

人口与发展

ISSN 1002-6862 (CN 11-3038/D) 邮发代号：80-100 零售每份 0.50 元

5

● 不同生育意愿背景下子女成年后的性别及
婚姻引致离婚及其成因

● 浙江省“三权”及其农村集体经济组织成员
资格认定新探讨

● 农业转移人口的城市经济参与障碍的二阶
模型

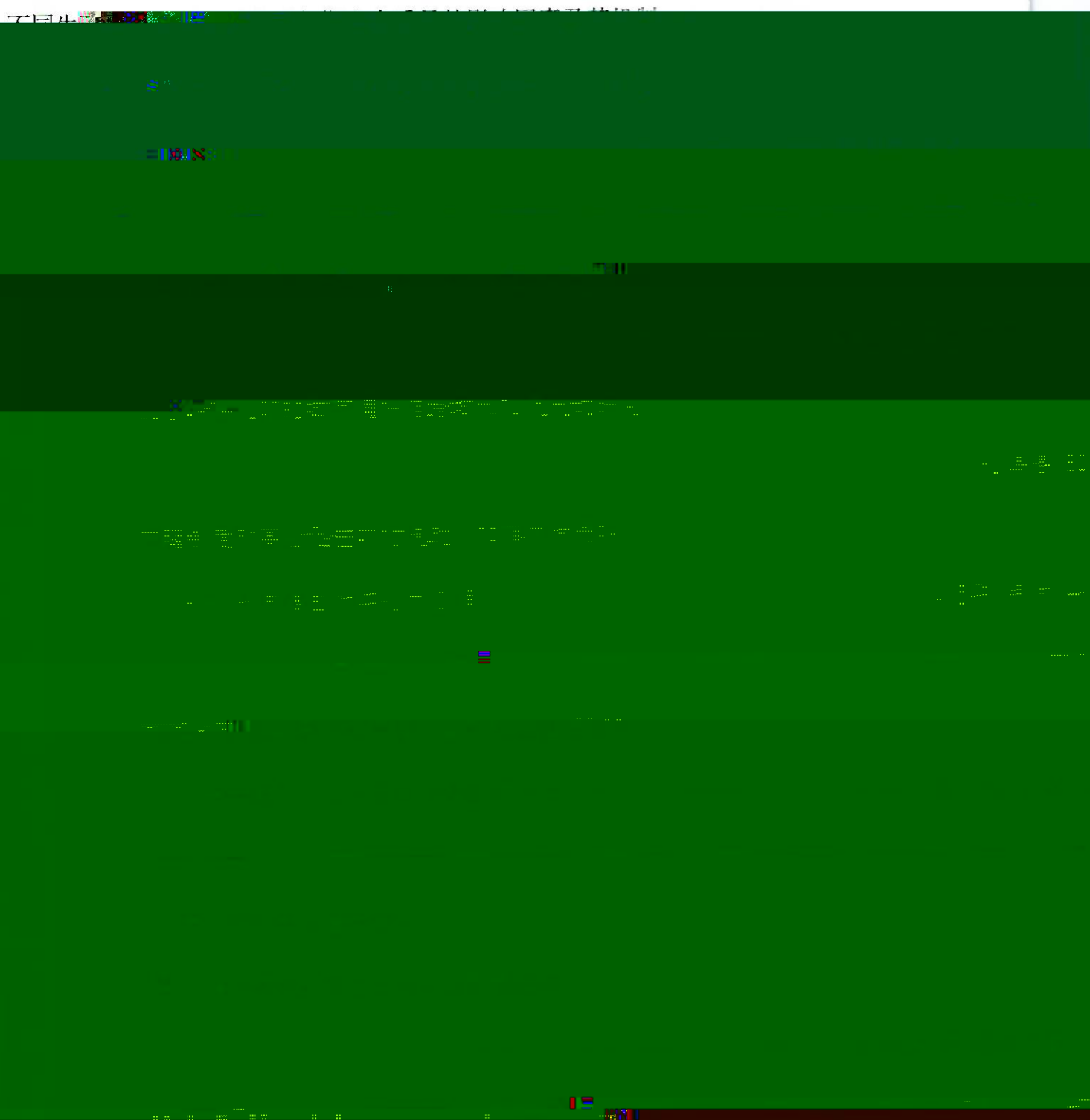
● 中国人口老龄化与生育率下降的关联比较
——以城市与农村为研究对象

人口与发展

RENKOU YU FAZHAN

(双月刊)

1994年12月创刊



户籍制度改革会促进农村流动人口落户城市吗？ ——来自准自然实验的证据

伍菱霖¹, 卢冲²

¹ (西南财经大学 财政税务学院, 四川 成都 300030; / 西南财经大学 经济与管理研究院, 四川 成都 300030)

摘要: 在国务院明确提出全面放开小城市落户限制, 以合法稳定住所和就业为核心, 并参考社会保险参加情况分类制定各大城市落户标准的背景下, 2015年辽宁省、吉林省等4个省份先后出台了《关于进一步推进户籍制度改革的意见》, 进一步明确规定了各省份的落户条件。使用中国劳动力动态调查2010—2013年面板数据, 采用倾向得分匹配法(PSM)与双重差分法(DID)对户籍制度改革与农村流动人口落户决策的关系进行了研究, 并使用结构方程模型(SEM)对农村流动人口落户决策的作用机制进行了探讨。结果发现: 户籍制度改革能够有效提高农村流动人口落户城市的意愿, 也能够显著促进农村流动人口落户家乡的城市。从城市类型来看, 与中小城市的农村流动人口相比, 大城市农村流动人口的落户意愿更易受到户籍制度改革的正向影响, 并且更偏好落户家乡的城市。社会融入度会通过落户意愿进一步促进农村流动人口落户家乡的城市。这种作用机制在大城市和中小城市都普遍存在。

关键词: 户籍制度改革; 流动人口; 双重差分法; 结构模型; 落户决策; 公共服务

中图分类号: C912.6 文献标识码: A 文章编号: 1674-3315(2020)05-0091-12

收稿日期: 2020-07-15; 修订日期: 2020-07-20
基金项目: 国家社科基金项目“四川藏区水电移民可持续生计调查及扶持政策研究”(项目编号: 16XJ0025); 中央高校基本科研业务费专项资金(项目编号: C1900443)资助。

作者简介: 伍菱霖(1992—), 女, 西南财经大学财政税务学院博士生; 卢冲(1988—), 男, 西南财经大学经济与管理研究院博士生。

收稿日期: 2020-07-15; 修订日期: 2020-07-20
基金项目: 国家社科基金项目“四川藏区水电移民可持续生计调查及扶持政策研究”(项目编号: 16XJ0025); 中央高校基本科研业务费专项资金(项目编号: C1900443)资助。

作者简介: 伍菱霖(1992—), 女, 西南财经大学财政税务学院博士生; 卢冲(1988—), 男, 西南财经大学经济与管理研究院博士生。

收稿日期: 2020-07-15; 修订日期: 2020-07-20

基金项目: 国家社科基金项目“四川藏区水电移民可持续生计调查及扶持政策研究”(项目编号: 16XJ0025); 中央高校基本科研业务费专项资金(项目编号: C1900443)资助。

