

非对称性户籍改革下农民工户籍 选择与农地使用效率*

王 琼 吴泽南 胡 涛 张芯悦 叶静怡

内容提要:农民工户籍选择关系个人福利和国家农地使用效率。本文构建理论模型,将推拉框架置于非对称性户籍改革的历史和理论逻辑中,刻画了户籍与城市公共服务脱钩、农业户籍不与土地权益脱钩的制度改革,以及土地预期价值提升下农民工户籍和土地流转决策。实证研究支持了理论分析结论,证明城市公共服务均等化程度提高和土地预期价值提升是农民工保留农业户籍的两个经济动因。由此进一步分析表明,存在大量保留农业户籍和耕地承包权的农民工家庭无劳力耕种承包地。这种“人地分离”是导致耕地撂荒的重要原因。综上,本文建议,针对农民工家庭不愿转包导致的耕地撂荒,政府应制定更明确的惩治和管理规定,以提高撂荒耕地成本,从根源上降低撂荒意愿;针对农民工家庭因其耕地细碎、偏远、耕作条件差等原因无法自行转包导致的耕地撂荒,需地方政府扶持性协调,出资改善耕种条件,鼓励以耕地经营权入股组成新型农业经营主体,政府与农户和村集体经济组织形成合力推动撂荒地复耕。

关键词:非对称性户籍改革 土地价值预期 人户分离 人地分离 农地使用效率

一、引 言

我国经济结构变迁引致农业部门劳动力资源和耕地资源大规模减少,提高耕地经营效率已成为保障粮食和主要农产品供给安全的关键。户籍归属与耕地所有权和承包权高度关联。据统计,占我国总人口 54.6% 的 7.71 亿农业户籍人口中,^①进城务工经商的农民(以下简称农民工)近 3 亿人,举家进城务工经商 3000 多万户。^②农民工大都在时空上与农业和农村脱离,但仍与务农农民一样属农业户籍人口,保留村庄集体经济组织成员身份,享有集体土地共同所有权和承包权。农业部门普遍存在的“人户分离”和“人地分离”现象制约农地使用效率,户籍制度改革必须考虑土地经营效率和国家粮食安全问题。

在城镇工作生活、户籍保留在农村的“人户分离”,是我国二元户籍制度渐进性改革和土地市场化改革的伴生现象。渐进性户籍制度改革具有城乡非对称特点:在城镇地区,基本公共服务与户籍逐渐脱钩;而在农村地区,土地权益与农业户籍仍未脱钩。在工业化城市化快速发展的经济转型期,农民工逐渐获得城市职工福利保障,在取得与城镇户籍职工同等福利保障前,继续保留其农业

* 王琼,中国社会科学院经济研究所,邮政编码:100836,电子信箱:wangqiong@cass.org.cn;吴泽南、胡涛、张芯悦、叶静怡(通讯作者),北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子信箱:zenan@pku.edu.cn, hutao@pku.edu.cn, zhang_xinyue@pku.edu.cn, yejingyi@pku.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金优秀青年科学基金项目(72222002)、国家自然科学基金面上基金项目(72173002)、国家自然科学基金青年项目(71803003)、中国信息经济学乌家培资助计划(E21100383)的资助。作者感谢匿名审稿专家等的建设性意见。当然,文责自负。

① 见《第七次全国人口普查公报(第七号)》。

② 《新闻办就〈中共中央国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见〉有关情况举行发布会》,中国政府网 2019 年 11 月 28 日, www.gov.cn/xinwen/2019-11/28/content_5456676.htm。

户籍对应的土地权益,避免农民工受经济波动冲击成为没有保障的绝对贫困人群,是中国特色社会主义共享发展理念的本质要求和重要实践。户籍非对称改革下,城市户籍吸引力不断下降,而农业户籍的吸引力则随着土地市场化改革上升,并成为影响农民工保留农业户籍意愿的两股重要经济力量。

已有相关研究普遍认为城市公共服务均等化对农民工转变户籍起到促进作用,本文在非对称性户籍改革分析框架下的研究得出不同结论,即农民工市民待遇的提高不仅不会促进其将农业户籍转变为城镇户籍,反而会增强其保留农业户籍的意愿,并通过实证分析对这一结论进行了检验。本文结论意味着,在尊重农民工户籍选择下,农民工“人户分离”将与农民工市民化在一段时期内并存。

本文从农业农村视角切入,进一步探究农村“人户分离”对耕地经营效率的影响。农民工保留农业户籍和集体土地共同所有权及承包权,家中无劳力耕种承包土地现象非常普遍。承包土地却不经管的“人地分离”农户的存在,既是我国许多地区存在耕地撂荒现象的重要原因,但同时也为土地从细分走向整合、从小规模家庭农场走向集约和规模经营提供了契机。政府鼓励长期外出务工家中无劳动力的农户,按照依法、自愿、有偿的原则,采取出租(转包)、入股等方式流转土地经营权,以促进撂荒地规模经营。^①本研究围绕政策实践,首先探讨以出租方式流转经营权对土地使用效率的影响,指出政府协调的重要作用,然后针对由进城务工农户主观行为和客观条件所致的两类耕地撂荒情况进行分析,提出通过制定法规方式避免和制约主观弃耕行为,通过政府、农户和村民委员会或集体经济组织三方协同,以经营权入股组成新型农业经营主体的方式解决客观条件导致的弃耕问题。

本文主要贡献为:首先,尝试研究非对称户籍改革下农民工户籍选择对农地经营效率的影响,为粮食和主要农产品供给安全研究提供了新视角。其次,丰富了农民工户籍选择的理论分析和实证研究。本文将推拉分析框架置于户籍渐进性改革的历史和理论逻辑中,分析非对称户籍改革对农民工户籍决策的影响机理。模型刻画了农民工户籍和土地流转选择,明晰了城市公共服务均等化程度与城市公共服务绝对水平的不同作用,这是已有文献尚缺乏的新尝试;在实证研究中选取与既有研究不同的公共服务均等化代理变量,较好地解决了内生性问题。最后,针对“人地分离”农户导致的耕地流转和耕地被主动撂荒与被动撂荒情况,分析其对耕地利用的影响以及提高耕地经营效率的解决方案,为国家实施相关政策提供参考。

本文后续内容安排如下:第二部分是理论分析和文献评述;第三部分构建模型并进行实证检验;第四部分探讨“人地分离”下的耕地使用效率和政府协调问题;最后一部分是全文小结和政策建议。

二、理论分析和文献评述

(一)二元户籍制度非对称改革

城乡二元户籍制度是计划经济时期一项核心制度,其设立的直接原因是“一五”时期实施重工业优先的国家工业化战略。重工业具有资本密集和就业岗位少的特点,为促进农业部门产品剩余对工业部门的支持、限制农村剩余劳动力进入城市竞争有限的就业岗位,二元户籍管理制度逐步建立。其基本特征是城镇户籍居民享有粮食、就业、医疗、养老等社会保障,农业户籍居民的生活、就业和养老保障是农村土地;农业户籍转换为城市户籍受到严格管控(林毅夫,2008;吴敬琏,2010;王海光,2003,2011;蔡昉,2009)。

二元户籍制度改革是生产力发展的需要。20世纪70年代末80年代初,党中央确立了我国处于社会主义初级阶段的基本路线,国家发展战略重点转向如何解决人民日益增长的物质文化需要

^① 参见《农业农村部关于统筹利用撂荒地促进农业生产发展的指导意见》(2021年)。

同落后的社会生产力之间的矛盾。^①工业化和城市化是促进生产力发展和摆脱贫困的有效途径。适应发展战略转变需要,政府自20世纪80年代中期起先后出台文件指导和规范渐进性户籍制度改革(田明等,2019),以推动劳动力城乡和部门间流动。

户籍制度改革逐步推进,经历了从解除限制农村劳动力流动政策,全面废除粮食等食品定量销售制度,到逐步突破户籍与福利合一的社会管理制度,再到加快推进公共服务均等化和放宽城镇落户条件(蔡昉,2010;赵军洁和张晓旭,2021)。渐进性户籍改革具有城乡非对称特点。在城镇地区,户籍与劳动就业、医疗保健、教育等保障制度逐渐脱钩,进城务工农民因无城市户口遭遇的就业机会不公平、待遇不平等和权益无保障状态逐步得到改善,农民工市民化水平不断提升(国务院发展研究中心课题组,2011;佟大建等,2022)。在农村地区,户籍与土地权益并不脱钩。集体经济组织成员身份主要以户籍来辨识的做法,从1950年代合作社时期一直沿用至今(马翠萍和郜亮亮,2019)。党中央国务院明确指出,确定集体经济组织成员身份须统筹考虑户籍关系、农村土地承包关系、对集体积累的贡献等因素。^②这意味着对于进入城镇务工经商的农户,只要保留农业户籍就仍然保留集体经济组织成员的资格,并按照《中华人民共和国土地承包法》享有集体所有的土地承包经营权、宅基地使用权和集体收益分配权。^③农村土地是农业户籍居民生活、就业和养老保障的来源,当能够替代土地的各种保障制度还在建设和完善中,在农民工尚未取得与城镇户籍职工同等的福利保障前,农业户籍与土地权益脱钩的条件并不成熟(吴春香,2016)。

在工业化城市化快速发展的经济转型期,农民工正逐渐获得城市职工福利保障,但在保障尚未完善时,继续保留农业户籍的土地权益十分必要,可以避免农民工受经济波动冲击成为绝对贫困人群。兼顾农民工双重保障,是中国特色社会主义共享发展理念的本质要求和重要体现。

