

# 收入差距、社会地位与户籍制度改革成效

年 猛

(中国社会科学院农村发展研究所,北京 100732)

**摘要:**使用《中国家庭追踪调查》数据来分析户籍制度对中国社会分层、劳动者收入水平和社会地位的影响。首先,使用基于递归分类算法的回归树模型表明城乡分割的户籍制度是导致社会分层的重要原因。其次,分别使用主观法和客观法测量的收入水平和社会地位表明:从工资总收入水平来看劳动力市场上的户籍歧视呈减弱趋势;从社会地位来看,城乡差别的户籍歧视在减弱,但本地与外地差别的户籍歧视在加强。最后,提出在户籍制度改革已经步入深水区、难度越来越大的情况下,通过大力推进教育机会均等化、教育质量普及化,全面提高各类群体尤其是低收入群体子女受教育机会,以及缩小区域和城乡发展差距,逐步降低户籍潜在的福利差别,为全面消除户籍歧视奠定社会及经济基础。

**关键词:**收入差距;社会结构;户籍歧视

**中图分类号:**F240 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2022)7—0132—14

## 一、引言

从1958年中国政府颁布和实施第一部户籍管理法规《中华人民共和国户口登记条例》以来,中央及各级政府相继出台了一系列政策和措施,逐渐将户籍管理与就业、教育、医疗、社会保障及福利等居民权益相挂钩。

户籍制度给中国带来了诸多影响,阻碍了农民对自身生活的改善(Wu和Treiman,2004),城市通过户籍管理的制度性约束控制外来人口数量(宋锦和李实,2013),在城市劳动力市场上形成户籍身份歧视<sup>①</sup>(章元和王昊,2011;余向华和陈雪娟,2012;吴贾等,2015),压低了外来人口的工资(王美艳,2005;Liu,2005;邓曲恒,2007)和养老、教育、医疗等社会保障等福利水平(朱玲,2009;Gao et al,2012;郭菲和张展新,2013;Démurger et al,2009),违背公平原则的同时也损害了劳动力市场的效率(章莉等,2014),造成城市内部劳动力市场分割(蔡昉等,2001)和社会分割(陈钊和陆铭,2016),扩大了城乡差距(陆铭和陈钊,2004;Whalley和Zhang,2007)和区域差距(朱江丽和李子联,2016),导致目前种种社会矛盾和问题频发的社会“结构紧张”<sup>②</sup>状态(李强,2005)。同时,户籍制度也致使城市规模分布偏离了帕累托最优(梁琦等,2013),阻碍了城镇化进程(陈钊与陆铭,2008)。

尽管有一些学者认为户籍制度也具有一些积极的作用,如对于发达地区来说户籍制度起到了人才沙漏的作用(杜小敏和陈建宝,2010),但基于公平与效率的考虑,户籍制度不断被要求进行改革(孙文凯等,2011)。

从理论上讲,户籍制度改革有助于劳动力资源的优化配置(钟笑寒,2006)、缩小城乡收入差距(Whalley和Zhang,2007)、提高劳动报酬在国民收入的比重(杨昕,2015)、有效刺激消费(陈斌开等,2010)、延续中国经济增长奇迹(都阳等,2014)、优化城市层级体系(梁琦等,2013)、促进外来人口融入城市社会从而实现和谐且平稳的城镇化进程(国务院发展研究中心课题组,2010)。

随着2014年国务院印发《关于进一步推进户籍制度改革的意见》,标志着中国新一轮户籍制度改革的开始。然而,此次以差别化落户和居住证制度为主要路径的户籍制度改革被众多学者认为是“雷声大、雨点小”,实际效果不理想(邹一南,2018),远远滞后于经济社会发展的需要(魏后凯和盛广耀,2015)。本文以劳动力市场为例,重点研究户籍制度改革进程中中国劳动力市场中不同户籍劳动者之间在收入及社会地位方面

收稿日期:2022-01-26

基金项目:国家社科基金青年项目“户籍制度改革与中国城市规模体系优化研究”(17CJL023)

作者简介:年猛,经济学博士,中国社会科学院农村发展研究所副研究员,中国社会科学院大学副教授,研究方向:区域经济学、发展经济学。

① 主要表现在工资待遇以及就业方面仍受到不公平的待遇。

② “结构紧张”(structure strain)是指人们获得成功的期望值与社会结构提供成功机会之间严重失衡的状态,处于结构紧张状态的社会容易引发社会冲突、犯罪事件激发。

的差别,以总结出2010—2016年期间户籍制度在劳动力市场造成的歧视是呈现出减弱还是增强的趋势。

关于中国劳动力市场的户籍歧视问题,众多国内外学者已经进行了比较深入的研究,与现有的研究相比,本研究的边际创新点可能在于:第一,采用基于模型的递归分类法(model-based recursive partitioning approach)分析户籍制度是否是导致社会分层的重要原因;第二,分别采用客观法和主观法测量的劳动者收入水平和社会地位来分析户籍制度的影响,并区分了城乡户籍与本地和外地户籍的差别。

## 二、数据来源与描述

### (一)数据来源

数据来源于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。截至目前,该数据库涵盖得数据年份包括2008—2012年、2014年和2016年,其中2008年和2009年为初访与追访得测试调查,主要集中在北、上、广三地,2010年开始正式调查,此后年份的调查数据基本以2010年为基线追访而得。CFPS通过跟踪调查覆盖全国25个省(直辖市或自治区)的16000户样本家庭全部成员,采用社区、家庭、成人和少儿四种主体类型问卷收集社区、家庭和个人三个层面的经济活动、人口迁移、教育及健康等经济和非经济数据来全面反映中国经济和社会的变迁<sup>③</sup>。基于本研究需要和CFPS历年数据的特点,以成人问卷为基础,选取16~65岁被雇佣的劳动者为分析样本。

### (二)主要变量说明

分别选取主观和客观两种类型的指标来实证分析户籍制度对人们收入水平及社会地位的影响,以全面反映户籍制度的影响并确保实证结果的可靠性和稳健性。

#### 1. 主观变量

包括主观收入水平和主观社会地位。根据CFPS问卷设计,受访者对自身情况的进行主观打分,分为“1~5”分5个档次,“1”分最低,“5”分最高。因此,主观法测量的收入水平和社会地位为取值1~5的离散变量。

#### 2. 客观变量

包括实际收入水平和国际标准职业社会经济指数(ISEI)。其中,实际收入水平以劳动者工作总收入表示。根据CFPS数据库,工作总收入是扣除税和五险一金的所有工资、奖金、现金福利和实物补贴。而ISEI指数是由 Ganzeboom et al(1992)通过对 Duncan(1961)的社会经济地位指数(SEI)进行改进,基于职业的平均教育和收入水平并赋以相应的权重计算而得。ISEI指数综合了多种经济社会因素,衡量了人们的综合社会地位,是一种客观指标(李强,2005),被国内外众多学者运用于社会地位获得等领域方面的研究(李春玲,2005)。本研究使用的ISEI指数是由CFPS将中国标准职业分类代码(CSCO)转换成国际标准职业分类代码(ISCO-88),并根据ISCO-88进行构建,最终得到取值为19~90的连续型变量。

