲击,体制身份扭曲人力资本配置的作用可能也随之发生变化,这为本文提供了考察国企改革能否缓解国有环境下不同体制身份个体的迁移行为差异提供良好契机。因此本文考察了1998年改革前后,体制身份影响迁移行为的变化情况。研究发现,体制身份对迁移行为的影响在1998年国企改革之前更加明显,1998年国企改革之后虽仍然存在,但影响程度显著下降。稳健性分析表明,使用国企数量和国企产值占比度量国企环境,上述结论依然存在。为了克服内生性并阐释国有体制的长期影响,本文使用建国初期苏联援建中国项目在城市层面的分布作为国企指标的工具变量,两阶段估计结论表明上述结论依然稳健。本文研究结论表明,计划经济时期建立的国企环境会吸聚具有体制身份的高学历人群,体制身份作为影响人力资本跨区域配置的隐性因素,影响了人力资本的合理配置,然而国企改革对缓解这种国企环境和体制身份引起的人力资本错配具有显著的作用,推动国企改革对提升人力资本配置效率具有重要意义。

## 二、文献综述

虽然经济学者对影响个体迁移的经济因素进行了较为充分的研究,但关于制度环境如何影响个体迁移行为的研究还相对较少。Munshi和Rosenzweig(2016)较为细致地探讨了印度社保制度对人口迁移概率的影响,发现印度非正式的社会保障强于正式社会保障的事实,这显著抑制

了印度男性公民的迁移概率,进而导致了人力资源的错配。从中国经验看,中国劳动力自由流动的主要障碍来自户籍制度,大量文献考察了户籍制度在就业机会、工资歧视、社会保障和公共服务等方面给外来人口带来的负面影响。从就业机会和工资歧视看,农民工和城镇职工工资差异中的36%无法用禀赋差异解释,外来农民工相比于城镇职工在职业获得、行业进入和所有制部门进入三个维度上都遭受了明显的户籍歧视,且这种歧视至少在2007年之前还存在恶化趋势(章莉等,2014、2016),也有研究发现较之于城镇本地劳动者,农村移民获得较低的工资,并且农村移民广泛存在着较高的失业率(吴贾,2015)。从收入阶层流动的视角看,本地户籍和关系网络这些并不表征生产率的因素有助于劳动者进入高收入行业(陈钊等,2009)。除户籍制度本身外,国企因素与户籍制度的叠加,也是导致非户籍人口受到歧视的重要因素。有研究表明,近年来户籍造成的就业隔离存在下降趋势,部门内小时工资的歧视也大幅下降,但农民工进入国有单位依然受到较强歧视(孙婧芳,2017)。常进雄等(2016)研究表明,城乡户籍劳动力工资差异中不可解释的部分也主要来自国有部门,国企给予了城镇居民更多的工资溢价。这表明具有城镇户籍的个体,在国企中能够获取更好的教育回报,同时压低农村户籍个体的教育回报。这种回报机制的存在,意味着国企部门对不同身份的个体具有差异化的吸引力,从而导致人力资本配置的扭曲。本质上看,户籍制度是从人口流入地的视角,考察制度对流入人口的排斥与歧视,甚至促使部分流动人口回流。但已有文献还较少从人口流出地的视角观察制度环境对人口迁移行为的影响。

近年来关于劳动力市场中“身份效应”的研究也逐步成为热点。Akerlof和Kranton(2000)开创性地将身份特征纳入个人效应函数中,构建了一个包含身份变量的经济模型,并随之引发了一系列关于身份效应的相关拓展研究(Shayo,2009;等)。在实证研究方面,学者分别关注了生理身份、社会身份和宗教身份等不同身份特征对收入溢价和幸福感的影响。在国内相关研究上,学者更多关注了政治体制身份对个体收入及幸福感的影响。鲁元平等(2016)研究发现中共党员的政治身份能够显著提高个人的幸福感,也有学者研究发现党员身份能够带来个体收入的溢价(杨瑞龙等,2010;谭远发,2015)。除了个人政治身份能够带来直接的经济效应外,政府身份也存在代际的传递,李宏彬等(2012)认为父母的政治资本能够有效提高子女初次就业时的工资收入。已有文献已经证实身份特征是影响个人经济产出和幸福感的重要因素,但事实上身份特征也可能是影响个人经济决策的重要特征,比如具有体制内身份的个体由于身份认同的原因更倾向于留在体制内工作,这必然会对其流动和迁移产生直接影响。已有文献尚缺乏关于不同体制身份个体在共同制度环境下的异质性迁移行为的研究,而这正是本文重点研究的内容。

国有经济制度是中国特色社会主义最为根本的经济制度,国企作为国有经济制度的重要载体,在中国经济发展历程中承担了不可替代的作用。由于现代企业制度的不完善,传统国企体制曾经存在产权不清晰、用人机制僵化、激励机制不足、生产效率低下等问题。为此中国政府推行了一系列的国企改革,使国企的综合运行绩效得到了改善。大量文献针对国有企业效率问题进行了研究,这些研究为后续的推动国企混合所有制改革提供了方向指引。1998年国企改革是检验国企改革举措效果的重要契机,众多研究表明民营股权的介入对企业利润率有正向影响(宋立刚等,2005),从改革模式看,国有控股改制社会效益较好,而非国有控股改制经济效益较好(白重恩等,2006);同时,国企改革也显著减缓了国企就业的下降趋势(黄玲文等,2007)。国企改革取得效果的机制体现在两个方面,一是国企改革理顺了内部薪酬制度和提升了人力资本水平(刘小玄等,1998;周权雄,2010);二是通过企业上市理顺了国企内部的治理结构,进而改善了企业绩效(罗宏,2008;辛清泉,2009;胡吉祥,2011)。已有文献针对国企效率及国企改革对国企绩效影响等方面已经进行了较为全面的研究,但还较少关注国企环境对地区人力资本配置的影响,尤其

是对不同体制身份个体迁移行为的影响。事实上,与户籍身份阻碍外来人口流动的机制类似,国有体制环境也可能抑制具有体制身份个体的迁出行为,进而导致人力资本流动受到限制,关注国企因素对人力资本跨区流动的影响,有助于更深入了解国企带来的经济影响,并更好地认识国企改革对提升人力资本配置效率的重要意义。

本文从人口流出地的制度环境出发,考察国企环境对不同体制身份及不同受教育水平的人口迁移行为的影响。其可能的边际贡献为:一是通过匹配 *CLDS* 微观数据库和历年中国工业企业数据库以及中国城市统计年鉴,构造了包含人口迁移、个体特征、城市国企环境以及城市其他特征在内的宏微观匹配数据库,为研究地区国企环境对人口迁移行为的影响提供了数据库基础。二是利用建国初期苏联援建大型工业项目的外生冲击,识别了人口流出地国企环境对异质性人口迁移行为的影响。三是以体制身份为切入点,探究国企环境下异质性个体的差异化迁移决策,有助于更好呈现地区人口外流现象的结构化特征事实,并揭示国企影响人力资本配置的可能机制。四是验证国企改革能够促进人力资本自由流动的事实,为进一步深化国企改革提供了新的经济动因和改革方向。

