



重庆理工大学学报(社会科学)

Journal of Chongqing University of Technology(Social Science)

ISSN 1674-8425,CN 50-1205/T

《重庆理工大学学报(社会科学)》网络首发论文

题目： 户籍身份转换让农业转移人口更好地融入城市了吗？——基于社会地位与收入水平的视角

作者： 年猛

收稿日期： 2023-08-02

网络首发日期： 2024-04-18

引用格式： 年猛. 户籍身份转换让农业转移人口更好地融入城市了吗？——基于社会地位与收入水平的视角[J/OL]. 重庆理工大学学报(社会科学).
<https://link.cnki.net/urlid/50.1205.T.20240417.0836.002>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

户籍身份转换让农业转移人口更好地融入城市了吗？ ——基于社会地位与收入水平的视角

年 猛

（中国社会科学院 农村发展研究所，北京 100732）

摘要：利用中国国家家庭追踪调查（CFPS）微观数据，采用倾向得分匹配法（PSM 方法）从劳动者社会地位和收入水平两个视角检验农业转移人口在实现户籍身份转换后（即农转非）是否更好地融入城市。研究表明：首先，从实际收入水平和社会地位来看，户籍转换劳动者群体与城市户籍群体间的差异并不显著，户籍转换劳动者在实际收入和社会地位方面已较好地融入城市；其次，户籍转换劳动者群体在客观收入水平与实际社会地位方面平均高于农村户籍群体，劳动力市场上的户籍歧视依然存在；最后，从主观指标来看，农村户籍劳动者群体在收入水平及社会地位方面的主观评价高于户籍转换劳动者群体，而户籍转换劳动者群体的主观评价指标则高于城市户籍群体，原因可能是：与城市相比，农村户籍及户籍转换劳动者实际工作总收入及 ISEI 指数提升速度相对较快，心理上得到的满足度也较高，同时也可能是受“知足者常乐”的心理状态的影响。研究证实了尽管经过多轮户籍制度改革，但劳动力市场上的户籍歧视依然存在，农村户籍劳动者工资收入水平及社会地位仍旧低于城市户籍劳动者；实现农转非劳动者与城市户籍劳动者在收入水平及社会地位方面的差距并不显著，户籍身份转换劳动者群体已经基本融入城市社会，说明加快推进农业转移人口市民化进程确实有助于提升农业转移人口的收入水平及其社会地位。基于此，提出加快推进城乡基本公共服务均等化，完善市民化成本共担、收益共享机制等建议。

关键词：户籍转换；收入水平；社会地位；农业转移人口；匹配

中图分类号：F323.6

文献标识码：A

一、引言

受户籍制度的影响，中国大量农业转移人口难以融入城市社会，导致市民化进程严重滞后^[1]。为加快市民化进程，国务院先后发布了《关于进一步推进户籍制度改革的意见》《推动 1 亿非户籍人口在城市落户方案》等政策及实施方案。由于户籍内含的福利存在城乡及区域差别，与农村及落后地区相比，城市及发达地区的地方政府为本地户籍居民在教育、就业、医疗、养老等方面提供了更为优质的基本公共服务^[2-5]。与此同时，改革开放以来中国农业转移人口主要呈现“人往城中走”“人往东部走”和“人往高处走”^①的流动特征^[6]，不可避免地增加了流入地政府推进市民化的成本。此外，在推进城市化过程中，部分地方政府存在“重物轻人”“要地不要人”的传统思维，这导致户籍人口城镇化率长期低于常住人口城镇化率^[7-9]。

收稿日期：2023-08-02；**修回日期：**2024-03-15

基金项目：国家社会科学基金重大项目“中国城乡关系变迁史研究（1840—2020）”（23VLS014）

作者简介：年猛，副研究员，经济学博士，中国社会科学院农村发展研究所城乡关系研究室主任，主要从事区域政策、城乡关系研究。

^①“人往高处走”指人口向省会城市、副省级及直辖市等高行政等级城市流动。

基于公平的考虑，我国政府不断加大政策力度来推进市民化进程。例如：国务院出台的《关于实施支持农业转移人口市民化若干财政政策的通知》明确提出“建立中央和省级财政农业转移人口市民化奖励机制，调动地方政府推动农业转移人口市民化的积极性”，同时要求“落实东部发达地区和大型、特大型城市的主体责任”，以“胡萝卜加大棒”的方式促进地方政府加快农业转移人口市民化进程。然而，推进市民化不仅仅是一纸农转非户籍登记的简单转换，还涉及农转非居民与原居民在子女教育、医疗卫生、就业及社会保障等方面要享有同等待遇。一些地方政府基于降低成本、完成任务考核等方面的考虑并未充分赋予农转非居民与原城市居民享有同等社会保障等基本权益，使得部分农转非居民既不像市民又不像农民，无法完全融入城市^[10-11]。

为检验农转非居民在户籍身份转换后是否更好地融入城市，本文利用中国家庭追踪调查数据，以劳动力市场的被雇佣劳动者为样本进行实证检验。现有文献主要从就业机会^[12]、社会经济地位^[13]、收入水平^[14]、职业晋升^[15-16]、市民角色意识^[17]等方面研究农转非居民的市民化问题。与现有的研究相比，本文的边际贡献在于：一方面，从实际收入改善和社会经济地位提升两个方面来考察农转非劳动者分别与城市户籍和农村户籍劳动者的差别，以检验农业转移劳动力在实现户籍身份转换后是否融入了城市社会；另一方面，为检验农转非劳动者是否更好地融入社会生活，他们心理状况的变化也是需要关注的重要范畴，因此除了使用客观指标，本文还使用了劳动者的主观收入和主观社会地位评价指标。

本文余下安排如下：第二部分为农村户籍、农转非以及城市户籍 3 种类型劳动者之间社会经济地位与收入水平的简单数据描述和统计分析；第三部分为计量模型的设定和相关变量说明；第四部分为实证结果分析；第五部分为研究的主要结论和启示。

二、社会地位、收入水平与劳动者户籍类型

本文使用的数据主要来自中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，简称 CFPS），该数据库覆盖全国 25 个省（自治区、直辖市），CFPS 于 2010 年正式开始，每 2 年进行 1 次，最新一期的数据更新到 2016 年。本文用 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年 16~65 岁被雇佣劳动者作为样本，分析劳动力市场上不同户籍类型劳动者在社会地位及收入水平方面的差别。

（一）劳动者户籍类型与社会地位差别

本文分别使用主观法与客观法衡量劳动者社会地位。其中，根据 CFPS 设计的调查问卷，主观法测量的社会地位是取值范围为“1~5”的离散变量，“1”为最低社会地位，“5”为最高社会地位，取值越高表明劳动者主观的社会地位就越高。关于劳动者社会地位的客观衡量指标，本文借鉴已有学者的研究^[18]，以国际标准职业社会经济指数（简称 ISEI 指数^①）来衡量劳动者社会地位。一般来说，ISEI 指数主要基于职业的平均受教育水平及收入水平计算而得，是反映劳动者社会地位的综合指标。CFPS 计算的 ISEI 指数取值范围为“19~90”，ISEI 数值越大，表明劳动者的社会地位就越高。

为比较分析劳动力市场上农业转移人口在获得城市户籍后产生的变化，按户籍类型将劳动者分为农村

^①由于翻译的原因，ISEI 指数也叫国际社会经济地位指数（International Socioeconomic Index），大多数职业的 ISEI 分值在 20~80 分区间，社会经济地位越高的职业的 ISEI 得分越高。