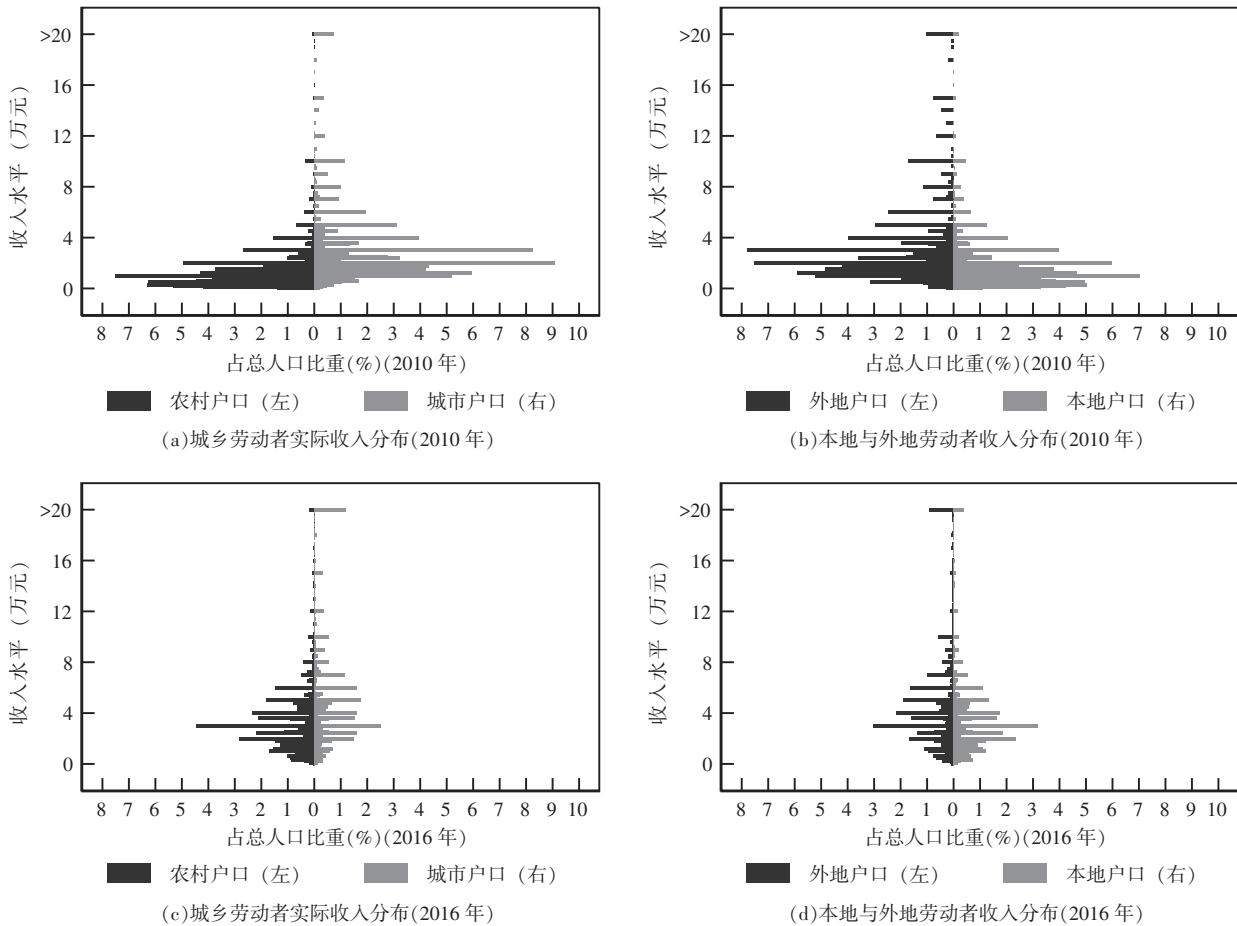
(1)实际收入水平与户籍差别。根据劳动者工作总收入绘制了2010年和2016年不同户籍劳动者实际收入水平情况。根据图1可以发现:与2010年相比,无论是城市、农村、本地与外地户籍人群,2016年处于较低层级的收入水平有所上移,而从收入水平差异来看,城乡差异要大于本地与外地差异;从图形形状来看,以实际收入水平所反映的社会结构,逐渐由不稳定的“金字塔”社会结构向接近“纺锤型”社会结构进行转变,但是这个“纺锤型”区域集中于收入水平在0~10万元,而在12万元以上区间的群体则较少,大于20万元以上的群体所占比重有增加趋势,显示中国高收入群体与一般收入水平群体之间有扩大趋势,尽管中国劳动者收入水平结构接近“纺锤型”,但年工作总收入在10万~20万的群体较少,离发达国家中产阶级占据大多数的稳定社会结构尚有不小差距。

(2)社会地位与户籍差别。根据CFPS构建的ISEI指数反映出的中国基本社会结构(图2)与以劳动者实际收入水平反映的社会结构具有显著不同(图1)。与李强(2005)研究结果大致相同,以ISEI指数反映的中国基本社会结构呈“倒丁字型”<sup>④</sup>,这种社会结构不仅不如以中产阶级为主体的“橄榄型”或“纺锤型”社会结构稳定,甚至比“金字塔形”社会结构还要差。从时间序列来看,2010年有大约49%的人处于分值非常低的位置,至2016年处于分值较低的群体缩小至大约43%,表明中国的社会结构正逐渐好转<sup>⑤</sup>。

③ CFPS数据的详细介绍参见<http://opendata.pku.edu.cn/dataverse/CFPS>。

④ “丁字型”社会结构最先由李强(2005)提出,是指底层群体占多数,而其他群体分布较为均匀的一种社会结构。

⑤ 根据李强(2005)使用2000年第五次全国人口普查抽样数据进行测算的ISEI,2000年处于分值非常低的群体占比大约64.7%,与之相比,至2016年尽管中国“倒丁字型”社会结构并没有发生根本性改变,但底层群体占比已经呈现出减少的趋势。

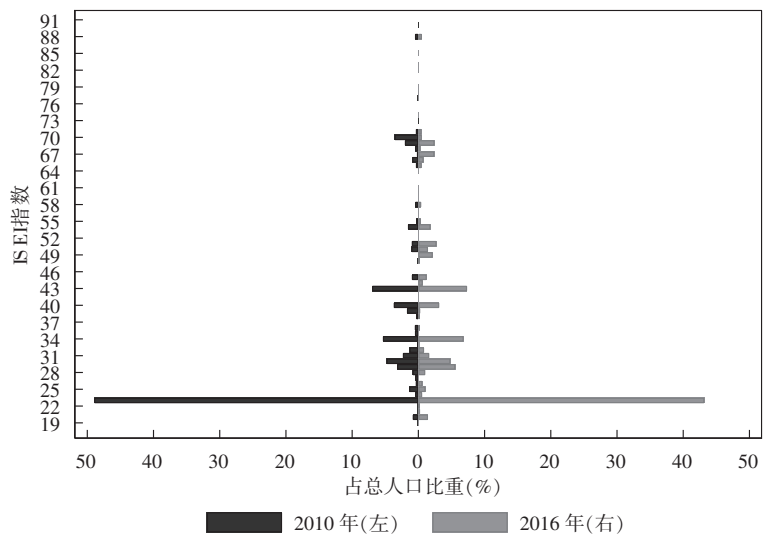


数据来源:中国家庭追踪调查(CFPS)

图1 户籍类型与劳动者实际收入水平分布(2010年和2016年)

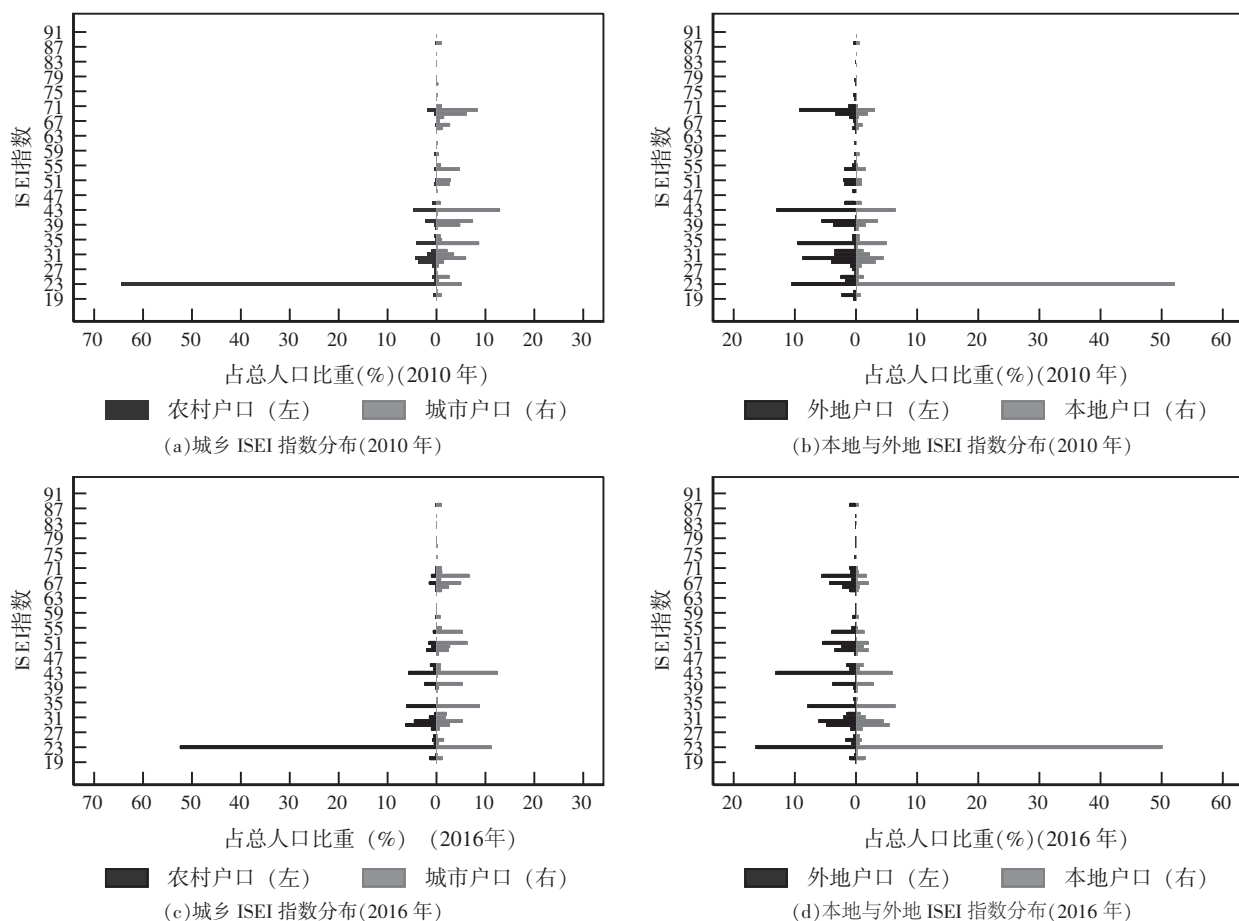
进一步,依据户籍差别来观察不同户籍群体的社会结构特征。根据图3可以发现:农村户口群体呈现出明显的“倒丁字型”社会结构,但与2010年相比,2016年处于分值较低农村户口群体所占比重呈现出缩小的趋势;与农村户口群体相比,城市户口群体社会结构呈现出社会学家较为推崇的“橄榄型”或“纺锤型”,但值得警惕的是,与2010年相比,处于分值较低的城市户口群体在2016年所占比重有所增加,社会结构由“橄榄型”或“纺锤型”逐渐向“金字塔型”转变的迹象,而这种转变显然不利于稳定社会结构的构建。

