

# 社会流动性对农业转移人口 市民化意愿的影响\*

杜宝瑞 石晓军 秦国庆 朱玉春

**【摘要】**农业转移人口市民化是当前新型城镇化的首要任务。促进农业转移人口市民化,是维护农业转移人口切身利益的客观要求,也是畅通城乡循环、实现经济高质量发展的必然选择。文章基于2015年全国1%人口抽样调查数据测算了不同地级市的社会流动性水平,并将地级市特征信息与中国流动人口动态监测调查(CMDS)数据进行匹配,实证考察了社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响。研究表明,社会流动性对农业转移人口市民化意愿具有正向影响,该结论具有稳健性,且在考虑了内生性问题后依旧成立。机制检验发现,较高的社会流动性能够促进农业转移人口在流入地的经济、社交和心理融入,进而提升其市民化意愿。异质性分析发现,社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响因地区劳动力市场化程度和个体人力资本水平差异而存在异质性。据此,文章建议积极营造公平开放的社会环境,畅通社会流动渠道,以吸引农业转移人口安居落户。

**【关键词】**农业转移人口 市民化 社会流动性 社会融入 新型城镇化

**【作者】**杜宝瑞 西北农林科技大学经济管理学院,讲师;石晓军 中国人民大学财政金融学院,教授;秦国庆(通讯作者) 西北农林科技大学经济管理学院,副教授;朱玉春 西北农林科技大学经济管理学院,教授。

## 一、引言

农业转移人口市民化对于构筑内循环、促进城乡要素平等交换具有重要作用,是当前新型城镇化的首要任务。党的二十大报告提出,“要推进以人为核心的新型城镇化,加快农业转移人口市民化”。从党的十八大至今,约有1.3亿农业转移人口实现城镇落户,农业转移人口市民化取得了巨大成就。然而,在近3亿的农业转移人口存量中,还有大

\* 本文为国家社会科学基金重大项目“统筹推进县域城乡融合发展的理论框架与实践路径研究”(编号:22&ZD113)的阶段性成果。

量人口仍仅为城市的过客,他们“亦工亦农、非城非乡、居无定所”,大多只身往返于城乡之间,形成了数量规模庞大的“候鸟式”群体,这一现象被形象地概括为“半城市化”(刘金凤等,2023)。除面临“愿落不能落”的门槛限制外,还有相当数量农民工处于“能落不愿落”的状态(程郁,2022)。根据2017年CMDS数据统计,37.33%的农业转移人口即便满足落户要求也不愿意在城市落户,还有27.57%的人口持迟疑态度。究其原因,一是农业转移人口仍面临就业歧视。大部分农民工在相对低薪的临时性岗位上工作,这些岗位不仅无法提供充分的社会保障,还面临随时被替代的可能(卢文秀、吴方卫,2023)。就业歧视使农民工在城市谋生过程中无法感受充分的劳动激励,从而不愿做出市民化决策(聂伟,2020)。二是农业转移人口面临社会关系排斥。大部分农民工既被排斥在工会等正式组织之外,也未被社区中各类非正式团体所包容接纳。社会关系排斥所致的群体孤立化与边缘化使农民工在城市谋生过程中无法感受充分的情感与组织支持,从而不愿做出市民化决策(郭晓欣等,2023)。三是农业转移人口面临心理融入难题。大部分农民工容易陷入“污名化”的叙事和话语体系。例如,一些城市居民对农民工抱有粗鲁、偷窃、不讲文明、不讲卫生、小农思维等负面刻板印象,这使农民工受到极大的歧视感和排斥感,降低了农民工心理融入的主观能动性。心理融入困境使农民工在城市谋生过程中无法感受充分的归属感与认同感,从而不愿做出市民化决策(崔岩,2012)。综上所述,农业转移人口在城市谋生过程中仍面临着就业、社交与心理层面的融入难题。这些难题反映了农业转移人口社会经济地位跃迁过程中存在的显性或隐性社会流动固化机制,这些固化机制增加了农业转移人口落户定居的成本,并通过负向激励与消极示范抑制了相应群体的市民化意愿。

党的二十大报告提出:“破除妨碍劳动力、人才社会性流动的体制和政策弊端,消除影响平等就业的不合理限制和就业歧视,使人人都有通过辛勤劳动实现自身发展的机会”。增强社会流动活力既是人民之所需,也是重要的学术议题。围绕社会流动性对农业转移人口市民化的影响,既有文献已形成一些初步的结论。王伟同等(2019)基于流出地推力视角,分析了城市社会流动性对人口流动行为的影响,发现过低的社会流动性会对人口产生挤出效应,增加个体流出概率。但是,流出不等于落户或定居,并不能完全反映个体的市民化倾向。此外,行为经济学的相关研究表明,个体对不平等的厌恶程度并不能反映对公平的偏好程度。因此,较高的社会流动性能否真正吸引人口永久性迁入,不能通过既有研究结论进行简单反推。曹晖和罗楚亮(2021)从流入地拉力视角出发,分析了城市代际收入弹性差异对劳动力流入的影响,发现劳动力倾向于流入代际收入弹性较低的城市,以寻求更加公平的社会及营商环境。然而,“候鸟式”群体的存在表明,迁移活动可能只是一种权宜之计。在“离”与“留”的选择之间,个体不仅会权衡收入差异,还会考虑生计可持续性与社会融入问题。分析社会流动性对新型城镇化及包容性发展的促

进作用,不能仅考虑暂时性迁移行为而忽视市民化意愿。Tan 等(2021)虽分析了社会流动性对市民化意愿的影响,但该研究采用受访者的主观感受对社会流动性进行测度。考虑到自报测量可能将个人不努力归结于机会不平等,相应分析结果可能存在偏误。相较已有研究,本文试图回答以下两个问题:一是地区社会流动性是否影响农业转移人口的市民化意愿;二是社会流动性影响农业转移人口市民化意愿的作用渠道有哪些。通过回答以上两个问题,本文有助于丰富社会流动性促进新型城镇化的研究成果。

