

# 新型基础设施建设对农户种植结构的影响分析\*

孙诗瑶<sup>1</sup> 石智雷<sup>2,3</sup>

**摘要：**本文将“宽带中国”试点政策实施作为准自然实验，采用中国劳动力动态调查数据构建交叠 DID 模型，考察新型基础设施建设对农户种植结构的影响。结果表明：新型基础设施建设显著提高试点地区农户经济作物种植占比，提高幅度约 3.6 个百分点。本文采用工具变量法、异质性稳健统计量、剔除特殊样本和排除其他政策干扰等方法验证了实证结果的稳健性。异质性分析表明新型基础设施建设对种植结构调整的促进作用对于家庭成员受教育程度较低、家中没有老人的农户以及东部地区的农户更为显著。进一步的机制分析发现，新型基础设施建设主要通过降低信息不对称、增强农户社会资本和缓解融资约束三个渠道影响农户种植结构。上述研究结果表明，新型基础设施建设为农户带来与市场对接的契机，应持续推进农村地区新型基础设施建设，加快新型基础设施与农业生产经营的融合，引导农户合理配置家庭生产要素，让信息化红利惠及更多农户。

**关键词：**新型基础设施建设 种植结构 交叠 DID “宽带中国”

**中图分类号：**F326.1 **文献标识码：**A

## 一、引言

以信息化为基本特征的新一轮科技革命蓬勃发展，给全球生产方式和生活方式带来了全面冲击。新型基础设施是推进信息技术发展、助力科技革命的必要物质基础，各国政府积极投资新型基础设施来适应和引领新一轮科技革命，以实现经济持续包容性增长。2015 年，《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》提出，要“组织实施国家新一代信息基础设施建设工程”<sup>①</sup>。2020 年 3 月，中

\*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“流动人口二代成年后面临的问题研究”（编号：22&ZD196）的支持。感谢中南财经政法大学杨云彦教授和朱明宝副教授的建设性意见，以及匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：石智雷。

<sup>①</sup>参见《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》，[https://www.gov.cn/zhengce/content/2015-07/04/content\\_10002.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2015-07/04/content_10002.htm)。

共中央政治局常务委员会会议强调，要“加快5G网络、数据中心等新型基础设施建设进度”<sup>①</sup>。在新型基础设施建设过程中，信息网络建设处于先导地位，城乡地区互联网普及率从2010年的50%和18.6%增长到2023年的83.3%和66.5%，城乡差距在不断缩小<sup>②</sup>。

农业生产是农村地区主要的生产活动，也是最传统的人类生产活动之一。长期以来，中国的农业生产以小农户为生产主体（叶敬忠等，2018）。在“大国小农”的基本国情下，如何实现小农户对接大市场，是当前政策制定者和学术界关注的重要话题，也是理性农户追求家庭利益最大化的必然要求。2019年2月，中共中央办公厅、国务院办公厅发布《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》，提出“加快农业大数据、物联网、移动互联网、人工智能等技术向小农户覆盖，提升小农户手机、互联网等应用技能，让小农户搭上信息化快车”<sup>③</sup>。中国当前推进的新型基础设施建设，大幅度提升农村地区信息技术普及率，打破信息传输的时空界限，为传统封闭的农村地区带来连接现代化大市场的契机。然而，已有研究尚未形成对农户享受信息技术发展红利的统一认识。有学者认为，互联网技术的发展会形成城乡之间新的机会不平等（邱泽奇等，2016），数字经济在提升农户收入的同时加剧了农村内部的收入差距（刘晓倩和韩青，2018），低收入、低技能的农村居民可能成为信息社会的边缘化人群（李怡和柯杰升，2021）；也有学者证实新型基础设施建设能够消弭“数字鸿沟”，减小城乡收入差距（陈阳等，2022），为农户带来新的发展机遇。在新一轮科技革命浪潮下，中国的小农户一方面延续着几千年的小农生产方式，另一方面见证并参与经济社会的数字化进程。那么，新型基础设施建设是否能够有效助力农户对接大市场？新型基础设施建设对不同类型农户的种植结构分别有怎样的影响？对这些问题的回答，不仅能够丰富新型基础设施建设领域的理论研究，也可以为促进小农户连接大市场、合理配置家庭生产要素提供有效的政策路径。

随着新一轮科技革命的兴起，信息技术逐渐深入农业生产和农民生活，学术界开始关注移动通信工具（Aker and Mbiti, 2010; Nakasone et al., 2014）和互联网信息技术（刘晓倩和韩青，2018；罗千峰和赵奇锋，2022）的普及与使用对种植结构的影响。与本文相关的文献主要涉及三个方面。首先是新型基础设施建设影响宏观种植结构的研究。方观富和蔡莉（2022）利用2014—2018年县域经济数据结合数字普惠金融指数，证实数字经济发展提高了农作物播种面积和农业产出；毛凤霞和沈凯月（2023）基于2011—2020年省级面板数据，证实生产类数字设施与种植结构之间存在U型关系，生活类数字设施对此关系存在调节作用。其次是信息技术使用影响农户种植选择的研究。国外学者研究发现，移动电话的使用以及农业信息推广服务的获得会提高农户的生产多样性、生产效率和种植收入（Aker, 2011; Nakasone et al., 2014）。国内研究则偏重于研究互联网使用对农户种植结构的影响。

<sup>①</sup>参见《中央政治局常务委员会召开会议 研究当前新冠肺炎疫情防控 and 稳定经济社会运行重点工作 习近平主持会议》，[https://www.gov.cn/xinwen/2020-03/04/content\\_5486931.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2020-03/04/content_5486931.htm)。

<sup>②</sup>资料来源：第27~53次《中国互联网络发展状况统计报告》，<https://www.cnnic.net.cn/6/index.html>。

<sup>③</sup>参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见〉》，[https://www.gov.cn/zhengce/2019-02/21/content\\_5367487.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2019-02/21/content_5367487.htm)。

例如：罗千峰和赵奇锋（2022）利用 2020 年中国乡村振兴调查数据，发现使用互联网能够提高农户种植经济作物的占比；孙华臣等（2021）则认为种植结构的调整过程较为缓慢，使用互联网并未显著影响农户种植结构。最后是新型基础设施建设影响农户种植结构传导机制的研究。已有研究认为，普及移动电话和利用信息通信技术为农户提供农产品相关信息，能够降低农户获取信息的成本，通过改善农户信息弱势使农户及时感知市场价格变化，从而促使农户调整种植结构、捕捉获利机会（Aker, 2011; Nakasone et al., 2014）。部分研究证实了互联网技术能够帮助农户维护和扩展社会关系网络（何晓斌等，2021）、缓解信贷约束（张勋等，2019）。但仅有个别研究关注到使用互联网能够增强农户的社会资本和降低农户的融资成本，从而有助于农户调整种植结构（罗千峰和赵奇锋，2022）。

现有文献为探究新型基础设施建设影响农户种植结构提供了丰富的研究基础，然而尚有三个方面需要进一步思考。第一，研究视角有待拓展。已有研究多从单一宏观或微观视角出发，缺乏从新一轮科技革命的宏观视角出发，考察新型基础设施建设如何影响小农户对接大市场，进而影响微观层面农户种植结构。第二，实证策略和数据还需完善。已有关于农户种植结构的研究多使用截面数据，还需要考虑时间维度的农户种植结构变化。另外，已有研究选择农户互联网使用情况作为核心解释变量，而农户是否使用互联网可能与农户种植决策存在双向影响，从而引发模型内生性问题。第三，作用机制需要进一步验证。已有研究主要从市场信息获取视角考虑相关影响机制，而对于新型基础设施建设是否能够增强农户社会资本、缓解融资约束进而影响农户种植选择的研究仍不够充分。为此，本文采用“宽带中国”试点政策实施作为新型基础设施建设代理变量，并基于中国劳动力动态调查（China labor-force dynamic survey, CLDS）数据库构建 4 期混合截面数据，使用交叠双重差分（staggered DID）方法研究新型基础设施建设对农户种植结构的影响，并分析其作用机制。