户籍劳动者、户籍转换（即农转非）劳动者和城市户籍劳动者 3 种类型。需要说明的是，农村户籍劳动者是指一直持有农业户口的劳动力，城市户籍劳动者是指一直持有城市户口的劳动力，不含农转非居民。

从劳动者主观社会地位评价的统计结果来看（见表 1），农村户籍群体中，31.23%的劳动者认为自己社会地位比较低（即数值为“1”和“2”），49.62%的劳动者认为自己社会地位一般（即数值为“3”），19.15%的劳动者认为自己社会地位较高（即数值为“4”和“5”）。户籍转换劳动者群体中，32.56%的劳动者认为自己社会地位较低，51.12%的劳动者认为自己社会地位处于中等，16.32%的劳动者认为自己社会地位较高。城市户籍劳动者群体中，38.57%的劳动者认为自己社会地位较低，50.16%的劳动者认为自己社会地位处于中等水平，仅有 11.27%的城市劳动者认为自己社会地位较高。总体来看，农村户籍劳动者群体倾向于高估自身的社会地位，城市户籍劳动者群体倾向于低估自身的社会地位，而户籍转换劳动者对自身社会地位的主观评价则居于上述两者之间。

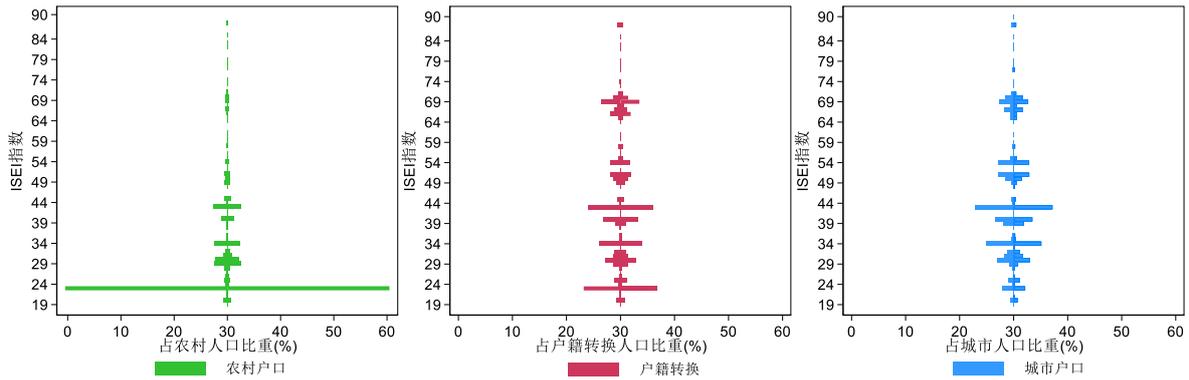
表 1 劳动者户籍类型与主观社会地位、主观收入水平评价统计结果

单位：%

数值	农村户籍		户籍转换（农转非）		城市户籍	
	主观社会地位	主观收入水平	主观社会地位	主观收入水平	主观社会地位	主观收入水平
1	12.66	24.12	13.07	22.93	17.26	27.34
2	18.57	27.51	19.49	26.78	21.31	27.84
3	49.62	39.97	51.12	42.54	50.16	39.10
4	13.25	5.61	12.52	6.24	9.15	4.81
5	5.90	2.79	3.80	1.51	2.12	0.91

注：数据来源于 CFPS；“城市户籍”群体为剔除“户籍转换”群体后的数据。

从劳动者客观社会地位来看，根据图 1：农村户籍劳动者 ISEI 指数处于底部的群体占大多数，ISEI 指数为 23 的劳动者群体占比达 60.91%，而在户籍发生转换的劳动者中，ISEI 指数处于底部的群体的占比则显著少于农村户籍劳动者，城市户籍劳动者的 ISEI 指数大部分集中在中部区域。总体来看，农村户籍劳动者客观社会地位不高，社会结构不合理，大部分劳动者处于社会的底层；户籍发生转换的劳动者群体社会结构分布较为均匀，虽然不是稳定的“纺锤型”结构，但与农村户籍劳动者相比，农转非群体总体社会地位较高，表明农业转移劳动力在实现农转非之后社会地位也随之相应地提升；城市户籍劳动者的客观社会地位总体呈现为类似发达国家的“纺锤型”结构，这是一种比较稳定的社会结构。通过比较可以看出，户籍转换劳动者群体在实现农转非后社会地位得到了提升，整体社会地位要优于农村户籍劳动者群体，但与城市户籍劳动者群体相比仍有些微差距。从图 1 中 ISEI 平均数值来看，户籍转换劳动者与城市户籍劳动者的客观社会地位差距已经非常小了，几乎可以忽略不计。除社会地位、收入水平外，不同户籍类型劳动者群体在教育、工作、家庭等领域也存在显著差别，详见下文劳动者户籍类型与其他特征的统计结果。



注：说明同表 1。

图 1 户籍类型与 ISEI 指数

（二）劳动者户籍类型与收入水平差别

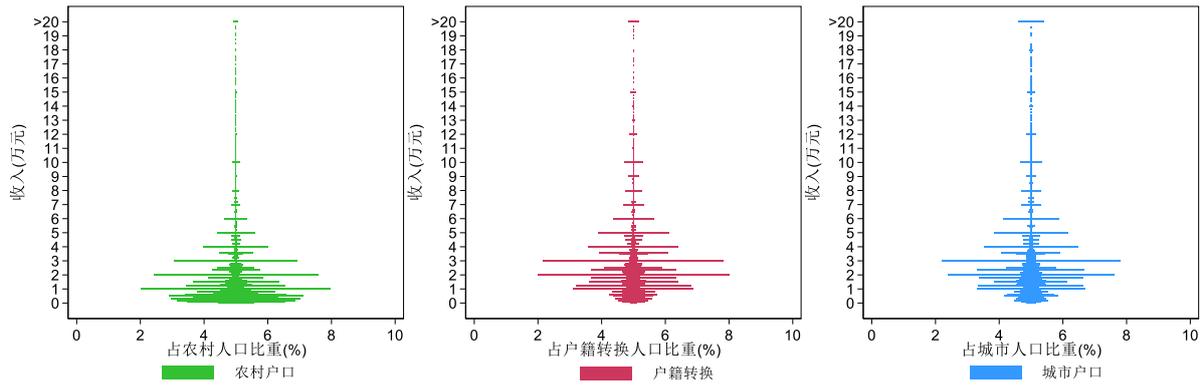
与测度劳动者社会地位指标一样，本文同样采用主观法和客观法测量不同户籍类型劳动者的收入水平。主观法测量的劳动者收入水平同样为“1~5”的离散变量，“1”为最低水平，“5”为最高水平，取值越高表明劳动者主观的收入水平就越高。客观收入即实际收入，根据 CFPS 提供的数据，本文以劳动者工作总收入来衡量劳动者客观收入水平^①。

从劳动者主观收入评价来看（见表 1）：农村户籍劳动者群体中，51.63%的劳动者认为自己收入水平较低（即数值为“1”和“2”），39.97%的劳动者认为自己收入处于中等水平（即数值为“3”），8.4%的劳动者认为自己收入水平较高（即数值为“4”和“5”）。户籍转换劳动者群体中，49.71%的劳动者认为自己收入水平较低，42.54%的劳动者认为自己收入处于中等水平，7.75%的劳动者认为自己收入水平较高。城市户籍劳动者群体中，高达 55.18%的劳动者认为自己收入水平较低，39.10%的劳动者认为自己收入水平处于中等，而认为自己收入水平较高的劳动者占比为 5.72%。总体来看，与其他群体相比，城市户籍劳动者认为自己收入水平偏低，存在低估倾向。

