

移民身份转变是否提升了居民的社会地位？

——基于农村迁移人口的实证分析

王术坤*

内容提要 制度排斥和身份不认同是农村迁移人口难以融入城市的重要因素，进而影响其自我感知的社会地位。本文从制度排斥和身份认同两个维度分析了不同迁移居民自我感知社会地位的差异，利用中国劳动力动态调查（CLDS）数据，识别出具有城市户籍的“永久性”迁移人口和没有城市户籍的“暂时性”迁移人口，采用分组回归、工具变量等方法验证了农村迁移居民户籍身份转变对自我感知社会地位的影响。研究发现，“永久性”迁移居民自我感知的社会地位明显高于“暂时性”迁移居民。在此基础上，探讨了移民身份转变对自我感知社会地位影响的作用机制，发现“永久性”迁移居民在养老保险、住房状况、工作类型、居住环境等方面享有较高的社会福利，且进一步得出迁移居民落户的时间越久，自我感知的社会地位越高。因此，应该继续深化户籍制度及与之相关的配套制度改革，在逐步放开城市落户准入资格的同时，加速常住人口社会福利均等化，促进城乡融合高质量发展。

关键词 户籍改变 迁移人口 社会地位 社会福利

一 引言

党的十九大报告指出，“实施乡村振兴战略”，解决好农村迁移人口快速融入城市

* 王术坤，中国社会科学院农村发展研究所，电子邮箱：wangshukun@cass.org.cn。本研究得到教育部人文社会科学研究青年项目“新型城镇化背景下劳动力外出就业的长期影响：基于对其子女人力资本的考察”（项目编号：20YJC790020）、中国博士后科学基金特别资助项目“农村劳动力外出就业对下一代人力资本的长期影响研究”（项目编号：2019T120188）的资助。感谢董永庆和陈涛峰两位博士在论文写作过程中给予的宝贵建议。

的问题是落实上述战略和工作部署的重要环节。近几年，中国户籍制度改革不断完善，城乡居民的户籍差异逐渐缩小，尤其是中国城镇化战略实施以来，2014年出台的《关于进一步推进户籍制度改革的意见》，标志着中国实行了半个多世纪的“农业”和“非农业”二元户籍管理模式退出了历史舞台。但是中国农业转移人口市民化速度不断减缓，面临“愿落不能落、能落不愿落”的两难困境（程郁等，2022）。

户籍制度以及户籍制度背后社会福利的差异阻碍农村迁移居民融入城市，进一步影响其自我感知的社会地位。2021年，中国人户分离人口高达5.04亿人，其中，流动人口3.85亿人^①，其中包括大量的农村迁移人口。众多的农村迁移人口在城市的归属感较低，根据国家统计局数据，2020年进城农民工中，仅有41.4%的人自己是所居住城市的“本地人”，且所居住的城市越大，这一比例越低^②。农村迁移人口难以融入城市，具体表现在个人的“社会身份”认同感和在城市生活的归属感比较低。由于没有城市户口的身份，在大量与户籍制度相关的政策约束下，这部分群体难以与城市户口居民享受相同的社会福利。农村人口融入城市的衡量标准不仅仅在就业、生活、经济利益等物质条件上能够平等对待，而且在心理上与当地居民也没有隔阂（崔岩，2012），显然目前中国大量农村迁移人口在物质和心理上都难以融入居住的城市。

户籍差异引发的社会问题一直以来是学术界关注的热点。通过梳理文献发现，多数的研究者关注户籍制度背后的社会福利问题，主要表现在城乡户籍差异导致的养老保险（王友华，2011）、医疗保险（姚瑶等，2014；刘小鲁，2017）、子女教育（李春玲，2010；魏东霞、谌新民，2018；Chan et al., 1999）、就业机会（乔明睿等，2009；田明等，2019；Zhang, 2010）、购房资格（何兴强、费怀玉，2018）等社会福利的不平等。在养老保险方面，王友华（2011）研究发现，户籍制度引起的各项不平等待遇中最大的一项是养老保险，取得城市户口的农村居民享受养老保险的比例比没有取得城市户籍的居民高37%；在医疗保险方面，姚瑶等（2014）通过调查分析发现，即使城乡之间的居民拥有同样的医疗保险，农村户口居民利用的医疗资源远不及城市户口居民；在子女教育方面，李春玲（2010）发现，虽然“大学扩招政策”增加了大学生

① 人户分离人口是指居住地与户口登记地所在乡镇街道不一致且离开户口登记半年及以上的人口，数据来自《中华人民共和国2021年国民经济和社会发展统计公报》，参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202202/t20220228_1728913.html。

② 来自《2018年农民工监测报告》，参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201904/t20190429_1662268.html。

的数量，但是却进一步增加了城乡户籍人口在教育方面的不平等；在就业机会方面，乔明睿等（2009）研究表明，户籍制度是限制农村劳动力进入劳动力市场的重要因素之一，拥有城市户口的劳动者在就业市场上具有明显优势，且这一差异对女性而言更加明显。

户籍制度背后社会福利的差异进一步导致不同户籍身份的农村迁移人口自我感知的社会地位不同。农村迁移人口长期徘徊在城市和农村边缘，由于适应了现代化的城市生活使其难以再度返回农村，而缺少城市户籍身份导致的物质和心理差异又使其很难完全融入城市生活。目前对于居民自我感知社会地位的影响因素研究主要集中在个人收入（田丰，2017）、教育水平（Jabbar et al., 2019）、性别差异（Anderson et al., 2001）、住房条件（祝仲坤、冷晨昕，2018）等，关于农村居民户籍身份改变对社会地位影响的研究较少。少量学者研究了城市居民和农村居民由于户籍身份差异引起的社会不平等、社会融入等问题。例如，Hu et al. (2008) 和 Whalley et al. (2004) 认为户籍制度已经成为中国社会分层的重要因素之一，对城乡流动人口起着巨大的社会排斥作用；Kuang et al. (2012) 以及李晓飞（2010）认为户籍制度的正当性使农村居民在城市受到歧视，并且与个人的经济地位、政治地位和社会地位有着密切关系。通过梳理文献发现，鲜有研究聚焦于居住在城市的两类农村迁移人群，即取得城市户籍的“永久性”迁移居民和没有取得户籍的“暂时性”迁移居民自我感知的社会地位的差异。

本文在控制地域差异的情况下，选取在城市居住的两类独特群体：一组是迁移到城市居住且获得城市户口的农村人口，定义为“永久性”迁移居民；另一组作为对照组，指迁移到城市居住但是没有获得城市户口的农村人口，定义为“暂时性”迁移居民。目前学者研究户籍问题主要是采用居民“是否愿意改变户口”这类意愿性变量。本文采用中国劳动力动态调查数据（CLDS），通过客观指标识别出“永久性”农村迁移居民和“暂时性”农村迁移居民。基于这两类样本，试图回答两个问题：第一，“永久性”迁移和“暂时性”迁移居民对其自我感知的社会地位是否有差异？第二，如果有差异，其影响机制有哪些？进一步，取得城市户籍的时间长度是否也会影响居民自我感知的社会地位？为此，本文以下的结构安排为：第二部分梳理中国户籍制度改革的演变过程并进行简要理论分析；第三部分为数据来源和相关性分析；第四部分是模型设定和估计结果；第五部分为机制分析；第六部分进一步探讨了落户时间长度对社会地位的影响；第七部分为结论与启示。