本文研究特色主要有以下三个方面。第一，在研究视角方面，本文从宏观视角研究新型基础设施建设带来的农户种植结构变化，衔接社会经济宏观层面的信息技术变革与农户微观层面的生产行为响应。第二，在研究方法和数据方面，本文利用微观层面的混合截面数据，选用“宽带中国”试点政策实施冲击表征新型基础设施建设情况，构建交叠 DID 模型，有助于从时间维度考察农户种植结构的变化，并结合工具变量方法，有效控制模型的内生性问题。第三，在机制分析方面，本文从农户生产流程和决策需求出发，进一步验证新型基础设施建设通过降低信息不对称、增强农户社会资本、缓解融资约束三条路径影响农户种植结构。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）新型基础设施建设对农户种植结构的影响

种植结构是农户生产决策的结果呈现。在进行生产决策前，农户需要尽力收集充分的信息，如价格信息、农产品销售渠道和销量信息、资金和技术支持信息等，为决策提供依据。在传统自给自足的生产逻辑下，农户从事农业生产是为了满足基本生存需求，其种植决策呈现以粮食为主的单一化种植结构（邹宝玲等，2024），极少甚至不参与市场交换，也没有改变种植决策的动力。随着市场化不断深入，中国小农户已经摆脱了传统自给自足的生产状态（石智雷和杨云彦，2011），生产的农产品需

要通过市场交换来获取利益，理性农户的农业生产目标转变为实现利益最大化（舒尔茨，2013）。但是，分散经营模式仍然使农户面临较高的市场信息成本（Svensson and Yanagizawa, 2009），农户依据自身经验和亲友社交网络做出的种植决策存在信息滞后和信息失真的情况（曾亿武等，2019），阻碍了小农户与市场的充分对接。经济作物的生产和经营存在更高的信息门槛（陈义媛，2018），在较高信息获取成本的约束下，农户难以做出符合利益最大化的生产决策，也不能及时调整种植结构以反馈市场需求。近年来，中国的新型基础设施建设在农村地区普及了信息技术，极大地降低了农户的信息获取成本，也拓展了移动通信、互联网等新的信息渠道（Nakasone et al., 2014）。这些都为传统的农业生产注入信息这一新的生产要素。新生产要素会带来农户生产方式的变革（舒尔茨，2013）。农户依据更加充分的市场信息进行生产决策，在利益最大化目标的驱使下，调整过去以粮食为主的单一种植结构，增加收益更高的经济作物的种植比例。因此，本文提出如下研究假说。

H1：新型基础设施建设有助于提高农户经济作物种植占比。

## （二）新型基础设施建设影响农户种植结构的机制分析

新型基础设施建设降低信息获取成本，为农户对接市场提供了便利条件。具体而言，新型基础设施建设分别通过降低信息不对称、增强社会资本和缓解融资约束三个渠道，为农户生产和销售农产品提供决策支持，从而影响农户种植结构。

首先，新型基础设施建设通过改善农户与市场之间的信息不对称影响农户种植结构。农产品的生产与消费存在地理空间距离，农产品市场的信息传播往往受到空间距离的限制。农户缺乏必要的信息渠道，在面临较高的信息获取成本时往往成为信息弱势群体，难以获得充分的市场信息，从而制约了农户根据市场信息调整种植结构、获取更高收益的机会。新型基础设施建设能够降低农户获取信息的成本，也能够提升农户获取信息的能力（刘晓倩和韩青，2018），从而打破农户理性决策的信息约束。另外，各类社交平台和电子商务平台的兴起，使得农户能够打破地理障碍，降低对中间商的依赖，以更多元化的渠道获取市场信息、对接消费者（汪阳洁等，2022），从而降低农产品市场的交易成本，促使农户调整种植决策（Aker and Mbiti, 2010），将生产要素更多地分配到收益较高的经济作物种植上，从而改变农户种植结构。因此，本文提出如下研究假说。

H2：新型基础设施建设通过降低信息不对称提高农户经济作物种植占比。

其次，新型基础设施建设通过增强农户社会资本改变农户种植结构。粮食价格受到最低收购价政策的保护，而经济作物产品价格受市场影响较大，农户种植经济作物、调整种植结构会面临更高的经营风险，因此更需要技术支持和风险保障（罗千峰和赵奇锋，2022）。已有研究显示，基于亲缘和地缘关系构建的传统社会网络会为农户筹集资金和应对市场风险提供支持（杨云彦和赵锋，2009）。新型基础设施建设可以从两个维度拓展农户的社会网络，从而有助于缓解农户改善种植结构面临的资金和风险压力。一方面，新型基础设施建设为农户提供高效便利的社交方式，使得农户能够以较低的成本维护和扩大传统社会网络，获取种植经济作物的技术和资金支持。另一方面，新型基础设施建设带来的信息成本降低和信息传输效率提高，也催生了各种数字化社交工具和社交平台，使得农户能够构建基于兴趣、职业和价值观的新型社会网络（何晓斌等，2021），有助于低社会资本农户突破传统的

熟人社交，获得超越原有社会圈层的信息（孙继国和赵文燕，2023），从而得到种植经济作物的资金和技术支持，以对种植结构进行调整。因此，本文提出如下研究假说。

H3：新型基础设施建设通过增强农户社会资本提高经济作物种植占比。

最后，新型基础设施建设通过缓解融资约束影响农户种植结构。相比粮食作物而言，种植经济作物需要投入更多的成本。农户种植经济作物需要购买特定种苗，需要根据经济作物生长特性建设专用的温室大棚、灌溉设备等农业基础设施（张永峰等，2022；谭淑豪等，2023）。因此，农户种植经济作物有更高的融资需求。然而，传统金融机构和农户之间存在信息不对称，农户往往被排除在传统金融服务之外（何婧和李庆海，2019）。随着新型基础设施建设推进和各类支付平台和电商平台的兴起，金融机构可以利用移动支付、大数据等信息技术获取个人的生活缴费和日常消费记录，扩大个人征信信息来源（张勋等，2019），降低了融资服务的信息成本。传统金融部门提供小额融资存在规模不经济，而数字金融机构能够以非常低的边际成本为农户提供小额融资，降低了农户获得资金支持的门槛（何婧和李庆海，2019）。因此，本文提出如下研究假说。

H4：新型基础设施建设通过缓解融资约束提高农户经济作物种植占比。

### 三、模型构建、变量选取与数据来源

#### （一）模型构建

为精准识别新型基础设施建设影响农户种植结构的程度，本文采用“宽带中国”试点政策实施形成的外生冲击作为代理变量，利用 DID 方法来构建本文的研究模型。由于“宽带中国”不同批次试点政策实施的时间不一致，不适用传统的 DID 模型，因此本文借鉴田鸽和张勋（2022）的做法，构建带有双向固定效应的 Staggered DID 模型，表达式如下：

$$Y_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ic} \times T_{ct} + \alpha_2 Z_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

（1）式中： $i$ 代表农户， $c$ 表示农户所在城市<sup>①</sup>， $t$ 表示年份。 $Y_{ict}$ 表示农户种植结构，以农户经济作物种植面积占比来衡量。 $D_{ic} \times T_{ct}$ 为是否开始实施“宽带中国”试点政策的虚拟变量，也就是本文的核心解释变量。其中： $D_{ic}$ 表示农户 $i$ 所在城市 $c$ 是否为“宽带中国”政策的试点城市； $T_{ct}$ 为时期变量，如果城市 $c$ 在年份 $t$ 已经开始实施“宽带中国”试点政策，则 $T_{ct}=1$ ，否则 $T_{ct}=0$ 。“宽带中国”试点政策实施的系数 $\alpha_1$ 代表本文关注的新型基础设施建设对农户种植结构的影响效果，具体来说：当 $\alpha_1$ 显著大于0时，表明新型基础设施建设提高了农户经济作物种植占比；反之，当 $\alpha_1$ 显著且小于0时，说明新型基础设施建设降低了农户经济作物种植占比。 $Z_{ict}$ 表示家庭主事者层面、家庭层面、村庄层面和城市层面的一系列控制变量。 $\mu_c$ 和 $\lambda_t$ 分别表示城市和年份两个维度的固定效应， $\varepsilon_{ict}$ 为随机误差项， $\alpha_0$ 为模型常数项， $\alpha_2$ 为控制变量系数。

