

农地城市流转对农户收入和生活质量的促进效应研究*

刘淑琳 马 双

【摘 要】研究农地城市流转如何影响农户的收入与生活质量,是实现帕累托改进、推进以人为核心的新型城镇化的关键。基于中国家庭金融调查数据,文章以农地城市流转为准自然实验,考察其给农户收入和生活质量带来的变化。研究发现,农地城市流转有助于提高受影响农户收入,这一结果经过一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明,农地城市流转通过增加城市工业用地面积和改善基础设施吸引更多企业入驻,增加受影响农户的非农就业机会,进而提高其收入水平。异质性分析表明,正规就业、技能培训和社会医疗保障能够增强农地城市流转的收入提升效应。研究同时显示,由于农地城市流转打破土地保障功能,受影响农户对未来的不确定性存在担忧,因而收入增长并未伴随消费增加和幸福感提升。文章的发现为深化土地制度改革和实现广大人民群众共享发展成果提供了重要的政策启示。

【关键词】农地城市流转 农户收入 生活质量

【作 者】刘淑琳 广州大学经济与统计学院,副教授;马 双(通讯作者) 广州大学经济与统计学院,教授。

一、引 言

党的二十大报告强调,要推进以人为核心的新型城镇化。中国政府将人民群众的根本福祉作为立足点和出发点,注重提升人民群众的获得感和幸福感。推进新型城镇化,从产业、住房到基础设施、公共服务设施,都离不开土地要素的支撑保障。把农用地转为城镇建设用地可以满足城镇化建设的用地需求,但也意味着部分农户的土地将被征收。那么,在现行制度下,农地城市流转(下文简称“征地”)会对这些农户的收入乃至生活质量产生怎样的影响?这一问题的答案关乎城镇化建设能否实现以人为核心的目标,对

* 本文为国家社会科学基金重点项目“增强脱贫群众内生发展动力的理论机制、制度设计及实现路径研究”(编号:23AJY011)的阶段性成果。

于稳步提高城镇化质量和水平、释放新型城镇化蕴藏的内需潜力具有重要意义。

土地制度在土地收益和社会保障两大方面影响农户的切身利益。在土地征用偏向城市利益的情形下,征地成本被压低,容易导致受影响农民的收益下降(周其仁,2004)。对于处于转型发展阶段的国家而言,通常社会保障体系还不够发达,土地作为农民利益最重要的载体,不仅是农民维持生计和获取收入的基本依托,还承担了社会保障功能(Rao, 2018)。因而,征地容易打破农户既有土地的保障功能。为了保障被征地农户权益,中国政府数次修订《中华人民共和国土地管理法》,出台了为被征地农民提供就业培训、建立社会保障体系的配套政策。探究这些改革举措出台之后征地实践对农户的影响,有助于深化征地制度改革,在满足新型城镇化建设用地需求的同时,保障和提高被征地农户的福利,实现帕累托改进。

一直以来,经济学界关注被征地农户的生计。受经济社会发展阶段的影响,早期研究多认为土地被征收就意味着失业(崔宝玉、谢煜,2015)。随着工业化与城镇化进程加快,非农就业机会显著增加,征地给农户收入造成的影响已不同于以往(史清华等,2011),征地能够使被征地农户从原来的农业劳动转移向非农产业(汪险生等,2019)。因而,近期的研究大都发现,征地有利于提高被征地农户的收入。汪险生和郭忠兴(2017)基于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies)2014年的数据,发现征地使农户纯收入增加约13 167.29元;Wang等(2019)对中国家庭收入调查项目(Chinese Household Income Project)2013年数据的分析表明,被征地农户收入平均增加5 357.55元;李霄等(2019)基于中国家庭金融调查数据库(China Household Finance Survey)2013和2015年数据发现,被征地农户的总收入增加约58 424.34元。不过,这些研究主要考察征地后一两年内农户的收入情况,且关于征地对农户收入影响程度的研究发现仍存在较大差异。再者,虽然学者普遍认为征地后农户收入增加与非农就业转移有关,但这种非农就业与征地之间是否存在直接关联,既有文献并没有考察,因而难以客观全面地评价地方政府征地行为的经济社会效应。

除研究农户生计之外,诸多学者还从不同维度关注了征地对被征地农户生活质量的影响。楼培敏(2005)从消费的角度进行考察,发现被征地农民转向城镇生活方式会改变消费结构,提高消费水平。汪险生等(2019)则指出,征地虽然提高了被征地农户的消费,但提高的是生存性消费,对农户生活水准产生的积极影响有限。在主观幸福感方面,汪险生等(2019)发现,征地对农户幸福感有微弱的正向影响;张晨燕和胡伟艳(2012)却发现,部分被征地农民主观幸福感显著降低。高进云等(2007)在阿马蒂亚·森(Amartya Sen)的“可行能力”框架下构建福利综合度量指标,对武汉市城乡交错区进行研究,发现征地使农户总体福利水平略有下降。不难看出,这些研究对征地如何影响农户生活质量还没有达成一致意见;基于个别区域调查数据的分析是否适用于其他区域也有待检验。虽然有少数研究采用了全国范围的截面数据,但由于无法捕捉农户征地前后的变

化及其生活质量的事前差异,未能有效识别征地效应。

本文利用中国家庭金融调查数据库 2013~2019 年的追踪调查数据,以征地为准自然实验,采用双重差分法考察征地对农户收入和生活质量的影响。本文的边际贡献体现在以下 3 个方面。首先,本文在征地制度不断完善的背景下,采用双重差分法,减少可能由遗漏变量导致的内生性问题,系统识别了征地对农户被征地后 2~6 年内收入和生活质量的影响,相较于现有文献考察期限更长。其次,本文完整验证了征地通过增加城市工业用地面积和改善基础设施吸引企业入驻、增加农户非农就业,从而提高被征地农户收入的作用机制。最后,利用征地对农户消费、幸福感和保险的影响分析,本文指出被征地农户增收未能提高生活质量的关键原因在于,社会保障还没有替代土地实现农户生存保障的功能。本文研究发现能够为完善与农民发展权相匹配的征地制度、让广大人民群众共享发展成果提供决策依据。