(二)农民工户籍选择意愿

城乡户籍非对称改革为农民工提供双重权益保护的同时,也深刻改变着城乡户籍对他们的相对重要性,从而影响其户籍选择意愿和行为。

首先,城镇户籍对农民工的重要性不断下降。主要表现为:其一,城市就业户籍歧视逐渐弱化。竞争性较强、市场化程度较高的非公有单位对农民工几乎没有就业歧视;垄断性较强的公有单位或公共部门对农民工的就业歧视近年来大幅下降(孙婧芳,2017;李实和吴彬彬,2020)。其二,义务教育的限制大幅下降。2001年国务院提出要重视解决流动儿童少年接受义务教育问题,义务教育阶段不应受户籍限制。2006年保障农民工子女接受义务教育的条文写入新修订的《义务教育法》,成为全国统一的公共政策。实践上,全国义务教育阶段在校生中进城务工人员随迁子女数量、3—5岁随迁儿童入园率、义务教育年龄段随迁儿童的在校率不断上升。^④其三,医疗保险差异不断缩小。自2009年党中央和国务院颁布《关于深化医药卫生体制改革的意见》以来,我国逐步建立起覆盖城乡全体居民的基本医疗保障体系,进城务工农民可在城镇参加基本医疗保险或在农村老家参加新农合。2016年国务院颁布《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,要求各省市整合城镇居民基本医疗保险和新农合,建立统一的城乡居民基本医疗保险制度,在制度上消除了城乡居

^① 参见中国共产党第十一届中央委员会第三次全体会议公报(1978年12月22日通过)、《关于建国以来党的若干历史问题的决议》(1981年6月27日中国共产党十一届六中全会通过)、《中国共产党第十三次全国代表大会上的报告》(1987年10月25日通过)。

^② 参见《中共中央国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》(2016年)。

^③ 《中华人民共和国土地承包法》第五条明确规定,农村集体经济组织成员有权依法承包由集体经济组织发包的农村土地。

^④ 具体统计数据参见2010年和2019年全国教育事业发展统计公报,2009年、2014年、2016年和2019年农民工监测调查报告。需要指出的是,虽然农民工随迁子女学前和义务教育已经有了较大改善,但异地高考仍然是困扰农民工随迁子女接受教育的难题。

民医疗保险差异。此外,逐步推进的跨省异地就医直接结算工作也减少了户籍对就医报销的限制。其四,住房逐步被纳入城镇住房保障体系。2006年国务院发布相关政策文件,强调要逐步健全覆盖农民工的城市公共服务体系。“十三五”规划提出要采取廉租住房、公共租赁住房、租赁补贴等多种方式改善农民工居住条件,把进城落户农民完全纳入城镇住房保障体系。^① 实践上,部分城市对外来务工人员的公租房居住准入也在逐步有条件放开和兑现。但鉴于条件制约,大部分城市在落实农民工住房政策上成效还不显著(赵晔琴,2015)。其五,城市落户的藩篱不断拆除。2020年后,除超大城市,我国其余城市户口均对农民工开放,户籍制度不再成为农民工城镇落户的障碍(张车伟等,2022)。

其次,农业户籍对农民工的吸引力越来越大,主要表现为土地的保障功能发生了深刻变化。其一,承包地的就业收入保障功能变得相当弱。根据原卫计委2017年全国流动人口卫生计生动态监测调查,承包地平均收入、转租收入以及集体分红三项加总的农民财产性收入仅占家庭收入的1.25%。2019年一项关于北京市农民工的专项调查数据显示,农民工平均土地流转收入为1891元,外出务工年收入为70502元,两者之比仅为3.53%。^② 其二,耕地的养老保障作用(以租金测算)也在下降。根据王亚辉等(2020)的测算,以农民因年龄大而无法从事农业生产活动时转出拥有承包权的耕地所获得的租金,定义耕地的养老保障功能,按1986年不变价格计算,全国层面人均耕地养老保障价值从1986年的550元/年降至2015年的150元/年,降幅达72%。其三,通过征地或上市变现的土地财产价值大幅提升。一个重要变化是国家规定征地的土地补偿费与安置补助费之和大幅提高,20世纪80年代初为最高不得超过被征土地年产值的20倍,20世纪末提高至30倍,2019年起不再规定补偿倍数,补助费标准由省、自治区、直辖市通过指定公布区片综合地价确定。^③ 另一个重要变化是法律赋予农村集体经营性建设用地入市的自主权。2015年我国启动农村土地征收、集体经营性建设用地入市等制度改革试点,允许集体经营性建设用地使用权出让、租赁、入股,实行与国有建设用地使用权同等入市、同权同价。^④ 2020年1月1日起实施的《土地管理法》标志着改革从试点步入全面实施。^⑤ 集体经营性建设用地入市显化了集体土地价值,大幅增加了农民土地财产收入。征地或上市变现已经成为农户对土地保障功能的最大预期。

2017年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据显示,74.36%的农民工认为自己是本地人,但愿意变为本地(城市)户口的仅占35.09%,近年来流动人口在城市落户意愿逐渐下降(苏红健,2020)。城镇户籍经济重要性下降、农业户籍的经济价值提升,可能是农民工保留农业户籍的重要经济原因。

不少文献关注以公共服务均等化为主要内容的户籍改革对农民工户籍选择的影响,普遍做法是以人口迁移推拉理论为分析框架。一部分文献关注公共服务均等化程度的影响,认为人口从农村迁入城市是为了寻求生活条件改善,城市基本公共服务均等化带来生活条件改善,对农民工落户城市起到拉力作用。以农民工在就业城市的社会保险和教育保障为公共服务均等化代理

① 参见《国务院关于解决农民工问题的若干意见》(国发〔2006〕5号)和《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》。

② 数据源自2019年北京工业大学经济学院组织的“北京市进城务工农民的市民化意愿、能力和程度调查”。

③ 见1982年批准实施的《国家建设征用土地条例》、1998年修订的《中华人民共和国土地管理法》和2019年修订的《中华人民共和国土地管理法》。

④ 详见2015年1月中共中央办公厅和国务院办公厅联合印发的《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》和2015年2月27日十二届全国人大常委会第十三次会议审议通过的《关于授权国务院在北京市大兴区等三十三个试点县(市、区)行政区域暂时调整实施有关法律规定的决定》。

⑤ 详见2020年1月1日开始实施的《中华人民共和国土地管理法》第六十三条。

变量的经验分析,支持了相关理论假说(王桂新等,2015;秦立建等,2017;陈虹等,2019;刘涛等,2019;李海荣和杨晓楠,2021;宋丽敏和张铭志,2022)。另一部分文献关注公共服务绝对水平的影响,认为迁入地城市公共服务绝对水平越高,对农民工落户的促进作用越大,对其落户决策形成拉力。以市政建设、公共设施、居住舒适度、居住城市的中小学师生比、每万人医院床位数、每万人医生数等为公共服务水平代理变量的经验分析,支持相关假说(邹一南,2021;陈诚和杨巧,2021)。既有文献所得基本结论如下:公共服务均等化程度和公共服务绝对水平均对农民工转变城市户籍产生促进作用。

本文将推拉分析框架置于户籍非对称改革的历史和理论逻辑中,得出与已有文献不同的结论:城市公共服务均等化程度提升,意味着农民工无需城市户籍即可享受越来越多的公共服务;故城市公共服务均等化水平越高,农民工对户籍依赖程度越低,其户籍转变意愿越弱。

选择保留农业户籍可以降低农民工获得农村土地权益的不确定性。^①对农村土地资产经营的牵挂和权益损失的担忧,是农民工落户意愿不高最重要的原因(程郁等,2022)。土地财产价值对农民工保留农业户籍的拉力作用已被许多经验分析支持。这些文献或以与老家农地相关联的年收入,或以农民工是否拥有宅基地或承包地,作为土地财产价值的代理变量(秦立建等,2017;蒋芮等,2018;邹一南,2021;宋丽敏和张铭志,2022)。征地及其收益的市场化是近年影响土地财产价值预期的最重要变化。周宁等(2020)、钱龙和罗必良(2022)使用2019年江苏省农民工样本调查数据,将老家宅基地和承包地被征收的预期补偿款收益作为土地财产价值的代理变量,分析了征地对农民工户籍意愿的影响。与之类似,本文以农民工户籍地所在区县征地状况作为其预期土地财产价值兑现概率的代理变量,检验其对农业户口意愿的影响,同时较好解决了内生性问题。

三、模型构建和实证检验

上节分析得出,城市公共服务均等化程度与农地财产价值预期,是推动农民工保留农业户籍的两股重要力量。本节首先构建一个简单模型对上述理论逻辑给出更严谨刻画,并引出农民工土地流转决策问题,为第四部分的讨论提供基础,然后对假说进行实证检验。

(一)农民工户籍决策模型

1. 基本设定

设获得城市户籍的务工者从城市公共服务中获得的收益服从分布 $v \sim F(\cdot)$, $v \in [0, \bar{v}]$, 其中 \bar{v} 足够大。^②无城市户籍者可享受部分城市福利,记该比例为 $\alpha \in (0, 1)$, 此参数衡量公共服务均等化程度。工业化城市化进程中,单位土地预期收益(政府征地或建设用地上市产生的收入)为 $q > 0$ 。务工者预期土地出售概率为 $\theta \in (0, 1)$ 。

设进城务工的农民工可获得收入 $w > 0$ 。每个农业人口拥有一单位土地。若农户在当地,其出租或者耕种土地可获得的净收益为 $r > 0$ 。在城市务工的农户为获得相关收益,须付出交易成本 $c > 0$ (如沟通协商产生的成本)。交易成本服从分布 $c \sim G(\cdot)$, $c \in [0, \bar{c}]$, 满足 $\bar{c} > r$ 。若农地入市,农民工将获得收益 $q > 0$ 。现实中,农地入市收益远大于农业收入,假设 $q > r$ 。为简化分析,模型中不区分农户的决策与其家庭的决策。换言之,模型中农民工个体的决策亦可被理解为其家庭的集