而从劳动者实际收入水平来看（见图 2）：从收入分布结构来看，农村户籍劳动者群体收入大概呈“金字塔型”，这是以底层收入者占大多数的结构，不利于社会稳定发展；户籍转换劳动者群体和城市户籍劳动者群体的收入分布则总体呈现出“纺锤型”的结构，如前所述这种结构以中间层收入者为大多数且这种结构有利于社会的稳定发展。但与城市户籍群体收入分布情况稍稍有所区别，户籍转换劳动者收入处于底层的群体的占比稍多，且在年工作总收入大于 20 万的高收入群体中，城市户籍劳动者的高收入群体占比最高。

由此我们可以简单得出以下结论：农业转移劳动力在获得城市户籍之后（即实现了“农转非”），社会地位和收入水平较农村户籍劳动者群体有了一定程度的提升，但与城市户籍劳动者群体相比则还存在些许差距，但从表 2 的数据来看，两者差距已经“微不足道”，表明农业转移劳动力实现户籍转换后已经逐渐融入城市群体。

^① 根据 CFPS 的计算，工作总收入等于所有工资、奖金、现金福利和实物补贴减去税和五险一金。



注：说明同表 1。

图 2 户籍类型与收入水平

（三）劳动者户籍类型与其他特征

除社会地位、收入水平外，不同户籍类型劳动者群体在教育、工作、家庭等领域也存在显著差别（见表 2）。从教育情况来看，城市户籍劳动者群体受教育水平最高，平均受教育年限为 11.232 年，其次是户籍转换群体平均达到 9.537 年，而农村户籍劳动者群体受教育水平最低，平均受教育年限仅为 6.129 年。从工作情况来看，与农村户籍劳动者相比，户籍转换劳动者群体与城市户籍劳动者群体工作年限更长、转换工作频次较低且大多从事第二、第三产业及国家公务员等社会地位较高的行业。根据受访劳动者 14 岁时父母最高教育年限的统计数据，城市户籍劳动者群体平均为 7.743 年，户籍转换劳动者群体平均为 5.322 年，农村户籍劳动者群体平均为 4.203 年。

表 2 劳动者户籍类型与主要特征变量的统计结果

特征变量及其维度		农村户籍	户籍转换	城市户籍		
社会地位	ISEI 指数	28.929	43.062	44.779		
	主观社会地位 ⁱ	2.812	2.745	2.576		
收入水平	ln(收入)	9.029	9.823	9.839		
	主观收入水平 ⁱ	2.355	2.366	2.241		
教育	平均受教育年限/年	6.129	9.537	11.232		
工作经历	工作年限/年		6.793	8.968	8.334	
	工作份数		1.918	1.696	1.533	
	产业类型 ⁱⁱ	第一产业	42.7%	3.4%	2.3%	
		第二产业	27.8%	29.9%	30.7%	
		第三产业	29.4%	66.7%	68.1%	
	职业类型 ⁱⁱ	国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人		3.7%	9.5%	10.5%
		专业技术人员		2.6%	18.4%	16.6%
		办事人员和有关人员		2.2%	12.3%	18.4%
商业、服务业人员		10.8%	24.5%	25.6%		
农、林、牧、渔、水利业生产人员		59.1%	9.4%	1.3%		
生产、运输设备操作人员及有关人员		19.5%	23.2%	24.7%		

	工作单位类型 ⁱⁱ	受雇政府党政或人民团体、事业单位、国有企业	4.3%	29.2%	39.6%
		受雇其他	28.4%	42.3%	44.3%
		私营企业、个体工商户、其他自雇	9.6%	14.0%	13.3%
		农业打工、非农散工	6.5%	2.6%	1.5%
		自家农业生产经营	51.3%	11.9%	1.3%
家庭	子女 14 岁时父母最高教育年限/年		4.203	5.322	7.743
	在婚 ⁱⁱⁱ		83.7%	88.0%	74.5%

注：i 表示主观判断变量，ii 表示类型变量，iii 表示虚拟变量；社会地位、收入水平、教育、工作年限、工作份数、子女 14 岁时父母最高教育年限等变量的数值为对应群体的平均数，其余变量的数值为具有该变量劳动者占本群体的比重。

三、计量模型设定

为分析农业转移劳动者在实现户籍身份转换后是否更好地融入城市群体，本文尝试从收入水平和社会地位两方面来比较分析户籍转换劳动者与城市户籍、农村户籍劳动者之间是否存在显著差异。在实证分析策略方面，首先使用双重差分模型（DID）进行实证检验，其次为保证结果的可靠性和稳健性，进一步使用倾向得分匹配法（PSM）进行分析。

（一）双重差分模型（DID）构建

基本 DID 模型构建如下：

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 hktrans_i + \beta_3 t_hktrans_i + \beta_4 individual_i + \beta_5 family_i + \beta_6 occupation_i + \beta_7 location_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， Y_i 表示劳动者 i 的客观收入水平或社会地位（即 ISEI 指数）； $hktrans_i$ 表示劳动者的户籍身份，为虚拟变量，若在观察期内劳动者发生农转非户籍身份转变，则 $hktrans_i$ 取值为 1，其他为 0； $individual_i$ 表示劳动者个体因素变量，包括性别、年龄、健康程度、是否为少数民族、是否为中共党员、受教育年限等； $family_i$ 表示劳动者的家庭因素，包括是否已婚和子女 14 岁时父母最高受教育年限等； $occupation_i$ 表示劳动者的工作情况，包括工作经验年限、是否在城市就业以及从事行业类型等； $location_i$ 表示劳动者居住区域，包括是否居住在市辖区东部、中部区域等； t 表示时间因素。

由于本文还使用了主观收入水平和主观社会地位两个主观指标，且这两个指标属于有序离散变量，可能包含不可观测变量，因此采用有序响应模型（Ordered Logit Model, Ologit）进行分析。模型设定如下：

$$Y_i^* = F(\beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 hktrans_i + \beta_3 t_hktrans_i + \beta_4 individual_i + \beta_5 family_i + \beta_6 occupation_i + \beta_7 location_i + \varepsilon_i) \quad (2)$$