### 三、数据说明与估计模型

本文所使用的数据通过匹配 2014 年中国劳动力动态调查(*CLDS*)和历年中国工业企业数据库获得。前者聚焦于中国劳动力群体,为本文提供个体迁移及个体特征等方面的信息。后者为构造城市层面的国企比重指标提供了信息。2014 年 *CLDS* 数据库中包含 29 个省区共 23 594 个样本,这些样本居住在 124 个地级市,出生地点分布在 313 个地级市。在数据处理方面,剔除了相关变量的缺失值及不符合逻辑的样本,同时为了避免单一城市样本数量过少带来的估计偏差,剔除了出生城市中样本少于 5 的城市样本,由此剔除了 73 个城市中的 163 个样本,最终使用的数据库中包含城市 235 个,共 19 000 多个样本。

本文所使用的主要被解释变量是个体是否发生跨地区迁移,由于高技能个体迁移更多是伴随户籍迁移,因此本文首先使用了问卷中关于户籍是否发生过迁移的变量,定义为户籍迁移(*mir*),为规避个体随父母或子女迁移的可能,样本中仅保留了 16 岁到 60 岁时发生迁移的样本。在样本中仅发生一次户籍迁移的个体占有所有迁移样本的 85.7%,不超过两次迁移的样本占 96.7%。本文也讨论了非户籍的人口流动情况,使用了 14 岁以来是否发生过跨区迁移的变量,定义为人口流动(*mir2*),该变量同样使用了 14 岁到 60 岁发生迁移的样本。进一步分析中,为考察国企环境对因工作原因而发生迁移行为的影响,针对上述两个迁移变量剔除了由于升学毕业、家属随迁、拆迁搬家、婚姻迁入、转干、参军、支内支边、上山下乡等非工作原因发生的迁移,而仅考虑由于务工经商、工作调动和分配录用等原因发生的迁移行为,构造了两个新的因工作原因发生迁移的迁移变量(*mirjob*、*mir2job*)。

本文所使用的核心解释变量为城市层面的国企比重,使用 1998—2013 年中国工业企业数据库中城市层面的企业所有制特征信息,通过计算该地区历年工业企业中国有企业的职工、企业数量及产值的平均占比,构造了三个国企比重指标(*SOE1*、*SOE2*、*SOE3*),以反映该地区国有体制的重要程度。为考察不同技能群体的迁移行为,使用个人受教育年限来度量其技能水平(*edu*),并通过构造国企比重与教育水平的交互项(*SOE*×*edu*)来考察国企因素对不同技能个体迁移行为的影响。由于城镇户籍和父亲为中共党员的个体更具有融入当地国企体制的优势,本文出生时的户籍状况(*hukou*)和父亲是否为中共党员(*fparty*)来刻画体制身份变量,并考察不同体制身份个体在国有环境下的差异化迁移行为。其他个人层面的控制变量还分别控制了性别(*gender*)、年

龄(*age*)、年龄的平方(*age2*)、是否中共党员(*party*)、健康状况(*health*)和是否参军(*army*)等变量。此外由于城市经济发展水平和工资水平差异是导致人力资本迁移的重要原因,为此本文还通过匹配城市统计年鉴,进一步控制了城市的平均工资水平(*citysalary*)。

为考察不同迁移年龄群体的异质性,本文个体用第一次发生迁移的年份减去出生年份构造了迁移年龄变量,并将样本迁移年龄分为4个组别,分别是16—20岁、21—30岁、31—40岁、41—60岁,以考察不同迁移年龄组别受国企环境和体制身份的差异化影响。为考察1998年国企改革带来的影响,本文还依据迁移年份将样本区分为1998年之前和1998年之后发生迁移的样本,同时考虑到改革开放之前户籍迁移更多是政府行为而非个体行为,因此剔除了1978年之前发生迁移的样本。本文主要变量定义及描述性统计见表1。

表1 主要变量定义及描述性统计

变量	符号	<i>N</i>	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>
户籍迁移	<i>mir</i>	22 819	0.1568	0.3636	0	1
户籍迁移(工作)	<i>mirjob</i>	19 604	0.01886	0.1351	0	1
人口流动	<i>mir2</i>	23 172	0.1721	0.3774	0	1
人口流动(工作)	<i>mir2job</i>	21 564	0.1103	0.3133	0	1
性别	<i>gender</i>	23 429	0.4805	0.4996	0	1
是否党员	<i>party</i>	22 992	0.0780	0.2681	0	1
是否参军	<i>army</i>	23 096	0.0307	0.1727	0	1
出生户籍	<i>hukou</i>	22 555	0.1688	0.3746	0	1
父亲是否中共党员	<i>faparty</i>	22 605	0.1201	0.3252	0	1
健康状况	<i>health</i>	23 429	3.6872	0.9851	1	5
年龄	<i>age</i>	23 266	43.8871	14.4781	14	85
教育年限	<i>edu</i>	23 364	8.5601	4.4289	0	22
城市平均工资(对数)	<i>citysalary</i>	20 189	10.7841	0.1742	10.3168	11.2553
国企比重(职工数)	<i>SOE1</i>	22 908	0.3520	0.1879	0.0041	0.8068
国企比重(企业数)	<i>SOE2</i>	22 908	0.1996	0.1096	0.0025	0.6064
国企比重(产值)	<i>SOE3</i>	22 908	0.3758	0.2049	0.0034	0.9020

为检验本文提出的理论假说,构建如下基准估计模型:

$$mir_{i,d} = \beta_0 + \beta_1 SOE_d + \beta_2 edu_{i,d} + \beta_3 SOE \times edu + \beta_4 P_{i,d} + \beta_5 C_d + \theta_d + \varepsilon_{i,d} \quad (1)$$

其中:系数 $\beta_3$ 为本文重点关注的待估参数,如果 $\beta_3$ 显著为负则表明相对于低学历人群,国企环境更倾向于吸聚本地的高学历人群;反之,如果 $\beta_3$ 为正则表明倾向于挤出本地高学历人群。这意味着国企环境对不同技能个体的迁移行为存在异质性。为检验不同体制身份个体迁移行为受国企环境的异质性影响,本文采用分样本估计方式,分别对具有体制身份和不具有体制身份的样本分别进行估计,然后比较两个分样本估计中 $\beta_3$ 系数的差异。模型中还分别控制了个体层面和城市层面的控制变量。同时由于核心解释变量国企比重为城市层面的度量,因此控制了省级层面的地区固定效应。此外,在统计推断方面文章使用了在省级层面聚类的标准误。

#### 四、回归结果

(一)基准回归结果。表2给出了基准回归结果,其中第(1)列结果是全样本估计结果,第(2)列和第(3)列为以父亲是否为中共党员作为体制身份的分样本估计结果,第(4)列和第(5)列为以出生时户籍状况作为体制身份的分样本估计结果。从第(1)列估计结果看,总体上城市国企比重

对个体迁移行为没有显著影响,且不同技能的个体也没有表现出异质性。但教育水平会显著提升个体的迁移概率,受教育年限每增加1年则迁移概率将增加0.8个百分点,这意味着受教育年限越高,其外迁概率普遍更高。出生时为城镇户籍会显著降低个体迁移概率3个百分点,父亲为中共党员则会显著提升个体迁移概率2.5个百分点。而城市工资水平的估计系数显著为负,则意味着工资水平较低的地区个体外迁的概率相对更高,这符合人口由欠发达向发达地区迁移的事实。