二、理论分析

(一) 征地对被征地农户收入的影响

征地对被征地农户收入的影响首先表现为能够提供更多非农就业机会。中国地方政府形成了发展型政府的治理模式,主导地方经济发展(张军等,2007),而招商引资可以带来资本、技术等稀缺生产要素,被地方政府视为发展经济的重要途径(Anderson 等,2019)。凭借法律赋予的集体土地征管制权和土地出让垄断权,地方政府纷纷采取“以地引资”的策略,征收土地后,一方面以低价出让工业用地,减少企业生产成本,吸引企业进驻(杨其静等,2014);另一方面利用高价出让商业用地获得的资金,以开展城市基础设施建设,改善辖区投资环境,吸引企业流入(葛扬、岑树田,2017)。企业进驻和地方政府为吸引企业而开展基础设施建设,都为当地提供了更多非农就业岗位。如果再考虑招商引资后配套企业的进入,以及企业进入后人口集聚衍生的产业发展机会,征地可以带来更多的非农就业机会。

征地也有助于提高被征地农户参与非农劳动的意愿。土地向来是农民经济保障的重要来源,失去土地的农民普遍会对未来的生活感到担忧(郁晓晖、张海波,2006)。这种不安全感会促使农户加大劳动参与和增加工作时长,以保障当前和未来的生活水平。已有的经验研究也发现,征地后农户更倾向于增加非农工作时间(汪险生等,2019)。

征地的配套政策也可能为被征地农户提供实现非农就业的资源,提升农户非农就业能力。被征地农民受文化素质和知识技能的约束,普遍存在非农就业劣势(陶然、徐志刚,2005)。为了解决征地过程产生的各种问题,自 2004 年修订《中华人民共和国土地管理法》以来,政府频繁出台各种征地就业安置政策。陈建伟和王轶(2017)的研究表明,政府就业安置政策能够大幅度提升被征地农民非农产业就业概率。谢勇(2010)也发现,为被征地农民提供职业培训可以提高其外出打工的概率。此外,新近出台的征地政策明确了

要提高征地补偿标准,更高的补偿款能缓解被征地农户的金融约束,使其可以迁移到就业机会更多的城镇地区务工(柴国俊、王军辉,2017),提高非农就业概率。

综上所述,征地有助于地方政府利用土地招商引资,提供更多非农就业机会,加上被征地农户更强的非农劳动参与意愿和征地政策提供的非农就业支持,征地能够促进被征地农户非农就业。非农部门的工资水平通常高于农业就业的收入(Cook,1999),因而有利于提高被征地农户的收入。由此,本文提出研究假设 1:征地提高被征地农户收入水平。

(二) 征地对被征地农户生活质量的影响

征地对农户生活质量的影响可能包括以下两个方面。一方面,征地能够增加被征地农户的收入,有利于提高其生活质量。经济收入是影响农户生活质量的关键因素,不但决定了农户可获得的商品和服务数量,而且影响其在面临紧急情况时的主观安全感受(高进云等,2007)。从这一点来看,征地有助于提高生活质量。另一方面,征地有可能降低被征地农户的安全感,增加其生活成本,导致生活质量下降。土地对于农民具有多重功效,不仅可以提供就业和收入来源,还能作为家庭财产为其提供生存保障(Rao,2018)。现阶段,中国农村仍存在社会保障体系不健全、保险市场不完备等问题,导致土地对农民具有较多的非生产性价值。农民宁可牺牲更好的发展机会,也要保有土地的经营权以享有最基本的生活保障(钱忠好,2004)。征地可能使农民失去或部分失去应对未知风险的最后一道屏障。虽然地方政府可以采取就业安置措施帮助农民实现非农就业,但是受其自身知识和技能水平的限制,农民主要从事的还是依靠体力劳动的非农生产和服务,且大多为非正规就业,稳定性较低(陈尔彪,2012)。失去土地的最终保障后,被征地农民的终身收入流不稳定,心理安全感下降。再者,农民失去土地后,原本可以自给自足的生活必需品必须通过市场购买获得(刘利,2014)。为了实现非农就业,部分农民往往还需要迁移到其他地方,种种转变导致被征地农民生活成本上升(袁方、蔡银莺,2012)。考虑到征地对被征地农户生活质量同时存在正负影响,可能相互抵消,本文提出研究假设 2:征地不能提高被征地农户生活质量。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据来自中国家庭金融调查(China Household Finance Survey,后文简称 CHFS)数据库。该数据库由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心建立,涵盖中国微观家庭资产、负债、收入、消费、社会保障等内容。该中心自 2011 年起每两年进行一次全国性入户调查,调查采用分层、三阶段与规模度量成比例的抽样设计方案,覆盖全国 29 个省份,样本具有代表性。在记录家庭金融行为变化上,CHFS 有两方面的优势。一是 CHFS 调查持续追踪访问部分家庭,保持样本的连续性。以 2017 年为例,该年访问的 40 011 户家庭中有 26 824 户是 2015 年的访问对象。二是不同年份的调查内容具有可比性。以本

文使用的关键变量为例,家庭总收入和家庭总消费由项目组汇总计算后统一提供,各年份的家庭总收入均包括工资性收入、农业经营收入、工商业经营收入、转移性收入和投资性收入,家庭总消费均包括食品支出、衣着支出、居住支出、生活用品及服务支出、教育娱乐支出、交通通信支出、医疗保健支出和其他支出,同时,该调查对居民是否幸福的提问与选项设计在几轮调查中均保持一致。

考虑到该数据库从2013年开始扩张调查样本,本文采用2013~2019年的数据,同时对样本进行如下处理。首先,保留2013年在农村,且2017~2019年至少追踪一次的家庭^①。然后,根据2015年的调查数据,将回答2014或者2015年经历土地征收的家庭,以及2015年回答2013年土地被征收且2013年调查时回答“过去两年土地没有被征收”的家庭,界定为被征地农户;将2015年回答自2000年至今土地没有被征收过的家庭界定为未被征地农户。本研究剔除了不属于这两个类别的样本家庭。需要说明的是,本文还剔除了2015年的数据,原因有二:第一,本文界定的被征地农户是在2013和2015年的调查中间经历土地征收的,这意味着这些农户2015年调查时所提供的收入中很可能包含了一次性的征地补偿款,不加以剔除将高估征地的收入效应;第二,被征地农户转向非农就业的过程并非一蹴而就,考察在土地被征收数年后、农户的生活模式基本固定下来时的征地收入效应更加合理。此外,本文删除关键变量缺失的样本,对主要连续变量进行了1%的缩尾处理,以避免异常值的影响。最终得到2013~2019年共计16 085个观测记录,其中被征地农户173家,分布在除上海、新疆、西藏、宁夏和海南外的省份;未被征地农户6 205家,分布在除上海、新疆和西藏外的省份。为保证样本具有代表性,使研究结论具有外部有效性,本文以该全样本作为回归分析的主样本。同时,为避免两类农户的样本量差距造成的估计偏误,本文后续分析采用样本期间农户所在区县发生过征地的样本进行稳健性检验。