其中， Y_i^* 表示劳动者 i 的主观收入水平或主观社会地位，其余变量与式（1）相同。

（二）倾向得分匹配法（PSM）模型构建

1. 方法简介

在政策评价问题中，如果数据来自观测而非随机试验，评估政策效应时就会产生偏差，为降低这种估

计偏差，学者们提出倾向得分匹配法（Propensity Score Matching, PSM）^[19]。为了对观测数据进行客观分析，需要对其进行结构化处理，将这些数据进行重新定义，使其符合常规的分配机制（Regular Assignment Mechanism），即类似于完全的随机试验，与随机试验不同的地方在于这种分配机制允许处理效应（Treatment Effect）随着个体变化。研究过程中，估计结果通常是针对整个样本或子样本的平均处理效应（Average Treatment Effect, ATE）。因为产出 Y_i 是表示两类劳动者群体收入水平及社会地位的变量，所以本文的处理效应主要有 2 种：一是获得非农户籍，取值为 1；二是保持原户籍特征，取值为 0。据此可以得到：

$$ATE = E[Y_i(1) - Y_i(0)] \quad (3)$$

然而并不是每一个个体都在处理效应范围之内，ATE 估计出来的结果可能与处理效应本身无关^[20]。针对这种情况，处理效应能够覆盖的群体 W 才是应该被关注的研究对象，此时的平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated, ATT）才是评估处理效应是否有效的重点，即：

$$ATT = E[Y_i(1) - Y_i(0) | W_i = 1] \quad (4)$$

其中， $E[Y_i(0) | W_i = 1]$ 为反事实均值（Counterfactual Mean），表示在处理效应能够覆盖的范围内但未享受到处理效应的子样本的均值，通过寻找反事实子样本作为对照组来估计 ATT。需要注意的是， $E[Y_i(0) | W_i = 0]$ 不能够作为对照组，因为即使没有处理效应，这类样本与处理组也有差异，这种差异叫做选择性偏误（Selection Bias）。具体为：

$$\begin{aligned} E[Y_i(1) | W_i = 1] - E[Y_i(0) | W_i = 0] &= [EY_i(1) | W_i = 1] - E(Y_i(0) | W_i = 1)] \\ &+ [E(Y_i(0) | W_i = 1) - E(Y_i(0) | W_i = 0)] = ATE + selection \ bias \end{aligned} \quad (5)$$

其中，选择性偏误是在没有处理效应的情况下，处理和未处理样本产出之间的偏差，即 $[E(Y_i(0) | W_i = 1) - E(Y_i(0) | W_i = 0)]$ ，只有在该项为 0 时，ATT 估计量才能被识别。因此，在观察样本中，需要依赖一些识别假定来解决选择偏差问题。

匹配过程要满足强忽略假定（Strong Ignorability），模型才能被识别。强忽略假定包括两个方面：第一，非混淆性（Unconfoundedness），指基于可观察性或条件独立性进行选择，是否参与处理过程的 W 取决于协变量 X （或预处理变量，Pre-Treatment Variable），与产出 Y 无关，即 $[Y_i(0); Y_i(1)] \perp\!\!\!\perp W_i | X_i$ ^①。如果是否参与处理效应是具有相似预处理变量个体的随机行为，就可以使用未处理个体的平均产出结果来计算 ATT。对于个体 i ，匹配的估计量在观测样本中找到与估计量相匹配的样本，通过这种方式得到的结果差异可以归因于处理效应。

第二，重叠假定（Overlap）或称之为共同支撑假定（Common Support Condition），指个体被处理的概率 $p_i = Pr(W_i | X_i)$ 由自身协变量的值所决定，且概率介于 0 和 1 之间，这个概率被称为倾向得分（Propensity

^①在 X 给定的条件下， $Y_i(0)$ 和 $Y_i(1)$ 与 w 独立。

Score), 即 $0 < Pr(W_i = 1 | X_i) < 1$ 。分析协变量值相同的子样本, 就类似于完全的随机实验, 而只有在满足强忽略假定的情况下, 才能识别平均处理效应。

OLS 分析满足了无混淆性假定, 但不一定满足重叠假定。如果处理组与对照组的协变量平均值差异较大, 而且无法得知处理效应在多大程度上依赖于协变量, 就会增加结论对模型和假定的敏感度, 协变量的选择会强烈影响模型的估计结果。因此, 近些年学界提出了采用非参数回归的估计量来避免模型过度依赖协变量的匹配方法, 主要是精确匹配法和倾向得分匹配法, 其基本思路是在无混淆性假定下, 寻找与处理样本协变量相似的未处理样本。在高维数据中, 从未处理样本中寻找与处理样本协变量完全相同的样本是很困难的, 精确匹配方法的运用受到限制; 而使用倾向得分匹配法, 可以通过概率实现降维的目的, 利用概率相似的样本作为控制组。基于以上分析, 本文以 OLS 方法作为参照, 使用 PSM 方法进行结果估计。

2. 模型设定

(1) 估计倾向得分

估计倾向得分需要先选择协变量, 根据已有文献, 对于协变量 X_i 的选择应基于前人的研究、理论以及统计检验, 并不需要行为解释^[21]。另外一些学者认为, 同时影响处理状态和产出的因素也应当被纳入协变量^[22]。在保证非混淆性假定前提下, 产出变量应该独立于以倾向得分为条件的处理效应。因此, 模型中应只包括不受处理效应影响的变量。为确保该条件成立, 应选择不随时间变化或者在处理效应实施前观测到的变量。除此之外, 匹配倾向得分为 0 或者为 1 的观测样本不应当在对照组中, 因为这部分样本一直或者从未接受处理效应, 即无法满足重叠假定而导致匹配无法进行。

本文主要研究户籍身份转换后劳动者收入水平及社会地位的变化, 为了尽可能得到准确的倾向得分, 首先, 根据上述相关理论及文献分析, 设定影响劳动者户籍身份转换的协变量 X_i , 包括个体因素 $individual_i$ 、家庭因素 $family_i$ 、工作状况 $occupation_i$ 以及位置因素 $location_i$; 其次, 确保处理组与控制组有足够的重叠。基于上述设定, 选择 Logistic 概率模型来估计倾向得分, 设定如下方程:

$$Pr(W_i = 1 | X_i) = F(h(X_i)) = \frac{\exp(h(X_i))}{1 + \exp(h(X_i))} \quad (6)$$

其中, $h(X_i)$ 表示协变量及其高阶项的线性方程, $F(\bullet)$ 是累计分布函数。

(2) 匹配策略和 ATT 估计

本文需要将户籍转换劳动者分别与农村户籍劳动者和城市户籍劳动者进行比较分析。在匹配过程中, 处理对象 i 为户籍转换劳动者, 与一个或者多个未发生户籍变化的劳动者进行匹配, 户籍转换劳动者 i 的结果变量 Y_i^{obs} 可以由相匹配对象的加权组合表示, 即:

$$\hat{Y}_i(0) = \sum_{j \in C(i)} W_{ij} Y_j^{obs} \quad (7)$$

其中， $C(i)$ 是邻近对象的集合^①， W_{ij} 是未处理对象 j 的权重， $\sum_{j \in C(i)} W_{ij} = 1$ 。对于处理对象户籍转换劳动者

i ，有 $W_{ii} = 0$ ，那么 $ATT = E[Y_i(1) - Y_i(0) | W_i = 1]$ 的估计值为：

$$\hat{ATT} = \frac{1}{N^T} \left[\sum_{W_i=1} Y_i^{obs} - \hat{Y}_i(0) \right] \quad (8)$$