表2 基准回归结果

变 量	被解释变量: 户籍跨区迁移				
	(1)全样本	(2)父亲非中共党员	(3)父亲是中共党员	(4)出生时为农村户籍	(5)出生时为城镇户籍
<i>SOE1</i>	-0.0318(0.0619)	-0.0684(0.0617)	0.291*(0.169)	-0.0638(0.0659)	0.0949(0.200)
<i>edu</i>	0.00856*** (0.00255)	0.00645** (0.00252)	0.0248*** (0.00487)	0.00678*** (0.00194)	0.0141** (0.00638)
<i>SOE1×edu</i>	0.00514(0.00636)	0.00896(0.00635)	-0.0229*(0.0133)	0.0130** (0.00593)	-0.00771(0.0119)
<i>hukou</i>	-0.0367** (0.0153)	-0.0362** (0.0157)	-0.0407* (0.0232)		
<i>fparty</i>	0.0255*** (0.00773)			0.0236** (0.00900)	0.0405** (0.0159)
<i>party</i>	0.0498*** (0.0163)	0.0691*** (0.0139)	-0.0142(0.0298)	0.0627*** (0.0178)	0.0164(0.0169)
<i>age</i>	0.0151*** (0.0024)	0.0152*** (0.0024)	0.0140*** (0.0042)	0.0155*** (0.0026)	0.0111*** (0.0019)
<i>age<sup>2</sup></i>	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0002)	-0.0000*** (0.0000)
<i>army</i>	0.1020*** (0.0169)	0.1010*** (0.0193)	0.1080*** (0.0330)	0.1010*** (0.0153)	0.0589* (0.0329)
<i>health</i>	-0.0104** (0.0046)	-0.0102** (0.0046)	-0.0160(0.0146)	-0.0084* (0.0046)	-0.0216** (0.0098)
<i>gender</i>	-0.1720*** (0.0231)	-0.1700*** (0.0226)	-0.1960*** (0.0341)	-0.1980*** (0.0242)	-0.0265** (0.0121)
<i>citysalary</i>	-0.1070* (0.0619)	-0.0908(0.0611)	-0.2300*** (0.0796)	-0.0999(0.0729)	-0.2800*** (0.0907)
<i>Constant</i>	1.037(0.691)	0.877(0.683)	2.255** (0.873)	0.975(0.805)	2.720*** (0.935)
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	17 873	15 907	1 966	15 231	2 642
<i>R-squared</i>	0.102	0.102	0.110	0.118	0.103

注: \*、\*\*和\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著水平,括号内数值为在省级层面的聚类稳健标准误。下表同。

全样本下国企比重及其与受教育年限交互项不显著,其可能的原因是不同类型个体受到了相反方向的异质性影响,从而抵消了国企比重对个体迁移的影响。在以父亲是否为中共党员作为分组变量进行分样本回归中,第(3)列国企比重与受教育水平的交互项系数显著为负,表明如果父亲为中共党员,则个体受教育水平越高越容易受国企环境影响而降低迁移概率;而第(2)列国企比重与受教育水平的交互项系数为正,尽管系数不显著但 *t* 统计量也超过了 1.4,趋于统计显著的边缘,表明如果父亲不是中共党员,则个体受教育水平越高其受国企环境影响而迁移的概率会提高。以出生户籍为标准的分样本的估计中,也得出了类似的结果。综合看,上述结论表明在国企比重越高的地区,当具有体制身份(父亲为中共党员或出生时为城镇户籍)的个体取得更高人力资本水平时,其迁出概率会降低;而不具有体制身份的个体在取得更高人力资本水平时,其迁出概率会显著提高。这意味着在国有环境越强的地区,倾向于留下本地具有体制身份的群体中受教育年限更高的人群,而相应挤出本地不具有体制身份的高学历人群,体现出国企对劳动力迁移影响的明显体制身份差异。

(二)考虑个体迁移原因的回归结果。国企环境及体制身份对个体迁移的影响,本质上更多是影响个体在就业工作方面的迁移决策,而非非工作原因发生的户籍迁移未必有直接的影响。因此在基准回归中包括非工作原因迁移的样本可能会对估计结果产生干扰,为剔除这种干扰,进一步使用剔除非工作原因而仅保留由于务工经商、工作调动和分配录用三个工作原因发生迁

移的样本进行重新估计。

对因工作原因发生的户籍迁移行为而言,表3给出的回归结果显示,更高的教育水平依然是提高个体发生跨区迁移概率的重要因素,但全样本回归(1)中的国企比重与受教育水平的交互项系数显著为负,表明相对于低技能个体,国企环境会降低高技能劳动力迁移概率并吸聚其留在当地就业。按照体制身份的分样本回归结果显示,第(3)列和第(5)列结果中的国企比重与受教育水平交互项系数均显著为负,且系数显著大于全样本回归,这表明具有体制身份的个体是驱动国有企业吸聚本地高技能劳动力效应出现的重要原因。而对不具有体制身份的个体而言,无论是父亲非中共党员还是出生时为农村户籍,国企比重及其与受教育水平的交互项系数均不显著,且系数趋近于0,这表明国企环境对不具有体制身份个体的迁移行为没有影响。

表3 考虑个体迁移原因的回归结果

变 量	被解释变量: 因工作原因发生的户籍跨区迁移				
	(1)全样本	(2)父亲非中共党员	(3)父亲是中共党员	(4)出生时为农村户籍	(5)出生时为城镇户籍
SOE1	0.0334(0.0252)	0.0205(0.0220)	0.1520*(0.0875)	0.0030(0.0255)	0.1310(0.0773)
edu	0.0047*** (0.0009)	0.0036*** (0.0008)	0.0136*** (0.0030)	0.0041*** (0.0009)	0.0058*** (0.0020)
SOE1×edu	-0.0035* (0.0020)	-0.0014 (0.0019)	-0.0186*** (0.0060)	-0.0010 (0.0021)	-0.0103** (0.0044)
其他变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	15 400	13 775	1 625	13 062	2 338
R-squared	0.028	0.027	0.048	0.029	0.051

综合看,上述结论表明在国企环境下,高技能劳动力倾向于留在本地就业,而这种效应更多是由本地具有体制身份的高技能个体行为带来,而本地低技能个体和不具有体制身份的个体则较少受国企环境的影响。一方面,这一结论反映了在国企环境中体制身份是影响本地高技能劳动力迁移决策的重要影响因素,背后的机制可能是具有体制身份的个体更容易融入当地体制环境并获得身份认同,从而获得更高教育回报和工资溢价;而不具有体制身份的个体则不具备这种比较优势。另一方面,在具有体制身份的个体中,相比于低技能个体,高技能个体更会受到国企环境的影响而降低迁移概率。其背后的机制可能是相较于民营企业,国有企业中的优质岗位对学历要求较高,因此对具有体制身份的高技能吸引力更强,同时国有企业相对于民营企业,其就业岗位创造能力相对有限,压缩了低技能劳动力的就业空间,因此对低技能劳动力缺乏足够的吸引力。总之,由于非市场化的体制身份因素影响了个体迁移决策,因此人力资本市场化配置机制受到干扰,从而影响了人力资本的市场化配置。