<sup>①</sup>为叙述方便，本文将直辖市、省会城市、其他地级市和其他地级行政单位（如自治州、盟、地区）统称为城市。

为检验在“宽带中国”试点政策实施前试点地区样本和非试点地区样本是否存在相同的变化趋势，本文采用事件分析法，设定如下模型进行平行趋势检验：

$$Y_{ict} = \alpha_0 + \sum_{k=-5}^3 \alpha_{1k} D_{ic} \times P_{ct}^k + \alpha_2 Z_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

(2) 式将 (1) 式中的  $T_{ct}$  用一组虚拟变量  $P_{ct}^k$  来取代，其中， $k$  表示当前年份  $t$  距离城市  $c$  “宽带中国”试点政策实施年份的差值，具体而言： $k=0$ ，表示“宽带中国”试点政策实施的当年； $k=-1$ ，表示政策实施前一年； $k=1$ ，表示政策实施后一年；以此类推， $k$  的取值为  $\{-5, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3\}$ <sup>①</sup>。如果当前年份  $t$  与城市  $c$  “宽带中国”试点政策实施年份的差值等于  $k$ ，则  $P_{ct}^k=1$ ，否则  $P_{ct}^k=0$ 。其他变量与 (1) 式的含义相同。

## (二) 数据来源与处理

本文数据来源主要有三个部分。第一，政策数据。“宽带中国”试点信息来自工业和信息化部、国家发展和改革委员会 2014—2016 年联合公布的第三批“宽带中国”示范城市名单。第二，农户微观层面数据。本文农户家庭层面数据与村庄层面数据来自中山大学社会科学调查中心在 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年开展的中国劳动力动态调查 (CLDS) 数据。该数据覆盖全国除港、澳、台、西藏、海南之外的 29 个省级行政区域，形成了具有一定时间跨度且覆盖面较广的数据库，满足本文数据对于时间维度和代表性的要求。另外，CLDS 提供了丰富的家庭和村庄数据，且能够通过城市行政代码与“宽带中国”试点政策信息、城市宏观经济数据相匹配，更好地将家庭、村庄、城市等多个层面影响农户种植结构的因素纳入考虑范围。第三，宏观经济数据。鉴于 CLDS 中与农业相关数据反映的是农户上一年的情况，并考虑宏观经济因素对农户种植决策影响的滞后性，本文对城市层面的社会经济变量采用其滞后 1 年值。城市层面的社会经济变量来自 2011 年、2013 年、2015 年、2017 年《中国城市统计年鉴》以及各省市统计年鉴，缺失的数据通过查阅各城市相应年份的《国民经济和社会发展统计公报》进行补充。农产品生产者价格指数同样采用滞后 1 年值，数据来自 2011 年、2013 年、2015 年、2017 年的《中国农村统计年鉴》。

本文以城市行政代码为标识，将 CLDS 中的家庭、村庄数据与相应城市的社会经济变量匹配。由于本文的研究对象是农户，因此，本文剔除社区类型为城市居委会的受访家庭，并删除存在变量缺失的样本，最终得到 2011 年、2013 年、2015 年、2017 年覆盖全国 27 个省份<sup>②</sup>144 个地级行政单位的混

<sup>①</sup>由于 CLDS 数据反映的是上一年的情况，所以，对于 2014 年开始实施“宽带中国”试点政策的城市，2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年 4 轮 CLDS 调查获取的是政策实施前 3 年 (2011 年)、政策实施前 1 年 (2013 年)、政策实施后 1 年 (2015 年) 和政策实施后 3 年 (2017 年) 的农户种植结构数据。因此，(2) 式中  $k$  的取值为  $\{-3, -1, 1, 3\}$ 。以此类推，对于 2015 年开始实施“宽带中国”试点政策的城市， $k$  的取值为  $\{-4, -2, 0, 2\}$ ；对于 2016 年开始实施“宽带中国”试点政策的城市， $k$  的取值为  $\{-5, -3, -1, 1\}$ 。综上所述， $k$  的取值为  $\{-5, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3\}$ 。

<sup>②</sup>在 CLDS 覆盖的 29 个省级行政单位中，上海市和青海省没有农村家庭样本，因此，在最终的样本中不含上海市和青海省的样本。

合截面数据，共计 15021 个有效样本。

### （三）变量选取及描述性统计

1.被解释变量：农户种植结构。已有研究主要采用三类指标测度微观层面农户或家庭农场等农业经营主体的种植结构。一是种植比例指标，采用农业经营主体经济作物或粮食作物种植面积占比来衡量其种植结构（张宗毅和杜志雄，2015；叶初升和马玉婷，2020；罗千峰和赵奇锋，2022）。二是播种行为，采用是否种植经济作物或是否种植粮食作物的二分变量表示农户种植类型选择（易小燕和陈印军，2010）。三是种植规模指标，采用经济作物或粮食作物种植面积的绝对数值表征农户种植结构（洪炜杰和罗必良，2019）。其中，种植比例指标应用相对广泛，且能够与宏观层面种植结构相互衔接。粮食受到最低收购价政策的保护，相比之下，经济作物受农产品市场波动的影响更大，经济作物种植占比更能够反映农户对接市场的情况。因此，本文选取经济作物种植占比<sup>①</sup>测度农户种植结构。具体而言，本文根据 CLDS 中的农户菜地和果园面积及承包农地总面积数据，并借鉴江光辉和胡浩（2021）的做法，从菜地和果园面积及承包农地总面积中剔除弃耕不种的土地面积，计算农户菜地和果园面积占农户实际经营土地总面积的比重，获得经济作物种植占比，以反映农户种植结构。

2.解释变量：“宽带中国”试点政策实施。本文借鉴 Wan et al.（2021）的做法，将“宽带中国”试点政策实施作为新型基础设施建设的代理变量。一方面，“宽带中国”试点政策属于国家战略，建设方案中包含了试点地区城市和乡村新型基础设施的建设标准，能够从宏观层面反映新型基础设施的建设情况；另一方面，“宽带中国”试点政策覆盖了广泛的城市与乡村地区，有清晰的试点政策实施地区与实施时间，有助于构建本文的实证模型。具体来说，如果样本农户处在“宽带中国”试点城市，且 CLDS 的农户种植情况所属年份是在政策实施时间点后，则将“宽带中国”试点政策实施赋值为 1，否则赋值为 0。结合 CLDS 问卷题项指向的时间与第三批“宽带中国”试点城市公布的时间<sup>②</sup>，2012 年和 2014 年的 CLDS 数据属于试点政策实施前的数据，2016 年 CLDS 数据是第一批和第二批试点政策实施后以及第三批试点政策实施前的数据，2018 年 CLDS 数据作为全部第三批试点政策实施后的数据。

3.控制变量选择。借鉴已有文献（罗千峰和赵奇锋，2022），本文在实证模型中加入家庭主事者、家庭、村庄以及城市层面的一系列控制变量。考虑到 CLDS 数据的特征，且“家庭主事者”是农户家庭生产经营的主要决策者，本文在模型中加入家庭主事者的年龄、性别、婚姻状况和受教育年限作为控制变量。家庭层面控制变量主要包含家庭规模、劳动力占比、收入水平、住房情况、农地经营面积、弃耕面积、是否获得农业补贴。其中，劳动力占比反映的是家庭劳动力资源的丰富程度，借鉴钟甫宁等（2016）的方法采用农户家庭劳动力占比来衡量。在村庄层面，本文控制本村经济水平和本村非农经济情况，并加入本村粮食生产情况控制农户所在村庄的种植传统。在城市层面，本文将城市经济发