而从本地与外地户口的差别来看,与2010年相比,2016年ISEI指数较低的外地户口人群呈小幅增加而城市户口人群则小幅缩小;从分布形状来看,外地户口人群的社会结构呈现相对稳定的“纺锤型”结构,但有呈现向“金字塔型”演变的趋势,而本地户口人群则呈现不稳定的“倒丁字型”社会结构,这可能主要来自于农村户口人群的“贡献”。



资料来源:数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)

图2 ISEI指数分布(2010年和2016年)



数据来源：中国家庭追踪调查(CFPS)

图3 户籍类型与 ISEI 指数分布(2010年和2016年)

通过上述分析劳动者实际收入水平和 ISEI 指数分布反映的中国基本社会结构,可以初步得出以下主要结论:中国社会结构虽然总体处于相对不稳定的结构形态,但趋势趋于缓和;无论是从城乡户籍差异还是本地与外地户籍差异来看,户籍制度差异对 ISEI 指数分布差异的影响要显著大于对劳动者实际收入水平的影响;由于 ISEI 指数综合反映了劳动者的社会地位,表明户籍制度对劳动者收入歧视趋于减弱而对社会地位等身份歧视依然影响较大。

### (三)其他变量说明

个体因素的代理变量为性别(男性取值为1,女性为0)、年龄、身高、体重、BMI<sup>⑥</sup>、民族(少数民族取值为1,汉族为0)、健康程度(为1~5离散变量,1表示非常不健康,5表示非常健康)来表示,根据其他学者的研究,引入了年龄、身高、体重、BMI变量的平方项。社会因素包括受教育年限和政治面貌(党员取值为1,其他为0)。变量具体统计描述参见表1。

表1 数据描述

分类	变量	年份	样本量	均值	方差	最小值	最大值
实际收入	税后年收入(元)	2010	15636	14696.2	24620.3	0	800000
		2016	12768	29260.9	99281.4	0	1806000
主观感受	主观收入水平	2010	15455	2.402	0.921	1	5
		2016	20994	2.486	0.968	1	5
	生活满意度	2010	15617	3.450	1.010	1	5
		2016	21091	3.541	1.079	1	5
	主观社会地位	2010	15550	2.804	0.918	1	5
		2016	21056	2.780	1.041	1	5

⑥ BMI=体重/身高<sup>2</sup>,其中分别以千克和米作为衡量单位,理想指数是18.5~23.9。

续表1

分类	变量	年份	样本量	均值	方差	最小值	最大值
户口状况	城市与乡村	2010	15636	0.264	0.441	0	1
		2016	21098	0.223	0.416	0	1
	本地与外地	2010	15546	0.925	0.263	0	1
		2016	18962	0.833	0.373	0	1
职业与社会地位	ISCO-88※	2010	15157	5755.68	1745.14	1100	9322
		2016	20556	5718.36	2021	1100	9322
	ISEI(国际标准职业社会经济指数)	2010	15157	33.027	14.683	19	90
		2016	20556	33.933	14.500	19	88
个体特征	性别*	2010	15636	0.549	0.498	0	1
		2016	21098	0.548	0.498	0	1
	年龄(岁)	2010	15636	41.682	11.480	16	65
		2016	21098	42.468	12.299	16	65
	身高(米)	2010	15317	1.648	0.078	1.16	1.97
		2016	18572	1.650	0.081	1	2.02
	体重(千克)	2010	15484	61.328	11.010	20	115
		2016	21047	62.856	11.443	25	123
	BMI	2010	15248	22.535	3.194	8.218	44.590
		2016	18532	23.070	3.507	8.892	55.737
	少数民族*	2010	15611	0.091	0.287	0	1
		2016	20405	0.094	0.291	0	1
健康状况	2010	15635	4.310	0.906	1	5	
	2016	21096	3.094	1.187	1	5	
社会因素	受教育年限	2010	15634	7.007	4.973	0	22
		2016	18612	8.168	4.668	0	22
	党员*	2010	15633	0.082	0.274	0	1
		2016	21091	0.084	0.277	0	1
地理位置	直辖市*	2010	15636	0.022	0.147	0	1
		2016	21098	0.022	0.148	0	1
	市辖区*	2010	15636	0.441	0.496	0	1
		2016	21098	0.460	0.498	0	1
	东部地区*	2010	15636	0.483	0.500	0	1
		2016	21098	0.446	0.497	0	1
	中部地区*	2010	15636	0.225	0.418	0	1
		2016	21098	0.240	0.427	0	1
西部地区*	2010	15636	0.292	0.455	0	1	
	2016	21098	0.315	0.464	0	1	

注:\*表示虚拟变量;※表示ISCO-88的数值为工作类型代码。

### 三、实证策略

本文实证分析主要分为两个步骤:首先,使用非参数统计方法:回归树(regression tree)来确定户籍制度是否是导致社会分层的重要因素;其次,通过构建计量模型,来分析户籍制度对个人收入水平、社会地位的影响。

#### (一)基于递归分类算法的非参数模型构建

作为一种集成方法,回归树一般以信息增益最大化为标准将原始数据集分割为不同的分枝而达到实现分层学习的目的,可以对比较复杂及非线性的数据进行建模,被广泛应用于医学统计、经济行为分析、社会学研究等领域。自大规模应用以来,回归树方法就不断被学者们改进和扩展。基于本文研究的需要,采用 Zeileis et al(2008)提出的递归分类算法(recursive partitioning algorithm)。与之前的算法不同,该方法将参数模型运用到回归树分析中,将递归分类嵌入到统计模型估计和变量选择中。在该方法框架内,通过计算回归树来拟合分段回归的参数模型,其中每个分支都与一个拟合模型相关联。

递归分类算法的基本思想是将分叉点与回归模型相关联,通过执行参数不稳定性检验(parameter instability test)评估数据是否需要进行分类。对数值型分类变量(numerical partitioning variable)的回归系数稳定性使用 Andrews(1993)的 supLM 检验,具体为

$$\sup LM = \sup_{i=i_1, \dots, i_n} \left[ \frac{i}{n} \left( 1 - \frac{i}{n} \right) \right] \left\| \hat{V}^{-1/2} n^{-1/2} \sum_{i: z_i \leq z_i} x_i \cdot \hat{\varepsilon}_i \right\|_2^2$$

其中： $z_i$ 为递增排序之后，分类变量的观测值， $n$ 为样本数； $\hat{\varepsilon}$ 为基于参数估计子回归的残差向量； $\hat{V} = n^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 x_i \cdot x_i^T$ ，表示 OPG (outer-product-of-gradient) 协方差估计，用于标准化加总的得分向量 (score vectors)  $x_i \cdot \hat{\varepsilon}_i$ 。