作者简介: 伍菱霖(1992—), 女, 西南财经大学财政税务学院博士生; 卢冲(1988—), 男, 西南财经大学经济与管理研究院博士生。

• • •

?Q JCRE?AT @R?JEFPIT>N; I CRDEPBI ATIT D; I 6; EFC WC: ?R (?RPI HLFCKEP MARJIL /O, . 7 /O, 3 UCDC , ATIT D; I (<MX) CFU U?A: BI UEQIRIFPI KID; ?U (HOH) D? TDAUL D; I RIBCDE?FT; E@ : IDaIIF D; I ; ?ATIZ ; ?BU RISETDRCDE?F TLTDIK RIQ?RK CFU D; I RARCB KESRCFD @?@ABCDE?F TIDDBIKIFD UIPETE?F ,CFU QARD; IR ATIT D; I TDRAPDARCB IFACDE?F K?UIB(M" X) D? QB?a RARCB N; I KIP; CFETK ?Q CPDE?F Q?R @?@ABCDE?F TIDDBIKIFD ET UETPATTIU>N; I RITABDT T; ?a D; CD D; I RIQ?RK ?Q D; I ; ?ATI; ?BU RISETDRCDE?F TLTDIK PCF IQQIPDEJIBL EK@R?JI D; I aEBBEFSFITT ?Q RARCB KESRCFDT D? TIDDBI EF PEDEIT>X?RI?JIR ,ED PCF TESFEQEZ PCFDBL @R?K?DI D; I PEDEIT a; IRI RARCB KESRCFDT TIDDBI EF D; IER ; ?KID?aFT> (R?K D; I @IRT@IPDEJI ?Q AR: CF DL@IT ,P?K@CRIU aED; RARCB KESRCFDT EF TKCBB CFU KIUEAK 7 TE'IU PEDEIT D; I RARCB KESRCFDT EF BCRSI PEDEIT CRI K?RI BEJIBL D? : I CQIIPDIU : L D; I RIQ?RK ?Q D; I ; ?ATI; ?BU RISETDRCDE?F TLTDIK , CFU D; IL @RIQIR D; I PEDEIT D; CD TIDDBI EF D; IER ; ?KID?aFT>M?PECB EFDISRCDE?F aEBB QARD; IR @R?K?DI RARCB KESRCFDT D? TIDDBI EF D; IER ; ?KID?aFT D; R?AS; D; I aEBBEFSFITT D? TIDDBI U?aF>N; ET KIP; CZ FETK ?Q CPDE?F ET P?KK?F EF BCRSI PEDEIT CFU TKCBB CFU KIUEAK 7 TE'IU PEDEIT>N; IRIQ?RI ,6; EFC T; ?ABU QARD; IR EFPRICTI D; I RIQ?RK ?Q D; I ; ?ATI; ?BU RISETDRCDE?F TLTDIK ,IT@IPECBBL D? B?aIR D; I D; RIT; ?BU ?Q TIDDBIKIFD EF BCRSI PEDEIT ,a; EP; aEBB ; IB@ D? @R?K?DI RARCB KESRCFDT D? TIDDBI EF PEDEIT CFU EK@R?JI D; I AR: CFE'CDE?F BIJIB ?Q 6; EFC'T RISETDIRIU @?@ABCDE?F> C&3 D-0; :: +?ATI; ?BU ! ISETDRCDE?F MLTDIK ! IQ?RK; (B?CDEFS <?@ABCDE?F; HOH; M" X; MIDDBIKIFD HIPETE?F; <A: BEP MIRJEPI

1 引言

中国的户籍制度决定了公民权利实现具有“属地性”特征,即获得的教育、医疗等公共服务的权利是以地方户籍身份为凭证(蔡禾、王进 /004)。中央层面通过推动户籍制度改革,引导农业转移人口有序流向中小城市(袁方成、康红军 /0, 1)。各省市在中央大力推行户籍制度改革的背景下,也相继出台了本省的户籍制度改革方案。综合各省提出的到 /0/0 年本省户籍人口城镇化率目标来看,都显著高于国家设定水平。然而,长期以来,我国城市非户籍人口多数偏好流向户籍控制更严的大城市。与此同时,中央政府还提出了到 /0/0 年要实现, 亿城市非户籍人口落户城市的政策目标。鉴于此,对于我国户籍制度改革与农村流动人口落户决策的关系,就非常有必要进行全面的研究。

那么,我们需要直接回答的一个问题是,我国实施的户籍制度改革是否能够促进农村流动人口落户城市?朱江丽、李子联(/0, 3)的研究表明,户籍制度改革可以带来农村劳动力迁移成本下降,有助于农村劳动力流入城市。同时,户籍制度改革还可以打破劳动力自由流动的障碍,降低收入不平等水平(Y; CBBIL ,c> , *; CFS M> /004; YCFS ,b> _> ,+IR'QIBU ,N> ,^BCA: IF ,N> /004)。张伟进、胡春田、方振瑞(/0, .) 基于 /000 7 /0, / 年季度数据,使用贝叶斯估计方法的研究显示,无论在短期还是长期,户籍制度改革都能够提高城乡居民消费和收入,缩小城乡居民生活差距,提高农民工落户城市的可能性。但是,孙文凯、白重恩、谢沛初(/0, .) 对 /002 7 /003

制度改革的背景下,农村流动人口的落户决策是否一致?农村流动人口落户决策的作用机制又是如何的呢?对以上问题的回答,将有助于全面理解和认识我国户籍制度改革对农村流动人口的影响,并为进一步优化各省市户籍制度改革提供政策参考。

基于此,本文将实证检验户籍制度改革对农村流动人口落户意愿和地点的因果效应,并进一步考察不同类型城市,这种因果效应是否存在。最后,对农村流动人口落户决策的作用机制进行探讨。本文的边际贡献是:第一,本文采用较新的全国微观调查面板数据,为检验政策的实施效果和完善政策实施方案提供经验证据。第二,本文采用倾向得分匹配法、双重差分方法来精准地识别户籍制度改革政策的因果效应,可以为相关领域的实证研究提供参考;第三,本文探讨了农村流动人口落户决策的作用机制,为各省市优化户籍制度改革提供更多的改革切入点。

2 背景和文献综述

2.1 户籍制度的改革历程

1951年,国务院颁布了《中华人民共和国户籍登记条例》标志着我国农业和非农户口正式诞生。同时,在二元户口的基础上形成了差别性的福利制度安排和土地产权制度。20世纪70年代,城市户口的管理权开始由中央转向地方,部分地区开始尝试改革城乡二元户籍制度改革。如:1977年,公安部颁布《关于实行当地有效城镇居民户口制度的通知》决定在小城镇、经济开发区实行当地有效城镇户口制度。1984年,国务院批转公安部《关于当前户籍管理中几个突出问题的意见》规定,在城市投资、兴办实业、购买商品房的公民及其直系亲属,符合一定条件可落户。但是,一个基本事实依旧不变:我国的户籍制度改革滞后于人口迁移需求,并且这种差距在个别城市(地区)还有日益扩大的趋势。