<sup>①</sup>在所有经济作物中，蔬菜和水果占有较大的种植比例，且地域分布比较广泛。因此，参考叶初升和马玉婷（2020）的做法，本文选用蔬菜和水果种植情况来代表农户经济作物种植情况。本文未将林地面积作为经济作物种植面积纳入分析，一方面是为了排除退耕还林政策对农户种植行为的影响，另一方面是因为 CLDS 中的林地数据没有区分生态林和经济林。

<sup>②</sup>第三批“宽带中国”试点城市的公布时间分别为 2014 年 9 月、2015 年 10 月和 2016 年 7 月。

展程度、城市金融发展水平、城市非农产业发展水平作为宏观经济变量纳入模型。此外，农户种植结构选择与农产品价格有密切关系，因此本文将经济作物产品价格也作为模型的控制变量，采用省级层面的蔬菜和水果的生产者价格指数平均数来衡量。

本文主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量含义与描述性统计结果

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
农户种植结构	农户菜地和果园面积占家庭实际经营土地总面积的比重 (%)	7.834	20.621	0	100
“宽带中国”试点政策	是否开始实施“宽带中国”试点政策：是=1，否=0	0.098	0.297	0	1
年龄	调查实施年份减去家庭主事者出生年份 (岁)	53.093	12.234	3	106
性别	家庭主事者性别，男性=1，女性=0	0.849	0.358	0	1
婚姻状况	家庭主事者是否结婚：是 (包括初婚、再婚、同居)=1，否 (包括未婚、离异、丧偶)=0	0.906	0.292	0	1
受教育年限	家庭主事者受教育年限 (年)，研究生=19，本科=16，大专=15，高中=12，初中=9，小学=6，未受教育=0	6.702	3.635	0	16
家庭规模	家庭总人数 (人)	4.484	2.137	1	25
劳动力占比	家庭劳动年龄人口数/家庭总人数	0.769	0.235	0	1
收入水平	上一年家庭人均收入 (万元/人)	0.851	2.313	0	175.209
住房情况	家庭是否自有住房：是=1，否=0	0.923	0.267	0	1
农地经营面积	家庭人均实际经营的农地面积 (亩/人)	2.983	13.036	0	1100
弃耕面积	家庭弃耕农地总面积 (亩)	0.377	3.276	0	204
是否获得农业补贴	上一年家庭从事农业经营是否获得政府补贴：是=1，否=0	0.707	0.455	0	1
本村经济水平	本村上一年人均收入 (万元/人)	0.731	0.930	0	13.348
本村粮食生产情况	本村农业经济收入的主要来源是不是粮食生产：是=1，否=0	0.777	0.416	0	1
本村非农经济情况	本村有没有非农经济：有=1，没有=0	0.267	0.443	0	1
城市经济发展程度	本市人均地区生产总值 (万元/人)	3.545	2.087	0.602	12.893
城市金融发展水平	本市居民储蓄总额/总人口数 (万元/人)	2.623	2.220	0.450	24.300
城市非农产业发展水平	本市二三产业总产值/地区生产总值×100%	85.758	7.773	57.800	99.650
经济作物价格	蔬菜和水果生产者价格指数的平均值 (以 2010 年为基期)	114.676	12.499	100	151.279

注：①样本农户中，由于参与劳动的家庭成员年龄上限较高，本文参考韩玉萍 (2015) 的方法，将劳动力年龄的计算范围拓展为 16~70 岁；②家庭收入水平与本村经济水平按照以 2010 年为基期的省级农村居民消费价格指数平减，城市经济发展程度按照以 2010 年为基期的各省份 GDP 平减指数平减，以上三个变量在回归模型中采用对数值。

## 四、实证结果分析

### (一) 农户种植结构变化事实特征

图1(a)显示,在整个研究时期内,试点城市农户的经济作物种植占比上升了3.76个百分点,而非试点城市仅上升不足1个百分点。2011—2015年,试点城市和非试点城市农户种植经济作物的面积占比非常接近,而且均有所上升;2015—2017年,试点城市农户的经济作物种植占比延续了上升趋势,从9.53%上升至10.88%,而非试点城市农户的经济作物种植占比则有所降低,从9.51%降低到7.57%。

图1(b)显示,整个研究时期内,试点城市农户的粮食作物种植占比有所波动,总体下降了1.53个百分点,而非试点城市农户的粮食作物种植占比呈现上升趋势,总体上升了4.09个百分点。2011—2013年,试点城市和非试点城市农户的平均粮食作物种植占比均有所提高。到2015年,试点城市农户的粮食作物种植占比有较大幅度降低,与2013年相比降低超过4个百分点;而非试点城市农户的粮食作物种植占比虽然也有所下降,但仅降低1.85个百分点。到2017年,试点城市和非试点城市农户的粮食作物种植占比又再次提升,但非试点城市的这一占比提升幅度超过4个百分点。总的来看,试点城市农户的粮食作物种植占比在试点政策实施前高于非试点城市,在试点政策实施后低于非试点城市。

上述事实特征说明,试点城市农户种植经济作物的积极性有所提升,反映新型基础设施能够帮助农户对接市场,从而调整种植结构。

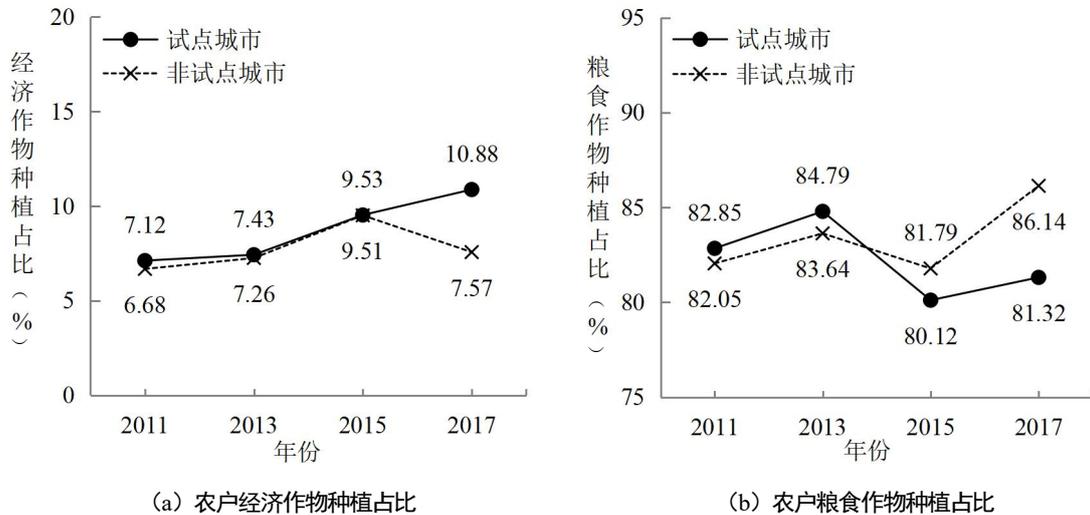


图1 样本农户种植结构变化

### (二) 基准回归分析

基准模型的回归结果如表2所示。表2(1)列结果表明,未加控制变量时“宽带中国”试点政策实施在10%水平上显著,且系数为正,说明“宽带中国”试点政策实施使农户经济作物种植占比平均提高约3.52个百分点。表2(2)~(5)列依次增加家庭主事者层面、家庭层面、村庄层面和城市层面的控制变量,核心解释变量的显著性逐步增强,且系数值维持在3.6左右。这表明,新型基础设施