(三)考虑迁移年龄组别的异质性影响。年龄是影响劳动力流动的重要因素,由于中国人口迁移受户籍制度等二元社会体制的约束,人口迁移更多地表现为年轻劳动者的跨区迁移,年龄分布更是高度集中于20—30岁群组(王桂新等,2007)。针对本文所研究的问题,考虑到个体在青年时期或初次就业阶段更易受到家庭背景及体制环境的影响。因此国企环境和体制身份对不同首次迁移年龄群组的影响也可能存在差异。为此本文对不同迁移年龄的样本进行了分组回归,将户籍迁移的样本按迁移年龄分为四组,这四组样本分别占全部迁移样本的24.93%、48.2%、23.5%和6.37%。从国企比重与受教育水平交互项系数的估计结果看,21—30岁发生迁移的组别的估计结果是唯一显著为负的,且系数的绝对值在四个组别中最大,表明在21—30岁期间发生迁移的高技能劳动力,更容易受到地区国企环境的影响而倾向于留在本地就业。而16—20岁组

别的交互项系数也为负,  $t$  统计量为 1.68 非常接近统计上 10% 的显著水平, 但系数绝对值相对 21—30 岁组别较小, 这说明 16—20 岁发生迁移的个体, 也会受到地区国企环境的影响而倾向于留在本地就业。而 31—40 岁以及 41—60 岁组别的估计结果均不显著, 表明国企环境对大龄高技能劳动力的迁移行为没有影响。综合看, 上述结果表明国企因素对青年群体的外迁行为有抑制作用, 而对中老年群体则没有显著影响。

表 4 不同迁移年龄组别的回归结果

变 量	被解释变量: 因工作原因发生的户籍跨区迁移			
	(1)16—20 岁迁移	(2)21—30 岁迁移	(3)31—40 岁迁移	(4)41—60 岁迁移
<i>SOE1</i>	0.0076(0.0083)	0.0136(0.0124)	0.0131(0.0084)	0.0003(0.0040)
<i>edu</i>	0.00097*** (0.0003)	0.0028*** (0.0006)	0.0010*** (0.0003)	0.0002(0.0002)
<i>SOE1×edu</i>	-0.0012(0.0007)	-0.0018*(0.0009)	-0.0009(0.0007)	0.0000(0.0002)
其他变量	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	15 689	15 771	15 680	15 644
<i>R-squared</i>	0.006	0.019	0.007	0.006

考虑到 21—30 岁发生户籍迁移的个体更容易受到国企环境的影响, 进一步针对该群组进行了区分体制身份的分样本回归。表 5 给出的估计结果显示, 具有体制身份的第(2)列和第(4)列中的国企比重与受教育水平的交互项系数均显著为负, 表明在国企比重高的地区, 具有体制身份的青年高技能个体更不倾向于迁出。而不具有体制身份的第(1)列和第(3)列中的国企比重与受教育水平的交互项系数均不显著, 且系数绝对值近似于 0, 表明在国企环境对体制外高人力资本个体的迁移行为没有显著影响。上述结论意味着, 相对于中老年人而言, 21—30 岁的青年群体的迁移行为更容易受到国企环境及家庭环境的影响。这基本符合常识与直觉, 因为青年人尤其是初次就业的青年人缺乏工作经验与职场人脉, 更加看重自身体制身份给其带来的工作机会或发展环境, 而中老年人则由于自身工作经验积累和职场人脉的丰富, 因工作而跨区迁移的行为更多的是源自自身工作匹配及个人偏好的影响。

表 5 迁移年龄为 21—30 岁群组的分样本回归结果

变 量	被解释变量: 因工作原因发生的户籍跨区迁移			
	(1)父亲非中共党员	(2)父亲是中共党员	(3)出生时为农村户籍	(4)出生时为城镇户籍
<i>SOE1</i>	0.0011(0.0104)	0.1290** (0.0621)	-0.0040(0.0141)	0.1000** (0.0454)
<i>edu</i>	0.0020*** (0.0005)	0.0090*** (0.0023)	0.0022*** (0.0007)	0.0052*** (0.0016)
<i>SOE1×edu</i>	-0.0003(0.0010)	-0.0128** (0.0050)	-0.0001(0.0012)	-0.0070** (0.0027)
其他变量	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	13 661	1 605	13 313	2 458
<i>R-squared</i>	0.017	0.035	0.019	0.040

(四)1998 年国企改革对个体迁移行为的影响。前文实证结果表明, 国企环境及体制身份特征会影响人口的跨区迁移行为。发现这种影响机制的意义在于, 制度影响个体迁移行为可能影响人力资本在空间层面的市场化配置。原因在于具有体制身份的青年人才留在本地就业, 更多看重的是体制身份带来的发展环境及教育回报方面的比较优势, 而非自身劳动技能与工作岗位

的匹配程度,从而缩小了这类人群在更大范围内的工作搜寻与匹配可能,使得人力资本与工作岗位之间无法实现最优匹配,进而造成了人力资本的空间错配。因此通过改革消除或弱化这种空间错配就具有了优化人力资本配置及效率改进方面的现实意义。为考察国企改革对这种扭曲效应的影响,分别考察了1998年国企改革之前和改革之后两个阶段的国企环境与体制身份特征对个体迁移行为的差异化影响。如果制度对迁移行为的影响在国企改革之前更为强烈,则表明1998年国企改革减弱了国企环境与体制身份带来的扭曲效应。

1998年的国企改革是中国国企制度变动最为剧烈的一次变革,带来的影响也最为深远。据统计,1996—1998年间,通过企业兼并、破产加快的方式全国国企数量由11.38万家下降为6.5万家。在国企就业方面,通过减员增效、下岗分流方式,1998年的国企改革使得国企就业人数下降了约2200万,当时国企改革的目标是建立现代企业制度。1998年改革是中国深化国企体制改革的重要标志性历史节点,其很大程度上改变了人们对国有企业的长期预期,国企中的非市场化因素被逐步取缔,人才招聘和选用更加科学公正,国企整体效率和体制环境得到了明显改善。表6给出了以1998年国企改革为节点,考察改革前后国企环境对人口迁移行为的差异化影响。其中第(1)行和第(2)行是全样本下国企改革前后发生迁移个体的分样本回归。第(3)行至(6)行和(7)行至(10)行分别是国企改革前后进一步基于体制身份的分样本回归,用以考察体制身份在国企改革前后的异质性作用。

表6 1998年国企改革对个体迁移行为的影响

被解释变量:因工作原因发生的 户籍跨区迁移			SOE	edu	SOE1×edu	样本量	R-squared
1998年国企改革前迁移		(1)	0.0278 (0.0195)	0.0036*** (0.0007)	-0.0030** (0.0014)	15 842	0.025
1998年国企改革后迁移		(2)	0.0170 (0.0140)	0.0021*** (0.0005)	-0.0014 (0.0012)	15 749	0.012
1998年国企改革前迁移	父亲非中共党员	(3)	0.0220 (0.0155)	0.0029*** (0.0006)	-0.0017 (0.0014)	13 728	0.025
	父亲是中共党员	(4)	0.0945 (0.0869)	0.0097** (0.0036)	-0.0127** (0.0058)	1 609	0.041
	出生时为农村户籍	(5)	-0.0004 (0.0193)	0.0030*** (0.0007)	-0.0003 (0.0013)	13 369	0.026
	出生时为城镇户籍	(6)	0.0961* (0.0474)	0.0041*** (0.0015)	-0.0089*** (0.0031)	2 473	0.053
1998年国企改革后迁移	父亲非中共党员	(7)	0.0030 (0.0123)	0.0013*** (0.0004)	0.0002 (0.0012)	13653	0.011
	父亲是中共党员	(8)	0.1310* (0.0696)	0.0079*** (0.0021)	-0.0120** (0.0047)	1 592	0.036
	出生时为农村户籍	(9)	0.0087 (0.0122)	0.0018*** (0.0004)	-0.0008 (0.0013)	13 296	0.013
	出生时为城镇户籍	(10)	0.0601 (0.0497)	0.0032* (0.0017)	-0.0031 (0.0036)	2 453	0.017