^① 《农村集体经济组织成员资格认定办法》和《中华人民共和国土地承包法》规定,农村户口如果全户迁出,土地将被村集体收回;如果只是个人迁出,原户口本上还有其他人,且在承包期内,土地将不予收回;《中共中央和国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》指出,维护进城农户土地承包权益,现阶段不得以退出土地承包权作为农户进城落户的条件。但对于户口迁出的家庭成员,承包期满之后是否还拥有签订新一轮土地承包的权利,目前还没有文件做出明确规定。

^② 这一条件保证总有一部分农民工选择放弃农业户籍。

体决策。

2. “人户分离”农户现象和土地流转决策

农民工在土地出售冲击发生前进行户籍决策。若征地或土地上市发生,由于 $q > r$, 农户必接受征地或将土地上市交易。反之,农民工需决定是否将农地转包。决策具体时序和对应农地产生的事后收益如图 1 所示:

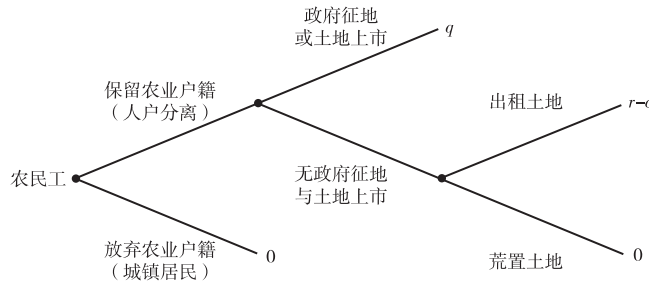


图 1 农民工户籍、土地流转决策与农地事后收益

如图 1, 农民工的户籍决策将产生“人户分离”农户与城市居民。若农民工选择保留农业户籍, 就成为居住和工作在城市、与农业经济农村生活脱钩的农户; 若农民工放弃农业户籍, 即变更为在城市居住和工作的城市居民。

“人户分离”农户依然拥有农村土地的承包权和经营权。给定征地或土地上市没有发生, 其理性决策下获得的土地收益为 $\max\{r-c, 0\}$ 。因此, 农民工保留农业户籍的预期收益为:

$$U_1(c) = w + \alpha v + \theta q + (1 - \theta) \max\{r-c, 0\}$$

上式中, αv 反映农民工在无城市户籍情况下享有的部分城市公共福利; $\theta q + (1 - \theta) \max\{r-c, 0\}$ 刻画农业户籍对应土地享有的潜在预期收益。

若农民工放弃农业户籍, 将面临未来不再享有农村土地集体所有权和承包权的风险。为简化分析, 假设其放弃农业户籍后不再享有农村土地共有产权和承包权。此决策下农民工的收益为:

$$U_0 = w + v$$

显然, 农民工选择成为“人户分离”农户当且仅当 $U_1(c) > U_0$, 即:

$$v < \frac{\theta q + (1 - \theta) \max\{r-c, 0\}}{1 - \alpha} \quad (1)$$

上式表明, 农民工对城市公共服务水平评价较低时成为“人户分离”农户。图 2 刻画农民工在不同 (v, c) 组合下的最优户籍及土地流转决策, 阐释了两类决策之间的关联和区别。一部分“人户分离”农户的土地荒置(图 2 左上角区域), 另一部分“人户分离”农户的土地进行了流转(图 2 左下角区域)。

由式(1), 农民事前放弃户籍的概率为 $p_0 = \int_0^{\bar{c}} \left[1 - F\left(\frac{\theta q + (1 - \theta) \max\{r-c, 0\}}{1 - \alpha}\right) \right] dG(c)$, 得到比较静态结论 $dp_0/d\theta < 0$ 以及 $dp_0/d\alpha < 0$ 。由此, 提出两个待检验命题:

命题 1: 农民工预期土地财产价值兑现概率 θ 越高, 农业户籍潜在收益越高, 其放弃农业户口的意愿越低。

命题 2: 农民工从城市公共服务均等化获得的收益 α 越高, 其放弃农业户口的意愿越低。

(二) 实证检验

本部分对上文两个命题进行检验。对于命题 1, 我们以农民工户籍所在县征地数量作为农民工预期土地财产价值兑现概率的代理变量。对于命题 2, 我们以农民工能否在流入地获得保障性住房以及是否在流入地存在子女上学困难, 作为农民工实际感受到的城市公共服务均等化水平的

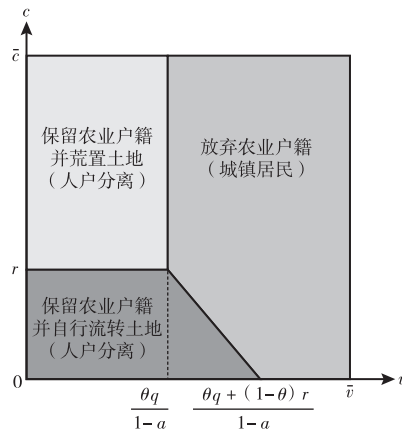


图2 农民工的最优户籍及土地流转决策

两个代理变量。

1. 数据来源、变量选择和描述性统计

(1) 数据来源

本文农民工数据来自2017年全国流动人口动态监测调查。此数据覆盖面广,被广泛用于农民工问题研究。农民工户籍所在县征地数量来自全国征地信息共享平台,本文根据“批准年度”与“批准文号”确定各县各年征地情况,再与监测调查中样本户籍地(县)逐一匹配。农民工户籍所在县覆盖全国31个省份,鉴于部分省份在全国征地信息共享平台上数据链接无法打开,本文删除了相关省份数据,最终征地数据涉及省份共21个。^①由于是县级层面征地数据,本文控制了同时影响各县征地情况和农民工户籍转变意愿的县级宏观变量。此外,为识别城市公共服务均等化对户籍选择的影响,我们还控制了农民工流入地宏观经济变量。相关变量数据来自《中国县域统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和CEIC数据库。经各数据库匹配,最终使用观测值数为48211。

(2) 变量选择和描述性统计

①被解释变量

被解释变量来自监测调查中的问题:“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地”。可选择答案为:“不愿意”、“没想好”和“愿意”,对应取值为1、2和3。刘涛等(2019)、王军鹏和谭诗文(2022)将“不愿意”和“没想好”归为一类。鉴于“没想好”这一答案没有明确户籍选择指向,我们保留了三个选项。使用的样本中,选择不愿意转换户籍的农民工占比达41.37%,另有27.78%农民工表示没想好,仅30.85%农民工愿意转换户籍,表明“人户分离”农户比例较高。

②主要解释变量

主要解释变量有三个:“征地数量”、②“是否有子女上学困难”和“是否有保障性住房”。

“征地数量”为农民工户籍所在县征地宗数。^③征地数量越多,农民工对土地财产价值提升和快速兑现概率提升的预期越强烈。考虑到农村集体经营性建设用地实行与国有建设用地使用权同

① 21个省份分别是:安徽省、北京市、甘肃省、广西壮族自治区、贵州省、海南省、河北省、湖北省、湖南省、吉林省、江西省、辽宁省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、青海省、山东省、山西省、四川省、云南省、浙江省、重庆市。

② 本文关于征地代理变量的选取得益于审稿专家的建议,特此致谢。

③ 除了征地宗数,我们还构建了该县是否征地、征地面积、征地面积占行政区域面积的比例三个变量,基于不同代理变量的估计结果一致。需要了解详细回归结果的读者,可联系作者。

等入市、同权同价的试点从2015年开始,且政府征地活动对农民工户籍转换意愿的影响可能存在滞后,本文使用2016年征地数据。样本中农民工户籍所在县平均征地数量为11.14宗。

“是否有子女上学困难”来自监测调查问卷中“目前在本地,您家是否有子女上学的困难”,为虚拟变量;0代表没有困难,1代表有困难。“是否有保障性住房”来自问卷中“您现住房属于下列何种性质”;若住房性质为“政府提供公租房”或“自购保障性住房”,则取值为1,表示有保障性住房,否则取值为0。与社会保险不同,教育和保障性住房需更多财政投入,资源更稀缺,农民工在子女教育和保障性住房方面的平等享有情况更能体现公共服务均等化水平。样本中,存在子女教育困难农民工占比19.17%,享受保障性住房农民工占比仅1.63%。

③控制变量

拥有承包地和宅基地的农民工能从征地中获得更多土地收益。这将影响其户籍选择。本文控制了农民工拥有承包地和宅基地的情况,主要包括“有承包地没有宅基地”、“有宅基地没有承包地”和“有承包地也有宅基地”三个变量,控制组为“既没有承包地也没有宅基地”。^①

农民工户籍所在县经济发展水平不仅影响该县征地数量,同时影响农民工是否放弃该地农业户籍、转为流入地户籍。为此,本文加入户籍地县级人均生产总值对数,第二、三产业增加值占地区生产总值的比重,人均公共财政收入对数等控制变量。

农民工在流入地是否有子女上学困难、能否获得保障性住房等基本公共服务的影响因素,既可能源于户籍限制以及农民工家庭本身,也可能源于流入地教育服务和保障性住房供给不足,后者对所有本地城镇户籍家庭均有影响。为了识别户籍限制导致的教育和住房保障服务均等化对农民工户籍转换意愿的影响,须控制农民工个人和家庭特征以及影响流入地城镇家庭获得教育和保障性住房的城市公共服务供给能力和经济社会发展状况。其中,流入地所在城市经济发展水平和公共服务供给能力的相关变量包括:流入地所在城市人均GDP对数、人均公共财政支出对数、第二产业产值占比、第三产业产值占比、城市夜间灯光、城市建设用地占市辖区面积比重、城市维护建设资金支出(亿元)、常住人口城市化率、城市常住人口规模(万人)对数、小学生师比、中学生师比。^②