二 制度演变和理论分析

（一）中国户籍制度的演变历程

梳理与户籍制度相关的政策法规发现，中国对城乡户籍的管制大致经历了“自由—限制—松动—自由”四个阶段（见附表1）。第一阶段，从新中国成立到1955年。这段时期中国户籍制度以重建社会秩序为目标，并没有限制人口自由流动。1950年中国颁布了《特种人口管理暂行办法（草案）》和《城市户口管理暂行条例》两部政策法规案，正式建立户籍制度，并且在1954年《宪法》中规定中国居民有“迁徙和居住的自由”。

第二阶段，1956年到改革开放，这段时期国家实行了严格的户籍管理制度。为了保障中国重工业的发展，维持重工业产业工人的就业保障（姚秀兰，2004），1958年实施的《中华人民共和国户口登记条例》法案，将户口分为“农业户口”和“城市户口”，并且严格限制农业户口转变为城市户口。在1959年至1961年大饥荒时期，国家颁布了《关于减少城镇人口和压缩城镇粮销量的九条办法》，将大量工人遣返到农村，成为中国第一次“反城市化”运动。1975年《宪法》取消了有关迁徙自由的规定，人口自由流动正式失去了宪法保护。

第三阶段，改革开放到20世纪末，严苛的户籍政策开始松动。1978年实施的《关于解决部分专业技术干部的农村家属迁往城镇由国家供应粮食问题规定》，允许高精尖的人才亲属从农村迁往城镇，使得进城落户首次出现。1985年《中华人民共和国居民身份证条例》由“一户一籍”变为“一人一证”，进一步突破了人口流动的局限性。除此之外，《小城镇户籍管理制度改革试点方案和关于完善农村户籍管理制度的意见》（1997）、《关于解决当前户口管理工作中几个突出问题的意见》（1998）以及《关于推进小城镇户籍管理制度改革的意见》（2001）等政策，都在一定程度上放开了户口转移限制。

第四阶段，21世纪以来，户籍制度进一步放开。为促进经济发展，鼓励农村劳动力转移，国家实施城乡统筹就业的政策。中国明确提出打破城乡二元结构，改革城乡分割体制，将户籍制度的管理权下放到地方，部分省市先后取消农业户口和非农业户口，统一为“居民户口”。2014年《关于进一步推进户籍制度改革的意见》的实施，标志着中国实行了半个多世纪的二元户籍管理模式正式退出历史舞台。

(二) 身份转变对社会地位影响的理论分析

从户籍制度改革的历史变迁可以看出，虽然户籍制度一直在不断地改革发展，但是与户籍制度相关的教育、医疗、购房、工作等配套制度的改革相对滞后。农村迁移人口因为户籍的差异，被城乡分割的多种制度排斥在享有公共社会福利的权利之外。例如户籍制度限制了农村居民的子女在城市高考，在找工作及购房等方面受到歧视。社会福利的不公平进一步导致漂泊在城市的农村居民感受到不平等的社会地位（Kuang & Liu, 2012; Li et al., 2007; 王吉元等, 2019），即使长期居住在城市的农村转移人口也难以找到归属感（杨菊华, 2012）。城市户籍可以打破制度排斥，农村迁移人口取得城市户口后将会缩小与当地市民享受社会福利的差异，进而提高自我感知的社会地位。由于反映社会福利的因素较多，结合现有文献研究，本文主要从养老保险、购房资格、工作类型和居住环境四个维度进行分析（见图1）。

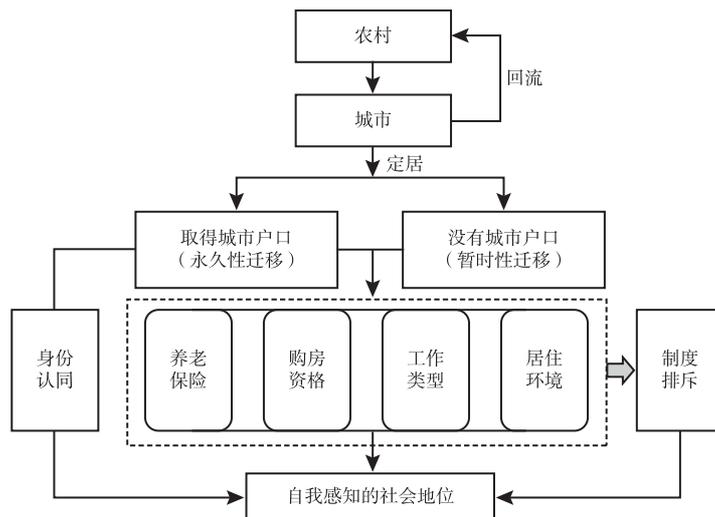


图1 身份转变对社会地位影响的理论分析

流动人口的身份认同主要标志是自我身份的认同，即城里人、农村人、外来人等流动人口身份的自我认知，主要通过和当地人比较，表现为与当地人之间的心理距离、归属感及“自己是谁”等自我身份问题的思考（李虹等, 2012）。在社会网络中，居民通常以人群之间的相似性和差异性，将交往对象区分为“本群”和“他群”。现实中，人们往往更关注“他群”与“本群”之间的总体差异，忽视了“他群”的特殊性，从而容易产生对外地人的排斥。在这一机制下，社会优势群体容易对地位相对较低的群

体产生社会排斥（崔岩，2012）。农村迁移人口取得城市户口是实现自我身份认同、缩小与城市人心理距离的重要渠道。因此，户籍转变可以通过提高农村流动人口的身份认同进而提高自我感知的社会地位（见图1）。

三 数据来源和相关性分析

（一）数据介绍

本文所用数据来自中山大学社会科学调查中心组织的“中国劳动力动态调查”（China Labor-force Dynamic Survey, CLDS）。CLDS 对全国不同社区的家庭展开两年一次的追踪调查，主要采用轮换样本追踪方式，同时使用了多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样方法。本文采用2014年调查的截面数据，涵盖中国29个省份，调查内容包括受访者的户口状况、工作类型、受教育程度、家庭状况等多个内容。