加快农业转移人口市民化,推动“半城市化”向“城市化”转变,对于畅通城乡循环、实现经济高质量发展具有重要意义。本文从流入地的社会流动性出发,使用2016~2018年全国流动人口动态监测调查数据评估了社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响,并探讨了其微观作用机制。本文可能的边际贡献主要体现在以下3个方面:(1)既有研究多聚焦于地区正式制度、政策等因素对农业转移人口市民化意愿的影响,本文立足于社会流动性这一非正式制度视角,丰富了农业转移人口市民化方面的相关研究;(2)本文进一步揭示了社会流动性影响农业转移人口市民化意愿的微观作用机制,即社会流动性通过影响农业转移人口的社会融入水平,进而对其市民化意愿产生影响;(3)从现实意义来看,本文为“候鸟式群体”和“能落不愿落”现象提供了一种新的理解视角,即较低的社会流动性抑制了农业转移人口在流入地经济、社交、心理等方面的融入,从而使其只愿短期流动而不愿做出长期市民化的决策。相关研究结论能够为完善农业转移人口政策、推进新型城镇化建设提供有益参考。

## 二、文献综述与理论分析

### (一) 文献综述

社会流动性是衡量机会平等和社会结构开放性的关键指标,在经济学、社会学、人口学等领域受到广泛关注。长期以来,学术界围绕社会流动性进行了丰富的研究,包括测算社会流动性、探讨其影响因素和内在传递机制。除此之外,也有不少文献关注社会流动性所产生的宏观和微观影响。在宏观层面,社会流动性影响收入不平等、经济增长、生产效率(Galor 等,1997;纪珽、张国峰,2021);在微观层面,社会流动性影响个体相对剥夺感、公平感、主观幸福感、信任水平等(吕炜等,2020;李芳芝、张焕明,2021;Day 等,2016)。

市民化是指农村居民流入到城镇,在经历城乡迁移和职业转变的同时,获得作为城镇居民的合法身份,并依附这一身份平等享有市民权利的过程(魏后凯、苏红建,2013)。现有研究从不同视角探讨了市民化的影响因素,大致可以分为宏观和微观两个层面。宏观层面的研究侧重分析制度、文化、政策等因素对市民化意愿的影响。例如,户籍制度(刘传江、程建林,2009)、方言距离(刘金凤、魏后凯,2022)、基本公共服务政策(祝仲坤,

2021)均会对农业转移人口的市民化意愿产生影响。微观层面的研究侧重分析个体、家庭特征等因素对市民化意愿的影响。例如,人力资本(刘金凤等,2023)、家庭生计恢复力(杜巍等,2018)、社会网络(郭晓欣等,2023)均会对农业转移人口的市民化意愿产生影响。

综合而言,不管是作为内在动力的微观因素,还是作为外在引力的宏观因素,其产生影响的关键在于促进了农业转移人口在经济、社交、心理等层面的融入水平。Nielsen等(2010)认为,农业转移人口在城市中遭遇社会融入难的生存困境,边缘化和污名化等社会排斥体验对其市民化意愿产生了负向影响。田旭(2022)的研究发现,社会融入水平对农业转移人口市民化意愿的相对贡献率达50%左右。

## (二) 社会流动性影响农业转移人口市民化意愿的微观机理分析

从前文分析可知,农业转移人口之所以“能落不愿落”,一个重要的原因是面临经济、社交与心理层面的融入难题。流动人口的社会融入受到流入地社会结构特征的影响。社会认同理论认为,较高的社会流动性往往意味着较高的群体边界可渗透性,从而影响弱势群体在融入策略和变革策略之间的抉择(Tajfel等,1986)。在社会流动性较高的环境下,相对弱势的群体可凭借自身努力等自致性因素融入新群体,人们更相信社会阶层之间的界限是开放的,因而更有可能主动融入社会(Day等,2016)。促进农业转移人口市民化是推动其融入城市社会的过程,社会流动性影响这一过程的潜在机制可能体现在以下3个方面。

首先,社会流动性通过影响农业转移人口的经济融入,影响其市民化意愿。社会流动性可以被视为一种分配信号,社会流动性较低的城市虽然工作岗位比乡村多,但不能为农业转移人口提供公平和稳定的分配激励(陈琳,2016)。向上流动渠道的阻塞会削弱个体的进取心,使其逐渐失去努力的动力和信心(杨扬等,2020)。即便能通过一些临时性岗位获取更高工资,相应迁移行为也多为短期行为,并不意味着农村劳动力能作为一种长期要素参与城市经济生产并获取回报,由此造成了农业转移人口的经济融入困境。相反,在社会流动性较高的城市,“奋斗改善经济地位”的现实情景能够激励农村劳动力长期参与城市经济生产,促使其实现由“图生存”向“谋发展”的观念转变(王伟同等,2019),相应迁移行为更多带有“用脚投票”的色彩,是农业转移人口融入城市经济发展的体现。此外,较高的社会流动性意味着更多的外部机会,劳动者若未获得充分激励,就更有可能会选择离职,由此会减少企业对劳动者的“敲竹杠”行为(吴育辉等,2021)。换言之,在较高的社会流动性之下,企业对劳动者进行户籍歧视或工资歧视的成本很高,由此会倒逼企业为农村劳动力提供与城市劳动力相同的就业待遇。进一步,“同工同岗”“同工同酬”“同工同保”的就业待遇有利于农业转移人口融入城市经济发展。据此,本文提出假设1:较高的社会流动性通过促进农业转移人口的经济融入,进而提高其市民化意愿。