农民工家庭和个人特征变量包括:农民工家庭“是否有义务教育阶段的孩子”、“在本地是否有收入太低的困难”、家庭人均月收入、农民工的“居留意愿”、是否党员或团员、性别、年龄、受教育年数、婚姻状况、医疗保险参保情况、户籍地是否是乡镇、流动范围等。

变量的描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	变量	均值	标准差	最小值	最大值
户籍转换意愿	1.89	0.84	1	3	有承包地没有宅基地	0.06	0.24	0	1
征地数量	11.14	14.44	0	114	有宅基地没有承包地	0.24	0.43	0	1
是否有子女上学困难	0.19	0.39	0	1	有承包地也有宅基地	0.51	0.5	0	1

^① 既没有承包地也没有宅基地的农民工与拥有承包地或宅基地农民工的行为可能存在差异。考虑到前者仍然拥有集体建设用地的共同所有权和分配权,征地可能会对其行为产生影响,在实证分析中将其作为控制组。将没有承包地和宅基地的样本剔除后的回归结果稳健。感谢审稿专家对这一问题提出的建议。

^② 夜间灯光数据来自红兰数据科学实验室,采取在1000×1000(米²)空间分辨率下,像素值取值范围在0—63之间的平均辐射像元值。

续表 1

变量	均值	标准差	最小值	最大值	变量	均值	标准差	最小值	最大值
是否有保障性住房	0.02	0.13	0	1	户籍县人均生产总值对数	10.15	0.57	8.72	13.02
流入地人均GDP对数	11.11	0.53	9.38	12.28	户籍县第二产业增加值占比	0.43	0.12	0.02	0.78
流入地人均财政支出对数	9.44	0.6	8.24	11.6	户籍县第三产业增加值占比	0.37	0.09	0.12	0.81
流入地第二产业增加值占比	0.43	0.1	0.19	0.71	户籍县人均公共财政收入对数	7.36	0.76	5.48	10.69
流入地第三产业增加值占比	0.5	0.12	0.26	0.8	是否男性	0.52	0.5	0	1
流入地城市夜间灯光	16.18	13.88	0.41	61.01	年龄	36.06	10.57	15	96
流入地城市建设用地占市辖区面积比重	11.63	9.88	0.3	46.12	受教育年数	9.7	3.09	0	19
流入地城市维护建设资金支出	194.55	375.28	0.16	1627.1	是否是党员/团员	0.09	0.29	0	1
流入地常住人口城市化率	0.66	0.14	0.3	1	是否处于婚姻状态	0.82	0.38	0	1
流入地城市常住人口规模对数	6.41	0.77	3.2	8.042	家庭人均月收入对数	7.56	0.72	-1.95	10.6
是否有义务教育阶段的孩子	0.36	0.48	0	1	是否参与城乡居民医疗保险	0.83	0.38	0	1
流入地小学生师比	18.19	2.7	10.15	24.96	是否参与城镇职工医保	0.17	0.37	0	1
流入地中学生师比	12.28	2.22	6.66	21.96	户籍地是否是乡镇	0.09	0.29	0	1
是否在流入地有收入困难	0.43	0.5	0	1	是否跨省流动	0.47	0.5	0	1
居留意愿:不打算留在本地	0.03	0.16	0	1	是否跨市流动	0.32	0.47	0	1
居留意愿:没想好	0.16	0.37	0	1	观测值	48211			

2. 估计结果

本文被解释变量为多值离散选择变量。尽管被解释变量部分取值“不愿意”和“愿意”可以排序,但“没想好”并没有明确户籍选择指向,不便于排序。根据 Long & Freese(2014),此类仅可部分排序的离散选择模型更适合使用多项选择模型进行估计。理论上这些选项相互独立,IIA 检验也验证了其独立性。^① 因此,我们使用多项选择模型(multinomial logit model)进行估计。表 2 列出了估计系数和边际效应。

^① 使用 Hausman 检验得到的卡方值均为负数,根据 Long & Freese(2014),Hausman 检验结果为负数表明没有违背 IIA 假设。

表 2 估计结果表明,征地数量增加 1 宗会使农民工愿意转换户籍的概率降低 0.0012,不愿意转换户籍的概率提高 0.001,但征地对农民工户籍转换意愿不明确的概率影响不显著。这说明征地数量增加可能增强农民工对土地财产升值和快速兑现的预期,进而降低其户籍转换概率,增加其成为“人户分离”农户的可能性。

在流入地没有子女上学困难问题或者是获得了保障性住房的农民工,直接感受到城市公共服务均等化的福利。从估计结果可以看出,与没有子女上学困难的农民工相比,存在子女上学困难问题的农民工转变为流入地城镇户籍的概率将提高 0.0319,不愿意转换户籍的概率则降低 0.0345。是否有保障性住房对农民工户籍转换意愿影响的估计结果不显著,可能与该变量的变异性太小有关。从数值上看,与没有享受保障性住房的农民工相比,有保障性住房的农民工愿意转换户籍的概率更低,不愿意转换户籍的概率更高。这说明农民工不用凭借城市户籍即享受到城市教育和住房公共服务均等化的福利,是其户籍转换意愿下降的一个重要原因。

总体而言,征地数量增加可能增强农民工对土地财产价值提升和快速兑现的预期,促使其保留农业户籍以获得土地收益。城市公共服务尤其是教育和保障性住房服务均等化程度提升,城镇户籍相对重要性下降。这些因素均是农民工不愿意转换户籍、成为“人户分离”农户的重要原因,命题 1 和命题 2 得证。

表 2 估计结果

变量	估计系数		边际效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	没想好	愿意	不愿意	没想好	愿意
征地数量	-0.0016 ** (0.0008)	-0.0064 *** (0.0009)	0.0010 *** (0.0002)	0.0002 (0.0002)	-0.0012 *** (0.0002)
是否有子女上学困难	0.0918 *** (0.0328)	0.1912 *** (0.0298)	-0.0345 *** (0.0065)	0.0026 (0.0059)	0.0319 *** (0.0055)
是否有保障性住房	-0.1099 (0.0912)	-0.0884 (0.0878)	0.0244 (0.0191)	-0.0152 (0.0160)	-0.0092 (0.0155)
流入地人均 GDP 对数	0.1852 *** (0.0535)	0.0685 (0.0562)	-0.0311 *** (0.0115)	0.0323 *** (0.0097)	-0.0012 (0.0101)
流入地人均财政支出对数	-0.1800 *** (0.0418)	0.1558 *** (0.0485)	0.0031 (0.0089)	-0.0495 *** (0.0082)	0.0464 *** (0.0095)
流入地第二产业增加值占比	-2.7420 *** (0.4766)	-4.5117 *** (0.4819)	0.8874 *** (0.0966)	-0.1929 ** (0.0912)	-0.6945 *** (0.0922)
流入地第三产业增加值占比	-2.3375 *** (0.5088)	-2.8576 *** (0.4971)	0.6359 *** (0.1016)	-0.2451 ** (0.0972)	-0.3909 *** (0.0948)
流入地城市夜间灯光	0.0139 *** (0.0015)	0.0176 *** (0.0014)	-0.0039 *** (0.0003)	0.0014 *** (0.0003)	0.0024 *** (0.0003)
流入地城市建设用地占市辖区面积比重	-0.0000 (0.0016)	-0.0100 *** (0.0015)	0.0012 *** (0.0003)	0.0008 *** (0.0003)	-0.0020 *** (0.0003)
流入地城市维护建设资金支出	0.0001 ** (0.0001)	0.0004 *** (0.0001)	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0001 *** (0.0000)
流入地常住人口城市化率	0.4311 (0.2743)	0.8183 *** (0.2277)	-0.1528 *** (0.0494)	0.0214 (0.0538)	0.1314 *** (0.0454)

续表 2

变量	估计系数		边际效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	没想好	愿意	不愿意	没想好	愿意
流入地城市常住人口规模对数	-0.0128 (0.0221)	0.0998 *** (0.0194)	-0.0106 ** (0.0044)	-0.0108 *** (0.0040)	0.0214 *** (0.0035)
是否有义务教育阶段的孩子	0.0250 (0.0267)	-0.0399 (0.0270)	0.0018 (0.0056)	0.0084 * (0.0049)	-0.0101 ** (0.0049)
流入地小学生师比	-0.0348 *** (0.0060)	-0.0123 ** (0.0055)	0.0058 *** (0.0011)	-0.0061 *** (0.0012)	0.0003 (0.0011)
流入地中学生师比	0.0232 *** (0.0071)	-0.0617 *** (0.0087)	0.0047 *** (0.0015)	0.0098 *** (0.0015)	-0.0145 *** (0.0018)
是否在流入地有收入困难	-0.0030 (0.0242)	0.1099 *** (0.0257)	-0.0131 *** (0.0049)	-0.0096 ** (0.0048)	0.0227 *** (0.0051)
居留意愿:不打算留在本地	-1.4199 *** (0.0857)	-2.6484 *** (0.1320)	0.4049 *** (0.0113)	-0.1510 *** (0.0104)	-0.2539 *** (0.0059)
居留意愿:没想好	0.4349 *** (0.0321)	-1.4062 *** (0.0405)	0.0543 *** (0.0069)	0.1906 *** (0.0074)	-0.2448 *** (0.0041)
有承包地没有宅基地	-0.3432 *** (0.0545)	-0.4361 *** (0.0569)	0.0965 *** (0.0120)	-0.0372 *** (0.0091)	-0.0593 *** (0.0089)
有宅基地没有承包地	-0.2987 *** (0.0342)	-0.4347 *** (0.0382)	0.0902 *** (0.0076)	-0.0275 *** (0.0061)	-0.0627 *** (0.0065)
有承包地也有宅基地	-0.4549 *** (0.0329)	-0.6239 *** (0.0377)	0.1312 *** (0.0073)	-0.0417 *** (0.0059)	-0.0895 *** (0.0068)
户籍县人均生产总值对数	-0.1053 *** (0.0369)	-0.1907 *** (0.0418)	0.0362 *** (0.0079)	-0.0060 (0.0071)	-0.0302 *** (0.0080)
户籍县第二产业增加值占比	0.5212 *** (0.1750)	0.5006 *** (0.1865)	-0.1251 *** (0.0359)	0.0658 * (0.0342)	0.0594 (0.0362)
户籍县第三产业增加值占比	-0.1362 (0.1854)	-0.1013 (0.2022)	0.0291 (0.0376)	-0.0196 (0.0373)	-0.0095 (0.0400)
户籍县人均公共财政收入对数	-0.1429 *** (0.0237)	-0.0847 *** (0.0264)	0.0279 *** (0.0053)	-0.0223 *** (0.0043)	-0.0056 (0.0048)
是否是男性	-0.0577 ** (0.0237)	-0.0764 *** (0.0203)	0.0164 *** (0.0044)	-0.0056 (0.0046)	-0.0109 *** (0.0040)
年龄	-0.0073 *** (0.0012)	0.0057 *** (0.0013)	0.0002 (0.0002)	-0.0020 *** (0.0002)	0.0018 *** (0.0003)
受教育年数	0.0402 *** (0.0043)	0.0705 *** (0.0047)	-0.0135 *** (0.0009)	0.0025 *** (0.0008)	0.0111 *** (0.0009)
是否是党员/团员	0.0147 (0.0333)	-0.1403 *** (0.0451)	0.0147 * (0.0082)	0.0142 ** (0.0061)	-0.0290 *** (0.0078)