对类别型分类变量 (categorical partitioning variable) 的统计量检验量为

$$\chi^2 = \sum_{c=1, 2, \dots, C} \left\| \hat{V}^{-1/2} n_c^{-1/2} \sum_{i: z_i = c} x_i \cdot \hat{\varepsilon}_i \right\|_2^2$$

其中： $c = 1, 2, \dots, C$  表示分类变量  $z$  的类别； $n_c$  表示观测值在类别  $c$  中的数量。

以上两种检验的渐进  $p$  值都可以通过相应的极限分布计算，即  $\sup LM$  检验的带约束贝塞尔过程 (tied-down Bessel process) 的上确界 (Hansen, 1997) 及  $5 \times (C - 1)$  个自由度的  $\chi^2$  检验。详细的过程、公式推导及参数的稳定性检验可参考 Hjort 和 Koning (2002)、Zeileis (2005) 的研究。

操作过程如下：第一，通过最小二乘法 (OLS) 估计回归方程中的参数，使模型一次性匹配当前节点中的所有观测值；第二，检验参数估计相对于每个分类变量是否稳定，如果存在整体不稳定性，选择与最不稳定性参数相关联的分类变量，否则停止检测；第三，计算局部优化 OLS 目标函数的分裂点，用于固定的或自适应选择分支；第四，将节点拆分为子节点，然后重复该过程<sup>⑦</sup>。最后，当没有检测到显著的不稳定 (本文采用 1%) 或子样本数量太小 (少于规定样本数量<sup>⑧</sup>) 时，递归分类过程结束。

为利用回归树来寻找社会分层的主要因素，分别以劳动者实际收入水平和 ISEI 指数作为区分社会群体的因变量。

### 1. 基于实际收入的递归分类法模型设定

借鉴 Barro 和 Sala-i-Martin (1992) 的经济增长模型思路构建个人收入增长回归模型，方程为

$$\ln \left( \frac{income_{it}}{income_{i0}} \right) = \beta_0 + \beta_1 \ln income_{i0} + \beta_2 individual_{i0} + \beta_3 C_{i0} + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中： $income$  为劳动者的实际收入水平； $i$  为个体； $0$  和  $t$  为基期 2010 年和观察期 2016 年； $individual$  为个体因素，包括性别、年龄、身高、体重、健康指数 (BMI)、民族及其自评健康程度等； $C$  为可能影响劳动者收入分层的分类变量 (partitioning variable)，包括是否为城市户口 (城市户口取值为 1，农村户口取值为 0)、是否为本地户口 (本地户口取值为 1，非本地户口取值为 0)、受教育程度、ISEI 指数、是否为党员及地理因素等。

### 2. 基于 ISEI 指数的递归分类法模型设定

借鉴阳义南和连玉君 (2015) 设计的影响劳动者社会地位的计量模型思路，构建以下方程：

$$ISEI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln income_{it} + \beta_2 individual_{it} + \beta_3 education_{it} + \beta_3 C_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中： $income$ 、 $individual$  和  $education$  分别为劳动者收入、个体特征和受教育程度； $C^*$  为可能影响劳动者社会地位的分类变量，包括户籍因素 (是否城市和是否本地)、是否党员和地理因素等； $i$  为个体； $T$  为时间。

## (二) 计量方程设定

为检验与 2010 年相比，在推进新一轮户籍制度改革后 2016 年户籍歧视对居民收入水平、社会地位等主观感受的影响是否呈现出减弱的趋势，采用双重差分 (DID) 分析方法。借鉴余向华和陈雪娟 (2012)、阳义南和连玉君 (2015) 等设定的计量模型，使用客观法测量居民收入和社会地位的计量模型为

$$\ln ISEI_{it} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 hukou_{it} + \beta_3 t \times hukou_{it} + \beta_4 individual_{it} + \beta_5 social_{it} + \beta_6 local_{it} + \beta_7 \ln income_{i0} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln income_{it} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 hukou_{it} + \beta_3 t \times hukou_{it} + \beta_4 individual_{it} + \beta_5 social_{it} + \beta_6 local_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中： $hukou$  为户口是否为城市及是否本地等； $individual$ 、 $social$  和  $local$  分别为个体特征、社会 and 地理位置等因素； $income_{i0}$  为劳动者基期收入水平。

⑦ 详细过程请参见 Zeileis et al (2008)。

⑧ 为了防止模型被过度拟合，本文对于收入增长率和 ISEI 模型的最小分支样本数量分别为 500 和 1000 个。

此外,还使用了主观收入水平、生活满意度和主观社会地位三个主观指标来分析户籍制度的影响。由于这三个指标都是有序离散变量,可能含不可观测变量(latent variable),因此采用有序响应模型(ordered logit model, Ologit)进行分析。设定如下:

$$status_{ii} = F(\beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 hukou_{ii} + \beta_3 t \times hukou_{ii} + \beta_4 individual_{ii} + \beta_5 social_{ii} + \beta_6 local_{ii} + \varepsilon_{ii}) \quad (5)$$

$$subincome_{ii} = F(\beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 hukou_{ii} + \beta_3 t \times hukou_{ii} + \beta_4 individual_{ii} + \beta_5 social_{ii} + \beta_6 local_{ii} + \varepsilon_{ii}) \quad (6)$$

其中: $status$ 为劳动者主观地位; $subincome$ 为劳动者主观收入水平; $F(\sim)$ 为连接函数。

### 四、实证结果分析

根据前述部分的实证策略,首先采用回归树方法来检验户籍制度对社会分层的影响,其次采用计量模型来深入分析户籍制度对居民收入、社会地位的影响。

#### (一) 户籍制度与社会分层

##### 1. 户籍制度与劳动者收入分层

根据方程(1)采用基于递归分类算法的回归树模型,得到树形结果示意图(图4)。根据示意图可以发现,该回归树由城市户口、东部地区和教育程度三个分类变量分割的分叉点及其最终形成的四组终端节点。

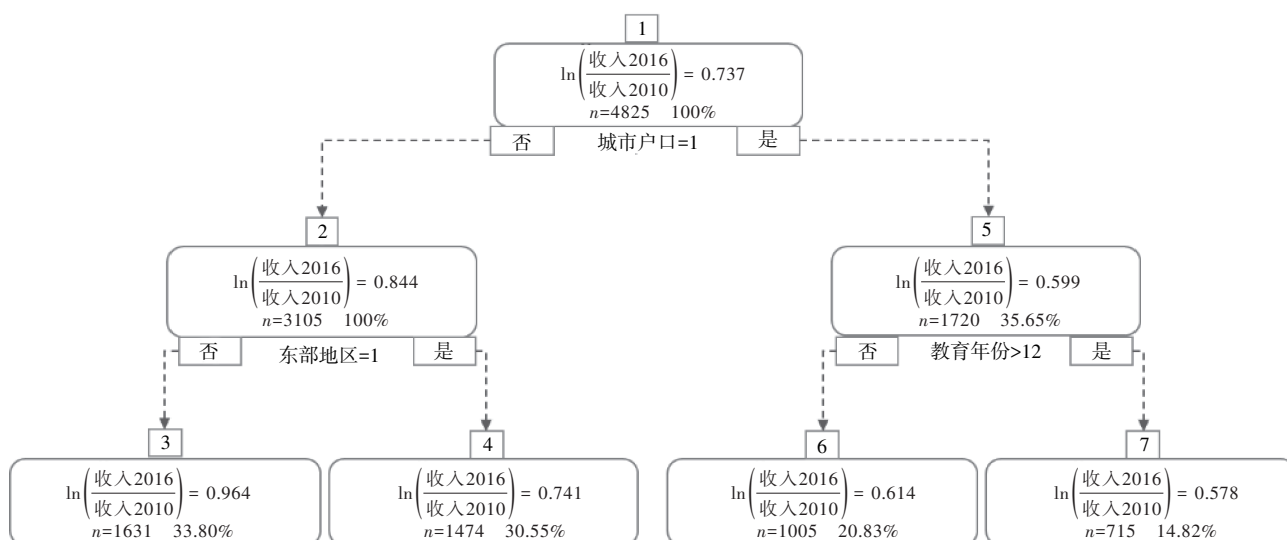


图 4 回归树结果示意图(基于实际收入水平)

为验证上述分组结果的稳健性,对参数进行稳定性测试(表2)。稳定性检验结果显示:第一层分枝节点(下文用Node代表“分枝节点”)(图4中的Node1)选择了是否是城市户口作为分类变量,检验结果稳定;第二层次分枝点分别选择了东部地区(图4中的Node2)和受教育年份>12(图4中的Node5)作为分类变量,结果是稳定的;到了第三层后,所有分类变量稳定性检验的p值都大于0.001,无法达到继续分割的条件,停止分枝。