第一组结果表明,相较于低学历人群,国企环境在1998年之前显著降低了高学历样本迁出的概率,而在1998年之后这种影响显著下降,其交互项不仅统计上不显著而且系数也显著变小。这意味着国企环境在国企改革之前对个体迁移行为的影响更强,而改革之后这种影响逐步减弱,国企改革放松了国企环境对个体迁移的约束。第二组结果显示,在1998年国企改革之前体制身份对高学历人群迁移行为的影响显著,无论父亲为中共党员还是出生时为城镇户籍的高学历群体均显著不倾向于迁出高国企比重的地区,而不具有体制身份的不同技能人口的迁移行

为则没有显著影响,无论是父亲为非中共党员还是出生时为农村户籍的回归,其中交互项的系数均在统计上不显著且系数较小。第三组结果显示,1998 年国企改革之后国企环境与体制身份对高学历人群迁移行为的影响依然存在但显著弱化。其中出生时为城镇户籍组别中的交互项系数变得不再显著,意味着在国企改革之后户籍身份已不再是影响迁移行为的重要因素。父亲为中共党员组别中交互项系数则依然显著但系数略微下降,这说明家庭背景带来的体制身份在国企改革之后依然发挥作用,但强度趋于减弱。总体上看,1998 年的国企改革减弱了国企环境和体制身份对高学历群体跨区迁移的影响,提升了高学历人群在更大空间自由配置的概率,减小了传统国企环境及体制身份带来的人力资本配置扭曲。党的十九大报告提出要深化国企改革,发展混合所有制经济,培育具有全球竞争力的世界一流企业。尽管两个时期国企改革的背景、措施有所不同,但改革的本质是一致的,都是在推动国有企业建立现代企业制度,规范国有企业的经营管理和选人用人体系。因此随着新一轮国有企业混合所有制改革的推进,国企环境和体制身份带来的人力资本配置扭曲将进一步得到缓解和消除。

### 五、稳健性检验及内生性处理

这里将考察非户籍迁移的人口流动行为是否同样受到国企环境和体制身份的影响,在此基础上为保证本文结论的可信性,本文进行了进一步的稳健性检验和内生性处理。

(一)使用因工作原因发生的人口跨区流动作为被解释变量。之前分析使用的是以户籍形式发生的迁移来定义人口迁移行为,这是由于制度环境及体制身份对高学历人群迁移的影响更多是长期性和永久性的,户籍迁移是此类人口迁移的重要特征。为检验非户籍迁移的人口流动行为是否会受到同样的影响,将回归方程的被解释变量由人口户籍迁移替换为因工作原因发生的人口跨区流动,以检验上述影响是否存在。表 7 给出了相应估计结果,无论是全样本回归的结果,还是根据两种体制身份分样本回归的结果,其中的国企比重与教育水平的交互项均不显著,这表明国企环境与体制身份对人口流动行为没有显著影响。其背后的原因可能在于非户籍流动更多是农民工等不具有体制身份的个体,其受到国企环境的影响相对较弱。但同时也应当注意到,在具有体制身份的两列回归中,交互项的系数均为负,且出生时为城镇户籍群组中交互项的系数接近于统计显著, $t$  统计量达到 1.63,意味着总体上具有体制身份的高学历人群仍然不倾向于流出。在没有体制身份的两列回归中,交互项系数虽不显著但均为正,与具有体制身份回归结果系数的符号相反。上述结论表明,总体上看,国企环境和体制身份对高学历人群的非户籍流动没有显著影响,但仍在统计边缘上趋向于吸聚具有体制身份的高学历人群。因此国企环境及体制身份对高学历群体迁移行为的影响更多体现在户籍迁移上。这与我们的常识相符,因为高学历人群流动更容易获得迁入地的户籍身份。

表 7 使用因工作原因的人口跨区流动作为被解释变量的估计结果

变量	被解释变量: 因工作原因发生的人口跨区流动				
	(1)全样本	(2)父亲非中共党员	(3)父亲是中共党员	(4)出生时为农村户籍	(5)出生时为城镇户籍
SOE1	0.0524(0.0815)	0.0304(0.0888)	0.0978(0.1100)	0.0077(0.1070)	0.2230(0.1450)
edu	0.0121*** (0.0020)	0.0099*** (0.0019)	0.0224*** (0.0042)	0.0104*** (0.0023)	0.0197*** (0.0043)
SOE1×edu	-0.0009(0.0057)	0.0026(0.0057)	-0.0106(0.0100)	0.0030(0.0067)	-0.0150(0.0092)
其他变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	17 534	15 102	1 871	14 836	2 698

<i>R-squared</i>	0.092	0.091	0.107	0.097	0.110
------------------	-------	-------	-------	-------	-------

(二)使用国企数量和产值度量的地区国企比重作为核心解释变量。为检验国企比重指标的稳健性,分别使用国企数量和产值所占比重来反映地区国企比重。表8给出了相应估计结果,无论是国企数量还是国企产值度量的国企比重,个体迁移行为均表现出了明显了体制身份异质性,即在国企比重高的地区倾向于吸聚具有体制身份的高学历人群,但对不具有体制身份的高学历人群没有显著影响。这与之前使用国企职工比重指标估计的结果相一致。

表8 使用国企数量和产值度量的地区国企比重作为核心解释变量的估计结果

变 量	全样本	父亲非中共党员	父亲是中共党员	出生时为农村户籍	出生时为城镇户籍
国企数量比重	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>SOE2</i>	0.0519(0.0454)	0.0323(0.0448)	0.2590*(0.1480)	0.0047(0.0514)	0.3920**(0.1670)
<i>edu</i>	0.0043*** (0.0010)	0.0030*** (0.0009)	0.0131*** (0.0028)	0.0037*** (0.0011)	0.0056*** (0.0016)
<i>SOE2×edu</i>	-0.0031(0.0041)	0.0006(0.0047)	-0.0308*** (0.0085)	0.0004(0.0047)	-0.0170** (0.0073)
国企产值比重	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>SOE3</i>	0.0496** (0.0229)	0.0421* (0.0228)	0.1150(0.0829)	0.0209(0.0240)	0.1210(0.0741)
<i>edu</i>	0.0051*** (0.0009)	0.0038*** (0.0008)	0.0117*** (0.0026)	0.0037*** (0.0008)	0.0064*** (0.0021)
<i>SOE3×edu</i>	-0.0035** (0.0017)	-0.0018(0.0017)	-0.0125** (0.0047)	0.0002(0.0020)	-0.0101** (0.0040)
其他变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	16 455	13 775	1 625	13 409	2 497

(三)内生性处理。国企比重与迁移行为之间可能存在双向因果关系,因为人口迁移行为可能会影响当地国企比重。此外也可能遗漏同时影响迁移行为与国企比重的共同因素,比如国家差异化的地区政策等。由于本文使用的是截面数据,OLS估计可能会出现内生性问题引致的估计偏误。为此,本文尝试采用寻找工具变量的方式来构造因果识别策略。