续表 2

变量	估计系数		边际效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	没想好	愿意	不愿意	没想好	愿意
是否处于婚姻状态	-0.1282 *** (0.0367)	-0.1562 *** (0.0355)	0.0346 *** (0.0074)	-0.0132 * (0.0068)	-0.0214 *** (0.0066)
家庭人均月收入对数	-0.0397 ** (0.0164)	-0.0192 (0.0179)	0.0072 ** (0.0035)	-0.0065 ** (0.0031)	-0.0007 (0.0034)
是否参与城乡居民医疗保险	-0.1148 *** (0.0385)	-0.1873 *** (0.0398)	0.0368 *** (0.0084)	-0.0077 (0.0065)	-0.0291 *** (0.0070)
是否参与城镇职工医保	-0.0787 ** (0.0333)	-0.0295 (0.0402)	0.0132 * (0.0079)	-0.0136 ** (0.0057)	0.0003 (0.0072)
户籍地是否是乡镇	0.0944 ** (0.0380)	0.0971 ** (0.0425)	-0.0233 *** (0.0080)	0.0113 (0.0075)	0.0120 (0.0083)
是否跨省流动	-0.0255 (0.0360)	-0.0804 ** (0.0330)	0.0129 * (0.0070)	0.0013 (0.0069)	-0.0143 ** (0.0063)
是否跨市流动	0.0432 (0.0352)	0.0979 *** (0.0302)	-0.0173 *** (0.0062)	0.0008 (0.0071)	0.0165 *** (0.0063)
常数项	4.1232 *** (0.5796)	3.0120 *** (0.5706)			
观测值	48211				

注:估计系数以“不愿意”转换户籍的农民工工作对照组,边际效应为其他变量取均值条件下各变量的边际效应。括号中数值为重复抽样 100 次的 bootstrap 标准误;***、**和* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。如无特别说明,以下表格中该表述含义相同。

3. 稳健性检验

(1) 内生性问题

前述分析尽可能控制了同时影响关键解释变量(户籍所在县征地数量、是否有子女上学困难以及是否有保障性住房)与农民工户籍转换意愿的因素,但仍可能存在遗漏变量和度量误差等原因导致的内生性问题。由于使用多项选择模型进行估计,本文采用控制函数法解决可能存在的内生性问题。内生性问题源于内生变量与扰动项相关,可通过将内生变量中与扰动项相关的部分作为控制变量加入回归得以缓解。具体操作步骤与工具变量估计相似。第一步使用模型所有外生变量和工具变量对内生变量回归,分离出内生变量的外生部分和残差项,残差项即导致内生变量与主回归扰动项相关的因素。第二步将第一步得到的残差项作为控制变量加入主回归。由于使用的是估计出来的残差项作为控制函数,可能存在抽样误差,在第二步回归时我们使用 bootstrap 方法得到一致的标准误。残差项的显著性可用于检验解释变量的内生性。^①

控制函数法也依赖于工具变量。本文使用“2014 年农民工户籍所在区县的财政收支差额”和“2015 年农民工户籍所在城市人均土地出让收入”作为征地数量的工具变量;使用“流入地所在城市有义务教育阶段子女的农民工中,子女在本地上学的比例”和“流入地所在城市有保障性住房的农民工比例”分别作为是否有子女上学困难和是否有保障性住房的工具变量,城市层面的农民工

① 关于控制函数法的介绍参见 Petrin & Train(2010)、Wooldridge(2015)。

子女上学占比和保障性住房占比在很大程度上可以代表该地的公共服务均等化水平。这些工具变量与内生变量的相关性显而易见,其外生性稍后通过其他方式检验。

控制函数法估计结果见表3 Panel A。从结果来看,所有残差项均显著,说明分析中确实存在内生性问题。与表2估计结果相比,是否有保障性住房的边际效应从不显著变得显著,所有内生变量边际效应的符号未发生变化,但数值变得更大。这说明估计结果进一步验证了前述结论。

(2) 征地变量的含义

县级层面征地数据可能代表户籍县经济发展状况,能否指代农民工对土地财产变现预期可能存疑。本文除了尽可能控制户籍所在县经济发展状况外,还在表2回归的基础上加入征地数量与农民工土地拥有状况的交互项。表3 Panel B第1—3列显示,征地数量的边际效应不显著,但征地与土地的交互项显著提高了农民工不愿意转换户籍的概率。换言之,征地不会影响没有土地农民工的户籍决策,但会显著提高有土地农民工保留农业户籍的概率。这在很大程度上说明县级层面征地数量可以指代土地财产变现预期的信息;如果这一变量代表的是地区经济发展等其他信息,是否有土地的农民工在面对征地时不会有显著差异。^①

(3) 因变量合并选项以及工具变量的有效性

此前分析中,我们将户籍转变意愿分为三种选项进行回归,也有研究将“没想好”和“不愿意”合并处理(刘涛等,2019;王军鹏和谭诗文,2022)。作为稳健性检验,我们将“没想好”和“不愿意”合并为“不愿意”,考察土地财产兑现预期和公共服务均等化对农民工户籍转换意愿的影响,并基于控制函数法中的工具变量,使用2SLS方法估计线性概率模型,检验工具变量有效性。

表3 Panel B第4列再次验证了表2结论:征地数量增加,以及减少子女上学困难、增加农民工获得保障性住房等促进公共服务均等化的措施,将显著降低农民工转换户籍的意愿。Panel B第4列回归的一阶段F值大于10,说明不存在弱工具变量问题。Hansen J统计量均不显著,说明工具变量满足外生性。该结果表明控制函数法中使用的工具变量的有效性。

(4) 城市落户门槛指数作为城市层面公共服务均等化程度的综合代理变量

本文还使用流入地所在城市落户门槛指数作为城市层面公共服务均等化程度的综合代理变量,替代农民工感受到的子女教育和保障性住房公共服务均等化水平,估计其对农民工户籍转换意愿的影响,并在此基础上考察其与征地的交互效应。一般而言,城市落户门槛越高意味着户籍含金量越高,而户籍含金量体现了是否拥有该城市户籍所能享受到的各项福利差异。在享有城市公共服务方面的户籍差异,即为城市公共服务均等化程度。由于因变量度量的是农民工在符合本地落户条件下的落户意愿,因而城市落户门槛指数在很大程度上度量的是公共服务均等化水平而非落户限制对户籍转变意愿的影响。张吉鹏等(2020)使用城市落户门槛指数研究了公共服务均等化对农民工回流的影响。本文使用等权重法计算的2014—2016年城市落户门槛综合指数,^②参照张吉鹏等(2020)的做法,使用“1990年的人均粮食产量”和2000—2013年城市户籍门槛综合指数作

^① 我们也使用2017年浙江大学“中国家庭大数据库”的农户样本检验了征地对农户户籍转换意愿的影响。此数据库的征地变量是农户家庭是否曾经历过征地,能更精确识别被征地家庭。回归结果表明,此征地变量与县级征地变量得到的结论一致,即当农民工或农户面对征地进而形成土地财产升值兑现预期时,他们会降低户籍转换意愿。由于浙江大学数据中农民工样本很少,且缺少公共服务变量,而我们的研究主体是农民工,流动人口动态监测调查数据更能满足研究要求。受篇幅所限,我们未将估计结果列出,感兴趣的读者可向作者索要。

^② 城市落户门槛综合指数有三种计算方式,分别为投影追踪法、等权重法和熵值法。我们也使用了另外两种方法计算的城市落户门槛综合指数进行稳健性检验,结果并无显著差异。

为 2014—2016 年城市户籍门槛综合指数的工具变量。

与 Panel B 第 4 列相同, Panel B 第 5 列合并户籍转变意愿选项,并增加了征地数量与城市落户门槛指数的交互项,使用 2SLS 方法估计。结果显示,在城市落户门槛均值水平上(0.3152),征地数量增加 1 宗将使农民工愿意转换户籍的概率降低 0.0053,而在征地宗数均值水平上(11.64),城市落户门槛综合指数每降低一个标准差(0.15),农民工愿意转换户籍的概率将下降 0.1011。城市落户门槛与征地数量的交互项显著为负,说明随着征地带来的土地财产价值兑现概率提升,城镇户籍对解决公共服务非均等化问题的吸引力将下降。该结果也表明本文结论的稳健性。