其次,社会流动性通过影响农业转移人口的社交融入,进而影响其市民化意愿。一方面,较高的社会流动性会减少个体社交活动时的相对剥夺感、压力感与焦虑感,使个体相信自己与他人处于平等地位(李芳芝、张焕明,2021)。进一步,平等的地位感知能够扩大个体信任半径,提高社会整体信任水平,有助于消解群体间的相互排斥,促进居民进行更长期的合作交流(吕炜等,2020;杨扬等,2020)。另一方面,较高的社会流动性意味着较高的群体边界可渗透性,有助于打破不同阶层间的交往壁垒。若个体相信存在较高的阶层跃迁机会,通常会采用积极的行动策略去融入新群体(Tajfel等,1986)。例如,通过个人努力争取向上流动的机会、主动创造社交场合或合作条件、依靠模仿进入新群体等(丁宇、姜丹,2019)。相反,若个体认为群体间的边界是难以渗透的,弱势群体无法向上流动到优势群体,各类集体成员便会强化自身群体认同,并对跨群体的社交活动抱以消极态度,甚至主动引发群体间的矛盾和冲突(Tajfel等,1986)。据此,本文提出假设2:较高的社会流动性通过促进农业转移人口的社交融入,进而提高其市民化意愿。

最后,社会流动性通过影响农业转移人口的心理融入,进而影响其市民化意愿。Ellemers等(1988)的研究表明,在较高的社会流动性情形下,个体会产生较少的内群体偏好心理,也会表现出较少的外群体歧视心理。当地区社会流动性较高时,弱势群体不会因当下的社会经济地位将自己定位为城市社会的“局外人”,不会对城市未知的社会经济文化现象抱以不安和恐惧感,也不会主动将自己与城市社会进行文化心理层面的切割(赵立,2017)。同时,优势群体也不会因社会经济地位领先而产生排外心理,进行歧视所带来的消遣和优越感会短暂而廉价(秦广强,2011),努力和潜力构成群际心理认同的基础,寻租和再分配领域的机会领先将无法形成根本性的社会经济地位宿命。此外,当地区社会流动性较弱时,严格的社会分层秩序会放大农业转移人口等弱势群体的资源禀赋劣势,给弱势群体的心理上带来排斥感与驱逐感,进而扩大群体间的心理距离,影响弱势群体的心理融入程度(崔岩,2012)。据此,本文提出假设3:较高的社会流动性通过促进农业转移人口的心理融入,进而提高其市民化意愿。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文使用的数据主要来自中国流动人口动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey, 简称CMDS)。CMDS是国家卫生健康委流动人口服务中心自2009年起开展的全国性流动人口抽样调查,调查覆盖全国31个省份,具有较强的代表性。调查内容涵盖流动人口的落户及居留意愿、社会融入状况等重要信息。本文将2016~2018年的数据进行合并,并删除了其中的非农户口样本。

为衡量城市流动性,本文进一步利用2015年全国1%人口抽样调查数据进行测算。

城市的代际流动性需要基于父子两代人的社会经济地位指标进行测算,若两代人的社会经济地位具有“遗传性”,则表明社会阶层固化,否则表明城市可能是“机会之地”。2015年全国1%人口抽样调查数据以全国为总体,以各地级市(地区、盟、州)为子总体,采用分层两阶段与人口规模成比例的整群抽样方法,抽取了全国1.55%的人口,具有较高的数据质量。本文所使用的数据包含200.36万个个体观测值,涵盖了父子两代的收入、职业等信息,为测算地级市层面的社会流动性提供了良好的数据支撑。为提高指标测算的准确性,本文对初始数据进行了如下处理:第一,将样本限定在劳动年龄人口,同时,由于年龄过小的样本可能尚未进入职业稳定期,删除年龄小于22岁的样本;第二,为排除流动人口造成的测量误差,删除了父代或子代户口登记地不在本地的样本。最后,本文将基于2015年全国1%人口抽样调查计算的地级市层面的社会流动性指标与CMDS个体微观数据进行匹配,使CMDS数据中的每个农业转移人口与其流入地的社会流动性特征相对应。本文所使用的其他地级市层面特征变量来自EPS(Express Professional Superior)中国区域经济数据库。

## (二) 变量选取

### 1. 被解释变量:市民化意愿

本文借鉴杜巍等(2018)、刘金凤和魏后凯(2022)的做法对农业转移人口的市民化意愿进行测度。首先,将愿意在流入地落户的农业转移人口定义为具有制度性市民化意愿。制度性市民化意愿根据问题“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地?”进行测度,若受访者回答“愿意”,则该变量赋值为1,否则为0。其次,将愿意在流入地定居的农业转移人口视为具有行为性市民化意愿。行为性市民化意愿根据问题“今后一段时间,您是否打算继续留在本地?”“如果您打算留在本地,您预计自己将在本地留多久?”进行测度,若受访者对两个问题分别回答“是”和“定居”,则该变量赋值为1,否则为0。

### 2. 核心解释变量:社会流动性

社会流动性反映了社会结构的开放程度及社会分层体系的变化和发展状况,它强调个体能够凭借“自致性”因素改善自身社会地位,常被视为衡量一个地区社会开放和机会公平程度的指标。为得到相对稳定和准确的社会流动性指标,本文使用Chetty等(2014)的方法,基于代际次序相关性测算社会流动性指标。

具体而言,首先通过以下回归模型估计各城市的代际次序相关性:

$$Rank_c = \alpha + \beta Rank_p + \theta Age + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, $Rank_c$ 为子代社会经济状况次序; $Rank_p$ 为父代社会经济状况次序。为了尽可能减少生命周期的异质性,模型控制了子代年龄 $Age$ 。回归系数 $\beta$ 定义为代际次序相关性。

接下来,基于代际次序相关性的线性特征(Chetty等,2014;王伟同等,2019),根据回



归所得的斜率 $\beta$ 和截距 $\alpha$ ,计算下列公式:

$$Mobility = \alpha + \beta q \tag{2}$$

*Mobility* 为社会流动性,其含义是父代社会经济状况次序为  $q$  百分位时,子代的预期社会经济状况次序,该值越大,代表子代的向上流动性越强。本文参考 Chetty 等(2014)和吴育辉等(2021)的研究,将  $q$  赋值为 25 百分位。