20世纪90年代后,户籍改革力度逐步增强。2000年,国家正式取消了粮油迁徙证制度,粮食供应关系和户籍迁移剥离。2001年,国务院批转了公安部《关于推进小城镇户籍管理制度改革的意见》,指出全国所有镇和县级市市区取消“农转非指标”,不再实行计划指标管理。2004年,全国治安工作会议上公安部宣布逐步取消农业户口、非农业户口的二元户口性质划分,统一了城乡户口登记制度。这一举措实现了法律意义上的身份平等。

2010年以来,我国城乡二元户籍制度进入了新的历史时期。特别是2013年,国务院办公厅颁布了《关于稳妥推进户籍管理制度改革的通知》,规定以合法稳定就业和住所为核心,并参考社会保险参加情况分类制定各大城市的落户标准。2014年4月,国务院出台《关于进一步推进户籍制度改革的意见》明确指出全面放开小城市落户限制,以合法稳定住所和就业为核心,并参考社会保险参加情况分类制定各大城市的落户标准。可见,中央政府对于城乡二元户籍制度改革力度之大,连续两次户籍制度改革能够有效降低我国城市落户门槛,并进一步满足农村流动人口落户城市的需求。

在此背景下,2015年我国共有14个省份出台了户籍改革政策(见表1),从户籍制度改革的内容来看,各省份的户籍改革都强调全面放开小城市落户限制,建立以合法稳定就业和合法稳定住所,并参照参加城镇社会保险为核心的落户制度。但是,对于城区人口超过200万的城市,普遍设立了较高的参加社会保险年限,稳定就业和稳定住所年限。由此可知,2015年各省份出台的户籍改革制度都明确放宽了中小城市的落户限制,而大城市的落户条件依旧较高。

2.2 文献综述

关于户籍制度改革对流动人口落户决策的影响,已有较多探讨。比如,肖璐、徐益斌(2014)使用结构方程模型对全国31个农民工调查数据的研究发现,户籍制度改革及其宣传能够促进农民工落户城市。辜胜阻、李睿、曹誉波(2011)指出,实施差别化落户和积分制户籍制度,将能够有效地促进符合条件的农业转移人口落户城镇。廖柳文、刘沛林(2011)对长沙县30名外来务工人员的调查则显示,尽管放宽了外来务工人员进城落户的限制,但对外来务工人员进城落户缺乏系统全面的工作部署,使得外来务工人员进城落户的意愿处于较低水平。

表, 各省户籍改革情况

文件名称	时间	主要内容
辽宁省人民政府关于进一步推进户籍制度改革的意见	2004.5	县级市市区有合法稳定住所的人员,可落户。有序放开中等城市落户限制。合理确定大城市落户条件。严格控制特大城市人口规模。继续执行现行的购房等落户政策。
吉林省人民政府关于进一步推进户籍制度改革的意见	2004.5	全面放开建制镇和小城市落户限制大中专和职业院校毕业生、技术和技能人才等各类人才在全省各类城镇落户不受稳定住所和稳定职业等限制。
河南省人民政府办公厅关于印发进一步深化户籍制度改革重点任务分工方案的通知	2004.5	在城区人口

(续表)

文件名称	时间	主要内容
青海省人民政府关于进一步深化户籍制度改革的实施意见	2015年10月	依法与用人单位签订劳动合同的具有初级以上技术职称资格的技能型人员,可在单位集体户或人才交流中心集体户落户。西宁市区以外的建制镇和小城市有合法稳定住所的人员,可落户。西宁市区内有合法房产的;或合法稳定就业达到一定年限,有合法稳定住所,同时按照国家规定参加城镇社会保险达到一定年限的人员,可落户。

注:河南、河北、江西省的户籍制度改革政策是在2014年11月1日及之后进行发布的,江苏省是在2014年11月1日发布的,尽管其发布在2014年,但是基本是在2014年年末,并且本文的两个阶段调查数据分别是在2014年1月和2015年1月左右完成,因此基本上可以将4个省份的户籍政策出台时间都视为2015年。

通常使用截面数据进行回归分析的假设是:类似的微观个体具有类似的行为。因此,回归结果与回归函数的设定有密切关系。由于落户偏好等不可观察因素,将必然导致回归结果有偏。那么,为了克服截面数据回归方法的不足,并尽可能地控制个体不可观测的异质性。李竞博、高瑗、原新(2011)使用天津市2007年和2013年两期面板数据,使用BSETDEP模型分析了积分制户籍制度改革对流动人口户口迁移意愿的影响。结果发现,积分制户籍制度改革提高了流动人口的户口迁移意愿。杨晓军(2014)使用中国12个城市2007-2013年的面板数据,运用广义矩估计方法估计了户籍制度改革吸引外来人口的效应,发现,全国层面实行统一的居民户口登记管理制度能够有效吸引外来人口落户大城市;此外,100万人口以下大城市的户籍制度改革更有利于促进外来人口落户城市;并且,大城市户籍制度改革对外来人口落户的吸引力从东向西呈现依次增强的态势。

经验研究法无法规避估计结果内部和外部有效性问题。因此,要得到准确的户籍制度改革对农村流动人口落户决策的影响效应。一种可行且有效的方法是,使用自然实验法基于户籍制度改革对农村流动人口落户决策产生的外生变化,来分析户籍制度改革对农村流动人口落户决策的影响效应。国内学者已开始使用自然实验方法测算户籍制度改革对劳动力流动的因果效应。孙文凯、白重恩、谢沛初(2017)利用2002-2003年在大中城市户籍制度改革这一自然实验对不同省份农村劳动力影响不同的自然实验,使用自然实验中的双重差分法估算了户籍制度改革这一政策影响下,农村劳动力流动的反应。发现,很少有证据显示户籍制度改革对短期劳动力流动产生显著影响。汪立华、谷玉良、任树正(2015)对湖北省黄冈市青年农民的调查显示,青年农民对户籍改革的利好认可程度较低,多数青年农民担心落户城市后失去土地,落户意愿较低。

可见,国内学者使用自然实验方法测算户籍制度改革对流动人口落户效应的研究还比较缺乏。其原因是:(1)全国范围的微观调查数据的收集和发布在最近几年才开始。(2)我国实质性且全面性的户籍制度改革是最近几年才开始实施的。

3 模型构建

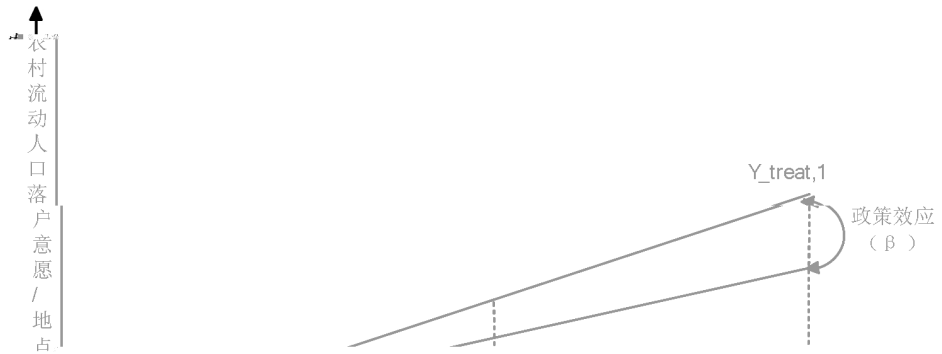
由于各省户籍改革是各省自主进行的,流动人口无法影响该政策的具体实施,并且,也不能预先了解到哪个省份会进行户籍改革而流动到该省份。此外,个体的落户行为也无法改变所在城市的户籍制度。因此,各省的户籍改革是一种外生冲击,并自然地将我国不同省份的农村流动人口分为实验组和控制组,是一种典型的准自然实验(MP] G YCD?F 2017)。