表 3 稳健性检验

Panel A:控制函数法估计结果					
变量名称	估计系数		边际效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	没想好	愿意	不愿意	没想好	愿意
征地数量	-0.0102*** (0.0027)	-0.0201*** (0.0026)	0.0037*** (0.00049)	-0.001 (0.0005)	-0.003*** (0.00049)
是否有子女上学困难	6.5315*** (0.9961)	9.2527*** (0.9143)	-0.759*** (0.0292)	-0.0501 (0.0988)	0.809*** (0.0921)
是否有保障性住房	-1.0695* (0.6077)	-3.5778*** (0.7017)	0.376*** (0.0995)	-0.101 (0.0970)	-0.28*** (0.0146)
残差项:征地数量	0.0100*** (0.0030)	0.0162*** (0.0028)	-0.003*** (0.0005)	0.000749 (0.0005)	0.002*** (0.0005)
残差项:是否有子女上学困难	-6.4547*** (0.9974)	-9.0662*** (0.9194)	1.896*** (0.203)	-0.6*** (0.195)	-1.303*** (0.182)
残差项:是否有保障性住房	1.0160 (0.6385)	3.5367*** (0.7086)	-0.552*** (0.146)	-0.0780 (0.131)	0.630*** (0.157)
控制变量	控制		控制		
观测值	40272		40272		

Panel B:征地变量含义、合并因变量、替换解释变量以及工具变量有效性(边际效应)					
变量名称	因变量:户籍转变意愿			因变量:是否愿意转变户籍	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	不愿意	没想好	愿意	2SLS	2SLS
征地数量	0.0001 (0.0004)	0.0004 (0.0003)	-0.0005 (0.0004)	-0.0031*** (0.0006)	0.0158*** (0.0045)
是否有子女上学困难	-0.0348*** (0.0067)	0.0027 (0.0066)	0.0321*** (0.0059)	1.1650*** (0.2343)	
是否有保障性住房	0.0250 (0.0179)	-0.0155 (0.0193)	-0.0095 (0.0158)	-0.6525*** (0.1537)	
有承包地没有宅基地	0.0774*** (0.0133)	-0.0302** (0.0124)	-0.0472*** (0.0110)		
有承包地没有宅基地×征地数量	0.0018** (0.0008)	-0.0006 (0.0008)	-0.0013* (0.0007)		

续表 3

Panel B: 征地变量含义、合并因变量、替换解释变量以及工具变量有效性(边际效应)					
变量名称	因变量: 户籍转变意愿			因变量: 是否愿意转变户籍	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	不愿意	没想好	愿意	2SLS	2SLS
有宅基地没有承包地	0.0865 *** (0.0084)	-0.0244 *** (0.0070)	-0.0621 *** (0.0070)		
有宅基地没有承包地 × 征地数量	0.0004 (0.0005)	-0.0003 (0.0004)	-0.0001 (0.0005)		
有承包地也有宅基地	0.1174 *** (0.0073)	-0.0405 *** (0.0066)	-0.0769 *** (0.0067)		
有承包地也有宅基地 × 征地数量	0.0013 *** (0.0004)	-0.0001 (0.0004)	-0.0012 *** (0.0004)		
城市落户门槛指数					1.4537 *** (0.2072)
城市落户门槛指数 × 征地数量					-0.067 *** (0.0162)
控制变量	控制			控制	控制
Cragg-Donald Wald F				12.134	68.834
Kleibergen-Paap rk Wald F				13.043	32.725
Hansen J P 值				0.9706	0.7368
观测值	48211			40272	27524

注: Panel B 第 4—5 列使用异方差稳健标准误,其他估计使用重复抽样 100 次的 bootstrap 标准误。控制变量与表 2 相同。^①

4. 异质性分析

前面估计结果支持了两个理论命题。本部分将进行异质性分析,着重考察不同土地平整程度、户籍地经济发展水平和不同年龄的农民工,面对公共服务均等化和土地价值兑现概率提升时的户籍决策差异。异质性分析使用与表 3 相同的工具变量、采用控制函数法解决内生性问题,表 4 列出异质性分析的边际效应。^②

(1) 土地平整程度与户籍决策

土地平整程度影响土地收入,从而可能改变土地财产价值兑现概率提升对保留农业户籍的激励。本文使用户籍县坡度的标准差度量土地平整程度,^③坡度标准差越大,土地平整程度越低。估计结果见表 4 第 1—3 列。结果显示,三个交互项中,是否有保障性住房与户籍县坡度标准差的交互项显著,其他交互项均不显著。显著项的含义是,户籍县土地越平整,获得保障性住房的农民工保留农业户籍的概率越高,这可能是由于平整地更易于耕种和流转,农业经营收入较高,在其他条

^① 鉴于城市落户门槛指数数量的城市层面的公共服务均等化水平可能影响农民工个人的收入、参保情况和居留意愿,我们在落户门槛指数对农民工户籍转换意愿的影响的估计中去掉了农民工收入、在本地是否存在收入困难、医疗保险参保情况和居留意愿这几个变量。其他控制变量与表 2 相同。感谢审稿专家对这一问题提出的建议。

^② 本文通过加入交互项的方式进行异质性分析,由于关键解释变量是内生变量,因而交互项也是内生变量,其工具变量为异质性变量与工具变量的乘积。

^③ 户籍县坡度标准差数据根据 NASA SRTM 数据计算,使用坡度均值估计的结果与坡度标准差基本一致。样本中坡度标准差的均值为 7.02,标准差为 3.65,最小值和最大值分别为 0.695 和 17.62。

件相同时,农民工获得保障性住房的公共服务均等化改革更可能提高土地平整地区农民工保留农业户籍的概率。但征地数量和户籍县坡度标准差的交互项不显著,可能是因为土地平整带来的更高农业经营收益远小于征地收益,不足以触动征地带来的财产性收益预期对农民工保留户籍的影响,说明户籍与土地权益不脱钩对农民工保留农业户籍的激励并不因土地平整程度而发生变化。

(2) 户籍地经济发展水平与户籍决策

户籍地经济发展水平不同导致土地财产价值和农业户籍含金量存在差异,进而影响公共服务均等化和土地财产价值兑现对保留农业户籍的激励。本文使用户籍地人均地区生产总值对数度量户籍地经济发展水平(见表 4 第 4—6 列)。结果表明,经济发展水平越高的地区,征地预期增强、获得流入地保障性住房的农民工会进一步提高其保留农业户籍的概率。这意味着城市公共服务均等化和农地预期收益强化了经济发达地区的“人户分离”现象。

(3) 年龄与户籍决策

不同年龄农民工的户籍决策差异是判断未来户籍制度改革影响变化趋势的一个重要依据。非对称性户籍制度改革对农民工保留农业户籍的激励随着年龄降低逐渐减弱意味着在当前户籍制度改革趋势下,户籍城镇化和“人户分离”问题将随时间推移自然解决;反之,这些问题可能随时间推移加剧。表 4 第 7—9 列展示了年龄与非对称性户籍制度改革交互效应的估计结果,表明年龄越大的农民工在面对征地预期增强时更愿意转换户籍,有子女上学困难、有保障性住房时更愿意保留农业户籍。换言之,老年农民工更重视城市户籍对其获得保障性住房的作用,而年轻农民工则更重视城市户籍对其子女教育的作用,也更期望通过保留农业户籍获得土地财产价值。上述结果表明,非对称性户籍制度改革带来的“人户分离”及其土地经营问题并不会随时间推移自然消失;户籍与土地权益不脱钩、教育公共服务均等化更可能强化年轻农民工保留农业户籍的激励,而保障性住房供给均等化则更会提升老年农民工保留农业户籍的概率。

表 4 异质性分析(边际效应)

变量	因变量:户籍转变意愿								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	不愿意	没想好	愿意	不愿意	没想好	愿意	不愿意	没想好	愿意
征地数量	0.0038*** (0.0009)	0.0003 (0.0008)	-0.0040*** (0.0008)	-0.0301* (0.0174)	0.0081 (0.0155)	0.0220 (0.0160)	0.0135*** (0.0028)	-0.0000 (0.0028)	-0.0134*** (0.0027)
是否有子女上学困难	-0.7714*** (0.0323)	-0.0493 (0.1175)	0.8207*** (0.1161)	-0.8402*** (0.1098)	0.6672 (0.8956)	0.1731 (0.9108)	-0.9467*** (0.0224)	-0.0368 (0.0255)	0.9835*** (0.0140)
是否有保障性住房	0.6055*** (0.0085)	-0.2972*** (0.0085)	-0.3083*** (0.0081)	-0.5480*** (0.0438)	-0.2832*** (0.0421)	0.8312*** (0.0302)	-0.4015*** (0.0715)	0.2423 (0.5030)	0.1592 (0.5019)
户籍县坡度标准差	0.0078*** (0.0029)	0.0001 (0.0025)	-0.0079*** (0.0024)						
征地数量 × 户籍县坡度标准差	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	0.0002 (0.0001)						
是否有子女上学困难 × 户籍县坡度标准差	-0.0065 (0.0155)	-0.0078 (0.0129)	0.0143 (0.0132)						
是否有保障性住房 × 户籍县坡度标准差	-0.1789*** (0.0458)	0.0685* (0.0385)	0.1104** (0.0458)						
户籍县人均地区生产总值对数	0.0128 (0.0104)	-0.0081 (0.0079)	-0.0047 (0.0095)	-0.0276 (0.0257)	0.0112 (0.0228)	0.0165 (0.0222)	0.0097 (0.0097)	-0.0078 (0.0083)	-0.0019 (0.0081)
征地数量 × 户籍县人均地区生产总值对数				0.0031* (0.0016)	-0.0008 (0.0014)	-0.0023 (0.0015)			