建设提高了农户经济作物种植占比，从而验证了假说 H1。

此外，表 2 的回归结果显示：领取农业补贴对农户经济作物种植占比有较强的负向影响，这可能是由于一些农业补贴项目（如“粮食直补”）主要面向粮食生产行为，从而提高了农户粮食作物种植占比，而降低了农户经济作物种植占比；劳动力占比增加反而降低了农户经济作物种植占比，这可能是由于劳动力丰富的家庭有更多外出务工机会，投入农业生产的劳动力减少，农户更偏好种植对技能和劳动要求较低的粮食作物。在村庄层面，如果粮食生产是本村农业经济收入的主要来源，则农户倾向于延续种植粮食作物的传统，而较少种植经济作物。

表 2 基准回归分析结果

变量	被解释变量：农户种植结构				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
“宽带中国”试点政策实施	3.5205* (2.0755)	3.5215* (2.0703)	3.5946* (2.0662)	3.5967** (1.8137)	3.6067** (1.7228)
年龄		0.0163 (0.0222)	0.0167 (0.0216)	0.0176 (0.0195)	0.0180 (0.0196)
性别		-0.7617 (0.6913)	-0.6740 (0.6768)	-0.5841 (0.6478)	-0.5832 (0.6393)
婚姻状况		0.1381 (0.7329)	0.3487 (0.7790)	0.2058 (0.7276)	0.2024 (0.7262)
受教育年限		0.0830 (0.0609)	0.0628 (0.0600)	0.0580 (0.0573)	0.0613 (0.0573)
家庭规模			0.0969 (0.1140)	0.0730 (0.1115)	0.0754 (0.1122)
劳动力占比			-2.2836*** (0.8739)	-2.1136** (0.8355)	-2.0876** (0.8337)
收入水平			1.6454* (0.8660)	1.1301* (0.6792)	1.1067 (0.6753)
住房情况			-0.1897 (1.0529)	-0.0237 (1.0400)	-0.0544 (1.0358)
农地经营面积			0.0005 (0.0152)	0.0026 (0.0158)	0.0025 (0.0159)
弃耕面积			0.1185 (0.1698)	0.1175 (0.1642)	0.1175 (0.1644)
是否获得农业补贴			-2.2581*** (0.8481)	-2.2772*** (0.7922)	-2.2618*** (0.7975)
本村经济水平				11.2762*** (4.1232)	11.2291*** (4.1297)

表2 (续)

本村粮食生产情况				-5.5882*** (1.8357)	-5.6889*** (1.8697)
本村非农经济情况				0.6678 (1.0565)	0.7433 (1.0416)
城市经济发展程度					-10.5619 (9.2702)
城市金融发展水平					1.4045 (1.3358)
城市非农产业发展水平					0.2291 (0.2686)
经济作物价格					0.0616 (0.0646)
常数项	-0.0439 (0.7148)	-0.8685 (1.5884)	-1.3045 (1.8257)	-9.8049*** (3.6674)	-38.6013 (43.1990)
R <sup>2</sup>	0.1860	0.1863	0.1902	0.2152	0.2158
样本量	15021	15021	15021	15021	15021

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③年份固定效应和城市固定效应均已控制。

### (三) 内生性处理与稳健性检验

1.工具变量法。“宽带中国”试点的确定并非完全随机，会受城市自身发展水平和现有通信设施建设状况的影响，因而使用“宽带中国”试点政策实施作为新型基础设施建设的代理变量来研究其对农户种植结构的影响，无法完全避免这一过程中存在的内生性。本文参考黄群慧等（2019）、田鸽和张勋（2022）的方法，将 1984 年每百人固定电话数与“宽带中国”试点政策的交互项作为工具变量。一方面，传统通信设施状况会影响城市后续的宽带铺设和使用，从而影响“宽带中国”试点选择，满足工具变量对相关性的要求；另一方面，随着移动通信技术和互联网在农村地区的应用，约 40 年前的固定电话等传统通信设施与当下农户行为并不相关，满足工具变量对排他性的要求。表 3（1）列和（2）列报告了采用 2SLS 的回归结果，第一阶段工具变量的回归系数在 1%的水平上显著为正，表明工具变量确实对“宽带中国”试点城市选择存在显著的正向影响，满足工具变量的相关性要求。表 3（2）列中 2SLS 第二阶段估计结果显示，核心解释变量显著且系数为正<sup>①</sup>，说明在考虑了内生性之后，“宽带中国”试点政策实施对农户经济作物种植占比仍存在显著的正向影响。

2.异质性稳健检验。de Chaisemartin and D’Haultfoeuille（2020）在理论上指出，当处理效应存在异质性时，交叠 DID 模型的双向固定效应估计量存在偏误。为缓解这一问题对估计结果的影响，本文使

<sup>①</sup>回归结果通过了识别不足检验，并且不存在弱工具变量的问题。

用 Wooldridge (2021) 提出的验证方法, 以非试点城市的农户作为对照组, 采用异质性稳健估计量 JWDID 进行稳健性检验。表 3 (3) 列显示, “宽带中国” 试点政策实施仍然能显著提升农户经济作物种植占比。

表 3 工具变量检验与异质性稳健检验

变量	被解释变量: 农户种植结构		
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) JWDID
1984 年每百人固定电话数 × “宽带中国” 试点政策实施	0.7909*** (0.1051)		
“宽带中国” 试点政策实施		5.3991*** (1.9627)	3.4975* [0.092]
样本量	10656	10656	14807
Kleibergen-Paap rk LM		27.8600 [0.0000]	
Kleibergen-Paap Wald rk F		56.6700 {16.3800}	

注: ①\*\*\*和\*分别表示 1%和 10%的显著性水平; ②( ) 中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误, [ ] 内为 p 值, { } 内为 Stock-Yogo 弱识别检验在 10%水平上的临界值; ③1984 年城市每百人固定电话数据存在缺失, 因此, 工具变量的 2SLS 回归模型样本量与基准回归相比有所减少; ④异质性稳健检验采用从未进入试点城市的农户样本作为对照组, 因此进入 (3) 列回归的样本量有所减少; ⑤控制变量同表 2, 估计结果略, 年份固定效应和城市固定效应均已控制。

3. 剔除部分特殊样本。由于“宽带中国” 试点政策主要以城市为单位进行试点, 而城市行政等级、经济发展水平、基础设施建设等因素会影响“宽带中国” 试点的选择 (田鸽和张勋, 2022)。因此, 统一分析不同类别的城市可能导致结果存在偏误。基于此, 本文剔除位于直辖市与省会城市的农户样本。另外, 根据张宗毅和杜志雄 (2015) 的验证, 当土地经营规模扩大后, 经营主体的经营目的和理念会发生较大变化。本文重点关注小农户种植行为的变化, 没有关注经营规模较大的农场, 因此剔除土地经营规模在 50 亩以上的农户样本, 来降低其对估计结果的干扰。表 4 (1) 列和 (2) 列回归结果显示, 在剔除上述两类特殊样本后, “宽带中国” 试点政策实施依然在 5%的水平上显著且系数为正。上述分析再次说明, 新型基础设施建设会提高农户经济作物种植占比, 从而促进农户种植结构调整。

4. 排除其他政策干扰。在本文的研究期内, “宽带中国” 试点政策实施对农户种植结构的影响不可避免会受到同期其他政策的干扰。首先, “宽带乡村” 试点工程是“宽带中国” 战略的一项重要内容, 前者重点是在试点省份选取示范县, 以促进农村地区信息化的发展。但两项试点政策的实施范围有所重叠<sup>①</sup>, 使得基准回归结果受到“宽带乡村” 试点工程实施的干扰。因此, 本文在表 4 (3) 列的

<sup>①</sup>例如, 四川省眉山市并非“宽带中国” 试点城市, 但被纳入“宽带乡村” 试点工程, 而绵阳市则均在两项试点政策的实施范围内。

回归中剔除受“宽带乡村”试点工程实施影响的样本<sup>①</sup>。其次，电子商务的发展为农产品创造了新的销售渠道，显著影响农户种植结构（方师乐等，2024）。国家发展和改革委员会在2012年、2014年和2016年共计设立了70个国家电子商务示范城市<sup>②</sup>，这一同期的政策实施可能使得本文的基准回归高估了“宽带中国”试点政策实施对种植结构的影响。因此，本文在表4（4）列的回归中加入“国家电子商务示范城市”政策实施虚拟变量<sup>③</sup>，来排除该政策实施的干扰。上述两个回归结果显示，“宽带中国”试点政策实施仍然显著且系数为正，再次说明基准回归结果的稳健性。