其中， N^T 表示户籍转换劳动者中被户籍未发生变化劳动者匹配到的样本个数。

(三) 相关控制变量的说明

本文主要使用的控制变量包括个人特征因素、家庭因素、工作状况和位置因素，具体统计描述参见表3。

表3 相关控制变量的说明与描述性统计

变量及其维度		观测值	均值	方差	最小值	最大值		
户籍	农转非 (=1) VS 其他户籍 ⁱ	101 457	0.131	0.337	0	1		
	农转非 (=1) VS 农村户籍 ⁱ	86 643	0.153	0.360	0	1		
	农转非 (=1) VS 城市户籍 ⁱ	27 671	0.480	0.500	0	1		
就业	<i>ISEI</i>	75 698	33.226	14.036	19	90		
	主观社会地位 ⁱⁱ	112 897	2.756	1.004	1	5		
收入	ln(收入)	57 358	9.389	1.418	0	11.513		
	主观收入水平 ⁱⁱ	103 584	2.345	0.985	1	5		
个体因素	男性 ⁱ	124 208	0.496	0.500	0	1		
	年龄	124 211	40.876	13.852	16	65		
	健康程度 ⁱⁱ	124 135	3.353	1.265	1	5		
	少数民族 ⁱ	124 211	0.129	0.335	0	1		
	中共党员 ⁱ	114 218	0.064	0.244	0	1		
	受教育年限	119 694	7.582	4.750	0	22		
家庭因素	已婚 ⁱ	124 211	0.786	0.410	0	1		
	子女14岁时父母最高受教育年限	93 445	4.948	4.606	0	22		
工作状况	工作经验年限		55 942	6.430	8.034	0	58	
	城市就业 ⁱ		70 129	0.575	0.494	0	1	
	职业类型 ⁱⁱⁱ	国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人		77 376	0.055	0.227	0	1
		专业技术人员		77 376	0.068	0.251	0	1
		办事人员和有关人员		77 376	0.056	0.229	0	1
		商业、服务业人员		77 376	0.154	0.361	0	1
		农、林、牧、渔、水利业生产人员		77 376	0.420	0.493	0	1
		生产、运输设备操作人员及有关人员		77 376	0.224	0.417	0	1
位置因素	市辖区 ⁱ		120 757	0.462	0.499	0	1	

^①寻找临近对象集合的方法主要有3种，即最近邻匹配（Nearest-Neighbor Matching）、半径匹配（Radius Matching）和核匹配（Kernel Matching），本文分别使用这3种方法进行匹配。

	东部地区 ⁱ	124 211	0.459	0.498	0	1
	中部地区 ⁱ	124 211	0.247	0.431	0	1

注：i 表示虚拟变量；ii 表示主观判断变量，取值为 1 到 5 的整数，其中，1 表示很低，5 表示很高，以此类推；iii 表示类型变量。

四、实证结果分析

（一）DID 估计结果分析

根据式（1）～（2）可以得到户籍转换劳动者群体分别与农村及城市户籍劳动者群体在收入水平及社会地位方面的差异，双重差分模型估计结果见表 4。

户籍转换劳动者与农村户籍劳动者之间收入水平与社会地位差异结果见表 4 列（1）～（4）。从客观指标来看：根据表 4 列（1）的结果，在控制时间等其他变量的情况下，农转非变量显著为正，表明户籍转换劳动者平均 ISEI 指数高于农村劳动者群体，但农转非变量与时间交叉项显著为负，表明随着时间推移农村户籍劳动者群体与户籍转换劳动者群体的 ISEI 指数差距在逐渐缩小；根据表 4 列（3）的结果，在控制时间等其他变量的情况下，农转非变量也显著为正，农转非变量与 2014 年交叉项显著为负，尽管农转非变量与 2016 年交叉项并不显著但符号为负，同样表明户籍转换劳动者平均收入水平高于农村户籍劳动者群体，并且随着时间推移两者的差距在逐渐缩小。从主观指标来看：在控制其他变量情况下，表 4 列（2）和列（4）结果显示农转非变量都显著为负，表明户籍转换劳动者主观收入及主观社会地位平均要低于农村户籍劳动者群体，这与本文第二部分的数据描述一致，从主观评价来说，农村户籍劳动者倾向于高估自己的收入水平及社会地位，而从农转非与时间交叉项来看，这两个结果都不显著。

表 4 列（5）～（8）展示了户籍转换劳动者与城市户籍劳动者之间收入水平与社会地位的差异。从客观指标来看：根据列（5）的结果，在控制其他变量的情况下，农转非变量系数显著为正而农转非变量与时间交叉项则显著为负，表明户籍转换劳动者群体平均 ISEI 指数高于城市户籍劳动者群体，但随着时间的增加两者的差距在缩小，根据本文第二部分的数据描述，户籍转换劳动者群体平均 ISEI 指数低于城市户籍劳动者群体，与此处 DID 估计的结果相悖；根据列（7）结果，从劳动者客观收入情况来看，农转非变量系数显著为负而农转非变量与时间交叉项显著为正，表明户籍转换劳动者群体平均收入低于城市群体，但随着时间的增加两者的差距呈缩小态势。从主观指标来看：根据列（6）和列（8）的结果，尽管农转非变量系数符号为正但并不显著，但也反映了与城市户籍劳动者相比，户籍转换劳动者倾向于高估自己的收入水平和社会地位；农转非变量与时间交叉项系数符号为正但大部分并不显著，表明两个群体对自身主观收入和主观社会地位的评价差异较大。

表 4 户籍身份转换的 DID 估计结果

变量	户籍转换 VS 农村户籍				户籍转换 VS 城市户籍			
	ISEI	主观社会地位	ln(收入)	主观收入	ISEI	主观社会地位	ln(收入)	主观收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
农转非	5.421***	-0.170***	0.210***	-0.141**	5.236***	0.087	-0.091**	0.061
	(0.644)	(0.065)	(0.040)	(0.064)	(0.752)	(0.081)	(0.041)	(0.079)