续表 4

变量	因变量:户籍转变意愿								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	不愿意	没想好	愿意	不愿意	没想好	愿意	不愿意	没想好	愿意
是否有子女上学困难×户籍县人均地区生产总值对数				0.0617 (0.1026)	-0.0825 (0.0898)	0.0208 (0.0948)			
是否有保障性住房×户籍县人均地区生产总值对数				0.7919*** (0.2544)	0.0424 (0.2566)	-0.8343*** (0.2618)			
年龄	-0.0057*** (0.0007)	-0.0005 (0.0006)	0.0062*** (0.0007)	-0.0050*** (0.0007)	-0.0004 (0.0007)	0.0055*** (0.0006)	-0.0105*** (0.0016)	0.0020 (0.0015)	0.0085*** (0.0015)
征地数量×年龄							-0.0003*** (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	0.0003*** (0.0001)
是否有子女上学困难×年龄							0.0641*** (0.0116)	-0.0188** (0.0091)	-0.0453*** (0.0097)
是否有保障性住房×年龄							0.0329*** (0.0106)	-0.0081 (0.0092)	-0.0248*** (0.0096)
控制变量	控制			控制			控制		
观测值	39311			40272			40272		

四、“人地分离”、耕地使用效率和政府协调

前文从理论和实证两个层面分析了非对称性户籍改革对农民工保留农业户籍的作用。理论模型揭示了农民工保留户籍和土地流转决策时面临的权衡取舍以及对农地荒置的可能影响,阐释了城市公共服务均等化程度提升、土地财产价值提升和快速兑现预期是农民工不愿意转换户籍、成为“人户分离”农户的重要经济动因。实证部分使用2017年全国流动人口动态监测调查中的农民工数据与若干数据库匹配得到的数据,证实了理论模型的两个命题。此外,异质性分析进一步指出:(1)土地平整程度并不影响土地财产价值兑现预期对农民工保留农业户籍的激励;(2)流出地经济发展水平越高,农地财产价值兑现概率提升和推进公共服务均等化使农民工保留农业户籍的激励越强;(3)非对称性户籍制度改革带来的“人户分离”现象不会随时间推移自然消失,年轻农民工更看重农业户籍附带的土地财产价值。

非对称性户籍改革体现了社会主义追求公平的原则,但也导致了“人地分离”问题。2017年流动人口动态监测调查数据显示,农民工家庭承包地由自己或家人耕种的比例仅为51.24%。农村土地不仅是农业户籍居民生活、就业和养老保障的来源,而且承担着国家粮食安全保障和重要农产品供给的经济职能,在外务工农户无劳力经营土地的“人地分离”下,需要政府引导和协调土地经营权流转,以满足快速工业化城镇化对农地集约和规模经营的要求,提高土地使用效率,实现兼顾公平与效率双重目标。本文在这部分讨论农民工保留农业户籍及其土地权益下的耕地使用效率和政府协调问题。

(一) 经营权转包、土地使用效率和政府协调

本文在图1和图2中描述了进城务工农户将土地流转和撂荒的两种情形,这里首先讨论第一种情形,即农民工承包土地经营权通过出租(转包)方式进行流转,耕地用于农业生产。

从微观层面看,一方面,农民工转包耕地大都可以获得租金,保证农民工的土地财产收入,即使零租金转让,有些农民工也是愿意的,因为不转包的结果是耕地撂荒进而影响耕地质量。另一方面,土地转包经营在实践中采取固定租金方式。由于农民工在城市大都有稳定工作和生活,季节性回乡耕种承包地的机会成本非常大,加之“刘易斯转折点”到来后劳动力日益成为稀缺要素(蔡昉,2010),这些因素决定了转包土地的固定租金相对于土地经营收入一般都不高、甚至是零租金,且大都出租期较长。统计数据支持了这一基本判断:卫计委2017年全国流动人口卫生计生动态监测调查显示,农民工转包耕地平均每亩租金收入小于1000元的比例是79.74%,小于500元占比53.73%,还有8.27%的农民工无偿转包。理论上,固定租金保证承租者获得全部剩余产出,有利于提升土地使用效率。但由于承租者需承担一定经营风险,政府对农业的补贴应该针对经营土地及其经营人而不是针对承包土地及其承包人,才是有效率的。

从宏观层面看,首先,农民工家庭承包地经营权流转并保证土地用于农业生产活动,降低了国家耕地面积总量减少、土地质量恶化的风险。其次,土地流向制约着土地经营效率,在农村劳动力短缺的情况下,土地流向具有一定经营规模的农业企业(或农民专业合作社)将能产生规模效率。因此,政府要采取措施,通过一定的补贴鼓励外出务工农户将耕地经营权流转给龙头企业或农民专业合作社。

(二)土地撂荒、经营权入股和政府协调

以下讨论第二种情形,即农民工承包地撂荒。一定数量和质量的耕地投入农业生产活动,是保障国家粮食安全和重要农产品供给的基本条件。2014年起我国政府相继出台相关改革政策,完善农地三权分置,鼓励长期外出务工、家中无劳动力的农户按照依法、自愿、有偿的原则,采取出租(转包)、入股等方式流转土地经营权,^①但目前我国耕地撂荒情况仍然非常严重。李广泳等(2021)根据高分影像测算结果显示,2017年全国95%的县级行政单元存在耕地撂荒现象,撂荒面积达到1.37亿亩,撂荒率为6.75%,且近年来撂荒耕地由贫瘠、破碎地块向肥沃、连片耕地蔓延,黄淮海平原农产品主产区山东省撂荒率达到4.75%。根据2017年浙江大学“中国家庭大数据库”,在有承包地的家庭中,承包地完全撂荒家庭占比9.05%,部分撂荒占比4.86%,二者合计达13.91%。高度兼业农户(即“人地分离”农户)在撂荒土地面积和农户中占比均为最高(张伯林等,2022)。

撂荒耕地部分由“人地分离”农户不愿意转包导致。转包土地后难以收回,一旦在城市失去工作回到家乡就无法通过经营自家承包地继续维持生活和生存,部分农民工基于这种担忧宁愿撂荒耕地也不愿将土地经营权转让或者入股。现有法律法规对这种耕地撂荒行为的管控存在空白地带。尽管《中华人民共和国土地管理法》明确规定“禁止任何单位和个人闲置、荒芜耕地”,《中华人民共和国农村土地承包法》明确惩戒已流转耕地的撂荒行为,但并未对承包农户撂荒耕地如何惩戒给出具体规定,承包农户耕地撂荒成本几乎为零。考虑到耕地撂荒严重、农村劳动力短缺问题愈加突出,应改革相应法律法规,对由农户主观上不愿意转包导致耕地撂荒给出更明确的惩治规定,比如,持续抛荒达到一定时长(如两年)的耕地由村集体收回承包权,从根源上降低农户撂荒意愿。

撂荒耕地部分由“人地分离”农户无法自行转包即无农户接包导致。这类撂荒耕地大都具有细碎、偏远、耕作条件差等特点,加之劳动力相对短缺推高劳动成本,以家庭为单位的小规模经营难

^① 参加中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》(2016年)和《中华人民共和国土地承包法》相关条目、《农业农村部关于统筹利用撂荒地促进农业生产发展的指导意见》(2021年)、中国政府六部委联合发布的《关于开展土地经营权入股发展农业产业化经营试点的指导意见》(2018年12月19日)。

以实现收支平衡,务农农户不愿意接包。据此,政府可考虑进行协调和财政补贴,与农户和村民委员会或集体经济组织形成合力,以经营权入股组成新型农业经营主体或作价出资农民专业合作社,整合细碎土地,改变偏远和耕作条件差状态,形成一定的集约和规模经营,降低成本、提高收益和全要素生产率,实现收支平衡(盖庆恩等,2023)。

首先,政府可考虑根据保障粮食和重要农产品供给的公共安全目标进行公共投入,加快农业基础设施建设,改善撂荒地耕种条件,为降低耕种成本、提升耕地产出率创造条件。

其次,土地经营权入股后农户不能无条件收回土地自行经营。此举可稳定公司或农民专业合作社对土地经营预期,进行长期投入,提升土地经营效率。^①此外,可通过相关法规或农业合作组织形成约定,在保证入股农户享有保底收益和分红收益的基础上,进一步保障经营权入股农户在同等条件下在公司或合作社中的工作优先权,以消除回乡就业即失业的顾虑。

最后,充分发挥党组织领导作用。以经营权土地入股方式解决外出务工农户耕地撂荒问题要求有较高的组织动员能力(刘同山等,2022),村委会和党支部能力建设是其中的关键。村民委员会和村党支部应承担起监督处理撂荒地、动员外出务工农户经营权入股、协助政府改善撂荒地耕种条件及农业基础设施投资和建设、对公司使用承包地进行监督等一系列重要工作。

五、结论和政策建议

本文在非对称性户籍改革分析框架下,研究农民工户籍选择与农地使用效率。首先构建理论模型,将推拉分析框架置于户籍渐进性改革的历史和理论逻辑中,分析非对称户籍改革对农民工户籍决策和土地处置决策的影响机理。随后基于2017年全国流动人口动态监测调查中的农民工数据对理论命题进行检验。最后分析农民工家庭无劳动力经营承包地对土地经营效率产生的影响。主要结论和政策建议如下:

第一,城镇地区基本公共服务与户籍逐渐脱钩、农村地区土地权益与农业户籍不脱钩的非对称户籍改革,无法推动进城务工农民放弃农业户籍进而放弃土地承包权。因此,城镇公共服务均等化与农民工“人户分离”“人地分离”现象可能长期并存,成为耕地撂荒的制度因素。一个引申性的结论是,在非对称性户籍改革下,常住人口城镇化水平高于户籍人口城镇化水平的现象将长期存在,设立户籍人口城镇化发展目标既无必要,亦难以实现。