根据以上对图4和表2的分析,可以初步得出以下结论:第一,城乡分割的户籍制度是导致中国劳动者收入分层第一原因;第二,在城市户籍群体中,教育程度是导致群体进一步分层的主要原因;第三,在农村户籍群体中,是否在东部地区工作是进一步分层的主要原因;第四,最终经过城乡户籍制度、教育程度和是否常住东部地区对样本数据的分割,中国以劳动者收入为基准的社会结构被分为四组群体(图4中的Node3、Node4、Node6和Node7)。

##### 2. 户籍制度与劳动者社会地位分层

根据式(2),得到基于ISEI指数的树形结果示意图(图5)。根据示意图,该回归树由城市户口、ISEI指数两个分类变量分割的分叉点及其最终形成的三组终端节点。

同样,为验证上述分组结果的稳健性,对参数进行稳定性测试(表3)。稳定性检验结果显示:第一层分枝节点(图5中的Node1)选择了是否是城市户口作为分类变量,检验结果稳定;第二层次分枝点选择了是否

常住市辖区(图5中的Node2)作为分类变量,结果是稳定的;到了第三层后,所有分类变量稳定性检验的P值都大于0.001,无法达到继续分割的条件,停止分枝。

综合前述户籍制度与劳动者收入分层、ISEI指数分层,我们可以初步得出以下结论:无论是从劳动者收入水平还是从社会地位(ISEI指数)来看,城乡分割的户籍制度都是导致中国劳动者社会分层的第一原因;除此之外,教育程度、是否常住东部和市辖区也对劳动者收入分层和社会地位分层产生重要影响。

表2 分类变量稳定性检验(收入)

分类变量	Node1		Node2		Node3		Node4		Node5		Node6	
	分叉点		分叉点		组1		组2		分叉点		组3	
	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值
城市户口※	347.97	2.93×10 <sup>-71</sup>	0.00	NA	0.00	NA	0.00	NA	0.00	NA	0.00	NA
本地户口※	137.19	4.64×10 <sup>-21</sup>	75.13	2.96×10 <sup>-8</sup>	64.91	1.37×10 <sup>-6</sup>	54.67	5.32×10 <sup>-5</sup>	32.29	0.206	22.29	0.417
受教育年限*	241.35	4.69×10 <sup>-44</sup>	62.00	7.73×10 <sup>-6</sup>	52.47	1.85×10 <sup>-4</sup>	36.16	0.037	48.86	0.001	6.78	1.000
ISEI*	292.30	1.43×10 <sup>-55</sup>	112.88	1.06×10 <sup>-15</sup>	56.03	4.7×10 <sup>-5</sup>	68.18	2.56×10 <sup>-7</sup>	37.95	0.039	22.33	0.414
共产党员※	87.08	1.31×10 <sup>-10</sup>	58.23	3.61×10 <sup>-5</sup>	52.96	1.54×10 <sup>-4</sup>	74.61	1.81×10 <sup>-8</sup>	24.20	0.872	17.71	0.843
城区※	212.27	1.53×10 <sup>-33</sup>	57.72	4.43×10 <sup>-5</sup>	57.01	3.21×10 <sup>-5</sup>	35.34	0.047	18.98	0.999	10.60	1.000
直辖市※	117.82	6.14×10 <sup>-16</sup>	76.75	1.46×10 <sup>-8</sup>	62.80	3.23×10 <sup>-6</sup>	63.36	1.78×10 <sup>-6</sup>	30.38	0.331	18.26	0.800
东部※	154.90	6.9×10 <sup>-24</sup>	132.03	1.22×10 <sup>-19</sup>	0.00	NA	0.00	NA	28.34	0.508	11.31	1.000
中部※	139.21	1.71×10 <sup>-20</sup>	99.63	5.01×10 <sup>-13</sup>	24.34	0.809	0.00	NA	39.09	0.027	27.05	0.123
西部※	137.29	4.43×10 <sup>-21</sup>	79.74	3.95×10 <sup>-9</sup>	65.15	0.000	0.00	NA	35.96	0.072	21.03	0.535

注:对于二值变量(※)使用基于比值(score-based)χ<sup>2</sup>检验,对于数值变量\*使用极大似然法(sup-LM)进行检验;受数值长度限制,部分使用科学计数法;本文选择的参数检验显著性水平P值<0.001,个体小于1000停止分枝。

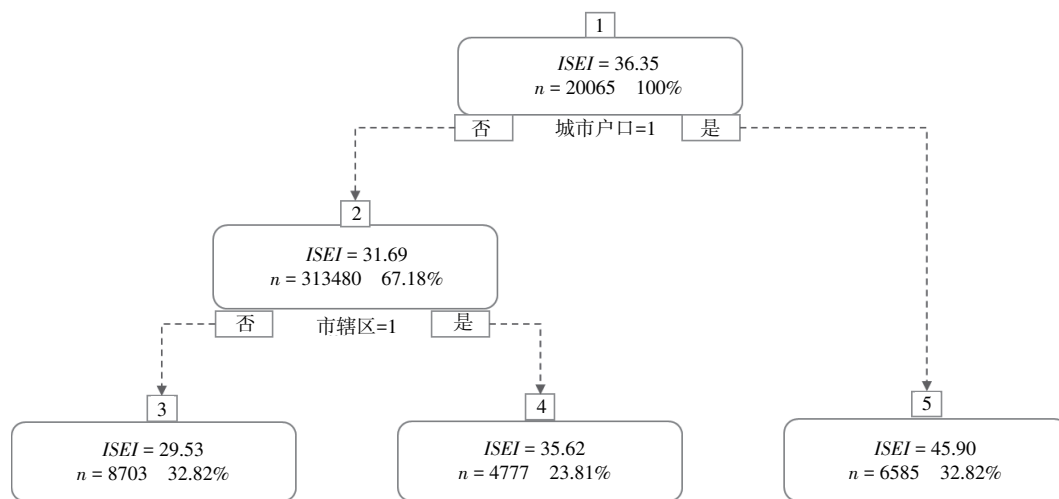


图5 回归树结果示意图(基于ISEI指数)

表3 分类变量稳定性检验(职业)

分类变量	Node1		Node2		Node3		Node4		Node5	
	分叉点		分叉点		组1		组2		分叉点	
	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值
城市户口※	880.25	1.38×10 <sup>-189</sup>	0	NA	0	NA	0	NA	0	NA
本地户口※	138.77	6.95×10 <sup>-21</sup>	77.74	2.35×10 <sup>-8</sup>	54.59	1.68×10 <sup>-4</sup>	18.57	0.972	51.70	4.19×10 <sup>-4</sup>
共产党员※	792.79	2.52×10 <sup>-169</sup>	169.20	1.18×10 <sup>-26</sup>	86.78	2.66×10 <sup>-10</sup>	43.63	0.003	92.04	2.69×10 <sup>-11</sup>
城区※	382.10	5.75×10 <sup>-75</sup>	180.15	6.04×10 <sup>-29</sup>	0.00	NA	0.00	NA	43.46	0.008
直辖市※	51.33	0.001	52.99	0.001	50.87	0.001	24.93	0.565	61.54	9.62×10 <sup>-6</sup>
东部※	44.31	0.016	74.12	1.09×10 <sup>-7</sup>	52.83	3.27×10 <sup>-4</sup>	17.17	0.992	57.96	3.90×10 <sup>-5</sup>
中部※	75.83	4.80×10 <sup>-8</sup>	41.39	0.031	45.21	0.005	18.45	0.974	71.55	1.68×10 <sup>-7</sup>
西部※	65.07	4.89×10 <sup>-6</sup>	59.27	4.64×10 <sup>-5</sup>	50.02	0.001	24.22	0.629	64.85	2.58×10 <sup>-6</sup>

注:对于二值变量(※)使用基于比值(score-based)χ<sup>2</sup>检验,对于数值变量\*使用极大似然法(sup-LM)进行检验;受数值长度限制,部分使用科学计数法;本文选择的参数检验显著性水平P值<0.001,个体小于1000停止分枝。本文选择的参数检验显著性水平P值<0.001,个体小于500停止分枝。