本文选取迁移到城市居住的两组人群：一组是农业户口已经转为城市户口的居民，称之为“永久性”迁移居民；另一组是农业户口没有发生变化的居民，称之为“暂时性”迁移居民。这两组居民的共同特征都是由农村迁移到城市居住，但是一部分居民已经完成了身份的转变，成为了城市居民，另一部分居民没有完成身份转变，仍然是农村居民。自2000年之后，中国部分省份或者地区开始出台相关政策，将农业户口和城市户口统一调整为“居民户口”。因此，识别迁移到城市居住的这两类居民至关重要。本文界定如下：第一，将出生就是农业户口且后来取得城市户口的居民界定为“永久性”迁移居民；第二，将出生是农业户口，但是截止到调查年份仍未取得城市户口的居民定义“暂时性”迁移居民；第三，剔除农业户口和城市户口合并后成为“居民户口”的居民。最后，剔除空缺值和异常值后得到有效样本2903个。

（二）相关性分析

社会地位是指一个人在社会上所处的社会层次，可以用主观和客观两种方式进行评价。本文借鉴 Anderson et al. (2001)、Leu et al. (2008) 和于铁山 (2015) 等选取社会地位指标的做法，采用居民对社会地位的主观评价。不同的是，本文所用指标是通过更加形象的图片调查获得，能够直观反映居民对社会地位的感受。具体做法是在调查问卷中画一个垂直的直梯，询问受访者：“在我们的社会里，有些人居于顶层，有些人则在底层。卡片上有一个从上往下的梯子，最高的‘10’分代表最顶层，最低的

“1”分代表最底层。您认为目前您处在哪个等级上?”，受访者对上述问题做出 1~10 的回答。居民对社会地位的自我感知状况如图 2 所示。

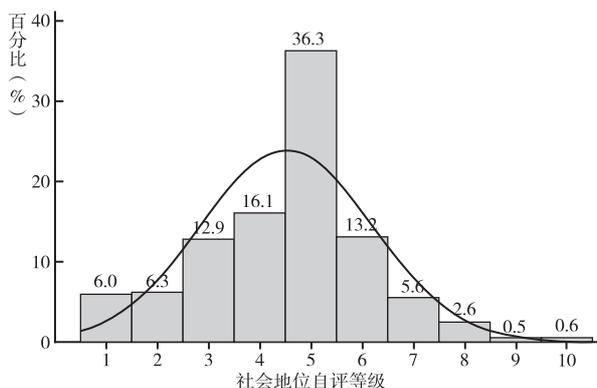


图 2 农村迁移人口社会地位自评等级百分比

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

通过图 2 可以看出，整体上居民对自我感知社会地位的回答符合正态分布结构，但是明显左偏，说明居民自我感知的社会地位普遍较低。受访者回答的社会地位主要集中在 5 和 4，分别占比 36.3% 和 16.1%。考虑到本文将社会地位分为 10 个层级，其中位数应该是 5.5，但是很多人潜意识认为中位数是 5，通过上图可以更加明显地看出，居民自我感知的社会地位普遍较低。

农村居民获得城市户口的途径如图 3 所示。农村居民获得城市户口的途径主要有户籍改革（25.2%）、升学（17.7%）、婚姻（13.9%）、工作（11.6%）、随父母或子女转（8.9%）、土地被征用（6.8%）等途径。根据获得城市户口的途径，可以将其分为两类：一类是属于意外获得（外生因素），如户籍改革、土地被征用，两者共计 32.0%；另一类是自身努力获得（内生因素），如升学、工作、参军、买房入户、购买户口、个人申请等，占总量的 68.0%。在后面的实证分析时，为克服内生性，本文将采用由于外生因素取得城市户籍的样本进行回归分析。

相较于没有获得城市户口的农村居民，获得城市户口的居民自我感知的社会地位更高。根据图 2 的数据特点，将受访者自我感知的社会地位分为三组，其中第 1~4 级为社会底层、第 5 级为社会中层、第 6~10 级为社会高层。通过表 1 可以看出，两组居民自我感知的社会地位存在明显差异。在自我感知处于社会高层的居民中，获得城市户口的比例比没有获得城市户口的比例高 6.3 个百分点，在自我感知

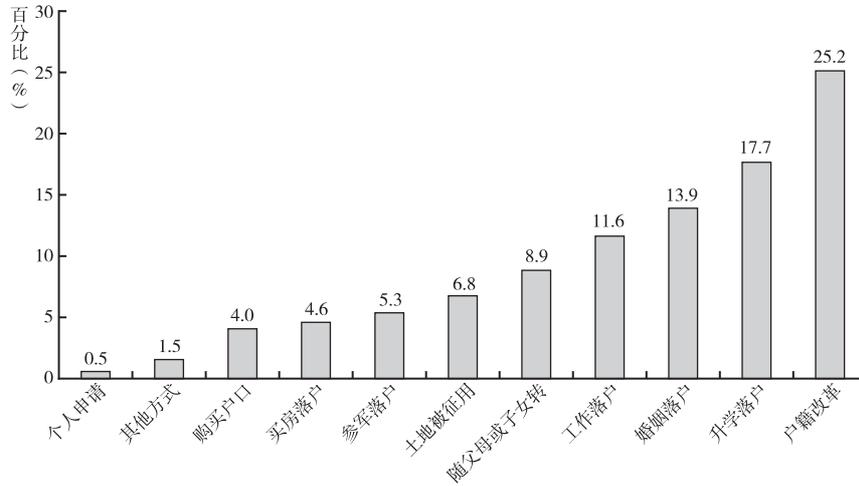


图3 迁移农村居民获得城市户口不同途径的占比

资料来源：根据2014年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

处于社会底层的居民中，获得城市户口的比例比没有获得城市户口的比例低3.7个百分点。

表1 户口类型与社会地位之间的关系

单位：%

是否获得城市户口	社会底层	社会中层	社会高层
否	40.9	38.2	20.9
是	37.2	35.5	27.2

资料来源：根据2014年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

四 模型设定和估计结果

（一）模型设定

为了衡量不同户口类型对居民自我感知社会地位的影响，本文首先建立基准模型

(1) 测度户口类型与社会地位的相关关系：

$$y_{ik} = \beta_0 + \beta_1 HukouType_i + \beta_2 Ind_i + \beta_3 Fam_i + \beta_4 Dis_i + \mu_i \quad (1)$$

其中因变量 y_{ik} 表示第 i 个居民自我感知的社会地位 k ($k=1, 2, 3$ ，分别表示社会

底层、社会中层和社会高层)； $HukouType_i$ 表示第 i 个居民的户口类型； Ind_i 表示个人层面的控制变量； Fam_i 表示家庭层面的控制变量； Dis_i 表示地区虚拟变量； μ_i 表示随机误差项。个人层面的控制变量主要包括受访者的性别、年龄、是否中共党员、是否少数民族、受教育水平、工作类型等；家庭层面的控制变量主要包括家庭人口数量和家庭人均收入；为了控制不同地区的差异，模型控制了县级层面的地区虚拟变量。由于受访者的工作类型较多，本文将工作类型归纳为五类，包括没有工作、私有企业、自雇佣、务农、国有企业及事业单位；将受教育水平从低到高分五组，即文盲、小学、初中、高中、大学及以上；受访者的家庭收入取对数处理。