第二,对于流转土地经营权的外出务工农户,政府应采取鼓励措施,推动其承包权向具有一定经营规模的农业企业(或农民专业合作社)流转,为土地适度规模经营和效率的提升创造条件。同时,由于承包地经营权转让大多采取固定租金租约方式,农业经营风险落在经营者身上,政府对农业的补贴应与经营挂钩。

第三,针对外出务工农户主观上不愿意转包导致耕地撂荒,政府应制定更明确的惩治和管理规定,提高耕地撂荒成本,从根源上杜绝撂荒行为;针对耕地细碎、偏远、耕作条件差,外出务工农户无法自行转包即无农户接包导致的耕地撂荒,地方政府应扶持性协调。一方面出资改善耕种条件,另一方面鼓励以耕地经营权入股组成新型农业经营主体,推动细碎土地整合和规模化经营,提高土地经营效率,实现耕地经营的收支平衡,解决撂荒耕地的复耕问题。

^① 根据六部委《关于开展土地经营权入股发展农业产业化经营试点的指导意见》(2018年12月19日),要妥善处理农户退出问题,探索通过限定最短入股期限、调换地块等方式,稳定公司、农民专业合作社对土地经营的预期;公司、农民专业合作社破产清算后,农户可以按照有关法律法规或公司、农民专业合作社章程规定回购土地经营权。本文受篇幅和主题限制,不对农户退出问题进行具体讨论。

参考文献

- 蔡昉,2009:《中国经济转型30年》,社会科学文献出版社。
- 蔡昉,2010:《户籍制度改革与城乡社会福利制度统筹》,《经济学动态》第12期。
- 陈诚、杨巧,2021:《城市视角下农民工居留和落户意愿分异特征及影响因素研究》,《华中科技大学学报:社会科学版》第5期。
- 陈虹、秦立建、胡波,2019:《城乡二元社会保障对农民工进城落户的影响》,《统计与信息论坛》第10期。
- 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。
- 盖庆恩、李承政、张无垠、史清华,2023:《从小农户经营到规模经营:土地流转与农业生产效率》,《经济研究》第5期。
- 国务院发展研究中心课题组,2011:《农民工市民化进程的总态势与战略取向》,《改革》第5期。
- 蒋芮、肖璐、贾敬远,2018:《家庭视角下农民工城市落户意愿、行为及其转化——基于住房状况的调节作用》,《西北人口》第4期。
- 李广泳、姜广辉、张永红、刘小龙、陈淑娟,2021:《我国耕地撂荒机理及盘活对策研究》,《中国国土资源经济》第2期。
- 李海荣、杨晓楠,2021:《医疗保险对农民工落户意愿的双重影响:“推拉效应”和“替代效应”——基于2017年全国流动人口动态监测数据的实证检验》,《重庆理工大学学报(社会科学)》第5期。
- 李实、吴彬彬,2020:《中国外出农民工经济状况研究》,《社会科学战线》第5期。
- 林毅夫,2008:《经济发展与转型》,北京大学出版社。
- 刘涛、陈思创、曹广忠,2019:《流动人口的居留和落户意愿及其影响因素》,《中国人口科学》第3期。
- 刘同山、陈晓莹、周静,2022:《中国的农地流转:政策目标、面临挑战与改革思考》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 马翠萍、邵亮亮,2019:《农村集体经济组织成员资格认定的理论与实践——以全国首批29个农村集体资产股份权能改革试点为例》,《中国农村观察》第3期。
- 钱龙、罗必良,2022:《土地财产性收益对农民工城市融入的影响》,《改革》第9期。
- 秦立建、童莹、王震,2017:《农地收益、社会保障与农民工市民化意愿》,《农村经济》第1期。
- 宋丽敏、张铭志,2022:《东北地区人口流动、居留及落户意愿的影响因素分析》,《人口与发展》第1期。
- 苏红键,2020:《中国流动人口城市落户意愿及其影响因素研究》,《中国人口科学》第6期。
- 孙婧芳,2017:《城市劳动力市场中户籍歧视的变化:农民工的就业与工资》,《经济研究》第8期。
- 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。
- 佟大建、金玉婷、宋亮,2022:《农民工市民化:测度、现状与提升路径——基本公共服务均等化视角》,《经济学家》第4期。
- 王桂新、胡健,2015:《城市农民工社会保障与市民化意愿》,《人口学刊》第6期。
- 王海光,2003:《当代中国户籍制度形成与沿革的宏观分析》,《中共党史研究》第4期。
- 王海光,2011:《移植与积变:中国当代户籍制度的形成路径及其苏联因素的影响》,《党史研究与教学》第6期。
- 王军鹏、谭诗文,2022:《居何地:落户门槛与流动人口落户意愿》,《南方人口》第4期。
- 王亚辉、李秀彬、辛良杰,2020:《近30年来耕地养老保障功能的时空演变及政策启示》,《地理研究》第4期。
- 吴春香,2016:《农村集体经济组织成员资格界定及相关救济途径研究》,《法学杂志》第6期。
- 吴敬琏,2010:《当代中国经济发展改革教程》,上海远东出版社。
- 张佰林、杨庆媛、严燕、薛梅、苏康传、臧波,2022:《农业社会服务对耕地撂荒的影响研究——基于中国家庭大数据库的经验证据》,《中国土地科学》第9期。
- 张吉鹏、黄金、王军辉、黄勳,2020:《城市落户门槛与劳动力回流》,《经济研究》第7期。
- 张车伟、赵文、李冰冰,2022:《农民工现象及其经济学逻辑》,《经济研究》第3期。
- 赵军洁、张晓旭,2021:《中国户籍制度改革:历程回顾、改革估价和趋势判断》,《宏观经济研究》第9期。
- 赵晔琴,2015:《论农民工纳入城市住房保障体系之困境——基于准公共产品限域的讨论》,《吉林大学社会科学学报》第6期。
- 周宁、石奇、陆雨卉,2020:《农村土地财产价值能提高农民工城镇落户意愿吗?——基于江苏省13个地级市农民工的实证分析》,《南京财经大学学报》第6期。
- 邹一南,2021:《购房、城市福利与农民工落户意愿》,《人口与经济》第3期。
- Long, J. S., and Freese, J., 2014, *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*(Third Edition), Stata Press.
- Petrin, A., and Train, K., 2010, “A Control Function Approach to Endogeneity in Consumer Choice Models”, *Journal of Marketing Research*, 47(1), 3—13.
- Wooldridge, J. M., 2015, “Control Function Methods in Applied Econometrics”, *Journal of Human Resources*, 50(2), 420—445.

Migrant Workers' Household Registration Decision and Agricultural Land Use Efficiency under Asymmetric Household Registration Reform

WANG Qiong^a, WU Zenan^b, HU Tao^b, ZHANG Xinyue^b and YE Jingyi^b

(a: Institute of Economics, CASS; b: School of Economics, Peking University)

Summary: Changes in China's economic structure have caused a significant decrease in the labor force and cultivated land resources in the agricultural sector. Enhancing the efficiency of cultivated land management is essential to ensure the security of food and major agricultural product supply. Agricultural household registration is the basis for obtaining farmland contract rights. China is advancing the reform of the household registration system (hereinafter referred to as the reform), aiming to facilitate the migration of rural labor to the non-agricultural sectors and increase the urbanization rate. If the reform encourages the migration of rural labor to cities while still allowing them to keep their agricultural household registration, it will worsen the problem of "separation of individuals and farmland"—people with an agricultural household registration contract the land but do not manage it—and impede the land use efficiency.

The reform is asymmetric in the sense that basic public services are gradually decoupled from household registration in urban areas, while land rights are linked to agricultural household registration in rural areas. In the context of the increasing marketization of rural land and the rise in land property value, further advancement of the reform leads to a steady improvement of equalization of urban public services, which in turn reduces the attractiveness of urban household registration and increases the incentives of migrant workers to retain their agricultural household registration.

This paper develops a simple model to analyze the impact of the reform on migrant workers' household registration and land transfer decisions. We show that the degree of equalization of urban public services and the expected land property value are critical factors in determining whether migrant workers keep their agricultural household registration. An empirical analysis based on the 2017 China Migrants Dynamic Survey confirms the model prediction. We use (i) whether migrant workers have difficulty in enrolling their children in schools in the city where they actually work, (ii) whether they obtain indemnificatory housing, and (iii) the threshold for urban settlement as proxy variables for the degree of equalization of public services. We use the number of land acquisitions in districts and counties as a proxy variable for the expected land property value and employ the multinomial logit model and the control function approach to address the endogeneity problem. Our results suggest that further advancement of the reform will inevitably reduce the efficiency of agricultural land use.

We also discuss government policies that may improve agricultural land use efficiency. First, for migrant farmers who have transferred their land management rights, the government could take incentive measures to promote the transfer of their contracting rights to more efficient agricultural enterprises (or specialized farmers' cooperatives). Given that the transfer of contracted land management rights is mostly in the form of leases with fixed rents, government subsidies for agriculture should be linked to operations. Second, for migrant farmers who are unwilling to subcontract and thus abandon their cultivated land, the government should formulate punishment regulations. For example, the village collective will take back the contracting rights of the cultivated land if it has been abandoned for a certain length of time (e.g., two consecutive years). Third, the support and coordination from the local governments are essential for migrant farmers who abandon their fragmented, remote, and/or agriculturally disadvantaged cultivated land and thus are unable to subcontract it themselves. For example, the government could invest in improving farming conditions and establish an agricultural management entity through equity participation to promote the integration and large-scale management of fragmented land.

Keywords: Asymmetric Household Registration Reform; Expected Land Property Value; Separation of Individuals and Household Registration; Separation of Individuals and Farmland; Agricultural Land Use Efficiency

JEL Classification: Q12, R52, J61

(责任编辑:松 木)(校对:路 牧)