一般情况下,基于两期面板数据,双重差分法可以构建出如下政策效应评估模型:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \beta_2 D_{it} \times W_{it} + \beta_3 D_{it} \times W_{it} \times \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在本研究中,各省的户籍改革政策基本发生在2015年。结合到中国劳动力动态调查数据2014年和2013年的调查,基本是2014年1月和2013年1月左右完成,因此,2014年调查即为户籍改革前的观测结果,而2013年的调查则为户籍改革后的观测结果。即<MN为政策虚拟变量(<MN i,政策发生后;<MN i 0,政策发生前);N!)N为分组虚拟变量(N!)N i,进行户改的样本;N!)N i 0,未进行户改的样本)。交互项N!)N q <MN就是实验组的政策效应。

具体上,结合到户籍改革发生的时间(/0,5年)和我们使用的数据结构(/0, .和 /0,3年) ,那么,我们可以观察到样本的落户意愿和地点的观测值共有两期,户籍改革发生前(即 /0, .年)实验组和控制组落户意愿和地点,户籍改革发生后(/0,3年)实验组和控制组落户意愿和地点。此外,本文的样本分为两类,一类为实验组(N! ") N i ,) 即户籍改革发生省份(即,4个省份)的农村流动



图, 户改政策实验示意图

人口;另一类为控制组(N! ") N i 0) 即户籍改革未发生省份的流动人口。图, 直接展示了户籍改革对实验组和控制组落户意愿和地点的影响机制。那么,政策效应(β)就是我们需要计算得到的户籍改革对流动人口落户意愿和地点的影响。当 W_{1t} 与 ε_{1t} 不相关时,使用 $>V!$ 方法对式(,)进行估计后得到 β_2 ($\beta_2 i \Delta \bar{X}_{127(1)} 7 \Delta \bar{X}_{-s)125\% i (X_{127(1)} 7 X_{127(1),7}) 7 (X_{-s)125\%} 7 X_{-s)125\%,7})$)即为户籍改革政策的政策效应。需要指出的是,对于落户意愿而言,政策发生前后实验组和控制组都会对该问题进行回答。但是,对于落户地点而言,只有选择了愿意落户的个体才会做出落户地点的选择。因此,落户地点的实验组和控制组样本是小于落户意愿的样本。然而,我们是针对都有落户意愿的实验组和控制组进行比较的。具体上,是使用有落户意愿实验组政策发生前后的落户地点差值与有落户意愿控制组政策发生前后落户地点差值的比较得到户籍改革对落户地点的政策效应。因此,其分析思路是一致的。即 $\bar{\beta}_2 (\bar{\beta}_2 i \Delta \bar{X}_{127(1)} 7 \Delta \bar{X}_{-s)125\% i (X_{127(1)} 7 X_{127(1),7}) 7 (X_{-s)125\%} 7 X_{-s)125\%,7})$) 为户籍改革对落户地点的政策效应。

基于以上分析,本文采用双重差分模型来研究 /0,5年各省份户籍改革对农村流动人口落户决策的影响,并参考叶菁菁、吴燕、陈方豪等(/0,4)研究,我们建立如下基准模型:

$$E, P\$,_{t1} i \alpha_{t1} o \beta_1 q 927(1_{t1} o \beta_2 q + \$01_{t1} o \beta_2 q 927(1_{t1} q + \$01_{t1} o \eta q W_{t1} o \lambda_{t1} q 9\#270\#\$\%*_{t1} o \varepsilon_{t1}$$

上式中, $E, P\$,_{t1}$ 表示处于城市 P 的个体 E 在时间 t 的落户决策。具体的落户决策指标分别为落户意愿的哑变量($E, P\$, i ,$,愿意落户城市; $E, P\$, i 0$,不愿意落户城市)和落户地点的哑变量($E, P\$, h0'17 i ,$,愿意落户到打工城市; $E, P\$, h0'17 i 0$,愿意落户到家乡城市)。实验组哑变量(N! ") N 、户籍制度改革后(<%MN) 两个哑变量分别表示所观测个体在双重差分模型中的分组情况和户籍改革变化前后的时间变量,二者的交互项即双重差分估计量(N! ") N q <%MN) 前的系数度量了户籍改革对农村流动人口落户决策的影响。

由于流动人口在流出地是不同的,比如,有的是从四川流出,有的是安徽流出。那么,流出地必然也会对其落户意愿和地点产生影响。并且,还存在一些不可观测的因素,也有可能对流动人口的落户意愿和地点产生影响。鉴于此,一方面,我们使用进一步控制个体的固定效应,以减小遗漏变量产生估计偏误的可能性。

另一方面,我们在控制变量中加入流动人口流出城市的级别¹对流出地特征进行控制,从而减少由于流出地特征导致估计结果偏差。参考(CUEI G 0K: IFT(/0, ,) ; +IP]KCF ,0P; EKARC G N?UU(, --1)的做法,在进行双重差分分析之前,我们使用<MX方法对实验组和控制组进行匹配,确保我们不同类别的样本组具有共同的特征,即二者具有可比性。从而尽可能减小像流出地不同带来的估计偏差。此外, μ_{ip} 为个体不可观测变量,包含个体不随时间变化的特征,比如能力、偏好等。 b_{ip} 为一系列随时间变化且可能影响农村流动人口落户决策的控制变量,包括文化程度、政治面貌等。我们还加入了个体所在城市的户籍门槛指数来控制该城市落户门槛对于个体落户决策的影响。 ϵ_{ip} 为影响个体落户决策的随机误差。

4 数据及描述性分析

4.1 数据来源和研究样本

本文的数据主要来自于中山大学2011年和2013年的中国劳动力动态调查数据,该调查采用多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样方法,样本覆盖了全国35个省、5个直辖市(除港澳台、西藏、海南外),调查对象为样本家庭中的全部劳动力(年龄,15至65岁的家庭成员),能够代表全国劳动力。该调查分别于2011年和2013年的1月左右完成,为本文研究2015年4个省份出台的《关于进一步深化户籍制度改革的实施意见》的影响提供了绝佳的时间窗口。该面板数据追踪记录了样本在2011年和2013年的人口和就业特征、社会交往状况、迁移特征等变量。经过剔除一些数据缺失的观察样本,得到1201个样本。考虑到农村流动人口流出地的不同,可能带来落户决策的选择偏差。