社会流动性可以基于收入、职业等维度的社会经济变量测算。在实际测算过程中,考虑到收入调查数据的局限性,本文以父子两代人的职业地位为基础进行测算。具体而言,本文将 2015 年全国 1%人口抽样调查数据中父子两代职业编码转换为国际社会经济地位指数(ISEI),以衡量父子两代的职业地位,该变量取值范围为 19~90。在此基础上,以个体所在地级市为统计范围,将父子两代的职业地位分别排序,然后按照上述方法测算各地级市的社会流动性。

3. 控制变量

本文还控制了一系列影响农业转移人口市民化意愿的变量,主要包括个体特征及地区特征变量。个体特征变量主要包括年龄及其平方、性别、婚姻状况、受教育年限、民族、是否为党员、随迁家庭规模、住房成本、流动年限、流动范围,地区特征变量主要包括人均财政支出、人均科学技术支出、人均教育支出、城镇失业率、规模以上工业企业数。各变量的定义及描述性统计结果如表 1 所示。其中,制度性市民化意愿、行为性市民化意愿的均值分别为 0.32、0.26。可见,中国农业转移人口市民化意愿的整体水平较低。核心解释变量社会流动性的均值为 39.91,这表明父代处于中低社会地位次序( $q=25$ )的家庭,其子代的预期社会地位次序为 39.91,向上流动水平为 14.91。可见,平均而言,对于中低社会地位次序家庭,子代确实较父代实现了一定的社会地位跃迁。

表 1 变量定义及描述性统计结果

变 量	均值	标准差	变 量	均值	标准差
制度性市民化意愿(有意愿落户)	0.32	0.47	随迁家庭规模	3.18	1.15
行为性市民化意愿(有意愿定居)	0.26	0.44	月住房支出(元/月)	765.74	1071.47
社会流动性	39.91	3.86	流动年限	5.86	5.70
年龄	35.78	10.39	流动范围	0.47	0.50
男性	0.52	0.50	人均财政支出(元/人)	16181.95	11491.59
受教育年限	9.76	3.00	人均教育支出(元/人)	2517.28	1476.58
汉族	0.94	0.24	人均科学技术支出(元/人)	575.94	682.92
党员	0.03	0.17	城镇失业率(%)	5.04	3.18
已婚	0.82	0.39	规模以上工业企业数	2642.39	2220.91

(三) 模型设定

为了考察社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响,本文构建如下计量模型:

$$citizen_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 Mobility_j + \delta_2 Indiv_{ijt} + \delta_3 city_{jt} + \gamma_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

式(3)中, $i$  为个体编号, $j$  为地区编号, $t$  为年份, $\varepsilon_{ijt}$  为随机扰动项。 $citizen$  为被解释变量,表示农业转移人口的市民化意愿,使用前文介绍的制度性市民化意愿和行为性市民化意愿来反映。 $Mobility$  为核心解释变量,表示地区社会流动性。 $Indiv$  为个体层面的特征变量, $city$  为城市层面的特征变量。本文还考虑了流入地固定效应  $\gamma_j$  和时间固定效应  $\gamma_t$ ,以控制不随时间变化的城市因素及随时间而变的宏观因素。

考虑到社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响可能因地区差异和个体禀赋差异而存在异质性,本文进一步在模型中纳入交互项以检验社会流动性对农业转移人口市民化意愿影响的差异:

$$citizen_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 Mobility_j + \beta Mobility_j \times Int + \delta_2 Indiv_{ijt} + \delta_3 city_{jt} + \gamma_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, $Int$  表示本文两个异质性的维度分别为劳动力市场化程度和个体人力资本水平。劳动力市场化程度根据中国人民大学国家发展与战略研究院编制的中国劳动力市场化指数进行测量,个体人力资本水平根据其受教育年限进行测量。首先,在劳动力市场化程度较低的地区,农业转移人口无法在劳动力市场上畅通有序流动,这不仅不利于提高农业转移人口的劳动收入,也会降低企业提供“同工同岗”“同工同酬”“同工同保”待遇的驱动力。因此,社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响在劳动力市场化程度较高的地区可能更明显。其次,人力资本水平是影响农业转移人口社会融入的重要因素。随着社会流动性水平的提高,人力资本水平较高的个体更易实现经济、社交和心理融入,进而增强其市民化意愿。因此,社会流动性对市民化意愿的影响对高人力资本个体而言可能更为明显。

## 四、实证结果

### (一) 基准回归结果

为考察社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响,本文拟合了式(3)对应的回归模型,结果如表 2 所示。其中,模型 1 和模型 3 仅控制了流入地固定效应和时间固定效应。模型 2 和模型 4 在此基础上加入了前文介绍的其他控制变量。由模型 1 和模型 3 结果可知,社会流动性的估计系数均显著为正,这表明社会流动性对农业转移人口的制度性市民化意愿和行为性市民化意愿均有正向影响。模型 2 和模型 4 加入个体和地区层面控制变量后,上述结果依旧成立。

具体来看,以模型 2 和模型 4 为例,社会流动性每增加 1 个标准差,个体制度性市民化意愿将增加 2.93%(=3.86 × 0.0076),个体行为性市民化意愿将增加 3.63%(=3.86 × 0.0094)。这表明社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响在经济意义上也具有显著性。以上结果表明,流入地的社会流动性是影响农业转移人口市民化意愿的重要因素,