表4 剔除特殊样本和排除其他政策影响

变量	被解释变量：农户种植结构			
	(1) 剔除省会城市和 直辖市的农户样本	(2) 剔除土地经营规模 较大的农户样本	(3) 排除“宽带乡村” 试点工程影响	(4) 排除“国家电子商务 示范城市”政策影响
“宽带中国”试点政策 实施	5.3678** (2.3753)	3.6174** (1.7449)	4.1485* (2.1413)	3.6266** (1.7181)
“国家电子商务示范 城市”政策实施				1.0314 (1.3504)
R <sup>2</sup>	0.2238	0.2236	0.2214	0.2159
样本量	11289	14635	12909	15021

注：①\*\*和\*分别表示5%和10%的显著性水平；②括号中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表2，估计结果略，年份固定效应和城市固定效应均已控制。

#### （四）平行趋势检验

本文使用（2）式进行平行趋势检验，估计结果如表5（1）列<sup>④</sup>所示。“宽带中国”试点政策实施前，核心解释变量估计系数均不显著。这表明，在试点政策实施前，试点城市和非试点城市农户种植

<sup>①</sup>2014年6月，国家发展和改革委员会等三部门公布了一批“宽带乡村”试点工程名单，包括内蒙古自治区、四川省、贵州省、云南省、陕西省和甘肃省。2015年，湖北省、湖南省和重庆市获批实施“宽带乡村”试点工程；2016年，安徽省获批实施“宽带乡村”试点工程。因此，这里删除上述10个省份2015年和2017年的样本。

<sup>②</sup>资料来源：《国家发展改革委办公厅关于组织开展国家电子商务示范城市电子商务试点专项的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=1412>；《关于同意东莞市等30个城市创建国家电子商务示范城市的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=1862>；《关于同意大连市等17个城市创建国家电子商务示范城市的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=2690>。

<sup>③</sup>样本农户所在城市入选“国家电子商务示范城市”当年及之后，“国家电子商务示范城市”政策实施虚拟变量取值为1，否则取值为0。需要特别说明的是，第三批“国家电子商务示范城市”公布的时间为2016年12月16日，已经接近年末，因此，本文将第三批示范城市入选当年的政策虚拟变量赋值为0，将入选年份之后的政策虚拟变量赋值为1。

<sup>④</sup>在回归时需要剔除一期作为基准期，否则模型将产生多重共线性，本文选择试点政策实施前1年作为基准期，并在回归时剔除。

结构存在相同的变化趋势，研究样本满足交叠 DID 模型所需的平行趋势假设。

(五) 滞后效应与预期效应检验

前文表 2 报告了新型基础设施建设影响农户种植结构的平均效应，但并未显示试点政策影响的动态过程。从现实来看，各试点城市在“宽带中国”试点政策实施后逐步加大网络宽带建设力度，并提升宽带运行速率，可能导致政策效应存在滞后性。因此，为继续分析试点政策的滞后效应，本文参考叶杰（2024）的做法，在（1）式中引入政策实施当年、政策实施后 1 年至政策实施后 3 年的年份虚拟变量分别与农户所在城市是否为试点城市虚拟变量  $D_{ic}$  的交乘项，代替核心解释变量。表 5（2）列表明，在政策实施当年、政策实施后 1 年和政策实施后 2 年，“宽带中国”试点政策实施对农户种植结构虽然有一定正向影响但并不显著，在政策实施后 3 年该影响开始显现。这表明，新型基础设施建设对农户种植结构的影响存在滞后效应。

在试点城市公布前，国务院就发布了“宽带中国”战略及实施方案，申报“宽带中国”试点城市的行为可能在城市层面产生一定预期效应。为控制城市层面不可观测因素带来的预期效应，本文借鉴田鸽和张勋（2022）对预期效应的处理方法，在表 5（3）列的回归中进一步控制城市固定效应与政策实施前 1 年虚拟变量的交互项。结果表明，在控制了预期效应之后，新型基础设施建设仍然能够促进农户种植结构调整。

表 5 平行趋势、滞后效应与预期效应检验

变量	被解释变量：农户种植结构					
	(1) 平行趋势检验		(2) 滞后效应检验		(3) 预期效应检验	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
$D_{ic} \times$ 政策实施前 5 年	-0.1500	2.8072				
$D_{ic} \times$ 政策实施前 4 年	-3.4722	2.6136				
$D_{ic} \times$ 政策实施前 3 年	-1.6327	1.5481				
$D_{ic} \times$ 政策实施前 2 年	-1.4313	2.4375				
$D_{ic} \times$ 政策实施当年	-1.4604	2.0348	0.3472	1.3718		
$D_{ic} \times$ 政策实施后 1 年	3.7558	3.1448	4.1649	3.0032		
$D_{ic} \times$ 政策实施后 2 年	3.5058	2.7841	5.1433	4.301		
$D_{ic} \times$ 政策实施后 3 年	6.6599*	3.8855	7.0399*	3.8623		
“宽带中国”试点政策实施 城市固定效应 $\times$ 政策实施前 1 年					4.4965**	1.8189
					控制	
R <sup>2</sup>	0.2169		0.2165		0.2213	
样本量	15021		15021		15021	

注：①\*\*和\*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②标准误为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2，估计结果略，年份固定效应和城市固定效应均已控制。

(六) 异质性分析

前文分析表明，新型基础设施建设有助于农户对接大市场，调整种植结构。但是，不同农户之间存在信息获取和利用能力的差异，农户所处地区的经济发展水平与市场发育程度也有所区别。本部分根据农户家庭成员受教育程度、家中有无老人以及农户所在地区进行分组回归，考察新型基础设施建设对农户种植结构影响的异质性。

首先，本文选择家庭成员平均受教育年限来反映农户家庭成员受教育程度，并借鉴罗千峰和赵奇锋（2022）的划分方法，以小学学历和初中学历为界（平均受教育年限分别为6年和9年），将样本农户划分为受教育程度低、中、高三类。表6（1）~（3）列回归结果显示，随着家庭成员受教育程度的提高，新型基础设施建设对农户种植结构的影响呈现减弱趋势。这说明，新型基础设施建设改善了农户人力资本相对匮乏所导致的信息弱势状况，在一定程度上弥合了“数字鸿沟”，使得知识水平较低的农户也能够享受信息技术进步的红利，从而通过优化家庭生产要素配置来调整种植结构。其次，本文按照家庭有无70岁以上老人将样本农户分为家中有老人和家中无老人两组进行分组回归。表6（4）列和（5）列回归结果显示，新型基础设施建设对家中无老人的农户的种植结构有显著影响，而对家中有老人的农户的种植结构没有显著影响。这可能是因为，老年人学习和利用新技术的能力较弱，信息素养较低，且照料老人会占用家庭劳动力，从而使家中有70岁以上老人的农户更愿意维持原有的种植选择。最后，本文根据农户所在地区将样本分为东部、中部、西部和东北地区样本进行分组回归。表6（6）~（9）列结果表明，新型基础设施建设对东部地区农户种植结构的影响最为显著。这可能是因为：东部地区经济相对发达，有多样化的农产品需求，且东部地区相对完善的交通运输条件也便于农产品的运输和销售。而在中西部地区和东北地区，农户种植结构的变化并不显著。这说明，新型基础设施建设对农户种植结构的影响程度与地区经济发展水平及配套服务的完善程度有关。