本文为国企比重变量寻找的工具变量是中国建国初期由苏联援建的大型工业项目在城市层面的数量分布。1953—1957年,新中国实施了第一个五年计划,并初步奠定了中国工业化基础及其空间布局。在此期间苏联援建中国包括能源、机械、原材料、轻工、医药等多个类别的共计156个大型工业项目,<sup>①</sup>依托这些工业项目中国开始逐步形成自己独立的工业体系,这些工业项目主要分布在黑龙江、吉林、辽宁、山西、内蒙古、甘肃、河南等省份。当时承建这些项目城市在计划经济时期均成为中国工业重镇,奠定了国有企业主导的经济模式,并对城市国有企业发展及国企体制环境的延续产生了重要影响。为此本文梳理了这些项目在地级市层面的选择,并对其所在城市进行赋值,如果此地没有项目建设则赋值为0,有项目建设的地区赋值为其具体项目数量,如有一个项目赋值为1,两个项目赋值为2,以此类推。然后将此变量依照个体出生城市代码匹配到原有数据库中,作为国企比重的工具变量。

使用苏联援建项目在地级市层面的分布作为国企比重的工具变量的有效性体现在三个方面:一是苏联援建项目所在地均建立起了比较完备的工业体系,以这些项目为核心中国在这些

① 在1955年第一个五年计划颁布时确定的156项中,由于赣南电站改为成都电站,航空部陕西422厂统计了两次,造成两项重复计算,实则154项。而在154个项目中,有4项由于厂址、地质问题未建,因此,实际正式施工的项目为150个(董志凯,1999)。在150个项目中,有106个项目可以查到具体地址,另外44个为军工项目无法查到具体地址。有地址的106个项目分布于44个城市,其中有21个项目选址在阜新、鹤岗、包头等12个城市,但本文的个体数据库中并没有这些城市的个体样本,因此实际匹配到数据库中的项目数为85个,分布于17个省级地区的32个城市。

地区又配套建立了 900 多个大中型工业项目,使项目所在地逐步形成了以国有工业为主导的经济结构,因此项目选址与当前城市国企比重相关性较高,可以排除弱工具变量的可能。二是苏联援建项目的数量及选址更多受到当时国际政治经济环境影响,地理上更多偏向于靠近苏联和远离东南沿海等受到西方封锁的前沿地区,且没有更多考虑中国经济及人口分布的特征,因此具有较高的外生性。三是苏联援建项目不太可能直接影响到近年来的人口迁移行为,其对后来及当前的人口迁移影响更多地只能通过其所带来的国企环境施加。综上所述,本文认为苏联援建项目是国企比重比较合理的工具变量,能够克服基准回归中可能存在的内生性偏误。

表 9 给出了使用工具变量的简约式及两阶段估计结果。表 9 上半部分是简约式估计结果,即使用工具变量对迁移行为直接估计的结果。简约式估计结果表明了本文的结论,即在苏联援建项目布局数量越多的城市,受教育年限越高的人群越不倾向于迁出,即国企环境对本地高学历人群具有吸聚能力。由依据体制身份的分样本估计结果看,国企环境对本地高学历人群的吸聚能力主要针对本地具有体制身份尤其是父亲为中共党员的高学历群体更为有效,而对不具有体制身份的个体则没有显著影响。这与之前得出的结论相一致,同时也表明了国企环境在地区层面具有连续性并对个体行为的影响是长期性的。表 9 下半部分是两阶段估计结果。其中一阶段估计工具变量的  $F$  值显著大于 10,不存在弱工具变量问题。两阶段估计的结果表明,国企环境对本地高学历人群具有吸聚作用,但这种作用主要体现在那些具有体制身份尤其是父亲为中共党员的个体中,这与之前得出的结论也高度一致,表明本文之前的估计结果是稳健和可信的。

表 9 使用苏联援建项目作为国企比重工具变量的简约式及 2LSL 估计结果

变 量	全样本	父亲非中共党员	父亲是中共党员	出生时为农村户籍	出生时为城镇户籍
国企数量比重	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
SOE2	0.0519(0.0454)	0.0323(0.0448)	0.2590*(0.1480)	0.0047(0.0514)	0.3920**(0.1670)
edu	0.0043*** (0.0010)	0.0030*** (0.0009)	0.0131*** (0.0028)	0.0037*** (0.0011)	0.0056*** (0.0016)
SOE2×edu	-0.0031(0.0041)	0.0006(0.0047)	-0.0308*** (0.0085)	0.0004(0.0047)	-0.0170** (0.0073)
国企产值比重	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
SOE3	0.0496** (0.0229)	0.0421* (0.0228)	0.1150(0.0829)	0.0209(0.0240)	0.1210(0.0741)
edu	0.0051*** (0.0009)	0.0038*** (0.0008)	0.0117*** (0.0026)	0.0037*** (0.0008)	0.0064*** (0.0021)
SOE3×edu	-0.0035** (0.0017)	-0.0018(0.0017)	-0.0125** (0.0047)	0.0002(0.0020)	-0.0101** (0.0040)
其他变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	16 455	13 775	1 625	13 409	2 497

本文还利用工具变量进一步考察了 1998 年国企改革对个体迁移行为的影响。表 10 给出了相应估计结果,与表 6 得出的结论类似,第一组结果表明,国企环境在 1998 年之前降低了高学历人群的迁出概率,尽管第(1)行中交互项系数不显著但  $t$  统计量达到 1.5 左右,处于统计显著的边缘,而在 1998 年之后这种影响显著下降,其交互项不仅统计上不显著而且系数也显著变小。第二组结果显示,在 1998 年之前具有体制身份尤其是父亲为中共党员的高学历人群,越不倾向于迁出高国企比重的地区,而其他群体迁移行为则没有显著受到国企环境的影响。第三组结果显示,第(8)行和第(10)行中交互项系数的绝对值明显小于第(4)行和第(6)行中相应系数,在 1998 年国企改革后,国企环境与体制身份对高学历人群迁移行为的影响依然存在但显著弱化,其中父亲是否中共党员的家庭背景仍然显著但影响程度下降,而户籍身份已对个体迁移行为没有影响。总体上利用工具变量的两阶段估计结果与之前得出的结论相一致,表明国企改革弱化