表 2 社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响

	制度性市民化意愿:落户		行为性市民化意愿:定居	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
社会流动性	0.0011** (0.0006)	0.0076*** (0.0006)	0.0062*** (0.0036)	0.0094*** (0.0007)
年龄		-0.0010 (0.0006)		-0.0103*** (0.0006)
年龄平方项		0.0001*** (0.0000)		0.0001*** (0.0000)
性别		-0.0154*** (0.0021)		-0.0407*** (0.0021)
受教育程度		0.0124*** (0.0004)		0.0217*** (0.0004)
民族		0.0088** (0.0043)		-0.0001 (0.0038)
是否为党员		0.0181*** (0.0063)		0.0491*** (0.0064)
婚姻状况		0.0134*** (0.0036)		0.0832*** (0.0036)
随迁家庭规模		-0.0016 (0.0011)		0.0097*** (0.0010)
住房成本		-0.0000*** (0.0000)		-0.0000*** (0.0000)
流动年限		0.0044*** (0.0002)		0.0117*** (0.0002)
流动范围		-0.0523*** (0.0025)		-0.1110*** (0.0025)
人均财政支出		0.0001*** (0.0000)		0.0001*** (0.0000)
人均教育支出		-0.0001*** (0.0000)		-0.0001 (0.0000)
人均科学技术支出		0.0001*** (0.0000)		0.0000 (0.0000)
城镇失业率		-0.0919** (0.0465)		-0.1031** (0.0465)
规模以上工业企业数		-0.0000*** (0.0000)		-0.0000*** (0.0000)
样本量	181230	181230	160198	91833
R <sup>2</sup>	0.1106	0.1364	0.0655	0.1419

注:模型 1 和模型 3 仅控制了流入地和时间固定效应,模型 2 和模型 4 进一步控制了个体和流入地特征变量;\*,\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为稳健标准误。下同。

转移人口,其市民化意愿更强。此外,与苏丽锋(2017)的研究发现一致,农业转移人口的流动年限越长、流动范围越小,市民化意愿越强。在城市特征方面,人均财政支出正向影响市民化意愿,城镇失业率则负向影响市民化意愿,这表明增加公共财政支出、提供丰富且稳定的就业岗位是提升市民化意愿、推进城镇化稳步发展的有效措施。

(二) 内生性问题

1. 对反向因果问题的讨论

本文的研究设计可能存在反向因果的问题,即本文阐述的“人随机会走”(people follows chances)的逻辑可能受“机会随人走”(chances follow people)可能性的影响。关于这两种可能性的争论是城市学研究中的一项重要议题。支持“人随机会走”的观点认为,一些城市的阶级跃迁机会之所以更多,是因为这些城市的区位及制度特征在降低交易成本方面更具优势,而更低的交易成本意味着当地要素交易市场更活跃,个体发挥自身比较优势的市场机会更多,且这种机会不以个体是否迁移而转移,因此个体受发展机会的吸引选择在该城市落户和定居(丁成日,2020)。支持“机会随人走”的观点认为,城

提升社会流动性水平有助于推动农业转移人口实现“半城市化”向“城市化”的转变。

从控制变量的估计系数看,个体特征也会显著影响农业转移人口的市民化意愿。在其他变量可比的情形下,女性、汉族、党员、已婚、受教育程度较高的农业

市是“扶梯区域”，外来人口流向“扶梯区域”意味着进入了资源配置更具优势的地理空间，这些个体在实现自身向上流动的同时也会影响城市的社会流动性(Fielding, 1993)。

事实上，“人随机会走”和“机会随人走”现象一般发生于城市形成的不同阶段(丁成日, 2020)。在城市形成初期,本地人口规模较小,外来人口投资或就业会对本地市场机会产生较大的边际影响,进而塑造城市社会流动格局。当城市进入稳定发展阶段后,社会流动格局已基本形成,外来人口投资或就业所产生的边际影响较小,且这些人口更多为“机会追随者”,主要因激励或示范效应而迁移定居。

结合以上分析可知,本文估计结果受反向因果问题的影响较小。第一,当前中国已进入城镇化稳定发展阶段,《2021 年中国城市建设统计年鉴》显示,中国人口超 100 万的城市达 238 个,这些城市的暂住人口和外来务工人口远高于其他城市。换言之,农民工主要流向原本人口规模较大的城市,他们对当地社会流动格局所产生的边际影响理论上较小。第二,《2022 年农民工监测调查报告》显示,当前农民工最主要的两类职业身份为制造业工人和建筑工人,这些职业发展机会更多由城市招商引资与土地开发创造,农民工在很大程度上是“机会追随者”。第三,本文的分析样本是未发生市民化行为的农业转移人口,这些人口的市民化意愿尚未转化为实际行为,并不会对城市社会流动性产生影响。第四,根据相关理论和经验研究,社会流动性是一个“慢变量”,当城市进入稳定发展阶段后,地区代际流动性会在相当长的时间保持稳定(Chetty 等, 2014; 吴育辉等, 2021)。因此,短期的人口迁移行为难以对地区的社会流动性产生直接影响。综上,可以认为本文估计结果受到反向因果问题的影响较小。

考虑到人口规模较小的城市外来人口迁入所产生边际影响较大,“机会随人走”现象更有可能发生,本文删除中小城市样本后再次估计基准回归模型,以减轻内生性问题<sup>①</sup>。由表 3 回归结果可知,在剔除了中小城市样本后,核心变量估计系数和显著性未发生改变,表明这部分样本带来的影响较小。

2. 工具变量法

本文进一步使用工具变量法评估社会流动性与农业转移人口市民化意愿之间的因果关系。本文参考吴育辉等(2021)的做法,以明清时期各地区受科举制的影响大小作为社会流动性的工具变量。从相关性来看,科举制作为一种选拔治国人才的重要工具,

表 3 删除中小城市样本的回归结果

	制度性市民化意愿:落户	行为性市民化意愿:定居
社会流动性	0.0080*** (0.0006)	0.0103*** (0.0007)
样本量	180536	159528
R <sup>2</sup>	0.1372	0.1427

① 根据 2014 年国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》,常住人口 50 万人以下的城市为小城市,50 万人至 100 万人的城市为中等城市,100 万人至 500 万人的城市为大城市,500 万人至 1 000 万人的城市为特大城市,1 000 万人以上的城市为超大城市。