(二) 变量介绍

1. 被解释变量

本文被解释变量是农户收入,包括工资性收入、农业经营收入、工商业经营收入、转移性收入和投资性收入,单位为万元。由于生产经营性项目或者金融市场投资可能出现亏损,CHFS数据库中部分农户收入为负数。为避免对收入取自然对数导致样本损失,本文采用收入的原始数值,并使用2000年为基期的居民消费价格指数对农户收入进行了平减处理。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为农户是否经历征地。这一变量是反映农户是否属于被征地农

① 由于农户土地被征收后存在迁移到城镇的可能性,本文只要求样本家庭在调查初期位于农村。

户的组别虚拟变量与征地时间虚拟变量的交互项。当农户属于被征地农户时,组别虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。当年份为征地后的 2017 或 2019 年时,征地时间虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。

3. 控制变量

考虑到家庭收入往往受家庭成员构成、户主特征的影响,本文选取家庭成员人数、劳动力比例、男性比例、高中以上学历比例、6 岁及以下孩童比例、65 岁及以上老人比例、户主年龄、户主是否为男性、户主是否具有高中以上学历作为控制变量。其中,劳动力根据法定工作年龄界定,即 16~60 岁的男性、16~55 岁的女性;比例变量为占家庭成员人数的比例。

表 1 以 2013 年样本为例,报告了主要变量的描述性统计结果。农户收入的最大值和最小值分别为 21.417 和 -0.684,表明分析样本中农户收入水平差距较大。该年被征地农户的样本量为 173,占总样本量的 2.71%。样本中,家庭成员人数、劳动力比例等特征均存在明显差异,表明样本覆盖的农户类型较为丰富,本文的研究结论具有一般性。

表 1 样本构成的描述性统计:以 2013 年为例(N=6378)

变 量	均值(标准差)	最小值	最大值
农户收入(万元)	2.285(2.566)	-0.684	21.417
家庭成员人数	4.056(1.804)	1	10
劳动力比例	0.577(0.325)	0	1
男性比例	0.529(0.171)	0	1
高中以上学历比例	0.141(0.213)	0	1
6 岁及以下孩童比例	0.054(0.102)	0	0.4
65 岁及以上老人比例	0.165(0.290)	0	1
户主年龄	53.999(12.123)	29	83
户主是否男性	0.891	0	1
户主是否具有高中以上学历	0.117	0	1

(三) 模型设定

本文采用双重差分法考察征地对被征地农户收入的影响,以减少遗漏其他影响因素导致的内生性问题,更好地识别征地与农户收入之间的因果关系。根据《中华人民共和国土地管理法》的规定,征地决策由县级以上政府在其土地利用年度计划自行决定,无须征得被征土地所有者与承包经营者的同意^①,因此,本文将征地视为对被征地农户的外生冲击事件,将被征地农户作为处理组,未被征地农户作为对照组,采用如下模型识别征地对被征地农户收入的影响:

$$rev_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 treat_{ij} \times post_t + X_{ijt} \Gamma + \gamma_j + \delta_j \times \eta_t + \varepsilon_{ijt} \tag{1}$$

其中,被解释变量 rev_{ijt} 为位于 j 省的农户 i 在年份 t 的家庭收入。 $treat_{ij}$ 是指示是否属于被征地农户的组别变量, $post_t$ 为指示征地时间的虚拟变量。本文通过考察农户组别

① 尽管 2019 年新修订的《中华人民共和国土地管理法》要求尽可能保障被征地农民的知情权与参与权,但在没有获得全体拟征收土地的所有权人、使用权人同意的情况下,县级以上地方人民政府还是能够申请征收土地,并有可能获得通过。

虚拟变量与征地时间虚拟变量交互项的系数 β_1 来识别征地的收入效应。 X_{ijt} 为反映农户家庭特征和户主特征的控制变量。 γ_{ij} 为农户固定效应,用以控制农户不随时间变化的特征对家庭收入产生的潜在影响。 $\delta_j \times \eta_t$ 是农户所在省份固定效应与年份固定效应的交互项,用以控制不同省份面对共同时间冲击的异质性反应以及随时间变化的土地政策、产业政策等因素可能对农户家庭收入产生的影响。 ε_{ijt} 为随机扰动项。本文使用聚类到农户的稳健标准误。

对于征地的生活质量效应,本文构建如下模型予以考察:

$$lifeq_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 treat_{ijt} \times post_t + X_{ijt} \Gamma + \gamma_{ij} + \delta_j \times \eta_t + \varepsilon_{ijt} \tag{2}$$

其中,被解释变量 $lifeq_{ijt}$ 为位于 j 省的农户 i 在年份 t 的生活质量,分别由家庭消费支出和幸福度量。其余变量与式(1)相同。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了征地影响农户收入的回归结果。模型 1 加入家庭特征变量、农户固定效应,模型 2 继续加入反映家庭户主特征的控制变量,模型 3 进一步控制农户所在省份固定效应与年份固定效应的交互项。结果显示,即便控制变量不同,各模型中征地的回归系数均显著为正,说明征地显著提高了被征地农户的收入,初步印证了研究假设 1。本文以模型 3 的结果为基准回归结果,可以看到,征地的回归系数为 0.455,在 5%的水平上显著,表明征地使被征地农户的收入平均提高约 0.455 万元,相当于征地使被征

表 2 基准回归结果(N=16085)

变 量	模型 1	模型 2	模型 3
征地	1.115*** (0.226)	1.099*** (0.227)	0.455** (0.228)
家庭成员人数	0.417*** (0.020)	0.425*** (0.020)	0.462*** (0.020)
劳动力比例	0.920*** (0.118)	1.009*** (0.121)	1.319*** (0.119)
男性比例	1.328*** (0.185)	1.342*** (0.192)	1.258*** (0.194)
高中以上学历比例	1.867*** (0.211)	1.893*** (0.226)	1.490*** (0.224)
6 岁及以下孩童比例	-0.784** (0.321)	-0.709** (0.322)	-0.463 (0.315)
65 岁及以上老人比例	0.293*** (0.099)	0.181* (0.101)	-0.239** (0.104)
户主年龄		0.014*** (0.004)	0.002 (0.004)
户主是否男性		-0.060 (0.093)	-0.054 (0.089)
户主是否具有高中以上学历		-0.058 (0.168)	-0.041 (0.164)
农户固定效应	是	是	是
省份 × 年份固定效应	否	否	是
R ²	0.627	0.628	0.646