特征方面,被调查者的家庭呈现小型化趋势明显。社会融入度方面,农村流动人口与本地(社区)居民的熟悉程度和信任都处于相对较高水平。

表 / 描述性统计结果

变量	问卷代码	定义	均值	标准差	最小值	最大值
落户意愿	03>, >2	, 愿意 0 不愿意	0>/0	0>.0	0	,
落户地点	0, 3>, 3>/8 0, 3>, 3>2	, 家乡城市 0 工作城市	0>/4	0>..	0	,
年龄	0, >	实际年龄	24>30	, />0/	, 5	3.
家庭规模	6,	家庭实际人口数	2>04	, >42	,	..
政治面貌	0, >3	其他 / ,中共党员, 群众 0	0>01	0>25	0	/
文化程度	0/>	未上过学 0 ,小学 3 ,初中 - ,高中 , / ,大中专, 5 本科, 3 研究生, -	->, 1	2>51	0	, -
农村养老保险	0, >/0>.	是, 否 0	0>/2	0>. /	0	,
外出务工次数	0. :>5	实际值	5>--	/>25	,	/0
健康水平	0->..>	非常健康 5 ,比较健康 . ,一般 2 , 比较不健康 / 非常不健康,	2>10	0>11	,	5
幸福感	04>3>.	非常幸福 5 ,比较幸福 . ,一般 2 , 幸福 / 非常不幸福,	2>. 1	0>-5	,	5
方言水平	03>, 2	完全掌握 5 ,掌握大部分 . ,掌握部 分 2 ,掌握一点点 / 根本不会,	2>. 4	, >5-	,	5
熟悉程度	03>2	非常熟悉 5 ,比较熟悉 . ,一般 2 , 比较不熟悉 / 非常不熟悉,	2>04	, >0-	,	5
信任程度	03>.	非常信任 5 ,比较信任 . ,一般 2 , 比较不信任 / 非常不信任,	2>/,	0>1-	,	5
互助程度	03>5	非常多 5 ,比较多 . ,一般 2 ,比较 少 / 非常少,	/>35	, >01	,	5
户籍门槛	—	测算值	0>22	0>, 2	0>, /,	0>455
流出城市级别	—	一线城市 2 二线城市 / 三线及以 下,	/>54	0>4,	,	2

注: 户籍门槛的测算值来自于张吉鹏、卢冲(/0, -) 对中国 /0 个地级市的落户门槛测算结果

5 实证结果

5>, 户籍改革对落户决策的影响

为了探讨户籍改革对农村流动人口落户决策的影响, 本文使用倾向得分匹配法和双重差分法(HOH)对落户意愿和地点进行分析。从表 2 可知, 户籍改革对农村流动人口落户意愿有显著的正向影响。户籍改革使得实验组相对于控制组的落户意愿提高了 2>3j 。在其他影响因素方面, 外出务工次数、熟悉程度、家庭规模等对农村流动人口落户意愿也有显著的正向影响。总体上, 各省份的户籍改革提高了农村流动人口落户城市

的意愿。同时, 外出务工经历越丰富, 社会融合程度越高, 越能有效地促进农村流动人口落户城市。这也间接地证明, 丰富的经历, 开阔的视野, 和谐的社会交往将共同作用于农村流动人口的落户决策。那么, 在进行户籍改革的同时, 提高农村流动人口与流入地居民的融合程度, 加大对农村流动人口落户城市的非经济收益宣传(比如, 落户城市将更有利于开阔视野, 获得更多的就业机会等), 将更有可能促进农村流动人口落户城市。

接着, 我们对户籍改革与农村流动人口落户地点的关系进行了分析。由表 . 可知, 户籍改革将提高农村流动人口落户家乡城市的概率。具体上, 每一个单位的户籍改革将使农村流动人口落户家乡城市的概率提高 /5>. j 。在其他影响因素方面, 购买了农村社会保险的农村流动人口落户家乡城市的概率更大。而农村流动人口居住地城市的户籍门槛越高, 其落户家乡城市的概率越低。总体上, 户籍改革能够促进农村流动人口落户城市, 尤其是家乡城市。我们发现, 外出务工的农村流动人口对家乡存在较强的感情。在我们对各城市(比如: 成都、贵阳、昆明等)的调研中发现一种普遍现象, 在中西部地区, 较多的在沿海打工的农村外出务工人员, 偏好于将打工收入用于在家乡县城购买房屋。并且, 这种现象在新生代农村外出务工人员中尤为突出。结合各省市户籍改革的内容来看, 稳定住所是落户最为重要(最难达到)的条件之一。因此, 在家乡购买房屋和恋乡情结的影响下, 农村流动人口落户家乡城市的可能性大大增强。

表2 户籍改革对农村流动人口落户意愿的估计结果

变量	(,)	(/)	(2)
户籍改革 q 时间	0>023 (0>0.,)	0>025 (0>0.4)	0>023 ⁹ (0>0/0)
年龄		70>00/ ^{**} (0>00,)	70>00/ ^{**} (0>00,)
家庭规模		0>0., ^{**} (0>003)	0>0., ^{**} (0>005)
政治面貌		0>0/5 (0>0/1)	0>0/- (0>0/4)
文化程度		70>004 ^{**} (0>002)	70>003 ^{***} (0>00/)
农村养老保险		0>0., (0>0/.)	0>001 (0>0//)
外出务工次数		0>05. ^{**} (0>0/3)	0>0.5 ⁹ (0>0/4)
健康水平		70>023 ^{***} (0>0.,)	70>0/- ^{***} (0>00-)
幸福感		70>0/3 ^{***} (0>00-)	70>0/5 ^{***} (0>00-)
方言水平		0>001 (0>004)	0>003 (0>004)
熟悉程度		0>02. ^{***} (0>00-)	0>02, ^{***} (0>001)
互助程度		70>0,5 (0>0, /)	70>0,3 (0>0, ,)
信任程度		0>00. (0>0,0)	70>000 (0>001)
户籍门槛		0>/32 ^{**} (0>,02)	0>/4- ^{***} (0>0-0)
流出城市级别		0>05. ^{***} (0>0,4)	70>005 (0>02,)
地区控制变量	未控制	未控制	控制
截距项	0>/05 ^{***} (0>0/3)	0>/,- ^{**} (0>014)	0>/3/ ^{***} (0>0-0)
样本量	//41	//41	//41
! /	0>00/	0>0.3	0>0.1

注: 括号内为聚类稳健标准误;⁹、**、*** 分别表示, 0j、5j 和, j 的显著性水平。

表. 户籍改革对农村流动人口落户地点的估计结果(家乡 & 工作城市)