表6 异质性分析结果

变量	被解释变量：农户种植结构								
	家庭成员受教育程度			家中有无老人		所在地区			
	低 (1)	中 (2)	高 (3)	无 (4)	有 (5)	东部 (6)	中部 (7)	西部 (8)	东北 (9)
“宽带中国” 试点政策实施	4.1210** (1.9900)	3.1083* (1.7601)	3.7145 (3.8058)	4.2517** (1.7938)	1.3312 (2.3139)	6.2035* (3.5636)	1.1964 (2.1927)	4.0211 (2.8895)	-6.5402 (4.1654)
R <sup>2</sup>	0.2303	0.2306	0.2818	0.2321	0.2280	0.2162	0.2435	0.2581	0.1820
样本量	6796	6162	2063	11374	3647	4930	3673	5147	1271

注：①\*\*和\*分别表示5%和10%的显著性水平；②括号中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表2，估计结果略，年份固定效应和城市固定效应均已控制。

五、机制分析

前文理论分析表明，新型基础设施建设分别通过降低信息不对称、增强社会资本和缓解融资约束三个渠道，为农户农产品的生产和销售过程提供决策支持，从而影响农户种植结构。参考余典范等(2023)

的机制分析方法，本部分采用分组回归的方式，对比“宽带中国”试点政策实施对不同群体影响程度的差异，来验证新型基础设施建设对农户种植结构的影响机制。

### （一）降低信息不对称

大中城市是市场信息汇聚的地方，位于大中城市近郊的农户更容易获取农产品市场信息，而远离大中城市的农户则面临更严重的信息不对称（陈勇兵等，2022）。新型基础设施建设能够打破信息传播的空间距离障碍，在远离大中城市的地区更能够发挥信息传播作用，从而更有利于提升非城市郊区农户的经济作物种植占比。为验证这一机制，本文按农户是否位于大中城市郊区，将样本划分为非城市郊区和城市郊区两组进行回归。表7（1）列和（2）列显示：非城市郊区组的核心解释变量显著且系数为正，表明新型基础设施建设能够显著提高非城市郊区农户的经济作物种植占比；而城市郊区组的核心解释变量显著且系数为负，这可能是由于城市近郊农户更方便进城务工，从而更偏向于种植劳动投入较少、便于机械耕作的粮食作物，导致其经济作物种植比例降低（钟甫宁等，2016）。这一结论验证了假说H2，即新型基础设施建设能够通过降低信息不对称促进农户种植结构调整。

### （二）增加社会资本

新型基础设施建设提供了高效便利的通信方式，降低维护和拓展社交网络的成本，有助于农户获取调整种植结构的技术支持和风险保障。同时，新型基础设施建设开拓了新的社交方式，在一定程度上替代传统的亲缘、地缘关系网络，使得农户能够获取原有社会网络之外的信息。社会资本水平较低的农户更需要通过新型基础设施建设带来的社交便利性，获取种植结构调整的支持。因此，新型基础设施建设更有可能增强这类农户的社会资本，从而促进其种植结构调整。为验证这一机制，本文计算每年各村庄农户礼品和礼金支出总额的二分位数，将低于和等于二分位数的样本划分为低社会资本组，将高于二分位数的样本划分为高社会资本组。表7（3）列和（4）列显示，新型基础设施建设显著提升了低社会资本组的经济作物种植占比，而对高社会资本组的影响并不显著。由此，假说H3得到验证，即新型基础设施建设通过增加社会资本这一渠道提升农户经济作物种植占比，从而促进农户种植结构调整。

### （三）缓解融资约束

种植经济作物对农户有较高的资金要求。新型基础设施建设降低了信息获取成本，为农户寻求资金支持提供了新的渠道，互联网、大数据等技术发展有利于金融机构以较低的成本为农户提供金融服务。高收入农户本身拥有较为充裕的家庭资金，对融资服务的需求较低。而低收入农户通常面临更严重的融资约束，在调整种植结构过程中更需要利用新型基础设施建设带来的融资服务便利性以获取资金，因而新型基础设施建设更有可能缓解这类农户的融资约束，从而促进其种植结构的调整。为验证这一机制，本文计算每年农户实际人均收入的二分位数，将低于和等于二分位数的样本划分为高融资约束组，将高于二分位数的样本划分为低融资约束组。表7（5）列和（6）列分组回归结果显示，新型基础设施建设对高融资约束组农户种植结构有显著的正向影响，而对低融资约束组农户的影响不显著。由此，假说H4得证，即新型基础设施建设通过缓解融资约束促进农户调整种植结构。

表 7 机制分析结果

变量	被解释变量：农户种植结构					
	(1) 非城市郊区	(2) 城市郊区	(3) 低社会资本	(4) 高社会资本	(5) 高融资约束	(6) 低融资约束
“宽带中国” 试点政策实施	3.7387* (1.9042)	-10.3830* (5.4386)	4.7015** (1.9525)	1.9714 (2.0937)	4.0559* (2.0958)	2.7239 (2.2168)
R <sup>2</sup>	0.2108	0.3708	0.2163	0.2688	0.1784	0.2703
样本量	14130	891	8495	5715	7515	7506

注：①\*\*和\*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②括号中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③部分被访者未回答礼品和礼金支出总额的问题，因此社会资本分组样本之和不等于总样本量；④控制变量同表 2，估计结果略，年份固定效应和城市固定效应均已控制。

## 六、结论与启示

本文以“宽带中国”试点政策实施作为新型基础设施建设的代理变量，使用中山大学 CLDS 数据，通过构建交叠 DID 模型，验证新型基础设施建设对农户种植结构的影响。研究结果显示，“宽带中国”政策试点城市的农户经济作物种植占比平均提高约 3.6 个百分点。在使用工具变量法、异质性稳健统计量、剔除特殊样本和排除其他政策影响等检验后，这一结论依然稳健。新型基础设施建设对农户种植结构的影响呈现一定的异质性，对家庭成员受教育程度较低、家中没有老人的农户以及东部地区的农户的影响效果更加显著。进一步的机制分析表明：首先，新型基础设施建设打破信息传播的空间距离障碍，降低信息不对称，从而改变农户生产要素分配决策；其次，新型基础设施建设提供便捷的通信方式和新型社交渠道，增强农户社会资本，有利于农户获得调整种植结构所需的技术支持与风险保障；最后，新型基础设施建设为农户提供便捷的融资渠道，降低金融服务成本，通过缓解融资约束促进农户调整种植结构。新型基础设施建设通过上述三个渠道促使农户调整种植结构，增加农户经济作物种植占比。

本文的政策含义主要有以下几点。第一，坚持推进科技助农、科技兴农的发展方式，充分释放新型基础设施建设带来的信息化红利。既要利用 5G、物联网、大数据等技术，推动农业领域新型基础设施建设，又要加快探索信息技术与农业生产经营方式的深度融合，推动形成智能管理、精准操作、智慧流通、多元发展的现代化农业体系。第二，加快提升农村居民的信息素养，更好地发挥新型基础设施建设成果。在农村地区开展“信息下乡”等技能培训服务，针对农村受教育程度较低的居民和老年群体，提供特色信息技能培训，全面提升农村居民的信息技术应用能力，消弭“数字鸿沟”。第三，拓展惠农信息服务，促进小农户与市场对接。以新型基础设施建设为契机，利用大数据等技术整合各类农业数据信息，建立统一的惠农信息大数据平台，便捷高效地为农户提供惠农政策、市场动态、种植技术、资金借贷等信息服务，进一步降低农户的生产和交易成本，优化农户家庭生产要素配置，从而促进农户种植结构调整。