为了探究户口改变对居民自我感知社会地位影响的内在机制，本文选取养老保险、住房状况、工作类型和居住环境四个指标衡量社会福利。另外，为了检验获取城市户口的时间长度对自我感知社会地位的影响，我们计算了截至调查年份农村居民获得城市户口的时间长度。所有变量的描述性统计见表 2 所示。在回归模型中，因为因变量为多元分类变量，本文借鉴 Nichols (2011)、Sam (2012) 等人的研究方法，采用 Ordered logit 模型。

表 2 相关变量的统计性分析

变量	变量描述	全样本		城市户口		农业户口	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
户籍							
城市户口	1 = 是; 0 = 否	0.35	0.48	1.00	0.00	0.00	0.00
户口时间	截止到 2014 年, 获得城市户口的年数	6.10	10.42	17.52	10.58	0.00	0.00
个人层面							
性别	1 = 女; 0 = 男	0.56	0.50	0.59	0.49	0.55	0.50
年龄	年	43.24	10.91	45.53	10.08	42.01	11.14
党员	1 = 是; 0 = 否	0.08	0.27	0.16	0.36	0.04	0.20
少数民族	1 = 少数民族; 0 = 其他	0.13	0.33	0.06	0.24	0.16	0.37
教育	1 = 文盲(基组); 0 = 其他	0.07	0.25	0.04	0.19	0.09	0.28
	1 = 小学; 0 = 其他	0.22	0.41	0.16	0.36	0.25	0.44
	1 = 初中; 0 = 其他	0.40	0.49	0.31	0.46	0.44	0.50
	1 = 高中; 0 = 其他	0.18	0.39	0.22	0.41	0.17	0.37
	1 = 大学及以上; 0 = 其他	0.13	0.34	0.28	0.45	0.05	0.22
工作类型	1 = 没有工作(基组); 0 = 其他	0.32	0.46	0.32	0.47	0.31	0.46
	1 = 私有企业工作; 0 = 其他	0.23	0.42	0.20	0.40	0.25	0.43
	1 = 自雇佣; 0 = 其他	0.24	0.42	0.17	0.38	0.27	0.44
	1 = 务农; 0 = 其他	0.07	0.26	0.02	0.15	0.10	0.30
	1 = 国有企事业单位; 0 = 其他	0.15	0.35	0.29	0.45	0.07	0.26

续表

变量	变量描述	全样本		城市户口		农业户口	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭层面							
家庭人数	人	3.59	1.52	3.41	1.31	3.69	1.61
家庭收入	元/人	22384	31447	25091	24801	20940	34392
地区虚拟变量	县虚拟变量	略	略	略	略	略	略
机制分析变量							
养老保险	1 = 仅有城镇养老保险; 0 = 仅有农村养老保险	0.40	0.49	0.79	0.41	0.21	0.41
住房资格	1 = 自有产权; 0 = 无产权	0.75	6.86	1.10	9.81	0.57	4.56
工作类型	1 = 体制内; 0 = 非体制内	0.21	0.41	0.41	0.49	0.10	0.30
居住环境	与医院、学校和商场的平均距离(公里)	1.78	2.42	1.43	1.64	1.97	2.73

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

（二）内生性说明

基准模型中存在一定的内生性。自我感知社会地位高的居民可能本身具有较强的能力，从而可以更容易转变为城市户口，出现样本自选择问题。本文采取三种方法解决内生性：

第一，获得城市户口的迁移居民中部分样本是通过户口改革和土地被征用取得城市户口的。该部分居民户籍转变的原因是外部环境（外生因素）“偶然”导致的，并非个人能力决定的。因此，选取这部分样本进行回归分析具有严格的外生性。图 3 所示，通过外部环境改变取得城市户口的占比为 32%（户口改革占比 25.2%、土地被征用占比 6.8%）。为方便起见，以下将这部分样本定义为子样本，对于子样本的估计也采用 Ordered logit 模型。

第二，工具变量法。虽然子样本具有外生性，但是获得城市户口的渠道较多，通过子样本来判断总体样本具有一定的局限性。因此，我们进一步采取工具变量的方法解决内生性。本文借鉴魏东霞和谌新民（2018）的做法，将 CLDS 数据和吴开亚等（2010）计算的 46 个城市的落户门槛指数排名数据进行匹配，采用综合落户指数排名作为户口类型的工具变量。综合落户指数排名是吴开亚等（2010）根据中央政府和各地有关城市落户的政策和法规，通过投影寻踪模型进行计算。综合落户指数能够反映一个城市落户的难易程度，与迁移人口在当地是否能够转变户籍身份直接相关，但是对农户自我感知的社会地位没有影响。

需要指出的是,在基准模型中的因变量分为社会底层、社会中层和社会高层三个选择。对于多元离散模型的内生性问题识别难度较大,为方便估计,我们将居民自我感知的社会地位分为社会底层(小于等于 5 分)和社会高层(大于等于 6 分)两类,借鉴 Newey (1987) 的研究方法,采取 IV-probit 模型进行估计。

第三,上述工具变量的方法虽然能够解决内生性,但是在与 46 个城市的落户门槛数据进行匹配后,样本量减少 57.6%。减少的样本如果不是随机的,则可能导致估计结果有偏。为检验上述模型结果的稳健性,我们进一步采用倾向得分匹配法(PSM)进行稳健性检验。

(三) 估计结果

估计结果见表 3 所示,第 2 列为基准模型估计结果;第 3 列为子样本的估计结果;第 4 和第 5 列为采取工具变量法(IV-probit)估计的结果。表 4 为全样本(表 3 第 2 列)和子样本(表 3 第 3 列)回归结果对应的边际效应。具体分析如下:

首先,基准模型和子样本的回归结果。在控制其他变量不变的情况下,获得城市户口的迁移居民自我感知的社会地位更高。通过表 3 可以看出,无论是全样本还是子样本,户口类型变量都在 5% 的水平上显著。通过表 4 边际效应结果得出,在社会底层的全样本中,获得城市户口的迁移居民比没有获得城市户口的迁移居民低 4.9%。如果考虑内生性,在社会底层的子样本中,获得城市户口的迁移居民则低 7.3%。在社会高层的样本中,获得城市户口的迁移居民比没有获得城市户口的迁移居民高 3.7%。如果考虑内生性,在社会高层的子样本中,获得城市户口的居民则高 5.2%。由此可以得出,农村迁移居民获得城市户口后自我感知的社会地位得到显著提高。

对于其他控制变量,性别、年龄、是否党员、家庭人数、家庭人均收入等变量都在一定程度上显著影响居民的社会地位。例如,女性、中共党员、更好的身体状况、更多的家庭人口和更高家庭收入的迁移居民自我感知的社会地位更高,估计结果也都与现实情况相符。