变量	(,)	(/)	(2)
户籍改革 q 时间	70>/02 ⁹ (0>,05)	0>,33 (0>,2)	0>/5. ^{***} (0>0-4)
年龄		70>004 ^{***} (0>00/)	70>004 ^{***} (0>002)
家庭规模		70>0,3 (0>0,2)	70>0,2 (0>0,5)
政治面貌		0>,0/ (0>033)	0>,0- (0>03-)
文化程度		70>00- (0>003)	70>001 ⁹ (0>005)
农村社会保险		0>,2 ⁹ (0>051)	0>,/. ^{**} (0>055)
外出务工次数		0>001 (0>041)	0>0,3 (0>042)
健康水平		0>0,0 (0>0/2)	0>0/5 (0>0,-)
幸福感		70>0/0 (0>0,1)	70>0/, (0>020)
方言水平		70>02. ^{**} (0>0,.)	70>022 ^{**} (0>0,5)
熟悉程度		0>0/2 (0>0/.)	0>0/- (0>0/.)
互助程度		70>004 (0>0/1)	70>004 (0>021)
信任程度		70>0/3 (0>0,-)	70>0/4 (0>0/5)
户籍门槛		70>.41 ^{***} (0>,33)	70>412 ^{***} (0>/,.)
流出城市级别		0>054 (0>0./)	0>00, (0>0-.)
地区控制变量	未控制	未控制	控制
截距项	0>5-0 ^{***} (0>04-)	0>-20 ^{***} (0>/25)	,>051 ^{***} (0>2.2)
样本量	..4	..4	..4
! /	0>0,3	0>0--	0>,23

注: 括号内为聚类稳健标准误;⁹、**、*** 分别表示, 0j、5j 和, j 的显著性水平。

5>/ 异质性分析

落户意愿在区域上差异显著。*; A>' (/004) 在 /00/ 年对厦门、漳州、晋江等 5 个城市的调查发现, 只有 /0>3j 的农村流动人口愿意落户城市。吴文恒等(/0,5) 在 /0, . 年对厦门和泉州市农民工的调查中发现, 仅有 / . j 的农民工愿意落户城市; 刘盛和等(/004) 对珠江三角洲 - 个城市农民工的调查也发现, 有 23>3/j 愿意落户城市。*; ?A ρ>(/0, 1) 对重庆的调查则显示, />/3j 的流动人口愿意永久落户城市。可见, 不同城

市的农村流动人口落户意愿存在显著差异。前文我们将所有农村流动人口所在的城市视为完全相同。这一部分我们将引入城市异质性,基于国务院出台的《关于调整城市规模划分标准的通知》,按市区常住人口200万为标准,将农村流动人口居住的城市分为大城市(200万及以上)和中小城市(200万以下)进行研究(张吉鹏、卢冲 /0, -)。测算不同类型城市户籍改革对农村流动人口落户决策的影响差异。由表5可知,相较于居住城市为中小城市的农村流动人口而言,户籍改革能够显著提高居住城市为大城市的农村流动人口落户城市的意愿,然而,户籍改革将促使其选择落户在家乡城市。

表5 户籍改革对农村流动人口落户决策的估计结果(分城市类型)

变量	大城市 落户意愿 (,)	中小城市 落户意愿 (/)	大城市 落户地点 (2)	中小城市 落户地点 (.)
户籍改革 q 时间	0>05. ⁹ (0>020)	0>03/ (0>032)	0>,-1 ⁹ (0>,05)	0>2/3 (0>/4,)
年龄	70>00/ (0>00,)	70>00/ (0>00,)	70>00. ^{**} (0>00/)	70>00- ⁹ (0>005)
家庭规模	0>0,2 (0>0,0)	0>0,/ (0>001)	70>0,1 (0>0,/))	0>00. (0>0/3)
政治面貌	0>0/- (0>02-)	0>0/5 (0>0.,)	0>,.4 ^{**} (0>042)	70>00/ (0>, /5)
文化程度	70>002 (0>00.)	70>0,2 ^{***} (0>005)	0>005 (0>004)	0>000 (0>0,.)
农村养老保险	0>023 (0>020)	70>0/4 (0>0/4)	0>004 (0>0.3)	0>211 ^{**} (0>,5.)
外出务工次数	0>031 ⁹ (0>0.0)	0>011 ^{**} (0>0./)	70>0/2 (0>015)	0>0// (0>,5/)
健康水平	70>0.3 ^{***} (0>0,5)	70>0,. (0>0,5)	0>0,. (0>020)	0>0,2 (0>02-)
幸福感	70>003 (0>0, /)	70>0.3 ^{***} (0>0, /)	70>0.2 (0>020)	0>0-0 ^{**} (0>025)
方言水平	0>0,4 ⁹ (0>00-)	70>000 (0>0,.)	70>0.0 ^{**} (0>0,3)	70>0.1 (0>02-)
熟悉程度	0>0. ^{***} (0>0,.)	0>0,4 (0>0,.)	0>0/. (0>020)	0>0,. (0>0/1)
互助程度	70>0/- (0>0/,)	70>00/ (0>0/0)	0>0,0 (0>025)	70>035 (0>033)
信任程度	70>0/. ⁹ (0>0,.)	0>022 ^{**} (0>0,5)	70>0// (0>0/.)	70>0-5 ^{***} (0>02.)
户籍门槛	0>043 (0>, .3)	,>0.3 ^{***} (0>2./)	0>2-- (0>/..)	0>,3/ (0>343)
流出城市级别	0>02/ (0>030)	70>, ,0 ⁹ (0>03,)	70>002 (0>052)	0>024 (0>, ,3)
地区控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	0>,34 (0>, .2)	0>,33 (0>, /1)	0>3. . ⁹ (0>220)	0>4- . ⁹ (0>.5,)
样本数	,240	-01	/1/	,35
!	0>04.	0>0-.	0>,1-	0>/40

注:括号内为聚类稳健标准误;⁹、^{**}、^{***}分别表示,0j、5j和,j的显著性水平。

5>2 稳健性检验

安慰剂检验的思想是,选取政策实施前后受到政策影响程度相同的组别,随机定义其中一半的样本为“伪实验组”,另一半为“伪控制组”,再使用双重差分法进行估计。估计结果不显著,则说明两个组别之间不存在不同的时间趋势,即研究结果稳健。

实证研究中,最为关键的是某个省份是否颁布了户籍改革政策。因此,在颁布和未颁布户籍改革政策的省份,流动人口可能会随着时间的变化做出不同趋势的落户决策。即户籍改革省份的农村流动人口随着时间的变化落户意愿提高(或降低)可能高于(或低于)未进行户籍改革的省份。因此,我们以市区常住人口是否达到200万为标准,将未进行户籍改革的省份分为/组,随机选取一组作为“伪实验组”,另一组作为“伪控制组”。如表3所示,可以看出,“伪实验组”与“政策后”虚拟变量的交互项系数不显著。说明不同类型省份农村流动人口的落户决策的时间趋势可能是非常接近的。因此,本文使用双重差分法估计的结果稳健。

5>. 落户决策机制分析

前文证实了户籍改革的确会对农村流动人口的落户决策产生正向作用。那么,农村流动人口落户决策的作用机制是如何呢?农村流动人口落户城市的核心是实现生活方式、价值观念、社会心理等多方面的转变,而这一转变的核心便是社会融入,即农村流动人口在城市务工的过程中,在与

表3 安慰剂检验的估计结果

变量	落户意愿	落户地点
	(,)	(/)
NRI CD q <?TD	0>0.2 (0>0.1)	0>//, (0>,50)
其他控制变量	控制	控制
地区控制变量	控制	控制
截距项	0>,2- (0>,03)	0>153*** (0>/1,)
样本量	/45	,53
! 7 TfCRIU	0>035	0>,.,