2014 年	1.960***	0.394***	0.183***	0.564***	1.682**	0.273***	-0.029	0.346***
	(0.264)	(0.038)	(0.025)	(0.038)	(0.748)	(0.083)	(0.041)	(0.085)
2016 年	2.448***	0.086**	0.359***	0.192***	1.666*	-0.096	0.079	0.109
	(0.282)	(0.043)	(0.028)	(0.042)	(0.873)	(0.107)	(0.054)	(0.106)
农转非×2014 年	-3.421***	0.052	-0.099*	-0.119	-4.380***	0.184	0.157***	0.127
	(0.723)	(0.082)	(0.050)	(0.084)	(0.916)	(0.113)	(0.057)	(0.114)
农转非×2016 年	-3.666***	0.046	-0.036	0.111	-4.074***	0.215	0.300***	0.245*
	(0.802)	(0.103)	(0.061)	(0.101)	(1.066)	(0.144)	(0.074)	(0.141)
男性	-1.288***	-0.189***	0.513***	0.090***	-2.165***	-0.103**	0.302***	0.196***
	(0.167)	(0.030)	(0.020)	(0.030)	(0.399)	(0.052)	(0.027)	(0.053)
年龄	-0.195***	-0.011	0.035***	-0.019**	-0.223	-0.092***	0.027**	-0.101***
	(0.049)	(0.009)	(0.006)	(0.010)	(0.138)	(0.020)	(0.011)	(0.020)
年龄 ²	0.001**	0.000***	-0.001***	0.000**	0.002	0.001***	-0.000**	0.001***
	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
健康程度	0.010	0.213***	0.059***	0.230***	0.150	0.244***	0.021	0.220***
	(0.064)	(0.013)	(0.009)	(0.013)	(0.185)	(0.027)	(0.014)	(0.027)
少数民族	-0.596**	0.069	-0.013	0.101*	0.133	0.216	-0.066	0.061
	(0.268)	(0.055)	(0.042)	(0.055)	(0.962)	(0.136)	(0.066)	(0.148)
中共党员	3.542***	0.579***	-0.025	0.331***	1.936***	0.449***	0.117***	0.416***
	(0.438)	(0.053)	(0.037)	(0.055)	(0.587)	(0.076)	(0.035)	(0.077)
教育年限	-0.985***	-0.031***	0.012*	-0.067***	-1.122***	-0.117***	-0.007	-0.105***
	(0.050)	(0.010)	(0.007)	(0.010)	(0.169)	(0.027)	(0.018)	(0.026)
教育年限 ²	0.130***	0.003***	0.001**	0.006***	0.150***	0.008***	0.003***	0.010***
	(0.004)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.009)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
工作经验	0.253***	0.015***	0.037***	0.018***	0.134*	0.022**	0.043***	0.030***
	(0.026)	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.069)	(0.010)	(0.005)	(0.010)
工作经验 ²	-0.004***	-0.000	-0.001***	-0.000	0.001	-0.000	-0.001***	-0.000
	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
已婚	-0.208	0.286***	0.076**	0.241***	0.968*	0.472***	-0.020	0.439***
	(0.270)	(0.050)	(0.031)	(0.050)	(0.587)	(0.084)	(0.039)	(0.079)
子女 14 岁时 父母受教育年限	0.066***	0.006*	0.001	0.004	0.139***	0.014**	0.007**	0.021***
	(0.021)	(0.004)	(0.002)	(0.004)	(0.051)	(0.007)	(0.003)	(0.007)
市辖区	0.696***	-0.269***	0.074***	-0.228***	-1.190**	-0.506***	-0.080**	-0.403***
	(0.182)	(0.031)	(0.020)	(0.030)	(0.574)	(0.083)	(0.040)	(0.078)
东部	0.965***	-0.218***	0.231***	-0.003	0.030	-0.041	0.280***	0.162**
	(0.194)	(0.037)	(0.026)	(0.036)	(0.551)	(0.080)	(0.040)	(0.078)
中部	0.452**	-0.033	0.087***	0.055	0.045	0.123	-0.002	0.058
	(0.216)	(0.039)	(0.028)	(0.039)	(0.633)	(0.086)	(0.045)	(0.085)
职业类型	是	是	是	是	是	是	是	是
模型	OLS	Ologit	OLS	Ologit	OLS	Ologit	OLS	Ologit
观测值	15 702	18 109	10 159	17 888	4 453	5 532	4 352	5 459
R-squared[Pseudo R ²]	0.462	0.028	0.191	0.024	0.373	0.041	0.183	0.052

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计学水平上具有显著性；括号里的数字为标准差。

根据上述分析，我们发现尽管从主要观测变量来看，户籍转换劳动者与农村户籍劳动者之间收入水平与社会地位差异的估计与数据描述比较相符，但在户籍转换劳动者与城市户籍劳动者间的差异估计方面，存在部分估计结果与前述数据统计描述不一致的情况，尤其是两个群体间 ISEI 指数的差异估计。这可能是由于该数据本身并不是来自随机试验，使用传统 DID 方法进行评估会产生偏差，为保证结果的可靠性，本文进一步采取 PSM 方法进行检验。

(二) PSM 估计结果分析

1. 模型检验

使用倾向得分匹配法 (PSM) 进行估计，需要对观测数据进行结构化，使其符合常规的分配机制。为使数据匹配过程满足强忽略假定条件，需要对数据进行平衡性检验和共同支撑检验。

PSM 方法的主要目的是平衡两组样本的分布，平衡性检验主要是检验两组样本间解释变量差异的统计显著性。图 3 显示了每个变量匹配前后的变化，可以看出：在未处理之前，两组样本中各变量间的差异较大，而在进行匹配之后，大部分解释变量的差异保持在 -5%~5% 之间。

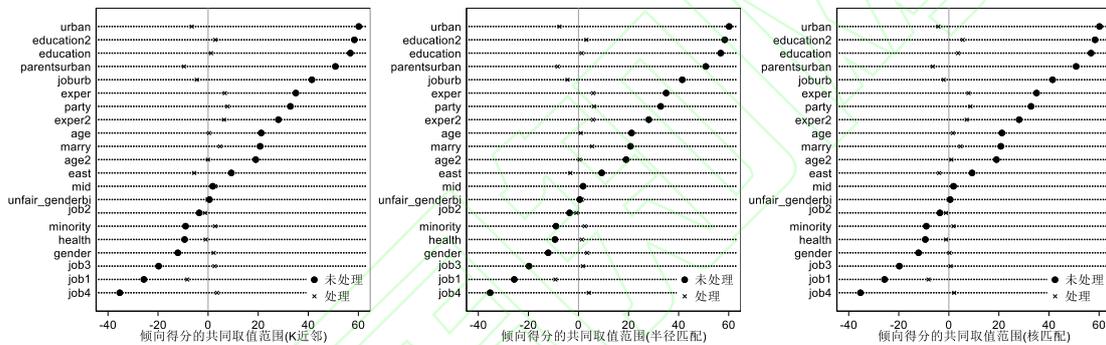


图 3 倾向得分的平衡性检验结果

由于本文使用了 K 近邻匹配、半径匹配和核匹配这 3 种方法进行匹配，需要对以上 3 种匹配方法进行检验。平衡检验结果如表 5 所示：总体来看，在进行样本匹配之后，标准偏差的均值下降到 3.5%~3.9% 之间；在匹配之前，模型的 Pseudo R^2 为 0.136，似然比检验统计量的 P 值为 0，无法拒绝联合检验的原假设；在匹配之后，模型的拟合值 Pseudo R^2 下降到 0.005~0.006 之间，似然比检验统计量的 P 值在 0.304~0.635 之间，拒绝联合检验的原假设，说明模型不显著。综上所述，样本匹配满足平衡性假设。

表 5 倾向得分的平衡性检验结果

变量	匹配前	K 近邻匹配 1—10 匹配	半径匹配 控制距离=0.001	核匹配 幅宽=0.06
Pseudo R^2	0.136	0.006	0.006	0.005
LR_ χ^2 统计量	897.88	22.70	22.26	17.27
$p > \chi^2$	0.000	0.304	0.327	0.635
平均值偏差	27.5	3.9	3.8	3.5
Untreated	-	5 653	5 207	5 653
Treated	-	1 266	1 237	1 266

共同支撑检验结果见图 4，可以看出：由 K 近邻匹配、半径匹配和核匹配 3 种方法得出的倾向得分大部分都落入共同取值范围内，共同支撑假设得到满足。

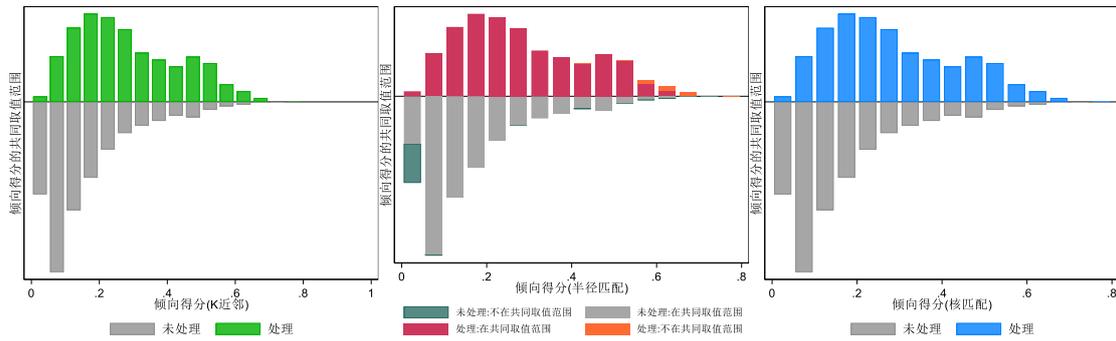


图 4 倾向得分的共同取值范围

2. 估计结果分析

通过 PSM 估计的不同户籍类型劳动者之间社会地位和收入水平差异的结果见表 6。为了对不同方法估计出的结果进行比较分析，表 6 列出了 3 种方法估计出的结果。其中：列（9）为 PSM 匹配前的估计结果；列（10）为 DID 模型的估计结果，来自表 4；列（11）~（13）是分别使用 K 近邻匹配、半径匹配和核匹配方法进行 PSM 估计出的结果。