其次,工具变量回归结果。通过表 3 的第 4 列和第 5 列可以看出,模型估计结果总体较好,大部分变量显著且符合预期。根据第一步的回归结果可以看出,落户难度指数排名在 1% 的显著水平上高度显著,进一步说明选取落户难度指数作为工具变量符合要求。同时,我们也可以得出,迁移居民的性别、年龄、教育水平、工作类型和家庭人口数等变量显著影响农村迁移居民转变户籍身份。

根据工具变量第二步的估计结果,户口类型在 5% 的水平上高度显著(表 3 中第 5 列第 3 行所示)。由此可以得出,在控制其他变量不变的情况下,相对于农业户口的迁

移居民，取得城市户口的居民自我感知的社会地位显著提高。同时，控制变量中的民族和收入变量依然高度显著。比较遗憾的是，相对于全样本和子样本的回归结果，性别、年龄、是否党员等控制变量变得不再显著，但是这些变量估计的符号依然相同。分析其原因可能有两个：一是因变量进行了调整；二是估计方法的改变。为了进一步检验估计结果的稳定性，我们采取倾向得分匹配法进行稳健性检验。

表 3 获得城市户口对社会地位的影响结果

解释变量	全样本 (Ordered logit)	子样本 (Ordered logit)	工具变量(IV-probit)	
			第一步	第二步
户口类型(基准 = 农业户口)	1.276 ** (0.131)	1.443 ** (0.236)	—	1.384 ** (0.685)
落户难度指数排名(工具变量)	—	—	0.003 *** (0.001)	—
性别	1.233 *** (0.099)	1.196 ** (0.109)	0.104 *** (0.027)	0.057 (0.120)
年龄	1.015 *** (0.004)	1.014 *** (0.005)	0.013 *** (0.001)	0.0115 (0.011)
党员	1.527 *** (0.235)	1.464 * (0.312)	0.077 (0.053)	0.022 (0.175)
少数民族	1.277 (0.250)	1.622 ** (0.376)	-0.106 (0.069)	0.402 ** (0.198)
教育(基准 = 文盲)				
小学	1.032 (0.172)	0.966 (0.169)	0.177 *** (0.062)	0.217 (0.338)
初中	1.239 (0.207)	1.291 (0.229)	0.285 *** (0.060)	0.175 (0.415)
高中	1.210 (0.227)	1.187 (0.242)	0.374 *** (0.064)	0.033 (0.469)
大学及以上	1.344 (0.307)	1.267 (0.351)	0.654 *** (0.072)	-0.183 (0.706)
工作类型(基准 = 没有工作)				
私有企业	0.920 (0.112)	0.839 (0.117)	-0.077 ** (0.038)	-0.159 (0.189)
自雇佣	1.038 (0.118)	1.128 (0.145)	-0.109 *** (0.038)	-0.033 (0.176)
务农	1.038 (0.186)	1.066 (0.201)	-0.243 *** (0.070)	0.282 (0.283)

续表

解释变量	全样本 (Ordered logit)	子样本 (Ordered logit)	工具变量(IV-probit)	
			第一步	第二步
政府、事业单位及国企	0.952 (0.137)	1.177 (0.215)	0.098 ** (0.044)	-0.152 (0.136)
家庭特征				
家庭人数	1.143 *** (0.033)	1.133 *** (0.036)	0.028 *** (0.010)	0.061 (0.059)
家庭收入对数	1.566 *** (0.080)	1.507 *** (0.086)	0.001 (0.017)	0.333 *** (0.103)
县域控制变量	控制	控制	控制	控制
观察值	2903	2247	1230	1230

注：括号内为标准误；*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1, 此处汇报的是似然比。
资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

表 4 获得城市户口对社会地位影响的边际效应

社会地位	全样本		子样本	
	系数	P 值	系数	P 值
底层	-0.049	0.017	-0.073	0.024
中层	0.012	0.019	0.021	0.026
高层	0.037	0.017	0.052	0.025

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

（四）稳健性检验

倾向得分匹配法（Propensity Score Matching, PSM）可以通过匹配再抽样的方法使观测数据尽可能地接近随机试验数据，减少观测数据的偏差。本文分别使用一对一匹配、半径匹配和核匹配三种方法进行匹配，由于匹配结果相近，本文只汇报一对一匹配的结果。在采用 PSM 方法前，首先需要进行平行性假设和共同支撑假设检验，图 4 左侧为平行性假设，右侧为共同支撑假设，不难看出样本数据满足这两个假设。

估计结果如表 5 所示。获得城市户口的迁移居民比农业户口的迁移居民自我感知的社会地位高 0.08 且 t 值为 1.99，估计结果在 5% 的水平上高度显著。可见，相对于没有取得城市户口的迁移居民，取得城市户口的迁移居民自我感知的社会地位更高。这一结果和前面其他方法估计结果类似，进一步验证了结果的稳健性。

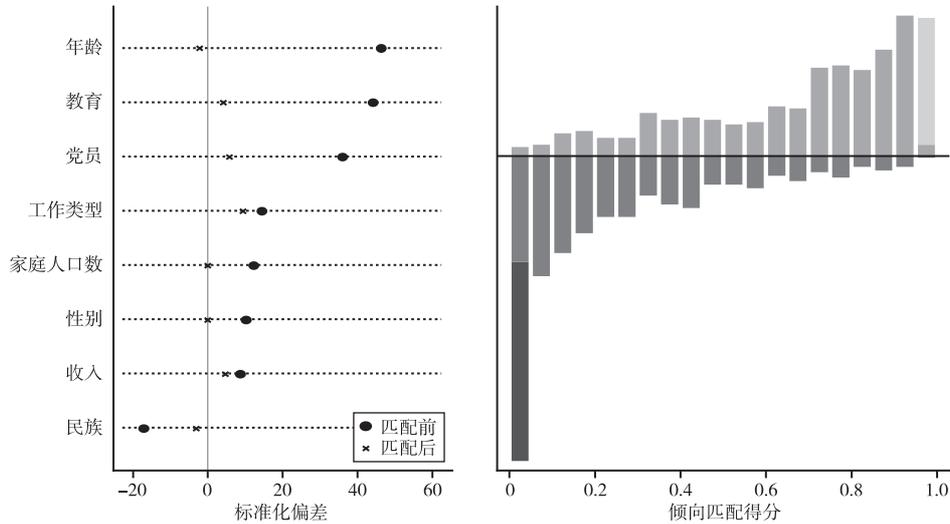


图 4 平行性假设和共同支撑假设

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

表 5 使用 PSM 估计的户口类型对社会地位的影响结果

匹配类型	控制组	对照组	差异	标准误	t 值
匹配前	1.86	1.73	0.14	0.05	2.95
匹配后	1.85	1.77	0.08	0.04	1.99

注：此处只汇报一对一的近邻匹配结果，半径匹配和核匹配所得结果相似，在此不做汇报；匹配后汇报的是处理组的平均处理效应（ATT）。

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

五 机制分析

通过上述分析可以得出农村迁移居民的户籍身份改变后自我感知的社会地位得到提高。城市户籍只是一种特殊身份标签，通常与当地的社会福利挂钩，拥有城市户籍的居民往往能够享受更高的社会福利。事实上，移民身份转变对居民自我感知社会地位影响的渠道有很多，受到数据限制，我们结合现有文献（王友华，2011；Huang，2001；Jabbar et al., 2019；张路等，2016），选取养老保险、住房状况、工作类型、居住环境四个渠道进行分析。