了国企环境及体制身份对高学历人群迁移的影响,降低了流出地环境对人力资本配置的扭曲。

表 10 基于工具变量 2LSL 估计的 1998 年国企改革对个体迁移行为的影响

被解释变量: 因工作原因发生的 户籍跨区迁移			SOE	edu	SOE1×edu	样本量	R-squared
1998 年国企改革前迁移		(1)	0.0165 (0.0151)	0.0033*** (0.0007)	-0.0024 (0.0016)	16 347	0.016
1998 年国企改革后迁移		(2)	0.0089 (0.0130)	0.0019*** (0.0005)	-0.0015 (0.0014)	16 247	0.007
1998 年国企 改革前迁移	父亲非中共党员	(3)	0.0091 (0.0148)	0.0029*** (0.0006)	-0.0016 (0.0016)	14 098	0.014
	父亲是中共党员	(4)	0.2020* (0.1110)	0.0105*** (0.0033)	-0.0167* (0.0088)	1 714	0.020
	出生时为农村户籍	(5)	-0.0149 (0.0177)	0.0021** (0.0009)	0.0013 (0.0025)	13 337	0.016
	出生时为城镇户籍	(6)	0.1210 (0.0936)	0.0047 (0.0030)	-0.0098 (0.0068)	2 467	0.017
1998 年国企 改革后迁移	父亲非中共党员	(7)	0.0003 (0.0143)	0.0013** (0.0006)	-0.0001 (0.0016)	14 023	0.007
	父亲是中共党员	(8)	0.0853 (0.0560)	0.0061*** (0.0021)	-0.0101** (0.0043)	1 690	0.011
	出生时为农村户籍	(9)	0.0049 (0.0125)	0.0017*** (0.0005)	-0.0014 (0.0014)	13 269	0.007
	出生时为城镇户籍	(10)	0.0634 (0.0803)	0.0036 (0.0028)	-0.0054 (0.0061)	2 443	0.004

## 六、结论及政策含义

本文考察了人口流出地国企环境对人口迁移行为的影响,并特别关注了不同体制身份和技能个体受到这种制度影响的异质性。通过匹配中国劳动力动态调查(CLDS)和中国工业企业数据库,实证分析发现如下结论:一是城市的国企比重对不同体制身份个体迁移行为的影响存在异质性,国企环境倾向于吸聚本地具有体制身份的高学历人群,而对低技能和没有体制身份的高学历人群则缺乏这种吸聚效应,甚至存在挤出效应。二是 21—30 岁发生迁移的年轻群体在进行迁移决策时,更容易受到国企环境和体制身份的影响。三是体制身份的这种影响在 1998 年国企改革之前更加明显,1998 年国企改革之后虽仍然存在,但影响程度显著下降,表明国企改革有助于降低国企环境对个体迁移行为的影响。四是国企环境仅对发生户籍迁移的长期迁移行为存在显著影响,而非户籍迁移的人口流动行为没有显著影响。最后用建国初期苏联援建中国项目在城市层面的分布作为国企指标的工具变量,两阶段估计结果表明上述结论依然稳健。

本文研究结论表明,计划经济时期建立的国企环境对不同体制身份的人力资本迁移具有重要影响,体制身份作为影响人力资本跨区域配置的隐性因素,影响了人力资本的合理配置,然而国企改革对缓解这种体制身份引起的人力资本错配具有显著的作用,未来深化国企改革对提升人力资本配置效率具有重要意义。基于上述研究结论,本文的政策启示是:

(一)在深化国企改革进程中,应进一步建立规范、透明、公平的招聘制度。尽管通过多年改革,国企在招聘和用人机制上已大幅改进,但仍存在“近亲繁殖”现象。如在 2016 年的中央及各地巡视通报中,国有企事业单位也经常被通报存在“萝卜招聘”、绕道进人、内部照顾、交叉安排等方式的“近亲繁殖”现象。这些典型案例与本文的主要实证结论相呼应,表明国企内部仍旧存在非市场化的招聘方式,尽管 1998 年国企改革部分缓解了这种非市场化扭曲,但对不具有本地体制身份劳动者的就业歧视现象仍然存在。在国家进一步深化国企改革以及发展混合所有制经济过程中,着力建立国有企业规范、透明、公平的用人制度仍是重中之重。首先应进一步明确国

企坚持面向市场、企业自主用工的用人导向,所有岗位都要实行公开招聘,并坚持公开、平等、竞争、择优原则。其次应坚持和强化国企公开招聘回避制度,从制度层面避免与企业负责人有关的就业人员应聘关键职务和岗位。最后应建立国企招聘方案统一发布和招聘结果备案制度,具体可以参照公务员和事业单位招聘方式,实行招聘方案网上统一发布,规范整体招聘流程。

(二)地方政府应构建更加公平、友好的人才发展环境,消除体制身份特征对劳动者就业选择的干扰。近一时期,各地政府均意识到人才对城市发展的重要性,开始陆续出台优惠的引人政策。如广东省针对博士毕业的高端人才在落户、住房、现金补贴等方面给予了重大优惠,而西安市则实行了针对大学生的网上申请落户政策,目的均在于吸引高端人才来本地就业和发展。但本研究结论表明,有国企比重的城市中体制身份特征是影响个体迁移行为的重要因素,具有本地体制身份特征的个体将更倾向于留在本地工作,这意味着具有本地体制身份的个体在当地就业及发展过程中具有更大优势,也有更大可能优先享受当地政府出台的人才政策福利。因此各地区尤其是老工业基地城市在制定引人政策过程中,除强调各种针对高学历和高技能人才的优惠政策外,还应特别关注不同体制身份个体在享受人才优惠政策中的公平性,尽可能为本地区体制外的人才创造更加公平和友好的发展环境,消除人才政策实施过程中的体制身份干扰。

(三)在国企比重较高的人口外流地区,应更加关注青年群体的就业公平。由于青年群体人力资本积累较低、可替代性较大,因此更容易受到制度及身份特征的影响。与人口流入地不同,流出地青年人口流出意愿更强,在初次就业过程中对制度环境的公平性更加敏感,因此为吸引青年人才在当地就业更需要相对公平的就业环境。近一时期,东北等地区青壮年人口外流现象比较严重,除经济因素外,国企环境和体制身份等制度因素也是导致其外流的重要原因。这种非经济因素引致的人口迁移行为,会导致人力资本在空间层面的错配。正如本研究结论表明,20—30岁青年群体的迁移行为更容易受到国企环境和体制身份的影响,具有本地体制身份的青年人倾向于留在本地就业,而不具有本地体制身份的青年人则更可能成为人口外流的主力。鉴于此,人口流出地政府应当更加关注青年群体的就业公平,通过完善人才招聘机制,破除国企长期存在的“萝卜招聘”和内部照顾现象,为初次就业的青年群体创造更加公平的就业环境。

(四)应坚定深化国有企业混合所有制改革,不断推进国有企业运营的市场化、规范化,这是党的十九大报告提出的战略方向,也是国有企业打造全球竞争力的内在要求。本文从微观个体迁移行为的视角验证了国企改革的重要意义,深化国企改革不仅有利于增强国企的活力和竞争力,也具有促进人力资本要素自由流动的深层价值。通过深化国企改革,发展混合所有制经济,有助于缓解影响人力资本自由流动的制度因素,优化人力资本的空间配置效率,这对改善中国经济整体运行效率具有重要现实意义。当前国企改革正逐步进入深水区,改革阻力也不断加大,但是坚定国企改革的混合所有制方向,发挥国有经济和民营经济两方面的制度优势,是打造国企全球竞争力和建设世界一流企业的必然方向。

#### 主要参考文献:

- [1]白重恩,路江涌,陶志刚. 国有企业改制效果的实证研究[J]. *经济研究*, 2006, (8): 4—13.
- [2]陈景云,刘志光. 流动人口积分制管理的效果分析——以深圳市为例[J]. *中国人口科学*, 2013, (6): 91—101.
- [3]陈钊,陆铭,佐藤宏. 谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用[J]. *经济研究*, 2009, (10): 121—132.
- [4]常进雄,赵海涛. 所有制性质对农村户籍劳动力与城镇户籍劳动力工资差距的影响研究[J]. *经济学(季刊)*, 2016, (2): 627—646.
- [5]董志凯. 关于“156项”的确立[J]. *中国经济史研究*, 1999, (4): 95—109.