从户籍转换劳动者与农村户籍劳动者间的客观收入与 ISEI 指数差异来看，尽管估计出变量系数的绝对值不同但符号都相同且显著，表明户籍转换劳动者群体与农村户籍劳动者群体在实际收入水平及实际社会地位方面是存在显著差异的，并且使用 PSM 估计出的结果与其他方法估计出的结果除绝对值不同外，基本涵义都支持了上述结论，证明结果是稳健的。而从主观收入与主观社会地位来看，户籍转换劳动者与农村户籍劳动者群体间的差异在不同方法估计下呈一定的差异，尤其是 PSM 估计出的结果都不显著，这也在一定程度上说明了劳动者对自身情况的评价带有极大的主观性，无法真实反映两个群体间的差异。

从户籍转换劳动者群体与城市户籍劳动者间的客观收入与 ISEI 指数差异来看，匹配前估计结果与 DID、PSM 等方法估计出的结果具有显著区别。结合本文第二部分的数据描述分析部分，全样本情况下户籍转换劳动者与城市户籍劳动者间的客观收入与 ISEI 指数差异已经十分微小，因此经过数据匹配后用 PSM 方法估计出的结果都不显著，表明两个劳动者群体间的实际收入与实际社会地位已基本无差异。而从主观收入和主观社会地位的差异来看，除主观社会地位外，主观收入差异也并不显著，表明户籍转换劳动者对自身社会地位的评估水平是较高的，这种主观评价的提高可能来自身份转化后较之前实际地位的提升。

表 6 社会地位、收入水平与劳动者户籍类型

变量		匹配前 ^a	DID: 虚拟变量系数 ^b	PSM: ATT (t 值)		
				K 近邻匹配	半径匹配	核匹配
				1—10 匹配	控制距离=0.001	幅宽=0.06
		(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
农转非 VS 农村户籍	ISEI	14.134***	5.421***	3.986***	3.787***	4.608***
		(72.979)	(0.644)	(4.761)	(5.812)	(6.495)
	主观社会地位	-0.067***	-0.170***	-0.060	-0.051	-0.063

	ln(收入)	(7.197)	(0.065)	(-1.221)	(-1.137)	(-1.357)	
		0.794***	0.210***	0.192***	0.109*	0.172***	
	主观收入	(52.863)	(0.040)	(2.972)	(1.915)	(2.855)	
		0.012	-0.141**	0.049	-0.009	0.013	
	农转非 VS 城市户籍	ISEI	(1.228)	(0.064)	(0.255)	(-0.053)	(0.073)
			-1.717***	5.236***	1.058	1.350	0.798
主观社会地位		(6.655)	(0.752)	(0.759)	(0.985)	(0.589)	
		0.169***	0.087	0.131*	0.158**	0.139**	
ln(收入)		(14.580)	(0.081)	(1.820)	(2.129)	(1.974)	
		-0.015	-0.091**	0.018	0.082	0.014	
主观收入	(0.902)	(0.041)	(0.204)	(1.026)	(0.166)		
	0.125***	0.064	0.148	0.168	0.124		
		(10.531)	(0.079)	(0.464)	(0.508)	(0.413)	

注：a 表示在匹配前进行的基于变量分类的数据均值比较；b 表示数据来自表 4 回归；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计学水平上具有显著性。

五、结论及启示

为检验农业人口在实现了户籍身份转换后是否更好地融入城市，本文使用 2010—2016 年 CFPS 数据库中 16~65 岁居民作为样本，采用 PSM 方法比较了不同户籍类型的居民收入水平和社会地位的差异。

研究结果显示：首先，从客观收入水平和实际社会地位（即 ISEI 指数）来看，户籍转换劳动者群体与城市户籍群体间的差异并不显著，表明户籍转换劳动者在实际收入和社会地位方面已经基本融入城市群体中；其次，户籍转换劳动者群体在客观收入水平与实际社会地位方面平均要高于农村户籍劳动者群体，表明城乡户籍歧视依然存在；最后，从主观指标来看，农村户籍劳动者群体在收入水平及社会地位方面的主观评价要高于户籍转换劳动者群体，而户籍转换劳动者群体的主观评价则高于城市户籍群体，原因可能是：与城市相比，农村户籍及户籍转换劳动者实际工作总收入及 ISEI 指数提升相对较快，心理上得到的满足度也较高，同时也可能是一种“知足者常乐”的心理状态。

本文研究结论对相关政策的制定也具有一定的启示。研究证实了，尽管经过多轮户籍制度改革，但劳动力市场上的户籍歧视依然存在，与城市户籍及户籍转换劳动者相比，尽管差距呈现缩小趋势，但农村户籍劳动者的工资收入水平及社会地位仍旧低于其他两个群体。而加快推进农业转移人口市民化进程确实有助于提升农业转移人口收入水平及社会地位，与未获得城市户籍的农村户籍劳动者相比，实现农转非户籍身份转换的劳动者与城市户籍劳动者在收入水平及社会地位方面的差距并不显著，户籍身份转换劳动者已经基本融入城市社会。由此提出以下政策启示：

第一，加快推进城乡基本公共服务均等化。基本公共服务涵盖教育、医疗、就业、社会保险、社会服务、住房保障等领域，城乡间基本公共服务的均等化程度是衡量城乡融合发展的重要标准。推进市民化进程应当缩小户籍制度本身隐含的就业等基本公共服务水平的差别^[23]，消除劳动力市场上由于户籍制度造成的就业门槛限制、工资歧视等障碍，打造公平的劳动力市场环境。新时代，在新质生产力赋能城乡融合的过程中，要促进城乡加快融合，推进城乡公共服务体系建设，就要完善城乡融合策略的顶层设计，加强区

域基本公共服务体系的管理和监督机制、评价与反馈机制的建设，提高城乡基本公共服务供给的质量和效率^[24]。根据《关于建立健全基本公共服务标准体系的指导意见》提出的发展目标，通过全面建立基本公共服务标准体系，“力争到 2025 年，基本公共服务标准化理念融入政府治理，标准化手段得到普及应用，系统完善、层次分明、衔接配套、科学适用的基本公共服务标准体系全面建立；到 2035 年，基本公共服务均等化基本实现，现代化水平不断提升”。结合当前城乡基本公共服务发展差距和中国基本国情，推进实现城乡基本公共服务一体化，应分类分阶段推进，同时强化中央统筹和区域联动功能。