（一）模型设定和变量选择

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 HukouType_i + \beta_2 Ind_i + \beta_3 Fam_i + \beta_4 Dis_i + \mu_i \quad (2)$$

其中, y_{ij} 代表社会待遇的四个指标, $j = 1, 2, 3, 4$, 分别表示居民的养老保险、住房状况、工作类型、居住环境。养老保险是指居民购买农村社会养老保险和城镇居民社会养老保险的情况, 定义购买城镇居民社会保险的居民为 1, 购买农村社会养老保险的为 0; 住房状况是指居民对所居住的房屋是否拥有产权, 如果自己购房且拥有房屋产权的居民则定义为自有产权, 取值为 1, 其他类型为非自有产权, 取值为 0; 工作类型指迁移居民的工作性质, 如果工作单位类型为国家机关、事业单位、科研院所等工作则定义为体制内工作, 取值为 1, 其他工作为体制外工作, 取值为 0; 居住环境主要用于衡量居民居住地区的社区环境, 采用到最近的医院、学校和商场的平均距离来衡量。 $HukouType_i$ 、 Ind_i 、 Fam_i 、 Dis_i 、 μ_i 分别表示户口类型、个人特征、家庭特征、地区虚拟变量和随机误差项, 其定义和模型 (1) 中的变量相同。各变量的描述性统计见表 2 所示。

上述变量中, 养老保险、住房状况、工作类型是二值因变量, 选取 Logit 模型进行估计。居住环境变量是连续变量, 选取常用的 OLS 模型进行估计。与第四部分的估计方法相似, 首先采用全样本进行回归分析, 然后采用子样本进行稳健性检验。

（二）估计结果

模型 (2) 的估计结果见表 6 - 表 7 所示。通过分析可以得出, 户口类型对反映社会福利的四个指标的影响表现出高度显著且符合预期。通过表 6 得出, 在控制其他变量不变的情况下, 取得城市户籍的“永久性”迁移居民购买社会养老保险的比例比“暂时性”迁移居民平均高 51%, 且在 1% 的水平上高度显著; “永久性”迁移居民比“暂时性”迁移居民拥有产权房的比例平均高出 15.6%, 且在 1% 的水平上高度显著。通过表 7 可以看出, “永久性”迁移居民比“暂时性”迁移居民更容易找到体制内工作, 平均高出 13.6% 且在 1% 的水平上高度显著; “永久性”迁移居民居住环境普遍较好, 距离医院、学校和商场更近, 且在 5% 的水平上显著。采用子样本回归也得出上述类似的结果 (见附表 2 和附表 3)。

上述研究结论和已有文献的结论基本一致。例如王友华 (2011) 等人通过描述分析发现城市户口的居民和农业户口的居民在购买养老保险方面存在差异, 城市户口的居民购买养老保险的比例比农业户口的居民高 37%, 不过该文献研究群体是长期居住在农村的两类居民。张路等 (2016) 通过分年龄段分析, 得出非城市户口可以使户主年龄在 30 ~ 45 岁的家庭拥有自有住房的概率降低 41%, 且随着在城市居住时间的增加

负向作用逐步下降。由此可以得出，获得城市户口的农村迁移居民比没有获得城市户口的迁移居民能够享有更好的社会福利，社会福利的差异间接反映居民自我感知社会地位的不同。

表 6 户籍转变对养老保险和住房的影响结果

变量	养老保险		住房状况	
	Logit 模型	边际效应	Logit 模型	边际效应
户口类型(基组 = 农业户口)	95.834 *** (53.002)	0.506 *** (-0.043)	0.257 *** (0.042)	0.156 *** (0.018)
个人变量	控制	控制	控制	控制
家庭变量	控制	控制	控制	控制
县控制变量	控制	控制	控制	控制
观察值	449	449	2414	2414

注：Logit 模型汇报的是似然比；括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。
资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

表 7 户籍转变对工作类型和居住环境的影响结果

变量	工作类型		居住环境
	Logit 模型	边际效应	OLS 模型
户口类型(基组 = 农业户口)	1.316 *** (-0.19)	0.136 *** (-0.019)	-0.151 ** (-0.072)
个人变量	控制	控制	控制
家庭变量	控制	控制	控制
县控制变量	控制	控制	控制
观察值	1862	1862	2897

注：Logit 模型汇报的是似然比；括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。
资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

六 进一步分析

（一）模型设定

农村移民在获得城市户口后自我感知的社会地位可能会随着落户时间而发生变化。为分析落户时间与社会地位的关系，选取拥有城市户口的农村迁移居民进行实证分析。

模型设定如下：

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Hukoutime_i + \beta_2 Hukoutime_i^2 + \beta_3 Ind_i + \beta_4 Fam_i + \beta_5 Dis_i + \mu_i \quad (3)$$

模型（3）和模型（1）相似，只是将变量 *Hukoutype* 替换为 *Hukoutime*，表示居民落户的时间。农户居民自我感知的社会地位与落户时间的关系可能是非线性的，为刻画这种非线性关系，在模型中加入获得城市户口时间的平方项。模型（3）中相关变量的描述性分析见表 2 所示。与模型（1）估计方法类似，首先对全样本进行估计，然后选取子样本进行估计。

（二）估计结果

估计结果见表 8 所示。在全样本条件下，户口时间和户口时间的平方项对居民自我感知的社会地位影响并不显著，而在子样本中落户时间对社会地位的影响高度显著。两个模型估计结果的符号相同。由此可以得出，在控制了一定的内生性后，居民自我感知的社会地位随着获得城市户口的时间增加而提高。其他控制变量和模型（1）的估计结果相似，进一步检验了模型的稳定性，在此不做赘述。

表 8 户籍转变的时间长度对社会地位的影响

变量	全样本	子样本
户口时间	0.971 (0.025)	0.782 *** (0.055)
户口时间的平方	1.000 (0.001)	1.005 *** (0.002)
个人变量	控制	控制
家庭变量	控制	控制
县控制变量	控制	控制
观察值	1010	354