## (二) 户籍制度与劳动者收入水平和社会地位

依据本文第三部分设计的计量模型(2)和计量模型(3),本部分分别从收入水平、社会地位来分析户籍制度的影响。

### 1. 户籍制度对劳动者收入的影响

表 4 为户籍制度对劳动者收入影响的回归结果,同时考虑了城市和乡村、本地和外地户口的差别。

表 4 户籍制度对劳动者收入的影响

解释变量		被解释变量:ln(客观收入)						被解释变量:主观收入	
		城市和农村			本地和外地			城市和农村	本地和外地
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
户籍因素	户口	1.045*** (0.020)	0.229 (0.155)	0.222 (0.155)	-0.750*** (0.033)	0.062 (0.068)	0.070 (0.069)	-0.594*** (0.083)	0.083 (0.059)
	时间×户口	-0.732*** (0.028)	-0.065 (0.040)	-0.065 (0.040)	0.583*** (0.041)	0.017 (0.071)	0.019 (0.072)	-0.033 (0.048)	0.006 (0.070)
生理因素	男性	0.420*** (0.022)			0.325*** (0.023)			-0.048 (0.032)	-0.056* (0.032)
	年龄	0.089*** (0.005)	0.294*** (0.054)	0.269*** (0.055)	0.107*** (0.005)	0.291*** (0.055)	0.262*** (0.056)	0.004 (0.007)	0.003 (0.007)
	年龄 <sup>2</sup>	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	身高	-0.509 (4.790)	2.848 (13.701)	4.048 (13.738)	-4.344 (5.058)	3.527 (13.950)	4.926 (14.010)	9.463* (5.721)	9.383 (5.787)
	身高 <sup>2</sup>	-2.846*** (1.019)	0.251 (3.670)	-0.047 (3.680)	-2.286** (1.073)	0.145 (3.716)	-0.177 (3.726)	-1.447 (1.216)	-1.306 (1.232)
	体重	0.266*** (0.058)	-0.034 (0.134)	-0.039 (0.134)	0.334*** (0.062)	-0.040 (0.137)	-0.049 (0.138)	-0.066 (0.070)	-0.074 (0.071)
	体重 <sup>2</sup>	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	BMI	-0.682*** (0.163)	0.129 (0.366)	0.142 (0.368)	-0.864*** (0.173)	0.151 (0.376)	0.172 (0.378)	0.190 (0.186)	0.210 (0.189)
	BMI <sup>2</sup>	0.006*** (0.002)	-0.000 (0.004)	-0.000 (0.004)	0.008*** (0.002)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
	少数民族		-1.744*** (0.132)	-1.832*** (0.157)		-1.632*** (0.133)	-1.773*** (0.161)	0.026 (0.046)	0.030 (0.047)
自评健康	一般	0.006 (0.049)	0.041 (0.073)	0.050 (0.074)	0.013 (0.051)	0.046 (0.073)	0.056 (0.074)	0.285*** (0.056)	0.281*** (0.056)
	比较健康	0.240*** (0.045)	0.016 (0.069)	0.024 (0.070)	0.275*** (0.046)	0.024 (0.069)	0.033 (0.069)	0.557*** (0.052)	0.555*** (0.052)
	很健康	0.228*** (0.046)	0.050 (0.075)	0.055 (0.076)	0.298*** (0.047)	0.063 (0.075)	0.069 (0.076)	0.733*** (0.054)	0.723*** (0.054)
	非常健康	0.282*** (0.047)	0.090 (0.081)	0.097 (0.081)	0.321*** (0.048)	0.093 (0.081)	0.100 (0.081)	1.012*** (0.056)	1.003*** (0.056)
社会因素	教育年限		0.024* (0.012)	0.024* (0.012)		0.022** (0.011)	0.022** (0.011)	0.009*** (0.004)	0.016*** (0.003)
	教育×户口		-0.018 (0.014)	-0.016 (0.014)		-0.003 (0.007)	-0.002 (0.007)	0.052*** (0.007)	0.004 (0.003)
	党员		-0.011 (0.081)	-0.013 (0.081)		-0.037 (0.080)	-0.036 (0.080)	0.278*** (0.041)	0.295*** (0.041)
位置因素	市辖区			0.108 (0.088)			0.175* (0.090)	-0.235*** (0.027)	-0.253*** (0.027)
	中部			0.802 (0.494)			0.797 (0.512)	-0.591 (0.698)	-0.780 (0.792)
	西部			-0.032 (0.556)			-0.179 (0.552)	0.640*** (0.174)	0.627*** (0.181)
	直辖市			-0.118 (0.499)			-0.073 (0.493)	-1.224* (0.685)	-1.377* (0.779)
	省份	否	否	是	否	否	是	是	是
职业类型	否	是	是	否	是	是	是	是	
控制时间	是	是	是	是	是	是	是	是	
回归模型	混合	固定	固定	混合	固定	固定	Ologit	Ologit	
观测值	22364	14112	14112	21804	13887	13887	30323	29773	
R <sup>2</sup>	0.345	0.399	0.402	0.283	0.398	0.401	—	—	

注:\*表示p<0.1; \*\*表示p<0.05; \*\*\*表示p<0.01; 括号里的数字为标准差;—表示没有值。

户籍制度对劳动者客观收入影响的结果为(1)~(6)列。其中：结果(1)~(3)列考察城乡户籍差异的影响，结果(4)~(6)列考察本地与外地户籍差异的影响，此外结果(1)和(4)使用所有劳动力样本进行混合回归得出，而结果(2)、(3)、(5)、(6)列是通过构建2010年和2016年两期面板数据采用固定效应模型回归得出。结果(1)列显示，拥有城市户籍劳动力群体平均收入水平要比农村户籍劳动力高出近1.045倍，在控制时间因素（“时间×户口”项）后，城市户籍劳动力平均收入水平比农村户籍劳动力仅高出31.3%，表明随着时间的推移，劳动力市场的城乡户籍歧视在减弱。由于混合OLS回归无法克服由于遗漏某些变量而造成的异质性偏误，使用固定效应模型来克服。结果(2)列和(3)列显示，在控制其他变量的情况下，城市户籍对劳动者收入水平的影响为正、时间效应为负，尽管结果并不显著，但其符号也可以表明拥有城市户籍的劳动收入水平一般要高于农村户口劳动者，但随着时间的推移，城市户籍优势在减弱，与回归结果(1)列得出结果相呼应。

结果(4)~(6)列考察了户籍制度对本地和外地劳动力客观收入水平的影响。混合回归结果(4)列显示，本地户籍对收入水平的影响显著为负，时间效应则显著为正，但使用固定效应模型得出的结果(5)列和(6)列本地户籍和时间效应结果不显著、系数也较小，符号也无法支持结果(4)列的结论，结果并不稳健。这可能是因为在本文以劳动者工作总收入来表示收入水平，而工作总收入当中工资占据绝大部分，本地与外地户口之间在工资收入方面可能歧视较小或不存在歧视，同时也可能是由于本地与外地户籍的差别更多的体现在子女教育、医疗及就业门槛等领域，在工资等收入方面的差距相对较小。

户籍制度对劳动者主观收入水平的影响为回归结果(7)和(8)列。结果(7)列显示，城市户籍系数显著为负，时间效应系数也为负，但并不显著。结合前述对结果(1)~(3)列的分析，与农村户籍劳动者相比，城市户籍劳动者显著低估了自身的收入水平。从结果(8)列来看，本地户籍系数和时间效应系数符号都为正，但并不显著、系数也较小。表明，从个人主观评价来看，本地户籍与外地户籍收入水平差距不大，在一定程度上印证了回归结果(5)列和(6)列的结论。

除户籍因素及性别等个人特征外，受教育年限系数在所有回归方程中都显著为正，表明人力资本对劳动者收入提高的重要性。

## 2. 户籍制度对劳动者社会地位的影响

选用客观法测量ISEI指数检验户籍制度对劳动者社会地位影响的回归结果为(9)~(14)列，见表5。其中：(9)~(11)列为城乡户籍差别对劳动者社会地位的影响，(12)~(14)列则考虑了本地与外地户籍的差别。混合回归结果(9)列显示，城市户籍对劳动者社会地位的提升具有显著正向影响，而时间效应显著为负则表明城乡户籍差别对劳动者社会地位的歧视随时间减弱。而采用固定效应模型估计出的结果(10)列和(11)列显示，城市户籍对劳动者社会地位具有正向影响但并不显著，而时间效应是显著为负的，在一定程度上印证了混合回归的结果。

从本地与外地户籍差别对劳动者ISEI指数的影响来看，固定效应模型估计出的结果(13)列本地户籍系数显著为负，结果(14)列的本地户籍系数虽然不显著但符号为负，原因可能在于，如果剔除农民工的影响，与本地户籍劳动人口相比，外地户籍劳动人口往往受教育程度更高、工作更加努力、工资收入也往往较高。但从时间效应来看，结果(13)列和(14)列的本地户籍与时间交叉项系数显著为正，表明随着时间的推移，本地户籍人口社会提升的机会要高于外地户籍人口。原因可能在于：一方面是地方政府大多实施本地户籍就业优先政策，导致外来人口在就业的机会、待遇及保障等方面与本地人口存在差别，以至于大部分外来劳动力往往从事本地人口不愿意从事的最低级和最底层工作(魏万青, 2012)，这种本地户籍优先的就业政策在大城市尤为明显；另一方面外来优秀劳动者在中国大部分城市都施行“人才优先落户”的政策下，户籍身份实现了向本地户籍的转变。