具体来讲，一是分类分阶段推进基本公共服务均等化。一方面，依据当前经济发展基础和一体化推进的难度，率先推进基础教育、卫生医疗等服务质量及标准一体化；另一方面，依据各区域生活成本、人口规模等基本情况逐步推进养老、住房保障、优抚以及文体服务等基本公共服务均等化。二是强化中央政府标准制定、统筹及考核功能。首先，在基本公共服务一体化标准制定方面由中央政府与地方政府联合制定，并考虑各区域经济实力的差异性。其次，明确中央与地方在一些基本公共服务领域的支出责任划分，并在一些区域由于财政困难等原因而无法实现基本公共服务供给时，强化中央政府统一调剂和最后兜底功能。最后，在推进基本公共服务一体化推进过程中，加强中央对地方的考核，并将考核纳入地方政府相关责任人的晋升考核当中。三是推动城乡区域间基本公共服务的有效对接。一方面，加快推进城乡各项基本公共服务一体化；另一方面，在跨区域基本公共服务衔接方面，率先在医疗卫生、劳动就业等领域建立跨区域流转衔接制度，其次在教育、养老等质量差别比较巨大的领域，鼓励各省积极探索合适的对接及合作模式。

第二，完善市民化成本共担、收益共享机制。现有研究证明，中央与地方政府在分配市民化过程带来的成本与收益方面存在严重错配，为提升地方政府加快推进市民化进程的积极性，必须完善当前市民化成本共担、收益共享机制。一方面，应在进一步完善“人—地—钱挂钩”的基础上，建立“中央政府+地方政府+企业+农业转移人口”的四方成本分担机制，根据各地区面临的外来人口规模、地区财政实力、不同类型企业经济效应等合理确定成本分担的比例^[25-26]。另一方面，以健全中央和省级财政农业转移人口市民化奖励机制为核心，建立市民化收益共享机制，同时在中央预算内投资、城市基础设施建设资金以及建设用地需求资金等方面，对吸纳农业转移人口多的地区给予优先支持^[27-28]。综合考虑政府、企业、社会组织和个人等各方利益，通过法律、政策、市场等多种手段，实现成本的有效分摊和收益的公平共享。

参考文献：

- [1]年猛.中国城乡关系演变历程、融合障碍与支持政策[J].经济学家, 2020(8): 70-79.
- [2]陆益龙.户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动[J].中国社会科学, 2008(1): 149-162, 207-208.
- [3]蔡昉, 都阳, 王美艳.户籍制度与劳动力市场保护[J].经济研究, 2001(12): 41-49, 91.
- [4]孙文凯, 白重恩, 谢沛初.户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响[J].经济研究, 2011(1): 28-41.
- [5]张海鹏.中国城乡关系演变 70 年：从分割到融合[J].中国农村经济, 2019(3): 2-18.
- [6]年猛.人口城镇化的三重失衡及其对策[J].中国发展观察, 2017(6): 39-40.
- [7]邹一南.城镇化的双重失衡与户籍制度改革[J].经济理论与经济管理, 2014(2): 39-49.

-
- [8]李子联.人口城镇化滞后于土地城镇化之谜——来自中国省际面板数据的解释[J].中国人口·资源与环境, 2013(11): 94-101.
- [9]中国人口与发展研究中心课题组, 桂江丰, 马力, 等.中国人口城镇化战略研究[J].人口研究, 2012(3): 3-13.
- [10]刘传江, 程建林.双重“户籍墙”对农民工市民化的影响[J].经济学家, 2009(10): 66-72.
- [11]蔡昉.户籍制度改革与城乡社会福利制度统筹[J].经济学动态, 2010(12): 4-10.
- [12]年猛.收入差距、社会地位与户籍制度改革成效[J].技术经济, 2022(7): 132-145.
- [13]姚先国, 叶环宝, 钱雪亚, 等.公民身份与机会平等: 基于“农转非”劳动者的就业机会研究[J].社会科学战线, 2016(8): 50-59, 2.
- [14]谢桂华.“农转非”之后的社会经济地位获得研究[J].社会学研究, 2014(1): 40-56, 242-243.
- [15]郑冰岛, 吴晓刚.户口、“农转非”与中国城市居民中的收入不平等[J].社会学研究, 2013(1): 160-181, 244.
- [16]吴晓刚.中国的户籍制度与代际职业流动[J].社会学研究, 2007(6): 38-65, 242-243.
- [17]贺建平, 胡其涛, 许琳.农转非居民的市民化及其市民角色意识: 重庆例证[J].重庆社会科学, 2011(2): 66-70.
- [18]李强.“丁字型”社会结构与“结构紧张”[J].社会学研究, 2005(2): 55-73, 243-244.
- [19]ROSENBAUM P R, RUBIN D B.The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J].Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
- [20]HECKMAN J J, SMITH J, CLEMENTS N.Making the most out of programme evaluations and social experiments: Accounting for heterogeneity in programme impacts[J].The Review of Economic Studies, 1997, 64(4): 487-535.
- [21]BLACK D A, SMITH J A.How robust is the evidence on the effects of college quality? Evidence from matching[J].Journal of Econometrics, 2004, 121(1-2): 99-124.
- [22]SIANESI B.An evaluation of the Swedish system of active labor market programs in the 1990s[J].Review of Economics and statistics, 2004, 86(1): 133-155.
- [23]年猛, 王焱.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, 2016(11): 126-145.
- [24]张震宇.新质生产力赋能城乡融合: 理论逻辑与路径探索[J].重庆理工大学学报(社会科学), 2024(2): 11-21.
- [25]谌新民, 周文良.农业转移人口市民化成本分担机制及政策涵义[J].华南师范大学学报(社会科学版), 2013(5): 134-141, 209.
- [26]年猛, 王焱.自由迁移、工资变化与产出提升[J].统计研究, 2023(5): 78-89.
- [27]年猛.中国户籍制度改革的演进逻辑与深化方向[J].经济社会体制比较, 2023(6): 77-87.
- [28]李爱民, 年猛, 戴明锋.我国农业转移人口深度市民化研究[J].中国软科学, 2022(8): 67-78.

Does the change of Hukou make the agricultural transfer population better integrated into the city?

——Based on the perspective of social status and income level

NIAN Meng

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

Abstract: This paper uses CFPS micro-survey data and PSM method to test whether agricultural transfer population is better integrated into the city after the transformation of Hukou from the social status and income level. The results show that: firstly, from the perspective of actual income level and social status, there is no significant difference between urban Hukou labor and Hukou conversion labor; secondly, the objective income level and actual social status of the labor who have changed Hukou are higher than those of rural Hukou labor on average. The discrimination of Hukou still exists in the labor market. Finally, from the subjective indicators, the subjective evaluation of the income and social status of rural Hukou labor are higher than that of the Hukou conversion labor, while the Hukou conversion labor are higher than that of the urban Hukou groups. The reason may come from that the income and ISEI index of rural and Hukou conversion labor increase relatively fast, and psychological satisfaction is also higher. The study confirmed that despite many rounds of reform of the registered residence system, registered residence discrimination still exists in the labor market, and the wage income level and social status of rural registered workers are still lower than those of urban registered workers; The gap between the income level and social status of rural to non rural workers and urban registered permanent residence workers is not significant. The group of registered residence registered permanent residence workers has basically integrated into the urban society, which shows that accelerating the process of urbanization of agricultural transfer population really helps to improve the income level and social status of agricultural transfer population. Based on this, suggestions are proposed to accelerate the equalization of basic public services between urban and rural areas, and improve the mechanism of cost sharing and benefit sharing for urbanization.

Key words: Hukou Conversion; income level; social status; agricultural transfer population; matching