注：括号内为标准误；*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

七 结论与启示

改革开放以来，中国经历了有史以来速度最快、规模最大的农村人口迁移，推动了中国的高速发展。但是由于城乡户籍制度的限制，大量进城务工的农村居民在

为城市发展做出巨大贡献的同时，却没有享受到与当地居民相同的福利待遇。本文首先梳理了中国户籍制度改革的演变过程，然后基于 CLDS 的数据实证分析了农村迁移人口户籍身份转变对居民自我感知社会地位的影响，接着从社会福利的角度进行机制分析，最后探讨了落户时间对自我感知社会地位的影响。得出以下研究结论：第一，取得城市户籍的“永久性”迁移居民比没有取得户籍的“暂时性”迁移居民自我感知的社会地位更高。这一结论与杨肖丽和景再方（2010）的研究结论相似，但是他们只是将农民工分为“暂时迁移”和“永久迁移”两种模式，没有考虑户籍身份的差异。第二，取得城市户籍的“永久性”迁移居民在养老保险、购房状况、工作类型、居住环境四个方面能够享有更好的社会福利。随着户籍制度改革不断推进，虽然在制度安排上与城市户籍直接挂钩的社会福利逐渐减少，但是现实中依然存在明显的差异。本文囿于数据可得性，只检验了反映社会福利的四个指标，但是户籍转变所带来的社会福利的差异远不及此。第三，在取得城市户籍的“永久性”迁移居民中，取得城市户籍的时间越长，自我感知的社会地位也越高。这可以间接说明获得城市户籍的农村居民真正融入城市生活需要一定的时间。

基于以上结论，本文得出以下政策启示：一方面，继续深化户籍制度改革，由落户的准入资格改革向配套制度改革过渡。目前中国户籍制度改革的着力点依然集中在落户的准入资格上，相关配套制度改革缓慢，仍然没有改变传统户籍制度的本质。与户籍制度挂钩的各项政策有 20 多项（魏后凯、盛广耀，2015），包括就业机会、购买房屋、子女教育、养老保险、社会保障等，因此应该加快配套制度改革，尽快清理和完善与城市户籍挂钩的政策法规。另一方面，实现城乡人口基本公共服务均等化。尤其是加快中小城市发展，尽快实现基本公共服务常住人口全覆盖，让所有居住在城市的人口都能享受到城市发展的红利。

附录：

附表 1 中国户籍的各项政策和要点

时间	政策及主要内容
1950 年	《特种人口管理暂行办法(草案)》
	新中国户籍制度开始的起点。
1950 年	《城市户口管理暂行条例》
	最早的户籍法规，新中国成立后形成的“二元户籍制度”的起源。

续附表

时间	政策及主要内容
1954年	《宪法》
	明确规定公民有“迁徙和居住的自由”。
1955年	《关于建立经常户口登记制度的指示》
	开始统一全国城乡的户口登记工作。
1957年	《关于制止农村人口盲目外流的指示》
	要求城乡户口管理部门严格户籍管理,制止农村人口盲目外流找工作。
1958年	《中华人民共和国户口登记条例》
	新中国户籍制度的形成标志。自此之后,中国开始对人口流动实行严格限制和政府管制,并且将城乡居民区分为“农业户口”和“非农业户口”两种不同户籍。
1961年	《关于减少城镇人口和压缩城镇粮销量的九条办法》
	新中国开始了第一次以行政命令支配的反城市化运动。
1961年	《关于当前户口工作情况的报告》
	要求对户口进行彻底检查,健全户口管理机构。
1964年	《公安部关于处理户口迁移的规定(草案)》
	对城市迁往农村、集镇的以及大城市迁往小城市的居民不加限制,对农村迁往城市、集镇的居民进行严加限制。
1975年	《宪法》
	取消了有关迁徙自由的规定。
1977年	《关于处理户口迁移的规定》
	首次提出了“农转非”这一新的名词概念,隔断城市间、城乡间自由迁移的户籍管理制度完全形成。
1978年	《关于解决部分专业技术干部的农村家属迁往城镇由国家供应粮食问题规定》
	使得户籍政策调整首次出现可能。
1984年	《关于农民进入集镇落户问题的通知》
	允许农民自带口粮进集镇落户,但不允许农民进入县城关镇和城市落户。
1985年	《关于城镇暂住人口管理的暂行规定》
	健全城市暂住人口管理制度和建立集镇暂住人口登记管理制度。
1985年	《中华人民共和国居民身份证条例》
	从一户一籍调整为一人一证,突破人口流动的局限性。
1992年	《关于实行当地有效城镇居民户口的通知》
	部分省市实行蓝印户口,是中国户籍制度改革过程中的一项过渡性措施。
1997年	《小城镇户籍管理制度改革试点方案》和《关于完善农村户籍管理制度的意见》
	允许符合一定条件的农村人口在县级市范围内的建成区办理城镇常住户口,小城镇改革成为主流。

续附表

时间	政策及主要内容
1998 年	《关于解决当前户口管理工作中几个突出问题的意见》
	允许依靠亲属关系落户。
2001 年	《关于推进小城镇户籍管理制度改革的意见》
	在县级市范围内，有稳定工作、住所、亲属均可落户，将蓝印户口、地方城镇居民户口、自理口粮户口等改为城镇常住户口。
2014 年	《关于进一步推进户籍制度改革的意见》
	标志着中国实行了半个多世纪的“农业”和“非农业”二元户籍管理模式将退出历史舞台。
2016 年	《国务院关于深入推进新型城镇化建设的若干意见》
	鼓励各地区进一步放宽落户条件，加快落实户籍制度改革政策。
2019 年	《关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见》
	全面取消常住人口 300 万以下的城市落户限制，放宽常住人口在 300 万至 500 万的大城市。
2021 年	《建设高标准市场体系行动方案》
	实行户籍准入年限同城化累计互认，试行以经常居住地登记户口制度。

资料来源：作者整理得到。

附表 2 户籍转变对养老保险和住房的影响结果（子样本）

变量	养老保险		住房状况	
	Logit 模型	边际效应	Logit 模型	边际效应
户口类型(基组 = 农业户口)	60.475 *** (-51.947)	0.478 *** (0.080)	0.087 *** (-0.027)	0.281 *** (0.032)
个人变量	控制	控制	控制	控制
家庭变量	控制	控制	控制	控制
县控制变量	控制	控制	控制	控制
观察值	200	200	1731	1731

注：Logit 模型汇报的是似然比；括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

附表 3 户籍转变对工作类型和居住环境的影响（子样本）

变量	工作类型		居住环境
	Logit 模型	边际效应	OLS 模型
户口类型(基组 = 农业户口)	1.152 *** (-0.304)	0.105 *** (-0.027)	-0.174 * (-0.108)

续附表

变量	工作类型		居住环境
	Logit 模型	边际效应	OLS 模型
个人变量	控制	控制	控制
家庭变量	控制	控制	控制
县控制变量	控制	控制	控制
观察值	1315	1315	2241

注：Logit 模型汇报的是似然比；括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。
资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