通过弱化门第族望等“先赋性”因素,而强调才华能力等“自致性”因素,为寒门子弟带来了向上流动的机会。根据相关研究数据,明代出身于“上三代无任实职官”家庭的进士比例稳定在 60%以上<sup>①</sup>。林上洪和刘海峰(2021)基于清代 1 194 位科举人物朱卷履历的研究发现,科举制为寒门子弟提供了阶层跃升的途径,增强了社会流动性。可见,明清时期科举制为社会流动性提供了重要的制度保障。科举制对社会流动性的影响还能通过人际传播与代际传递,内化为地区文化和社会风尚,对当代社会流动性产生长期影响。Chen 等(2020)基于明清进士数据和 2005 年人口抽样调查数据,研究发现科举制对社会流动性具有长期持续性的影响。从外生性来看,科举制度在清光绪三十一年废除,不会对当代农业转移人口的市民化意愿产生直接影响。综上,该工具变量满足要求。

因此,本文采用各地区的明清进士密度作为社会流动性的工具变量重新进行估计。明清进士密度为进士数与人口数之比。其中,进士数来自《明清进士题名碑录索引》。该书记录了明清历代通过科举考试取中的 51 624 位进士,并详细列示了各进士的姓名、籍贯、科年等信息,具有较高的权威性。本文据此获取了地级市层面的进士数量。地级市层面的人口数据来自《中国人口史》第四卷和第五卷。本文将城市层面的明清进士密度数据与基准回归所用数据进行匹配,删除了部分数据缺失的样本。工具变量法回归结果如表 4 所示。从表 4 可知,明清进士密度与社会流动性具有较强的相关性。工具变量法的一阶段 F 值均大于 10,证明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果显示,核心解

释变量的估计系数仍显著,表明在解决了内生性问题后,本文的基准结果依旧成立。

表 4 工具变量法的回归结果

	制度性市民化意愿:落户		行为性市民化意愿:定居	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
社会流动性		0.0193*** (0.0026)		0.0061** (0.0025)
明清进士密度	1.4977*** (0.0151)		1.5018*** (0.0154)	
样本量	160284		141597	
一阶段 F 值	9826.22		9548.85	

(三) 稳健性检验

1. 替换核心解释变量

为检验上述结论的稳健性,本文参考杨扬等(2019)的做法,使用 2016~2018 年中国劳动力动态调查(CLDS)数据测算代际次序相关性,并在此基础上重新构建各地级市的社会流动性指标,对式(3)进行回归。回归结果如表 5 模型 5 和模型 7 所示。结果显示,在替换了核心解释变量后,回归结果仍具有稳健性。

① 资料来源:全国哲学社会科学工作办公室(明代的科举功名群体及其影响与社会流动 <http://www.nopss.gov.cn/n1/2021/0806/c373410-32183931.html>)。

2. 增加样本年份

由于 CMD5 调查项目仅开展至 2018 年,本文在基准回归中使用 2016~2018 年 CMD5 数据考察社会流

表 5 稳健性检验

	制度性市民化意愿:落户		行为性市民化意愿:定居
	模型 5	模型 6	模型 7
社会流动性	0.0602*** (0.0035)	0.0054*** (0.0020)	0.0169*** (0.0022)
样本量	116108	13613	91177
R <sup>2</sup>	0.1509	0.0554	0.1393

动性对农业转移人口市民化意愿的影响,研究结果可能并不反映当前的情况。为提高研究结果的时效性,并检验上文研究结论的稳健性,本文进一步使用 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据中的流动人口样本进行了分析<sup>①</sup>。由表 5 模型 6 回归结果可知,使用 2019 年 CHFS 数据的检验结果印证了本文研究结论的稳健性。

五、机制检验与异质性分析

(一) 机制检验

由理论分析可知,社会融入是影响农业转移人口市民化意愿的重要因素,而社会流动性能够影响农业转移人口在经济、社交、心理多个方面的融入。由于社会融入对农业转移人口市民化意愿的影响已得到诸多经验支持(田旭,2022;刘金凤、魏后凯,2022),本文主要探讨社会流动性对中介变量的影响。

1. 经济融入

前文理论分析显示,在社会流动性较高的地区,外来劳动者的收入、就业条件、社会保障状况得到改善的可能性更大。这能够为农业转移劳动力长期参与城市经济生产提供内在动力和外部激励,促进其经济融入。为检验上述作用机制,本文参考杨菊华(2015)的研究,使用 3 个指标衡量农业转移人口的经济融入程度。一是受访者上个月的收入对数值;二是受访者是否参加城镇职工医疗保险;三是受访者是否存在过度劳动情况。其中,是否过度劳动根据《中华人民共和国劳动法》规定的平均周工作时间不超过 44 小时的标准界定,大于 44 小时赋值为 1,其余为 0。表 6 回归结果显示,流入地较高的社会流动性显著提高了农民工的工作收入,改善了农民工的社会保障状况,并减少了农民工过度劳动的情况。综上,更高的社会流动性能够促进个体的经济融入,本文假设 1 得到验证。

2. 社交融入

在社会流动性较高的地区,个体参与社交活动时所感受到的相对剥夺感与压力感较低,不同阶层间不易形成壁垒。这能够扩大个体的信任半径,促使农业转移劳动力以更积极的行动策略融入新群体。为检验上述作用机制,本文参考杨菊华(2015)、刘金凤和

① 该数据包含制度性市民化意愿的相关题项:“是否愿意获得目前居住地所在区/县的城镇地区户口?”。



表 6 社会流动性对农业转移人口经济融入与社交融入的影响

	经济融入			社交融入	
	工作收入	是否参与城镇 职工医疗保险	是否过度劳动	与本地人交往	是否参与 志愿者协会
地区代际流动性	0.0124*** (0.0029)	0.0035*** (0.0006)	-0.0026** (0.0010)	0.0025** (0.0010)	0.0028*** (0.0005)
样本数	83426	96323	79862	98179	98179
R <sup>2</sup>	0.1003	0.1877	0.1361	0.1150	0.0264