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的水平上显著。括号内为聚类到农户层面的稳健标准误。N 表示观测数。如无特别说明,下表同。

地农户收入相比于 2013 年的样本均值增长约 19.91%, 低于同样采用 CHFS 数据的李霄等 (2019) 测算得到的收入增幅 (183%)。可能原因在于, 李霄等 (2019) 以 2013 和 2015 年为观测样本, 会由于 2015 年被征地

农户家庭收入中包含征地补偿款而高估征地的收入效应。本文的发现与 Wang 等(2019)较为接近,该研究认为征地使被征地农户家庭收入增加了 9.6%,约为 0.536 万元。

控制变量的估计结果显示,家庭成员人数、劳动力比例、男性比例、高中以上学历比例对农户收入具有显著的正向影响,与韩菡和钟甫宁(2011)、李霄等(2019)的研究发现一致。这些因素有利于提高农户劳动供给和在劳动力市场的竞争力,从而提高农户收入。家庭户内 65 岁及以上老人比例对农户收入的影响显著为负,这类群体提高了农户受到大病冲击的概率,不利于农户收入提高(高梦滔、姚洋,2005)。户内 6 岁及以下孩童比例、户主年龄、户主是否男性、户主是否具有高中以上学历对农户收入的影响不显著,前者可能是因为在农村小孩通常交给老人照顾,不会影响其父母外出打工,继而不影响农户收入;后者可能是因为模型已经控制家庭成员性别、学历等结构特征,户主个人特征的边际影响有限。

(二) 平行趋势检验

处理组和对照组满足平行趋势假设是应用双重差分法的重要前提,本文首先需要验证征地前被征地农户与未被征地农户收入不存在明显差异。为此,本文加入 2011 年的数据,设置 2011 年虚拟变量,将其与农户组别虚拟变量的交互项引进基准回归模型。同时,用农户组别虚拟变量与 2017 年虚拟变量、2019 年虚拟变量的交互项替换基准回归模型中的 $treat_{ij} \times post_t$ 。表 3 模型 4 的结果显示,以 2013 年为基期,2011 年交互项的回归系数不显著,这意味着征地前被征地农户和未被征地农户的家庭收入不存在显著差异,满足平行趋势的要求。征地后,2017 年交互项的回归系数显著为正,表明征地提高了被征地农户在该年的收入;2019 年交互项的回归系数不显著,反映了征地的增收效应只是在一定时间内存在。这个发现与陈建伟和王轶(2017)的研究结论吻合,该研究对政府就业安置政策的

表 3 平行趋势检验、排除反向因果关系与考虑选择性偏误影响的回归结果

变 量	收入 模型 4	是否为被征地农户 模型 5	收入 模型 6
农户组别虚拟变量 × 2011 年	0.213(0.308)		
农户组别虚拟变量 × 2017 年	0.684 ^{**} (0.286)		
农户组别虚拟变量 × 2019 年	-0.148(0.311)		
农户 2013 年非农收入		-0.016(0.023)	
征地			0.454 ^{**} (0.228)
是否经济特区城市 × 时间线性趋势			-0.078(0.107)
是否沿海开放城市 × 时间线性趋势			0.026(0.038)
是否副省级城市 × 时间线性趋势			0.053(0.082)
是否计划单列市 × 时间线性趋势			-0.001(0.056)
N	17860	6074	16085
R ²	0.604	0.054	0.646

注:以上模型均加入了家庭特征变量和户主特征变量,为节省篇幅没有报告相关变量结果。模型 4 和模型 6 加入了农户固定效应、省份一年份固定效应。模型 5 使用 Logit 连接函数,考虑了省份固定效应,汇报的是伪 R²。

考察结果表明,虽然政府就业安置政策大幅度提升了被征地农民的就业概率,但由于被征地农民从事的主要是农林牧渔、餐饮娱乐业、物业管理与保洁等工作,这些类型的工作具有低稳定性、低保障等特点,因而就业安置政策的效果在长期会减弱。以上发现说明征地制度改革需要充分重视被征地农民的长远生计。

(三) 排除反向因果关系的竞争性解释

双重差分法的优势在于能够减少遗漏变量导致的内生性问题,但是,对于内生性问题产生的另一个重要源头——反向因果关系,双重差分法依然无法解决。例如,本文的研究发现可能被解读为非农收入高的农户对土地的依赖度较低,不会将之视为生存的最后保障,征收这类农户的土地遇到的阻力较小,因此他们的土地被征收的概率较高。为了排除这种竞争性解释,本文采取的策略是考察农户 2013 年的非农收入水平是否使其 2015 年成为被征地对象。表 3 模型 5 以农户是否为被征地农户作为被解释变量,核心解释变量是农户在 2013 年的非农收入,同时控制了农户 2013 年的家庭与户主特征变量及省份固定效应。由于被解释变量为虚拟变量,模型 5 采用 Logit 连接函数。从回归结果来看,非农收入的回归系数不显著,说明 2013 年的非农收入水平不会影响农户被征地的概率,上述竞争性解释不成立。

(四) 考虑选择性偏误的影响

虽然征地决策对被征地农户而言属于外生冲击,但政府征地决策可能受到当地经济禀赋条件的影响,造成选择性偏误。本文借鉴宋弘等(2019)的做法,在基准回归模型中加入农户所在城市原有政治经济特征与时间线性趋势的交互项来避免非随机征地对回归结果的影响。城市原有政治经济特征包括该城市是否为经济特区城市、是否为沿海开放城市、是否为副省级城市以及是否为计划单列市。表 3 模型 6 的结果显示,加入城市原有政治经济特征与时间线性趋势的交互项后,征地的回归系数与基准回归结果相近,且在 5%的水平上显著。由此可见,即使考虑选择性偏误,本文的发现也是稳健的。

(五) 考虑其他促农增收政策的影响

样本考察期内,中国实施了一系列提高农民收入的政策措施。为了避免这些政策对研究结论的干扰,本文将相关政策变量加入模型进行检验。首先,模型 7 加入了国家级贫困县政策。自 1986 年以来,中国确定扶贫重点县,将大量的扶贫资源投入国家级贫困县,以促进贫困地区经济持续增长和产业结构优化,带动农民增收。考虑到国家级贫困县名单根据贫困县准入标准动态调整,本文在农户所属区县被列入国家级贫困县名单时将该政策变量赋值为 1,否则为 0。其次,模型 8 加入了电子商务进农村综合示范县政策。该政策于 2014 年推出,旨在通过推动农村地区电子商务发展来帮助农民增收。本文将该政策变量定义为,农户所属区县开始试点电子商务进农村的当年和以后各年取值为 1,否则为 0。最后,模型 9 加入了农村集体产权制度改革。这项改革为农村集体经济组