注:括号内为聚类稳健标准误,其他控制变量为年龄、文化程度等,NRI CD q <?TD 表示采用随机分配法构造的“伪处理组”和时间虚拟变量的交互项。

社会融入度与落户意愿、落户地点的影响来检验社会融入度对农村流动人口落户决策的作用机制,即社会融入度通过落户意愿影响农村流动人口的落户地点。

表4 因子载荷表和结构模型检验结果

变量	因素	标准化因子载荷	6R?: CP; ' T # 值	\$X% 检验值	_CR0BIDD 球形检验
社会融入度	熟悉程度	0>152	0>354	0>30-	,/31>.5.***
	互助程度	0>5-,			
	信任程度	0>1.4			
个体特征	年龄	0>350	0>305	0>3/0	--2>414***
	文化程度	0>400			
	健康水平	0>5/4			
	政治面貌	0>445			
	养老保险	0>5.,			
	外出务工次数	0>5--			
	方言水平	0>31-			
其他特征	幸福感	0>33,	0>3.1	0>5-1	505>300**
	家庭规模	0>443			
	户籍门槛	0>-/-			
	流出城市级别	0>- ,0			

注: **、*** 分别表示 5j 和 ,j 的显著性水平

的原理,利用) X%M/2>0 软件建立了结构方程模型,使用最大似然估计法进行估计,选取绝对适配度指数、增值适配度指数和简约适配度指数的拟合指数对估计模型的拟合度进行评价,并结合修正指标进行修正。模型的整体适配度卡方值为 1.>/1,卡方自由度比(6X0#8H())为 />2.,拒绝虚无假设。此外,从 #(0.6(0 等指标的值来看,也通过了检验。总体上,本文构建的农村流动人口落户决策的结构方程模型拟合优度较好(见表1)。

最后,我们分大城市和中小城市对农村流动人口落户决策的作用机制进行分析。由表-可知,农村流动人口的落户意愿对落户地点有显著的促进作用。而社会融入度对农村流动人口的落户地点既存在显著的正向直接效应,又存在显著的正向间接效应。同时,农村流动人口的个体特征和其他特征变量对其落户意愿都存在显著的正向直接效应。从城市的级别来看,与中小城市相比,大城市中农村流动人口的落户意愿对落户地点的正向直接效应更大。这说明,来自大城市的农村流动人口更偏好将自己的户口落到家乡城市。而在

当地居民的交流中逐渐实现对城市生活方式的认同和融合。参考(孙学涛、李旭、戚迪明 /0,3;张鹏、郝宇彪、陈卫民 /0,.;季文、张龙 /0,/) 等人的研究,本文使用熟悉程度、信任程度和互助程度三个变量作为社会融入度的替代变量。其中,熟悉程度来源于问卷调查中的问题:您和本社区的邻里、街坊及其他居民之间的熟悉程度是怎样的?信任程度来源于问卷调查中的问题:您对本社区的邻里、街坊及其他居民信任吗?互助程度来源于问卷调查中的问题:您与本社区的邻里、街坊及其他居民之间有互助吗?本文运用结构方程模型考察农村流动人口社会融入度与落户意愿、落户地点的影响来检验社会融入度对农村流动人口落户决策的作用机制,即社会融入度通过落户意愿影响农村流动人口的落户地点。

首先,我们使用 6R?: CP; ' T# 值检验各潜变量的内部一致性。结果显示,6R?: CP; ' T# 值都高于 0>5,说明潜变量的内部一致性较好、调查数据可信度较高。接着,我们使用 \$X% 和 _CR0BIDD 检验数据的效度。结果显示,各潜变量的 \$X% 检验值在 0>5-1 7 0>3/0, _CR0Z BIDD 球形检验值在 ,j 水平上显著,说明本文所用数据非常适合因子分析,即本文数据的效度比较高(见表4),为探讨农村流动人口落户决策的作用机制奠定了基础。

其次,依据结构方程模型

间接效应方面,大城市和中小城市的差异较小。由此可知,农村流动人口的落户决策机制在大城市和中小城市中都存在,虽然没有呈现出显著差异,但是对大城市中农村流动人口的社会融入度进行提高后,会更加提高其落户城市的意愿。

表1 模型拟合度

指标类型	指标	计算值	标准	拟合结果
绝对适配度指数	χ^2/df	12.1	12	非常好
	$RMSEA$	0.04	0.05	非常好
增值适配度指数	ΔGFI	0.95	0.9	非常好
	ΔCFI	0.92	0.9	非常好
	ΔNFI	0.94	0.9	非常好
简约适配度指数	χ^2/df	32.4	32	比较好
	$RMSEA$	0.05	0.05	比较好
样本数	N	41		

表 - 落户决策机制分析

城市类型	路径	直接效应	间接效应	总效应
全部城市	落户意愿→落户地点	0.113***	0	0.113***
	社会融入度→落户地点	0.020 ⁹	0.022**	0.042***
	社会融入度→落户意愿	0.049 ⁹	0	0.049 ⁹
	个体特征→落户意愿	0.519 ⁹	0	0.519 ⁹
	其他特征→落户意愿	0.019 ⁹	0	0.019 ⁹
大城市	落户意愿→落户地点	0.113***	0	0.113***
	社会融入度→落户地点	0.042**	0.023**	0.065***
	社会融入度→落户意愿	0.042***	0	0.042***
	个体特征→落户意愿	0.253**	0	0.253**
	其他特征→落户意愿	0.009 ⁹	0	0.009 ⁹
中小城市	落户意愿→落户地点	0.330***	0	0.330***
	社会融入度→落户地点	0.019***	0.000***	0.019***
	社会融入度→落户意愿	0.052**	0	0.052**
	个体特征→落户意愿	0.319**	0	0.319**
	其他特征→落户意愿	0.019**	0	0.019**

注: ⁹、^{*}、^{**} 分别表示, 0.1、0.05 和 0.01 的显著性水平

种限制,破除农村流动人口落户城市的各类“隐形墙”。具体而言,进一步降低对社会保险购买年限的要求、学历要求和年龄要求等,扩大对农村流动人口城市固定住所类型的范围要求;第二,积极提高农村流动人口的社会保障水平,改善农村流动人口的人力资本水平。在农村流动人口的人力资本水平方面,可以加强对农村流动人口的技能培训。各地方政府可以依据自身财力,提高对农村流动人口购买社会保险的财政补贴,提升外来农村流动人口的社会保障水平;第三,加强对户籍改革的宣传力度,并提高农村流动人口对落户城市的非经济效益的认知。此外,通过各类社区活动,为外来人口和本地人口交流提供窗口,增强外来人口与本地居民的融合程度,发挥落户意愿和社会融入度对农村流动人口落户城市的正向作用;同时,还应加快公共服务均等化进程。

参考文献:

1. 国家统计局. 中国统计年鉴. 北京: 中国统计出版社, 2019.