魏后凯(2022)的研究,采用农业转移人口在流入地的社会交往和社会活动参与<sup>①</sup>情况测度其社交融入程度。表 6 回归结果显示,较高的社会流动性显著促进了农业转移人口与流入地本地人交往和参与社会活动,假设 2 得到验证。

3. 心理融入

前文理论分析显示,在社会流动性较高的生产生活环境中,劣势群体会产生较少的宿命归属心理,优势群体会产生较少的排外心理,不同群体在心理层面相互排斥或自我区隔的可能性越低。这能够减小不同群体间的心理距离,增强弱势群体的心理融入。为检验上述作用机制,本文参考刘金凤和魏后凯(2022)的研究,从融入意愿、身份认同、排斥感知和歧视感知<sup>②</sup> 4 个方面测度农业转移人口的心理融入程度。表 7 回归结果显示,

表 7 社会流动性对农业转移人口心理融入的影响(N=98179)

	融入意愿	身份认同	排斥感知	歧视感知
地区代际流动性	0.0050*** (0.0013)	0.0040** (0.0015)	-0.0033** (0.0014)	-0.0037** (0.0015)
R <sup>2</sup>	0.0637	0.1085	0.0574	0.0435

社会流动性能够显著提高农业转移人口的融入意愿和身份认同,同时降

低农业转移人口感受到的排斥和歧视,假设 3 得到验证。

(二) 异质性分析

本文从劳动力市场化程度和个体人力资本水平 2 个方面进行异质性分析。首先,本文采用中国人民大学国家发展与战略研究院编制的中国劳动力市场化指数来测度地区劳动力市场化程度,依据中位数将各地级市划分为劳动力市场化程度高(中位数及以上)和劳动力市场化程度低(中位数以下)两类,对式(4)进行估计。表 8 模型 8 和模型 10 结

① 社会交往根据“您业余时间在本地和谁来往最多(不包括顾客及其他亲属)?”测度,若受访者回答“本地人”,则赋值为 1,否则为 0;社会活动参与“您在本地是否参加过志愿者协会的活动?”测度,若受访者回答“是”,则该变量赋值为 1,否则为 0。

② 融入意愿根据受访者对“我很愿意融入本地人当中,成为其中一员”的赞同程度进行测度;身份认同根据受访者对“我觉得我已经是本地人了”的赞同程度进行测度;排斥感知根据受访者对“我觉得本地人愿意接受我成为其中一员”的赞同程度进行反向测度;歧视感知根据受访者对“我感觉本地人看不起外地人”的赞同程度进行测度,变量的取值范围均为 1~4。

果显示,交互项系数在 1%水平上显著为正,表明社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响在劳动力市场化程度较高的地区更大。其次,本文依据个体受教育年限是否大于等于 12 年将样本划分为人力资本水平较高(赋值为 1)和较低(赋值为 0)两类,对式(4)进行估计。表 8 模型 9 和模型 11 结果显示,交互项系数在 1%水平上显著为正。这表明,社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响对人力资本水平较高的个体更大。因此,吸引高技能人才需要创造开放、公平的社会环境。

表 8 异质性分析

	制度性市民化意愿:落户		行为性市民化意愿:定居	
	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11
社会流动性	0.0066*** (0.0006)	0.0078*** (0.0006)	0.0072*** (0.0007)	0.0096*** (0.0007)
劳动力市场化程度	0.0500*** (0.0034)	0.0370*** (0.0036)	0.0138*** (0.0033)	0.0226*** (0.0036)
社会流动性×劳动力市场化程度	0.0051*** (0.0008)		0.0049*** (0.0009)	
社会流动性×人力资本水平		0.0070*** (0.0005)		0.0077*** (0.0006)
样本量	166667	181230	145021	160198
R <sup>2</sup>	0.1412	0.1483	0.1381	0.1430

## 六、结论与政策启示

农业转移人口市民化是新型城镇化建设的首要任务,然而当前中国仍存在大量“亦工亦农、非城非乡、居无定所”的“候鸟式”群体。除“愿落不能落”外,这一群体还广泛存在“能落不愿落”的特征。本文尝试从社会流动性这一非正式制度的视角切入,探讨其对农业转移人口市民化意愿的影响。研究表明,开放的社会结构和公平的发展机会能够促进农业转移人口的社会融入,从而提高其市民化意愿。从作用机制来看,较高的社会流动性能够促进农业转移人口在流入地的经济、社交和心理融入,进而提升其市民化意愿。异质性分析发现,社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响在劳动力市场化程度较高的地区和人力资本较高的个体中更大。

基于以上研究结论,本文得出以下政策启示。一是除绝对工资水平外,公平开放的社会环境在吸引农业转移人口落户定居方面发挥着重要的作用,破除社会流动固化机制是解决农业转移人口“能落不愿落”问题的重要措施。据此,应采取促进农业转移人口社会融入的政策举措,例如增加公共教育投入、强化面向农业转移人口的就业培训与金融服务、加强农业转移人口聚集社区的网格化管理和便民服务,以畅通社会流动渠道,营造公平开放的社会环境。二是为最大程度发挥社会流动性在提升市民化意愿方面的积极作用,还应完善层次多样的再教育体系、深化劳动力要素市场化配置改革。三是营造公平、开放的社会环境更有助于吸引高技能人才的长期性流动。鉴于当前各地区已将

“抢人才”作为经济发展竞争的重点,政府在制定相关人才引进政策时应强调针对高技能人才发展通道不畅问题的举措。

参考文献:

- 曹晖、罗楚亮(2021):《为了机会公平而流动——收入代际传递对劳动力流入的影响》,《劳动经济研究》,第1期。
- 陈琳(2016):《中国城镇代际收入弹性研究:测量误差的纠正和收入影响的识别》,《经济学(季刊)》,第1期。
- 程郁等(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。
- 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。
- 丁成日(2020),《城市经济学:实证研究与方法》,社会科学文献出版社。
- 丁宇、姜丹(2019):《社会融合的理论类型和政策实践原则》,《学习与实践》,第3期。
- 杜巍等(2018):《农业转移人口市民化意愿:生计恢复力与土地政策的双重影响》,《公共管理学报》,第3期。
- 郭晓欣等(2023):《农村流动人口城市化的影响机制——基于社会网络视角的发现》,《中国人口科学》,第4期。
- 纪珽、张国峰(2021):《代际间职业流动、劳动力配置与中国的劳动生产率》,《世界经济》,第5期。
- 李芳芝、张焕明(2021):《代际流动影响主观幸福感吗?——基于CGSS2015的经验证据》,《统计研究》,第3期。
- 林上洪、刘海峰(2021):《寒门子弟何以考取科举功名——基于清代浙江科举人物朱卷履历的定量分析》,《北京大学教育评论》,第3期。
- 刘传江、程建林(2009):《双重“户籍墙”对农民工市民化的影响》,《经济学家》,第10期。
- 刘金凤、魏后凯(2022):《方言距离如何影响农民工的永久迁移意愿——基于社会融入的视角》,《中国农村观察》,第1期。
- 刘金凤等(2023):《从“半城市化”到“城市化”:农业转移人口市民化进程中的教育推动机制研究》,《数量经济技术经济研究》,第9期。
- 卢文秀、吴方卫(2023):《患寡亦患不均:双轨制基本养老保险与农民工过度劳动》,《中国农村经济》,第7期。
- 吕炜等(2020):《教育机会公平与居民社会信任:城市教育代际流动的实证测度与微观证据》,《中国工业经济》,第2期。
- 聂伟(2020):《就业质量、获得感对农民工入户意愿的影响》,《农业技术经济》,第7期。
- 秦广强(2011):《代际流动与外群体歧视——基于2005年全国综合社会调查数据的实证分析》,《社会》,第4期。
- 苏丽锋(2017):《中国流动人口市民化水平测算及影响因素研究》,《中国人口科学》,第2期。
- 田旭(2022):《隐性壁垒、城市融入与农业户籍流动人口落户》,《农业经济问题》,第12期。
- 王伟同等(2019):《人口迁移的地区代际流动偏好:微观证据与影响机制》,《管理世界》,第7期。
- 魏后凯、苏红键(2013):《中国农业转移人口市民化进程研究》,《中国人口科学》,第5期。
- 吴育辉等(2021):《机会之地:社会流动性与企业生产效率》,《管理世界》,第12期。
- 杨菊华(2015):《中国流动人口的社会融入研究》,《中国社会科学》,第2期。

25. 杨扬等(2020):《地区代际流动性对企业管理家族化的影响研究》,《管理科学学报》,第10期。
26. 赵立(2017):《农民工群体身份认同与群体偏好研究——自我认同的中介作用》,《浙江社会科学》,第2期。
27. 祝仲坤(2021):《公共卫生服务如何影响农民工留城意愿——基于中国流动人口动态监测调查的分析》,《中国农村经济》,第10期。
28. Chen T., Kung J. K., Ma C.(2020), Long Live Keju! The Persistent Effects of China's Civil Examination System. *The Economic Journal*. 130(631):2030-2064.
29. Chetty R., Hendren N., Kline P., et al.(2014), Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*. 129(4):1553-1623.
30. Day M. V., Fiske S. T.(2017), Movin' on up? How Perceptions of Social Mobility Affect Our Willingness to Defend the System. *Social Psychological and Personality Science*. 8(3):267-274.
31. Ellemers N., Van Knippenberg A., De Vries N., et al.(1988), Social Identification and Permeability of Group Boundaries. *European Journal of Social Psychology*. 18(6):497-513.
32. Fielding T.(1993), Migration and the Metropolis: An Empirical and Theoretical Analysis of Inter-Regional Migration to and from South East England. *Progress in Planning*. 39:75-166.
33. Galor O., Tsiddon D.(1997), Technological Progress, Mobility, and Economic Growth. *American Economic Review*. 87(3):363-382.
34. Nielsen I., Smyth R., Zhai Q.(2010), Subjective Well-Being of China's Off-Farm Migrants. *Journal of Happiness Studies*. 11(3):315-333.
35. Tajfel H., Turner J. C.(2004), The Social Identity Theory of Intergroup Behavior. In *Political Psychology*. Psychology Press.
36. Tan X., Dou X., Zhang Y., et al.(2021), The Structural Dilemma of Citizen Participation: The Interactive Influence of Social Status and Subjective Social Mobility. *Journal of Pacific Rim Psychology*. 15.

## The Impact of Social Mobility on Rural Migrants' Urbanization Intention

Du Baorui Shi Xiaojun Qin Guoqing Zhu Yuchun

**Abstract:** Promoting rural migrants' urbanization is not only necessary to safeguard the vital interests of rural migrants, but also crucial for facilitating a smooth urban-rural circulation and a high-quality economic growth. By matching the city-level intergenerational social mobility data constructed using the Chinese General Social Survey (CGSS) with micro-data from China Migrants Dynamic Survey (CMDs), this study examines the impact of social mobility on rural migrants' urbanization intention. The results show that social mobility of the receiving city exerts a positive impact on rural migrants' urbanization intention. The conclusion is robust and holds true after considering endogenous issues. Further mechanism tests suggest that higher social mobility can promote the economic, social and psychological integration of rural migrants in destination cities, thus increasing their urbanization intention. Heterogeneity tests reveal that labor urbanization and individual human capital can strengthen the impact of social mobility on rural migrants' urbanization intention. Conclusive remarks are made to foster a fair and inclusive social environment and to facilitate social mobility channel, in order to attract and integrate rural migrants.

**Keywords:** Rural Migrants; Urbanization Intention; Social Mobility; Social Integration; New Urbanization

(责任编辑:李玉柱)