回归结果(15)列和(16)列是选用主观法测量的社会地位来检验户籍制度的影响。结果(15)列显示：城市户籍系数显著为负，表明城市户籍劳动人口对自身社会地位的评估低于农村人口，这与城市户籍劳动人口对自身主观收入的估计低于农村劳动人口一样[表4中结果(7)列]，城市户籍与时间交叉项系数为负，但并不显著。从本地与外地户籍差别来看：本地户籍系数显著为正，表明本地户籍劳动人口对自身社会地位的主观评价要高于外来劳动人口，而本地户籍与时间的交叉项系数符号为正但并不显著。

除此之外，与表4得出的结果相呼应，教育不仅是提升个人收入的重要路径，也对劳动者的社会地位提升具有促进作用。

表 5 户籍制度对劳动者社会地位的影响

解释变量		被解释变量:lnISEI						主观社会地位	
		城市 vs 农村			本地 vs 外地			城市 vs 农村	本地 vs 外地
		(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
户籍因素	户口	0.418*** (0.006)	0.044 (0.049)	0.048 (0.049)	-0.167*** (0.011)	-0.044* (0.026)	-0.042 (0.026)	-0.318*** (0.081)	0.225*** (0.056)
	时间×户口	-0.087*** (0.009)	-0.055*** (0.013)	-0.054*** (0.013)	-0.040*** (0.014)	0.045* (0.027)	0.045* (0.027)	-0.017 (0.048)	0.007 (0.069)
个体因素	男性	-0.010** (0.004)			-0.036*** (0.005)			-0.237*** (0.033)	-0.245*** (0.033)
	年龄	-0.011*** (0.001)	0.010 (0.022)	0.002 (0.022)	-0.006*** (0.001)	0.014 (0.023)	0.005 (0.023)	0.019*** (0.007)	0.017** (0.007)
	年龄 <sup>2</sup>	0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	身高	-1.739* (0.915)	-1.563 (4.689)	-1.286 (4.693)	-3.886*** (0.976)	-2.256 (4.936)	-1.753 (4.929)	8.050 (6.346)	7.628 (6.412)
	身高 <sup>2</sup>	-0.219 (0.187)	0.534 (1.109)	0.480 (1.110)	0.313 (0.200)	0.687 (1.172)	0.577 (1.171)	-1.849 (1.337)	-1.710 (1.352)
	体重	0.061*** (0.011)	-0.018 (0.048)	-0.020 (0.048)	0.076*** (0.012)	-0.015 (0.050)	-0.017 (0.050)	-0.004 (0.075)	-0.004 (0.076)
	体重 <sup>2</sup>	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
	BMI	-0.167*** (0.030)	0.030 (0.135)	0.034 (0.136)	-0.204*** (0.032)	0.022 (0.140)	0.028 (0.140)	0.023 (0.201)	0.019 (0.203)
	BMI <sup>2</sup>	0.002*** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002*** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
	少数民族		0.335*** (0.019)	0.347*** (0.027)		0.346*** (0.022)	0.357*** (0.030)	0.118** (0.049)	0.128*** (0.049)
自评健康	一般	0.032*** (0.007)	0.001 (0.022)	0.004 (0.022)	0.036*** (0.008)	0.005 (0.023)	0.009 (0.023)	0.207*** (0.063)	0.208*** (0.064)
	比较健康	0.093*** (0.007)	0.001 (0.021)	0.002 (0.021)	0.111*** (0.007)	0.002 (0.021)	0.003 (0.021)	0.356*** (0.059)	0.357*** (0.059)
	很健康	0.063*** (0.007)	-0.001 (0.022)	0.001 (0.022)	0.083*** (0.007)	0.006 (0.022)	0.008 (0.022)	0.523*** (0.060)	0.522*** (0.061)
	非常健康	0.065*** (0.007)	-0.008 (0.023)	-0.005 (0.023)	0.073*** (0.008)	0.001 (0.024)	0.003 (0.024)	0.831*** (0.062)	0.835*** (0.063)
ln(收入水平)			0.011*** (0.002)	0.010*** (0.002)		0.010*** (0.002)	0.009*** (0.002)	—	—
社会因素	教育年限		0.007** (0.003)	0.007** (0.003)		0.008** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.015*** (0.004)	0.019*** (0.004)
	教育×户口		0.001 (0.005)	0.000 (0.005)		0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.020*** (0.007)	-0.006** (0.003)
	党员		-0.022 (0.034)	-0.022 (0.034)		-0.028 (0.036)	-0.028 (0.036)	0.478*** (0.040)	0.492*** (0.040)
位置因素	市辖区			-0.012 (0.021)			-0.009 (0.022)	-0.281*** (0.027)	-0.286*** (0.028)
	中部			0.002 (0.272)			-0.045 (0.257)	0.828 (0.528)	0.769 (0.602)
	西部			0.025 (0.254)			-0.007 (0.258)	0.520*** (0.172)	0.489*** (0.176)
	直辖市			0.156 (0.222)			0.152 (0.215)	0.323 (0.511)	0.307 (0.586)
	省份	否	否	是	否	否	是	是	是
控制时间		是	是	是	是	是	是	是	是
回归模型		混合	固定	固定	混合	固定	固定	Ologit	Ologit
观测值		32840	16217	16217	32043	15937	15937	30458	29907
R <sup>2</sup>		0.308	0.037	0.044	0.158	0.032	0.041	—	—

注: \*表示 p<0.1; \*\*表示 p<0.05; \*\*\*表示 p<0.01; 括号里的数字为标准差; —表示没有值。

## 五、结论及启示

为实现以人为核心的新型城镇化,进一步消除户籍歧视以体现社会公平正义之精神,2014年中国开始新一轮户籍制度改革。然而,经过多轮改革之后,户籍歧视是否趋于止步?为回答上述问题,本文利用CFPS数据,研究了中国社会分层及户籍身份特征对劳动者收入水平和社会地位的影响。本研究结论总结如下:

第一,城乡分割的户籍制度是导致中国社会分层的重要原因。本研究通过采用基于递归分类算法的回归树模型,在控制了个体异质性情况下,综合比较分析城乡户籍制度、本地与外地户籍差异、教育程度、社会经济地位、区位等导致社会分层主要变量情况下,回归树结果显示,无论从劳动者收入水平还是社会地位来看,城乡分割的户籍制度是导致中国社会分层的首要因素,其次是教育及是否常住东部地区和市辖区。

第二,从收入水平来看,劳动力市场上的户籍歧视在减弱。一方面,尽管城市户籍劳动力平均工资总收入水平要高于农村户籍劳动力,但随着时间的推移,城乡差距在缩小;另一方面,从本地户籍与外地户籍的差异来看,两者在劳动力市场上的工资总收入水平差异并不显著。可以说,从工资总收入水平来看,户籍制度改革在劳动力市场上是有成效的。

第三,从劳动者社会地位来看,城乡歧视在减弱,但本地户籍与外地户籍在社会地位方面存在的差异在增加。一方面,随着时间的推移,城市户籍与农村户籍劳动者的社会地位差距呈现缩小的态势;而另一方面,本地户籍与外地户籍劳动者社会地位的差距随着时间的推移在加强,表明户籍对劳动者社会地位的歧视正从城乡转向跨区域。

本研究表明,尽管经过多轮市场化改革,户籍制度对劳动力市场上的工资收入等直接歧视有所弱化,但户籍歧视正在从城乡向跨区域转变,户籍制度仍然是导致社会分层、形成当前不稳定社会结构的重要原因,这种社会结构显然不利于中国经济社会的稳定和长期发展,值得我们高度警惕,这也是众多学者认为中国户籍制度改革实际效果并不理想的原因。而户籍制度改革缓慢的主要制度性原因在于,城市及本地居民在这种制度下已经形成了一个庞大的、相对独立的既得利益团体(Solinger, 1985),外来人口必然会对该团体的既有利益形成冲击(蔡昉等, 2001)。因此户籍制度的受益者必然会成为维护这种制度的力量(Solinger, 1999),阻碍户籍制度改革。同时,人口集中向户籍含金量更高的东部发达地区及大城市流动又加大了这些地区户籍制度改革的难度(年猛和王垚, 2016)。因此,通过大力发展中西部区域、统筹城乡融合发展,逐步缩小区域、城乡发展差距,通过缩小发展差距来逐步降低发达区域和城市户籍“含金量”是加快消除户籍歧视的重要途径。本研究还证实了,教育对普通居民获得社会地位提升、收入增加具有重要作用。在户籍制度改革已经步入深水区、难度越来越大的情况下,通过大力推进教育机会均等化、教育质量普及化,全面提高各类群体尤其是低收入群体子女受教育机会,通过教育来改变家庭命运,以逐步降低户籍潜在福利和含金量,为全面消除户籍歧视奠定社会及经济基础。