织创新实现形式和运营机制提供了制度基础,有利于在壮大农村集体经济的同时提高农村居民收入水平。如果农户所属区县当年是农村集体产权制度改革试点,本文将该政策变量赋值为 1,否则赋值为 0。从表 4 模型 7 至模型 9 的回归结果可以发现,加入这些政策后,征地的估计系数变化不大,主要结论依然成立。

（六）考虑两类农户样本量的影响

本文的分析样本中,被征地农户观测数为 422,未被征地农户观测数为 15 663,为避免两类农户观测数的较大差距造成估计偏误,本文采取两种方法检验研究发现的稳健性。首先,本文仅保留农户所在区县在样本期间发生过征地的样本,这种处理使得未被征地农户的观测数减少为 6 793。表 4 模型 10 的回归结果显示,在减少未被征地农户观测数的情况下,征地的回归系数与基准结果相近,且在 10%的水平上显著。然后,本文采用 PSM-DID 方法,以基准回归模型的控制变量作为协变量,根据 2013 年的信息进行 1:2 卡尺内最近邻匹配,并将卡尺设定为 0.01。模型 11 中未被征地农户的观测数进一步降到 1 910,此时,征地的系数依然显著。此外,本文还进行了更换核心变量、对收入取自然对数、变换样本等稳健性检验与安慰剂检验,并采用农户所在城市上一期实际人均 GDP 和一般公共预算支出占 GDP 比重作为征地的工具变量进行回归分析。结果均表明,相较于未被征地农户,征地提高了被征地农户的收入水平^①。

表 4 考虑其他促农增收政策影响的回归结果

变 量	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11
征地	0.455 ^{**} (0.228)	0.458 ^{**} (0.228)	0.453 ^{**} (0.228)	0.413 [*] (0.232)	0.662 ^{**} (0.262)
国家级贫困县政策	-0.022(0.100)				
电子商务进农村综合示范县政策		0.088(0.093)			
农村集体产权制度改革			0.070(0.148)		
N	16085	16085	16085	7215	2330
R ²	0.646	0.646	0.646	0.658	0.661

注:以上回归结果均加入了家庭特征变量、户主特征变量、农户固定效应、省份一年份固定效应。

五、进一步分析

（一）征地增收效应的机制分析

本文在理论分析中指出,地方政府可以利用征得的土地,或低价出让工业用地以招商引资,或高价出让商业用地以筹资改善地方基础设施、招商引资,这些都能够为被征地农户提供了劳动边际收益更高的非农就业机会,从而提高被征地农户收入水平。由于本文核心解释变量征地是家庭层面的变量,而工业用地、地方基础设施、招商引资为

① 限于篇幅,本文未报告这些检验的结果,读者可联系作者索取。

城市层面的机制变量,因而本文采用考察征地与机制变量交互项回归系数的方式识别征地对农户收入的作用机制。交互项的系数显著为正,则意味着征地可以通过机制变量提升农户收入。

本文首先考察征地是否通过增加工业用地面积或者基础设施用地面积提高被征地农户收入。表 5 模型 12 在基准回归模型中加入农户所在城市工业用地面积对数及其与征地变量的交互项;模型 13 则采用城市公园绿地面积反映农户所在城市基础设施情况,将城市公园绿地面积增长率及其与征地变量的交互项加入基准回归模型。可以看到,模型 12 和模型 13 的交互项回归系数均显著为正,表明征地可以通过增加工业用地面积和优化城市基础设施提高被征地农户的收入水平^①。然后,本文考察征地能否通过吸引企业进入提高被征地农户收入。模型 14 纳入了农户所在城市规模以上工业企业数的增长率及其与征地的交互项。从回归结果来看,规模以上工业企业数的增长率与征地的交互项回归系数显著为正,表明征地可以促进城市规模以上工业企业数量增长,继而提高被征地农户的收入^②。最后,本文考察征地是否通过增加农户的非农就业人数提高被征地农户收入。受访者个体如果参与劳动且工作性质不是务农,本文将其视为非农就业。劳动参与的定义参考马双等(2017)的做法,将 CHFS 对个体是否有工作的问题,回答有工作的个体、没有工作但在找工作的个体和从事季节性工作且受访时不在工作季节的个体界定为参与劳动。模型 15 加入农户非农就业人数及其与征地的交互项,从回归结果可以发现,交互项的回归系数显著为正,意味着征地能够通过增加非农就业提高被征地农户收入。以上分析表明,征地通过增加城市工业用地面积和改善基础设施吸引了更多企业入驻,增加了农户非农就业,从而提高被征地农户收入。

表 5 机制分析回归结果

变 量	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15
征地	-0.477(0.517)	0.029(0.275)	0.457*(0.256)	-0.097(0.300)
征地×城市工业用地面积对数	0.305*(0.163)			
征地×城市公园绿地面积增长率		6.088** (2.885)		
征地×城市规模以上工业企业数增长率			2.247*(1.304)	
征地×农户非农就业人数				0.623** (0.278)
N	13210	13210	13157	16085
R ²	0.650	0.651	0.651	0.694

注:模型 12 至模型 15 分别加入了城市工业用地面积对数、城市公园绿地面积增长率、城市规模以上工业企业数增长率、农户非农就业人数等变量,限于篇幅没有汇报主效应的估计结果。

① 城市工业用地面积和城市公园绿地面积的数据来自历年《城市建设统计年鉴》。
② 城市规模以上工业企业数的数据来自历年《中国城市统计年鉴》。本文还考察了城市创业规模的影响,发现征地也可以通过促进城市创业来提高被征地农户收入。