参考文献：

- 程郁、赵俊超、殷浩栋、伍振军、孙成龙、揭梦吟（2022），《分层次推进农民工市民化——破解“愿落不能落、能落不愿落”的两难困境》，《管理世界》第 4 期，第 57-64 页。
- 崔岩（2012），《流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究》，《社会学研究》第 5 期，第 141-160 页。
- 何兴强、费怀玉（2018），《户籍与家庭住房模式选择》，《经济学（季刊）》第 2 期，第 527-548 页。
- 李春玲（2010），《高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查》，《社会学研究》第 3 期，第 82-113 页。
- 李虹、倪士光、黄琳妍（2012），《流动人口自我身份认同的现状与政策建议》，《西北师大学报（社会科学版）》第 4 期，第 68-74 页。
- 李晓飞（2010），《户籍与当代中国社会差别——基于中国综合社会调查（CGSS2006）数据的定量研究》，《华中科技大学学报（社会科学版）》第 3 期，第 85-91 页。
- 刘小鲁（2017），《中国城乡居民医疗保险与医疗服务利用水平的经验研究》，《世界经济》第 3 期，第 169-192 页。
- 乔明睿、钱雪亚、姚先国（2009），《劳动力市场分割、户口与城乡就业差异》，《中国人口科学》第 1 期，第 32-41 页。
- 田丰（2017），《逆成长：农民工社会经济地位的十年变化（2006-2015）》，《社会学

- 研究》第3期，第121-143页。
- 田明、李辰、赖德胜（2019），《户籍制度改革与农业转移人口落户——悖论及解释》，《人口与经济》第6期，第1-13页。
- 王吉元、汪寿阳、胡毅（2019），《户籍制度对中国城乡居民养老方式选择影响——基于Mixed-Logit模型》，《管理评论》第1期，第3-14页。
- 王友华（2011），《中国农村居民社会保障现状调查研究——基于中国综合社会调查数据》，《农村经济》第8期，第84-87页。
- 魏东霞、湛新民（2018），《落户门槛、技能偏向与儿童留守——基于2014年全国流动人口监测数据的实证研究》，《经济学（季刊）》第2期，第549-578页。
- 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》，《经济研究参考》第3期，第6-17页。
- 吴开亚、张力、陈筱（2010），《户籍改革进程的障碍：基于城市落户门槛的分析》，《中国人口科学》第1期，第66-74页。
- 杨菊华（2012），《社会排斥与青年乡-城流动人口经济融入的三重弱势》，《人口研究》第5期，第69-83页。
- 杨肖丽、景再方（2010），《不同迁移模式下农民工的经济地位与社会地位差异研究——基于沈阳市农民工的实证调查》，《经济问题》第8期，第74-80页。
- 姚秀兰（2004），《论中国户籍制度的演变与改革》，《法学》第5期，第45-54页。
- 姚瑶、刘斌、刘国恩（2014），《医疗保险、户籍制度与医疗服务利用——基于CHARLS数据的实证分析》，《保险研究》第6期，第105-116页。
- 于铁山（2015），《个人主观社会地位的社会影响因素——基于CLDS（2012）数据的实证研究》，《人口与社会》第1期，第89-97页。
- 张路、龚刚、李江一（2016），《移民、户籍与城市家庭住房拥有率——基于CHFS2013微观数据的研究》，《南开经济研究》第4期，第115-135页。
- 祝仲坤、冷晨昕（2018），《住房状况、社会地位与农民工的城市身份认同——基于社会融合调查数据的实证分析》，《中国农村观察》第1期，第96-110页。
- Anderson, Cameron, Oliver John, Dacher Keltner & Ann Kring (2001). Who Attains Social Status? Effects of Personality and Physical Attractiveness in Social Groups. *Journal of personality and social psychology*, 81 (1), 116.
- Chan, Kam Wing, Ta Liu & Yunyan Yang (1999). Hukou and Non-hukou Migrations in China: Comparisons and Contrasts. *International Journal of Population Geography*, 5

- (6), 425 – 448.
- Hu, Xiaojiang & Miguel Salazar (2008). Ethnicity, Rurality and Status: Hukou and the Institutional and Cultural Determinants of Social Status in Tibet. *China Journal*, 60 (60), 1 – 21.
- Huang, Youqin (2001). Gender, Hukou, and the Occupational Attainment of Female Migrants in China (1985 – 1990). *Environment and Planning A*, 33 (2), 257 – 279.
- Jabbar, Muhammad, Muhammad Nawaz, Faisal Rehman, Ghulam Bhatti & Anum Choudhary (2019). Does Optimism and Work Engagement Matter to Improve Job Performance? An Empirical Study. *International Journal of Information, Business and Management*, 11 (4), 170 – 176.
- Kuang, Lei & Li Liu (2012). Discrimination against Rural-to-Urban Migrants: the Role of the Hukou System in China. *PLoS One*, 7 (12), e46932.
- Leu, Janxin, Irene Yen, Stuart Gansky, Emily Walton, Nancy Adler & David Takeuchi (2008). The Association between Subjective Social Status and Mental Health among Asian Immigrants: Investigating the Influence of Age at Immigration. *Social Science & Medicine*, 66 (5), 1152 – 1164.
- Li, Xiaoming, Liying Zhang, Xiaoyi Feng, Qing Xiong, Xingguang Chen, Danhua Lin, Ambika Mathur & Bonita Stanton (2007). Stigmatization Experienced by Rural-to-Urban Migrant Workers in China: Findings from a Qualitative Study. *World Health & Population*, 9 (4), 29 – 43.
- Newey, Whitney (1987). Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables. *Journal of Econometrics*, 36 (3), 231 – 250.
- Nichols, Austin (2011). Causal Inference for Binary Regression with Observational Data. CHI11 Stata Conference, Stata Users Group, February 2.
- Sam, Schulhofer-Wohl (2012). Negative Equity Does Not Reduce Homeowners' Mobility. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 35 (1), 2 – 14.
- Whalley, John & Shunming Zhang (2004). Inequality Change in China and (Hukou) Labour Mobility Restrictions. *NBER Working Paper*, No. 10683.
- Zhang, Huafeng (2010). The Hukou System's Constraints on Migrant Workers' Job Mobility in Chinese Cities. *China Economic Review*, 21 (1), 5 – 64.

Does the Change of *Hukou* Improve Migrants' Social Status? An Empirical Study on Rural Migrant Residents

Wang Shukun

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Institutional exclusion and identity rejection are two important barriers that keep rural migrants from integrating into urban cities, which further affect their self-perceived social status. Focusing on two dimensions of institutional exclusion and recognized identity, this paper analyzes differences in self-perceived social status among migrating residents. Using the China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) data, we define “permanent” migrants as those with urban *Hukou* and “temporary” migrants as being without urban *Hukou*. Then we use subsample regressions and instrumental variable method to examine the effect of *Hukou* change on migrants' self-perceived social status. The results show that on average the self-perceived social status is significantly higher among the “permanent” migrants. In exploring the mechanism of the effect, it is found that the “permanent” generally have higher social welfare, including pension insurance, housing, job condition, and living environment. It is further revealed the self-perceived social status is positively associated with length of residence. Therefore, it is important to continue the reform in *Hukou* system and related systems by gradually easing the eligibility for urban settlement and eliminating the *Hukou* barriers in social welfare.

Keywords: household registration change, migrant population, social status, social welfare

JEL Classification: J21, J43, J70

(责任编辑：一帆)