- [6]胡吉祥,童英,陈玉宇. 国有企业上市对绩效的影响:一种处理效应方法[J]. 经济学(季刊),2011,(3):965-988.
- [7]黄玲文,姚洋. 国有企业改制对就业的影响——来自11个城市的证据[J]. 经济研究,2007,(3):57-69.
- [8]陆铭. 玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化[J]. 南方经济,2011,(6):23-37.
- [9]梁琦,陈强远,王如玉. 户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化[J]. 中国社会科学,2013,(12):36-59.
- [10]罗宏,黄文华. 国企分红、在职消费与公司业绩[J]. 管理世界,2008,(9):139-148.
- [11]李宏彬,孟岭生,施新政. 父母的政治资本如何影响大学生在劳动力市场中的表现?——基于中国高校应届毕业生就业调查的经验研究[J]. 经济学(季刊),2012,(3):1011-1026.
- [12]鲁元平,王军鹏,王品超. 身份的幸福效应——基于党员的经验证据[J]. 经济学动态,2016,(9):29-40.
- [13]倪鹏途,陆铭. 市场准入与“大众创业”:基于微观数据的经验研究[J]. 世界经济,2016,(4):3-21.
- [14]彭国华. 技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距[J]. 经济研究,2015,(1):99-110.
- [15]孙婧芳. 城市劳动力市场中户籍歧视的变化:农民工的就业与工资[J]. 经济研究,2017,(8):171-186.
- [16]宋立刚,姚洋. 改制对企业绩效的影响[J]. 中国社会科学,2005,(2):17-31.
- [17]谭远发. 父母政治资本如何影响子女工资溢价:“拼爹”还是“拼搏”?[J]. 管理世界,2015,(3):22-33.
- [18]王桂新,刘建波. 长三角与珠三角地区省际人口迁移比较研究[J]. 中国人口科学,2007,(2):87-94.
- [19]万海远,李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究,2013,(9):43-55.
- [20]吴贾,姚先国,张俊森. 城乡户籍歧视是否趋于止步——来自改革进程中的经验证据:1989-2011[J]. 经济研究,2015,(11):148-160.
- [21]谢桂华. 中国流动人口的人力资本回报与社会融合[J]. 中国社会科学,2012,(4):103-124.
- [22]夏怡然,陆铭. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 管理世界,2015,(10):78-90.
- [23]辛清泉,谭伟强. 市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬[J]. 经济研究,2009,(11):68-81.
- [24]余向华,陈雪娟. 中国劳动力市场的户籍分割效应及其变迁——工资差异与机会差异双重视角下的实证研究[J]. 经济研究,2012,(12):97-110.
- [25]杨瑞龙,王宇锋,刘和旺. 父亲政治身份、政治关系和子女收入[J]. 经济学季刊,2010,(3):871-890.
- [26]张车伟,薛欣欣. 国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献[J]. 经济研究,2008,(4):15-25.
- [27]姚洋,章奇. 国工业企业技术效率分析[J]. 经济研究,2001,(10):13-19.
- [28]张维迎. 控制权损失的不可补偿性与国有企业兼并中的产权障碍[J]. 经济研究,1998,(7):4-15.
- [29]章莉,李实,William A. Darity Jr., Rhonda Vonshay Sharpe. 中国劳动力市场就业机会有无户籍歧视及其变化趋势[J]. 财经研究,2016,(1):4-16.
- [30]章莉,李实,William A. Darity Jr., Rhonda Vonshay Sharpe. 中国劳动力市场上工资收入的户籍歧视[J]. 管理世界,2014,(11):35-46.
- [31]郑红亮,王凤彬. 中国公司治理结构改革研究:一个理论综述[J]. 管理世界,2000,(3):119-125.
- [32]周权雄,朱卫平. 国企锦标赛激励效应与制约因素研究[J]. 经济学(季刊),2010,(2):571-596.
- [33]Akerlof G A, Kranton R E. Economics and identity[J]. Quarterly Journal of Economics, 2000, 115(3): 715-753.
- [34]Bryan G, Chowdhury S, Mobarak A M. Underinvestment in a profitable technology: The case of seasonal migration in bangladesh[J]. Econometrica, 2014, 82(5): 1671-1748.
- [35]Djankov S, Murrell P. Enterprise restructuring in transition: A quantitative survey[J]. Journal of Economic Literature, 2002, 40(3): 739-792.
- [36]Fang H, Loury G C. “Dysfunctional identities” can be rational[J]. American Economic Review, 2005, 95(2): 104-111.
- [37]Gibson J, McKenzie D, Stillman S. Accounting for selectivity and duration-dependent heterogeneity when estimating the impact of emigration on incomes and poverty in sending areas[J]. Economic Development & Cultural Change, 2013, 61(2): 247-280.

- [38]Lin T W. Corporate governance in China: Recent developments, key problems, and solutions[J]. *Journal of Accounting and Corporate Governance*, 2004, 1(1): 1–23.
- [39]Megginson W L, Netter J M. From state to market: A survey of empirical studies on privatization[J]. *Journal of Economic Literature*, 2001, 39(2): 321–389.
- [40]Munshi K, Rosenzweig M. Networks and misallocation: Insurance, migration, and the rural-urban wage gap[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(1): 46–98.
- [41]Moses, Shayo. A model of social identity with an application to political economy: Nation, class, and redistribution[J]. *American Political Science Review*, 2009, 103(2): 147–174.

## State-owned Enterprises, Institutional Identity and Population Migration

Wang Weitong<sup>1</sup>, Zhang Ling<sup>2</sup>, Xie Jiasong<sup>3</sup>

(1. *Institute of Economic and Social Development, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China*; 2. *School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China*;  
3. *Lingnan (University) College, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China*)

**Summary:** Institutional environment is an important factor affecting individual migration decision-making. As an important regional environmental feature, how the state-owned environment affects the free flow of population is an important proposition to be tested. This paper matches the Chinese Labor Dynamics Survey (CLDS) and the China Annual Survey of Industrial Firm, and using the birth registration and family background to define the institutional identity. Empirical analysis shows that the impact of the proportion of state-owned enterprises on the migration behavior of individuals with different institutional identity is heterogeneous. The urban SOE environment will attract high-educated population with local institutional identities, while low-educated population and high-educated population without institutional status lack this absorption effect. Besides, the migration behavior of the group from the initial employment stage of 20-30-year-old is more susceptible to the state-owned environmental and institutional status. This effect of institutional identity was more pronounced before the reform of state-owned enterprises in 1998. Although it still existed after the reform, the degree of this effect dropped significantly, indicating that the reform of state-owned enterprises reduced the impact of the state-owned environment on individual migration behavior. In order to overcome the endogeneity and explain the long-term effect of the state-owned environment, using the Soviet aid-building China projects in the early days of the founding of China as an instrument variable for SOE indicators, the two-stage estimation results show that the above conclusions are still stable. The conclusions of this paper show that the traditional state-owned enterprises' environment leads to the differential migration behavior of individuals with different institutional status, which affects the marketization of human capital, and the reform of state-owned enterprises helps to improve the rational allocation of human capital.

**Key words:** state-owned enterprises; institutional identity; human capital; population migration

(责任编辑 许 柏)