(二) 征地增收效应的异质性分析

1. 正规就业异质性

正规就业人员相较于非正规就业人员的工资水平平均更高(邢春冰、邱康权,2024),但被征地农民受自身知识和劳动技能约束,在非农产业找到工作存在困难,更难实现对知识技能要求高的正规就业。不过,自 2004 年修订《中华人民共和国土地管理法》以来,各部门出台的征地配套政策将就业安置作为保障被征地农民生活水平的重要举措,明确要求将因征地而导致无地的农民纳入城镇就业体系。本文根据 CHFS 对个体工作性质的询问,将回答签订正规劳动合同的个体视为正规就业,计算得到农户正规就业人数,并将该变量及其与征地的交互项纳入基准回归模型,以考察正规就业是否有助于提高征地的增收效应。表 6 模型 16 的回归结果显示,农户正规就业人数与征地交互项的回归系数显著为正,说明土地被征后,拥有更多正规就业劳动力的被征地农户收入水平提高幅度更大。

2. 技能培训异质性

以往关于征地的负面评价,主要来自征地给被征地农民生计造成的潜在不利影响。导致这种不利影响的关键原因在于,失去土地的农民受教育程度普遍不高,缺乏向非农工作转移的职业技能,实现非农就业存在明显困难(陶然、徐志刚,2005)。技能培训通过提供有针对性的实用技能教育,不仅能够帮助被征地农民实现非农就业,还有利于农民从事技术岗位甚至管理工作,提高劳动边际收益。本文加入技能培训及其与征地的交互项,考察技能培训是否可以提升征地的增收效应^①。模型 17 的回归结果表明,技能培训与征地的交互项回归系数显著为正,印证了技能培训能够加大征地的增收效应。

3. 社会医疗

保障异质性
社会医疗保障能够提高人们对卫生服务的利用,有利于促进参保个人的健康,同时可

表 6 异质性分析回归结果(N=16085)

变 量	模型 16	模型 17	模型 18
征地	0.422*(0.228)	0.222(0.286)	0.358(0.241)
征地×农户正规就业人数	0.508*(0.297)		
征地×城市人均技能培训人数		86.679*(47.905)	
征地×农户社会医疗保险实际支出			1.972*(1.143)
R ²	0.682	0.646	0.646

注:模型 16 至模型 18 还分别加入了农户正规就业人数、城市人均技能培训人数、社会医疗保险实际支出,限于篇幅没有汇报主效应的估计结果。

① 技能培训的度量指标是农户所在城市人均技能培训人数,采用以下公式计算得到:农户所在城市人均技能培训人数=(农户所在省份就业训练中心的培训人数+民办职业培训机构的培训人数)/农户所在省份从业人员数。各省就业训练中心和民办职业培训机构的培训人数来自历年《中国劳动统计年鉴》,从业人员数来自历年《中国城市统计年鉴》。

增强人们抵御灾难性医疗支出风险冲击的能力,从而对收入产生积极的影响(潘杰等,2013)。对于被征地农户而言,从熟悉的农业劳动转向不熟悉的非农工作,而且可能需要面临新的工作环境,对新工作和新环境存在的各种风险可能存在担忧;拥有社会医疗保障能在一定程度上提高其抵御风险的能力,使其愿意寻求非农就业机会。健康状况改善也有利于其承受更高强度的非农工作。因此,社会医疗保障应该能够强化征地给被征地农户带来的增收效应。为验证这一推测,本文在基准回归模型中加入农户社会医疗保险实际支出及其与征地的交互项。模型 18 的结果表明,农户社会医疗保险支出越高,征地对被征地农户收入的提升作用越大。

(三) 征地对农户生活质量的影响

在明晰征地的增收效应后,本文进一步检验研究假设 2,考察失去土地保障后的增收能否消除被征地带来的不安全感,提高农户生活质量。表 7 考察征地对农户消费支出和幸福感的影

响,从客观和主观两个角度分析征地的生活质量效应。模型 19 以农户实际总消费为被解释变量,回归结果显示,征地的回归系数不显著,表明征地不足以提高被征地农户的消费。模型 20 和模型 21 分别使用仅保留农户所在区县在样本期内发生过征地的样本和卡尺内最近邻匹配样本进行了稳健性检验,可以看到征地的估计系数依然不显著。背后的原因可能在于,被征地的农民即便实现非农就业并增加收入,这种收入的增加主要依靠体力劳动从事简单的非农生产和服务,且大多为非正规就业,稳定性较低(陈尔彪,2012)。失去土地的最终保障后终身收入流不稳定,不足以使其转变为与城镇居民一样的消费者,有后顾之忧的农民更可能选择把控制消费、增加储蓄作为个人的保障方式(蔡昉,2013)。

模型 22 至模型 24 考察了征地对被征地农户幸福感的影响。对于幸福感,本文采用两种方式度量,一种是反映农户是否幸福的变量,根据被访者对幸福感的回答,将非常幸福和幸福赋值为 1,否则为 0;另一种是反映被访者幸福度的指标,将回答非常不幸福、不幸福、一般、幸福和非常幸福的分别赋值为 1、2、3、4 和 5。模型 22 以农民是否幸福作为被解释变量,采用面板数据 Logit 模型进行估计。可以看到,征地的回归系数不显著。由于使用 Logit 模型估计面板数据时,如果部分样本的因变量跨期保持不变,不贡献有效信息,这些样本会被剔除,模型 23 改用线性概率模型,同样没有发现征地对农户幸福感的显著影响。模型 24 将被解释变量替换为农户幸福度,并采用 Ordered Logit 模型,依然没有发现征地影响农户幸福感的证据。

以上分析表明,虽然征地促使被征地农户转向非农就业得以实现增收,但由于失去土地的长久保障,被征地农户的消费水平和幸福感并没有随着收入增加而有所改善。如何提高被征地农户的安全感,让农户增收的同时增加消费,切实提高被征地农户的生活质量,应是未来制度改革的一个重要方向。

表 7 生活质量效应回归结果

	农户实际总消费 模型 19	农户实际总消费 模型 20	农户实际总消费 模型 21	是否幸福:Logit 模型 模型 22	是否幸福 模型 23	幸福度 模型 24
征地	0.278 (0.198)	0.187 (0.200)	0.352 (0.228)	-0.120 (0.447)	-0.001 (0.050)	-0.026 (0.290)
N	16085	7215	2330	8111	16085	16073
R ²	0.577	0.587	0.625	0.155	0.537	0.330

注:模型 22 和模型 24 使用 Logit 和 Ordered Logit 估计,汇报的是伪 R²,括号内是稳健标准误。

(四) 被征地农户生活质量未随收入提高的原因分析:社会保障的视角

在发展中国家,由于农村社会保障体系的不健全,土地在事实上承担农村居民的社会保障功能。要提高农户被征地后的生活质量,除了提供补偿金、帮助就业外,更需要为被征地农户提供养老与医疗保障,以消除其后顾之忧。早在 2006 年,国务院办公厅转发劳动保障部《关于做好被征地农民就业培训和社会保障工作指导意见的通知》就明确提出要将被征地农民纳入农村社会保障体系。那么,在近年的实践中,征地是否提高被征地农民获得社会保障的机会?