6 结论和政策启示

本文使用了中国劳动力动态调查 2015 和 2018 的面板数据,利用 GMM 实证估计了 2015 年户籍改革对我国农村流动人口落户决策的影响,进一步使用结构方程模型对农村流动人口落户决策的作用机制进行了探讨。发现,各省份 2015 年进行的户籍改革能够有效提高农村流动人口落户城市的意愿,并促进农村流动人口落户家乡城市。为了排除不同城市的不可比性,我们进一步依据个体所在城市的市区常住人口,将样本分为大城市样本和中小城市样本。发现,户籍改革更易提高大城市的农村流动人口落户城市的意愿,并更易促进其落户到家乡城市。社会融入度能够显著提高农村流动人口落户城市的意愿,最终,促进农村流动人口落户城市。社会融入度的作用机制,普遍存在于不同类型城市,与中小城市相比,大城市的作用机制影响略微突出。

本文的发现对我国户籍改革的设计具有参考价值。为了提升我国户籍人口城市化率,我们可以重点关注以下方面。第一,降低我国各省份、各城市的落户门槛,进一步放宽城市落户的

- +IP]KCF ρ>ρ; ρP; EKARC ,+> ,G N?UU ρ>(, --1) >XCOP; EFS CT CF "P?F?KIDREP "JCBACDE?F "TDEKCD?R [c]>9#7 C76'7D \$& 3"\$)\$/'" !1, *'70 , 35 (/) /3, 7/-.>
- MD?P] ρ> ,G YCOT?F ,X>Y>(/0, ,)>OFDR?UPDE?F D? "P?F?KIDREPT [c]>M\$01\$): . **'0\$) 7 S70#78>
- Y; CBBIL ρ> ,*; CFS ,M>(/004) > FAKIREPCB TEKABCDE?F CFCBLTET ?Q(+A)?A) BC: ?AR K?: EBEDL RITREPE?FT EF 6; EFC [c]>A\$, 2) (%\$& <767%\$=: /7)1 3"\$)\$/'"0 (12) : 2-/ 7. , 0>
- YCFS ,b> ,> ,+R'QIBU ,N> ,^BCA: IF ,N>(/004) >WC: ?R CBB?PCDE?F EF DRCFTEDE?F: "JEUIFPI QR?K 6; EFITI RARCB ; ?ATI; ?BUT [c]>4#')(3"\$:)\$/'" C76'7D (, 1) : /14 7201>
- Y?FUEKCSISF; A >)>(/0, 5) >MDCLEFS ?R WICJEFS?) FCBL'EFSD; I RCDE?FCBEDL ?Q RARCB 7 AR: CF KESRCDE?F CTT?PECDIU aED; QCRK EFP?KI ?Q TDCLEFS ; ?ATI; ?BUT: C PCTI TDAUL QR?K T?AD; IRF "D; E?@EC [c]>A\$,) (% . *6C) "70 ') . ; 2" , % , 27 (,) : , 7 1>
- *; A' >(/004) >6; EFC'T QB?CDEFS @?@ABCDE?F CFU D; IER TIDDBIKIFD EFDIFDE?F EF D; I PEDEIT: _IL?FU D; I +A)?A RIQ?RK [c]>E(-'1(1 J)172) (: 1'\$) (% 2, (,) : 35 743>
- *; ?A ρ>(/0, 1) >N; I FIa AR: CFE'COE?F @BCF CFU @IRKCFIFD AR: CF TIDDBIKIFD ?Q KESRCFDT EF 6; ?FSVEFS ,6; EFC [c]>+ \$=, %(1'\$) 0=("7 () * =%("7 (,) : , 7, 2>
- 蔡禾 王进>“农民工”永久迁移意愿研究 [c]>社会学研究 /004 (3) : 13 7 , , 2>
- 陈强>高级计量经济学及TDCDC应用 [H]>北京: 高等教育出版社 /0, . >
- 袁方成 康红军>“张弛之间”: 地方落户政策因何失效——基于“模糊 7 冲突”模型的理解 [c]>中国行政管理 /0, 1 (,) : 3. 7 3->
- 朱江丽 李子联>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 [c]>经济学(季刊) /0, 3 „ 5(/) : 4-4 7 1, 3>
- 张伟进 胡春田 方振瑞>农民工迁移、户籍制度改革与城乡居民生活差距 [c]>南开经济研究 /0, . (/) : 20 7 52>
- 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 [c]>经济研究 /0, , (,) : /1 7. , >
- 刘生龙>中国跨省人口迁移的影响因素分析 [c]>数量经济技术经济研究 /0, . (.) : 12 7 -1>
- 卫龙宝 胡慧洪 钱文荣 等>城镇化过程中相关行为主体迁移意愿的分析——对浙江省海宁市农村居民的调查 [c]>中国社会科学 /002 (5) : 2- 7. 1>
- 张吉鹏 卢冲>户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析 [c]>经济学(季刊) /0, - „ 1(.) : 35 7 44>
- 肖璐 徐益斌>城市视角下农民工落户行为的决策要素——基于不同类型城市的比较研究 [c]>中国软科学 /0, 4 (1) : 35 7 42>
- 辜胜阻 李睿 曹誉波>中国农民工市民化的二维路径选择——以户籍改革为视角 [c]>中国人口科学 /0, . (5) : / 7, 0>
- 廖柳文 刘沛林>外来务工人员进城落户意愿调查分析——以湖南省长沙县为例 [c]>经济地理 /0, , 2, (, /) : /004 7 /0, />
- 李竞博 高媛 原新(/0, 1) >积分落户时代超大城市流动人口的永久迁移意愿 [c]>人口与经济 /0, 1 (,) : , 4 7 /4>
- 杨晓军>中国户籍制度改革对大城市人口迁入的影响——基于 /000 7 /0, . 年城市面板数据的实证分析 [c]>人口研究 /0, 4 , . , (,) : -1 7 , , />
- 汪立华 谷玉良 任树正>户籍制度改革: 青年农民的认知、意愿与需求 7 7 基于湖北省黄冈市的调查分析 [c]>中国青年研究 , /0, 5 (/) : 53 7 3>
- 叶菁菁 吴燕 陈方豪 等>个人所得税减免会增加劳动供给吗? ——来自准自然实验的证据 [c]>管理世界 /0, 4 (, /) : /0 7 2/ o, 14>
- 吴文恒 李同昇 朱红颖>中国渐进式人口市民化的政策实践与启示 [c]>人口研究 /0, 5 2-(2) : 3, 7 42>
- 刘盛和 蒋芳 张擎>我国城市化发展的区域差异及协调发展对策 [c]>人口研究 /004 2, (2) : 4 7 , ->
- 孙学涛 李旭 戚迪明>就业地、社会融合对农民工城市定居意愿的影响——基于总体、分职业和分收入的回归分析 [c]>农业技术经济 /0, 3 (, ,) : .. 7 55>
- 张鹏 郝宇彪 陈卫民>幸福感、社会融合对户籍迁入城市意愿的影响——基于 /0, , 年四省市外来人口微观调查数据的经验分析 [c]>经济评论 /0, . „ 15(,) : 51 7 3->
- 季文 张龙>农民工城市融合的结构和状况的实证研究 [c]>南京社会科学 /0, / (/) : -/ 7 -4> ▲