### 参考文献

- [ 1 ] 蔡昉, 都阳, 王美艳, 2001. 户籍制度与劳动力市场保护[J]. 经济研究, (12): 41-49.
- [ 2 ] 陈斌开, 陆铭, 钟宁桦, 2010. 户籍制约下的居民消费[J]. 经济研究, (S1): 62-71.
- [ 3 ] 陈钊, 陆铭, 2008. 从分割到融合: 城乡经济增长与社会和谐的政治经济学[J]. 经济研究, (1): 21-32.
- [ 4 ] 陈钊, 陆铭, 2016. 迈向社会和谐的城乡发展: 户籍制度的影响及改革[M]. 北京: 北京大学出版社.
- [ 5 ] 邓曲恒, 2007. 城镇居民与流动人口的收入差异——基于Oaxaca-Blinder和Quantile方法的分解[J]. 中国人口科学, (2): 8-16.
- [ 6 ] 杜小敏, 陈建宝, 2010. 人口迁移与流动对我国各地区经济影响的实证分析[J]. 人口研究, 34(3): 77-88.
- [ 7 ] 都阳, 蔡昉, 屈小博, 程杰, 2014. 延续中国奇迹: 从户籍制度改革中收获红利[J]. 经济研究, 49(8): 4-13, 78.
- [ 8 ] 郭菲, 张展新, 2013. 农民工新政下的流动人口社会保险: 来自中国四大城市的证据[J]. 人口研究, 37(3): 29-42.
- [ 9 ] 国务院发展研究中心课题组, 2010. 农民工市民化对扩大内需和经济增长的影响[J]. 经济研究, (6): 4-16.
- [ 10 ] 李春玲, 2005. 当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量[J]. 社会学研究, (2): 74-102.
- [ 11 ] 李强, 2005. “丁字型”社会结构与“结构紧张”[J]. 社会学研究, (2): 55-73.
- [ 12 ] 梁琦, 陈强远, 王如玉, 2013. 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, (12): 36-59.
- [ 13 ] 陆铭, 陈钊, 2004. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, (6): 50-58.
- [ 14 ] 年猛, 王垚, 2016. 行政等级与大城市拥挤之困——冲破户籍限制的城市人口增长[J]. 财贸经济, (11): 126-145.
- [ 15 ] 宋锦, 李实, 2013. 中国城乡户籍一元化改革与劳动力职业分布[J]. 世界经济, (7): 28-47.

- [16] 孙文凯, 白重恩, 谢沛初, 2011. 户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响[J]. 经济研究, (1): 28-41.
- [17] 王美艳, 2005. 城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究[J]. 中国社会科学, (5): 36-46.
- [18] 魏后凯, 盛广耀, 2015. 我国户籍制度改革的进展、障碍与推进思路[J]. 经济研究参考, (3): 6-17.
- [19] 魏万青, 2012. 户籍制度改革对流动人口收入的影响研究[J]. 社会学研究, (1): 152-173.
- [20] 吴贾, 姚先国, 张俊森, 2015. 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, (11): 148-160.
- [21] 杨昕, 2015. 二元户籍制度下农村劳动力转移对劳动收入占比变动的的影响[J]. 人口研究, 39(5): 100-112.
- [22] 阳义南, 连玉君, 2015. 中国社会代际流动性的动态解析——CGSS与CLDS混合横截面数据的经验证据[J]. 管理世界, 32(4): 79-91.
- [23] 余向华, 陈雪娟, 2012. 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, (12): 97-110.
- [24] 章莉, 李实, DARITYJR A W等, 2014. 中国劳动力市场上工资收入的户籍歧视[J]. 管理世界, 31(11): 35-46.
- [25] 章元, 王昊, 2011. 城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视: 基于人口普查数据的研究[J]. 管理世界, 28(7): 42-51.
- [26] 钟笑寒, 2006. 劳动力流动与工资差异[J]. 中国社会科学, 2006: 34-46.
- [27] 朱江丽, 李子联, 2016. 户籍改革、人口流动与地区差距——基于异质性人口跨期流动模型的分析[J]. 经济学: 季刊, (2): 797-816.
- [28] 朱玲, 2009. 农村迁移工人的劳动时间和职业健康[J]. 中国社会科学, (1): 133-149.
- [29] 邹一南, 2018. 户籍改革的路径误区与政策选择[J]. 经济学家, (9): 88-97.
- [30] ANDREWS D W, 1993. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point[J]. *Econometrica*, 61(4): 821-856.
- [31] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X, 1992. Convergence[J]. *Journal of Political Economy*, 100: 223-225.
- [32] DUNCAN O D, 1961. A socioeconomic index for all occupations[R]. ALBERT J and REISS JR, Edited *Occupations and Social Status*, New York: Free Press, 109-138.
- [33] DÉMURGER S, GURGAND M, LI S, et al, 2009. Migrants as second-class workers in urban China? A decomposition analysis[J]. *Journal of Comparative Economics*, 37(4): 610-628.
- [34] GANZEBOOM H B, DE GRAAF P M, TREIMAN D J, et al, 1992. A standard international socio-economic index of occupational status[J]. *Social Science Research*, 21(1): 1-56.
- [35] GAO Q, YANG S, LI S, 2012. Labor contracts and social insurance participation among migrant workers in China[J]. *China Economic Review*, 23(4): 1195-1205.
- [36] HANSEN B E, 1997. Approximate asymptotic  $p$  values for structural-change tests [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1): 60-67.
- [37] HJORT N L, KONING A, 2002. Tests for constancy of model parameters over time[J]. *Journal of Nonparametric Statistics*, 14(1-2): 113-132.
- [38] LIU Z, 2005. Institution and inequality: The Hukou system in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 33(1): 133-157.
- [39] SOLINGER D J, 1985. "Temporary residence certificate" regulations in Wuhan, May 1983 [J]. *China Quarterly*, 101(101): 98-103.
- [40] SOLINGER D J, 1999. *Contesting citizenship in urban China: Peasant migrants, the state, and the logic of the market*[M]. Oakland: University of California Press.
- [41] WHALLEY J, ZHANG S, 2007. A numerical simulation analysis of(hukou)labour mobility restrictions in China[J]. *Journal of Development Economics*, 83(2): 392-410.
- [42] WU X, TREIMAN D J, 2004. The household registration system and social stratification in China: 1955—1996 [J]. *Demography*, 41(2): 363-384.
- [43] ZEILEIS A, 2005. A unified approach to structural change tests based on ml scores,  $f$  statistics, and ols residuals [J]. *Econometric Reviews*, 24(4): 445-466.
- [44] ZEILEIS A, HOTHORN T, HORNIK K, et al, 2008. Model-based recursive partitioning[J]. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 17(2): 492-514.

## Income Gap, Social Statue and the Effectiveness of Hukou System Reform

Nian Meng

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

**Abstract:** Used the data from the “China Household Tracking Survey”, the impact of the household registration system on China’s social stratification, workers’ income level and social status was analyzed. Firstly, the regression tree model based on recursive partitioning algorithm was used to show that the Hukou system of urban-rural segmentation is an important reason for social stratification. Secondly, the income level and social status were measured by subjective and objective methods to show that the Hukou discrimination in the labor market tends to weaken from the perspective of total wage income level. From the perspective of social status, the Hukou discrimination between urban and rural areas is weakening, but the Hukou discrimination between local and foreign areas is strengthening. Finally, it was proposed to comprehensively improve the educational opportunities of children of all groups, especially low-income groups, by vigorously promoting the equalization of educational opportunities and popularizing the quality of education when the reform of the Hukou system has entered the deep-water area and is becoming more and more difficult. Through education to change the family’s destiny, in order to gradually reduce the potential welfare and ‘gold content’ of Hukou, through the ‘curve reform’, to lay a social and economic foundation for the complete elimination of Hukou discrimination.

**Keywords:** income gap; social statue; Hukou discrimination