表 8 模型 25 和模型 26 以农民个体作为研究对象,考察征地如何影响其获得社会保障的机会。模型 25 的被解释变量是体现农民是否参与基本养老保险的虚拟变量,征地的回归系数不显著,意味着征地并没有提高农民参加基本养老保险的概率^①。模型 26 以农民是否参加基本医疗保险的虚拟变量作为被解释变量,同样没有发现征地提高农民参加基本医疗保险概率的证据。本文还以农户为单位,考察征地对农户基本养老保险参保比重和基本医疗保险参保比重的影响,结果如模型 27 和模型 28 所示。可以看到,征地没有增加被征地农户家庭成员的参保比重。

如果单纯进行前后时期对比分析,被征地农户被征地前基本养老保险的参保比例为 43.44%,被征地后为 66.80%,而未被征地农户对应时期的参保比例分别为 42.29%和 65.19%;基本医疗保险方面,被征地农户在征地前参保比例为 50.79%,被征地后为 90.72%,未被征地农户对应时期的参保比例分别为 52.29%和 91.94%。被征地农户和未被征地农户的参保比例都呈现明显的上升趋势,这可能是得益于农村社会保障体系的完善,越来越多的农户成为受益者,但这种改进不是由征地带来的。这与中国人民大学 2016 年对 17 省份农村土地调查发现基本相符,78.7%的村民在最近一次征地中获得的补偿以一次性现金补偿为主,征地制度缺乏对被征地农民补偿的长效机制(叶剑平等, 2018)。

① 此处汇报线性概率模型的结果,Logit 模型的结论与线性概率模型一致。

如果说农户参保水平提高并非征地补偿的结果,那征地是否会提高保障额度予以补偿呢?模型 29 和模型 30 分别以农户基本养老保险和基本医疗保险实际支出作为被解释变量,征地的回归系数均不显著。为了考察农户在失去土地的保障后是否会主动寻找替代保障方案,模型 31 对农户商业保险实际支出情况进行了回归分析,发现征地没有显著增加农户商业保险实际支出。一方面,农民可能对保险认识不足,没有形成利用保险工具分散风险的意识;另一方面,在整体收入水平仍然较低的情况下,农民有限的收入主要用于衣食住行等基本生活需要和子女就学、疾病等更为迫切的支出需要,保险购买能力不足(张伟等,2013)。

保险作为有效降低风险损失的手段,有利于保障农户收入稳定、提高农户被征地后的生活质量。但是,本文的研究发现,征地并没有提高农户的参保水平与保障额度,一定程度上有助于解释农户被征地后增收却没有伴随着生活质量提升,也表明提高被征地农户的社会保障水平可以成为未来完善征地政策的施力重点。

表 8 社会保障效应回归结果

变 量	模型 25 是否参加基本 养老保险	模型 26 是否参加基本 医疗保险	模型 27 基本养老保险 参保比重	模型 28 基本医疗保险 参保比重	模型 29 基本养老保险 实际支出	模型 30 基本医疗保险 实际支出	模型 31 商业保险 实际支出
征地	-0.025 (0.032)	0.022 (0.021)	-0.010 (0.024)	0.006 (0.023)	0.017 (0.016)	0.009 (0.008)	-0.000 (0.015)
N	40115	45630	16085	16085	16085	16085	16085
R ²	0.401	0.347	0.689	0.651	0.462	0.413	0.547

六、结论与政策启示

为了解决被征地农民面临的各种问题,中国政府频繁出台和修订征地保障法律法规和政策。基于经济学理论和方法分析现阶段的征地实践如何影响被征地农户的生存状态,是合理推进征地制度改革、保障农民权益的重要前提。本文以征地为准自然实验,采用双重差分法考察征地的增收效应,研究发现征地提高了被征地农户的收入水平。排除反向因果关系、其他促农增收政策等的影响后,结论仍然成立。机制分析表明,征地的增收效应通过增加城市工业用地面积和改善基础设施,吸引更多企业入驻,促进农户实现非农就业。异质性分析表明,正规就业、技能培训和社会医疗保障有利于强化征地的增收效应。然而,对农户生活质量的分析表明,虽然征地使被征地农户收入增加,但由于社会保障不足,农户的消费和幸福感没有显著提升。

基于上述研究发现,本文提出如下 4 个方面的政策建议。

第一,应提高所征用土地的开发利用效率,为被征地农民提供更多非农就业机会。

将所征用的土地出让给企业或是用来建设基础设施、改善当地投资环境,有助于吸引企业入驻,实现促进当地产业发展、提供就业岗位的目标。然而,在土地征用之后,有时存在着征而不用的现象,导致建设用地浪费。要让被征地农民切实从征地中受益,地方政府需要加强对所征用土地的跟踪管理,大力推进用地项目的落实,通过土地的集约利用,发挥土地资源的招商引资作用,为包括被征地农民在内的辖区居民创造更多非农就业机会。

第二,应积极帮助被征地农民实现非农就业,促进增收。例如,调查监测被征地农民的就业失业状况、求职意向、薪资待遇要求、技能掌握情况等信息;根据农民特点,引荐适合的工作岗位;开展各类专项招聘活动,衔接招聘企业和求职人员,通过提供小额贷款、税收减免等方式,鼓励企业吸纳被征地农民就业,为被征地农民创造更多就业机会;引导有条件的农户合理利用征地补偿金自主创业,积极拓宽就业渠道。

第三,应强化被征地农民技能培训,助力其实现正规就业。被征地农民因职业技能水平不高而难以实现高质量就业,提升职业素养是其增强市场竞争力、获得正规就业机会与提高收入水平的关键出路。地方政府应根据被征地农民的年龄、就业能力等实际情况,结合市场需求有针对性地制定培训计划,适时组织不同内容的培训课程,鼓励被征地农民参与,提升其获得稳定、高薪资工作的概率。同时,在辖区内开展签订劳动合同等法律法规宣传活动,增强用人单位合法用工意识,加强劳动监督,维护被征地农民的合法权益。

第四,应提高被征地农民的社会保障水平,探索建立动态补偿机制,使农户在提高收入的同时能够安心消费,提升生活质量。虽然各种征地文件要求地方政府建立被征地农民的社会保障体系,但实践中受财政支付能力制约,社会保障的覆盖比例和保障水平不尽如人意。地方政府可以利用部分农地转移用途后的增值收益设立被征地农民社会保障基金,通过强化基金运营管理,为构建包括养老保险、医疗保险等在内的多层次高水平社会保障体系提供资金支持。特别是针对重大疾病等可能致贫的高风险源,地方政府可探索把团体大病保险等商业保险作为重要补充。在尊重被征地农民意愿的前提下,地方政府还可以为其争取将全部或部分征地补偿金入股用地单位,让持续分红收入成为被征地农民的生活保障。

参考文献:

1. 蔡昉(2013):《以农民工市民化推进城镇化》,《经济研究》,第3期。
2. 柴国俊、王军辉(2017):《征地、金融约束与劳动力流动》,《人口研究》,第2期。
3. 陈尔彪(2012):《被征地农民安置问题探讨——基于广东省的调查》,《中国行政管理》,第6期。
4. 陈建伟、王轶(2017):《就业安置政策增加失地农民稳定工作机会了吗——基于特大型城市的数据》,《财贸研究》,第1期。

5. 崔宝玉、谢煜(2015):《失地农户养老保障对劳动供给的影响——农村土地的社会保障功能》,《中国人口·资源与环境》,第12期。
6. 高进云等(2007):《农地城市流转前后农户福利变化的模糊评价——基于森的可行能力理论》,《管理世界》,第6期。
7. 高梦滔、姚洋(2005):《健康风险冲击对农户收入的影响》,《经济研究》,第12期。
8. 葛扬、岑树田(2017):《中国基础设施超常规发展的土地支持研究》,《经济研究》,第2期。
9. 韩菡、钟甫宁(2011):《劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响》,《中国农村经济》,第4期。
10. 李霄等(2019):《征地对农户收入的影响及其空间分异性研究——基于CHFS数据的倍差法分析》,《中国土地科学》,第10期。
11. 刘利(2014):《农地征用与农民生活质量的波及因素》,《改革》,第11期。
12. 楼培敏(2005):《中国城市化过程中被征地农民生活状况实证研究——以上海浦东、浙江温州和四川广元为例》,《中国农村经济》,第12期。
13. 马双等(2017):《最低工资与已婚女性劳动参与》,《经济研究》,第6期。
14. 潘杰等(2013):《医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析》,《经济研究》,第4期。
15. 钱忠好(2004):《土地征用:均衡与非均衡——对现行中国土地征用制度的经济分析》,《管理世界》,第12期。
16. 史清华等(2011):《征地一定降低农民收入吗:上海7村调查——兼论现行征地制度的缺陷与改革》,《管理世界》,第3期。
17. 宋弘等(2019):《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》,《管理世界》,第6期。
18. 陶然、徐志刚(2005):《城市化、农地制度与迁移人口社会保障——一个转轨中发展的大国视角与政策选择》,《经济研究》,第12期。
19. 汪险生等(2019):《土地征收对农户就业及福利的影响——基于CHIP数据的实证分析》,《公共管理学报》,第1期。
20. 汪险生、郭忠兴(2017):《被征地农民的收入下降了吗——来自CFPS数据的证据》,《农业技术经济》,第6期。
21. 谢勇(2010):《土地征用、就业冲击与就业分化——基于江苏省南京市失地农民的实证研究》,《中国人口科学》,第2期。
22. 邢春冰、邱康权(2024):《非正规就业与工资差距——来自劳动密集型企业员工调查的证据》,《经济研究》,第3期。
23. 杨其静等(2014):《工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007~2011年中国地级市面板数据的经验研究》,《管理世界》,第11期。
24. 叶剑平等(2018):《2016年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》,《管理世界》,第3期。
25. 郁晓晖、张海波(2006):《失地农民的社会认同与社会建构》,《中国农村观察》,第1期。
26. 袁方、蔡银莺(2012):《城市近郊被征地农民的福利变化及个体差异——以江夏区五里界镇为实证》,

- 《公共管理学报》,第2期。
27. 张晨燕、胡伟艳(2012):《失地农民的主观幸福感变化与影响因素调查——以杭州市郊区为例》,《调研世界》,第8期。
 28. 张军等(2007):《中国为什么拥有了良好的基础设施?》,《经济研究》,第3期。
 29. 张伟等(2013):《风险演变、收入调整与不同地理区域农业保险的差异化需求》,《保险研究》,第10期。
 30. 周其仁(2004):《农地产权与征地制度——中国城市化面临的重大选择》,《经济学(季刊)》,第4期。
 31. Anderson J.E., Larch M., Yotov Y.(2019), Trade and Investment in the Global Economy: A Multi-Country Dynamic Analysis. *European Economic Review*. 120:103311.
 32. Cook S.(1999), Surplus Labour and Productivity in Chinese Agriculture: Evidence from Household Survey Data. *Journal of Development Studies*. 35(3):16-44.
 33. Rao J.(2018), Fundamental Functionings of Landowners: Understanding the Relationship between Land Ownership and Wellbeing through the Lens of “Capability”. *Land Use Policy*. 72(3):74-84.
 34. Wang D., Qian W., Guo X.(2019), Gains and Losses: Does Farmland Acquisition Harm Farmers’ Welfare?. *Land Use Policy*. 86(7):78-90.

The Impact of Land Acquisition on the Income and Life Quality of Rural Households

Liu Shulin Ma Shuang

Abstract: Studying how land acquisition affects the income and life quality of rural households is key to achieving Pareto improvement and successfully promoting people-centered new-type urbanization. Based on data from the China Household Finance Survey, this paper uses land acquisition as a quasi-natural experiment to examine how it changes the income and life quality of rural households whose land has been expropriated. It finds that land acquisition increases the income of the rural households concerned, and this result still holds after a series of robustness tests. The mechanism analyses show that land acquisition increases the income of rural households by attracting more enterprises through increasing the industrial land and improving infrastructure, and by increasing the off-farm employment of these rural households. The heterogeneity analyses suggest that formal employment, skills training and social health insurance can enhance the income-raising effects of land acquisition. The study also shows that because land acquisition undermines the insurance function of land, rural households whose land has been expropriated are more concerned about future insecurity and their income growth is not accompanied by increased consumption and well-being. These findings provide important policy insights for deepening the reform of the land acquisition system to ensure that the general public shares in the fruits of development.

Keywords: Land Acquisition; Rural Household Income; Quality of Life

(责任编辑:许 多)