参考文献

- 1.陈阳、王守峰、李勋来, 2022: 《网络基础设施建设对城乡收入差距的影响研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验》, 《技术经济》第1期, 第123-135页。
- 2.陈义媛, 2018: 《农产品经纪人与经济作物产品流通: 地方市场的村庄嵌入性研究》, 《中国农村经济》第12期, 第117-129页。
- 3.陈勇兵、陈永安、王贝贝, 2022: 《金融如何支持创业: 基于城市商业银行设立的自然实验》, 《世界经济》第12期, 第99-128页。
- 4.方观富、蔡莉, 2022: 《数字普惠金融如何影响农业产出: 事实、机制和政策含义》, 《农业经济问题》第10期, 第97-112页。
- 5.方师乐、韩诗卉、徐欣南, 2024: 《电商发展与农村共同富裕》, 《数量经济技术经济研究》第2期, 第89-108页。
- 6.韩玉萍, 2015: 《农户劳动人口就业结构对家庭收入的影响——基于9省729个样本的分析》, 《农业技术经济》第5期, 第13-20页。
- 7.何婧、李庆海, 2019: 《数字金融使用与农户创业行为》, 《中国农村经济》第1期, 第112-126页。
- 8.何晓斌、柳建坤、王轶, 2021: 《电子商务对返乡创业绩效的作用及影响机制研究》, 《研究与发展管理》第2期, 第16-28页。
- 9.洪伟杰、罗必良, 2019: 《农地产权安全性对农业种植结构的影响》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第32-40页。
- 10.黄群慧、余泳泽、张松林, 2019: 《互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验》, 《中国工业经济》第8期, 第5-23页。
- 11.江光辉、胡浩, 2021: 《工商资本下乡会导致农户农地利用“非粮化”吗? ——来自CLDS的经验证据》, 《财贸研究》第3期, 第41-51页。
- 12.李怡、柯杰升, 2021: 《三级数字鸿沟: 农村数字经济的收入增长和收入分配效应》, 《农业技术经济》第8期, 第119-132页。
- 13.刘晓倩、韩青, 2018: 《农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据》, 《农业技术经济》第9期, 第123-134页。
- 14.罗千峰、赵奇锋, 2022: 《互联网使用对种植结构调整的影响及机制研究——来自CRRS的微观证据》, 《经济问题》第6期, 第103-112页。
- 15.毛凤霞、沈凯月, 2023: 《农村地区数字生产基础设施对种植结构的影响研究》, 《华东经济管理》第9期, 第77-85页。
- 16.邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016: 《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》, 《中国社会科学》第10期, 第93-115页。
- 17.石智雷、杨云彦, 2011: 《外出务工对农村劳动力能力发展的影响及政策含义》, 《管理世界》第12期, 第40-54页。
- 18.舒尔茨, 2013: 《改造传统农业》, 梁小民译, 北京: 商务印书馆, 第32-34页、第149页。
- 19.孙华臣、杨真、张骞, 2021: 《互联网深化与农户增收: 影响机制和经验证据》, 《宏观经济研究》第5期, 第

104-122 页。

- 20.孙继国、赵文燕, 2023: 《数字金融素养何以推动农民农村共同富裕》, 《上海财经大学学报》第3期, 第33-46页。
- 21.谭淑豪、王硕、叶卓卉、朱永梅、倪坤晓, 2023: 《土地流转会加剧耕地“非粮化”吗? ——基于经营规模的异质性分析》, 《自然资源学报》第11期, 第2841-2855页。
- 22.田鸽、张勋, 2022: 《数字经济、非农就业与社会分工》, 《管理世界》第5期, 第72-84页。
- 23.汪阳洁、黄浩通、强宏杰、黄季焜, 2022: 《交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展》, 《经济研究》第8期, 第116-136页。
- 24.杨云彦、赵锋, 2009: 《可持续生计分析框架下农户生计资本的调查与分析——以南水北调(中线)工程库区为例》, 《农业经济问题》第3期, 第58-65页。
- 25.叶初升、马玉婷, 2020: 《人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构?》, 《中国农村经济》第4期, 第34-55页。
- 26.叶杰, 2024: 《财政省直管县对县级财政收支平衡的改革效应——对地方财政安全的一种解释》, 《公共管理与政策评论》第2期, 第30-47页。
- 27.叶敬忠、豆书龙、张明皓, 2018: 《小农户和现代农业发展: 如何有机衔接?》, 《中国农村经济》第11期, 第64-79页。
- 28.易小燕、陈印军, 2010: 《农户转入耕地及其“非粮化”种植行为与规模的影响因素分析——基于浙江、河北两省的农户调查数据》, 《中国农村观察》第6期, 第2-10页。
- 29.余典范、龙睿、王超, 2023: 《数字经济与边界地区污染治理》, 《经济研究》第11期, 第172-189页。
- 30.曾亿武、陈永富、郭红东, 2019: 《先前经验、社会资本与农户电商采纳行为》, 《农业技术经济》第3期, 第38-48页。
- 31.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期, 第71-86页。
- 32.张永峰、王坤沂、路瑶, 2022: 《土地零租金流转与农业生产效率损失》, 《经济经纬》第2期, 第35-45页。
- 33.张宗毅、杜志雄, 2015: 《土地流转一定会导致“非粮化”吗? ——基于全国1740个种植业家庭农场监测数据的实证分析》, 《经济学动态》第9期, 第63-69页。
- 34.钟甫宁、陆五一、徐志刚, 2016: 《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗? ——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》, 《中国农村经济》第7期, 第36-47页。
- 35.邹宝玲、洪炜杰、耿鹏鹏, 2024: 《谁在养活中国——基于农户种粮行为决定机理的分析》, 《农业技术经济》第5期, 第4-24页。
- 36.Aker, J. C., and I. M. Mbiti, 2010, “Mobile Phones and Economic Development in Africa”, *Journal of Economic Perspectives*, 24(3): 207-232.
- 37.Aker, J. C., 2011, “Dial ‘A’ for Agriculture: A Review of Information and Communication Technologies for Agricultural Extension in Developing Countries”, *Agricultural Economics*, 42(6): 631-647.
- 38.de Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille, 2020, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.

39.Nakasone, E., M. Torero, and B. Minten, 2014, “The Power of Information: The ICT Revolution in Agricultural Development”, *Annual Review of Resource Economics*, 6(1): 533-550.

40.Svensson, J., and D. Yanagizawa, 2009, “Getting Prices Right: The Impact of the Market Information Service in Uganda”, *Journal of the European Economic Association*, 7(2-3): 435-445.

41.Wan, J., C. Nie, and F. Zhang, 2021, “Does Broadband Infrastructure Really Affect Consumption of Rural Households?—A Quasi-Natural Experiment Evidence from China”, *China Agricultural Economic Review*, 13(4): 832-850.

42.Wooldridge, J. M., 2021, “Two-Way Fixed Effects, the Two-Way Mundlak Regression, and Difference-in-Differences Estimators”, *SSRN Electronic Journal*, [https://www.researchgate.net/publication/354015780\\_Two-Way\\_Fixed\\_Effects\\_the\\_Two-Way\\_Mundlak\\_Regression\\_and\\_Difference-in-Differences\\_Estimators](https://www.researchgate.net/publication/354015780_Two-Way_Fixed_Effects_the_Two-Way_Mundlak_Regression_and_Difference-in-Differences_Estimators).

(作者单位: <sup>1</sup>中南财经政法大学公共管理学院;

<sup>2</sup>中南财经政法大学经济学院;

<sup>3</sup>中南财经政法大学人口与健康研究中心)

(责任编辑: 黄 易)

## The Impact of New Infrastructure Construction on Farmers' Planting Structure

SUN Shiyao SHI Zhilei

**Abstract:** This paper takes the “Broadband China” pilot policy as a quasi-natural experiment and constructs staggered difference-in-differences model based on 2012-2018 China Labor-Force Dynamics Survey (CLDS) data to examine the impact of new infrastructure construction on farmers' planting structure. The results show that the construction of new infrastructure significantly increases the proportion of cash crops planted by farmers in the pilot areas with an average increase of approximately 3.6 percentage points. A series of tests, including the instrumental variable method, heterogeneity-robust estimator, exclusion of special samples, and exclusion of other policy interferences, confirm the robustness of the results. Heterogeneity analysis shows that the promotion effect of new infrastructure construction on cropping structure adjustment is more pronounced for farmers in low education levels, without elderly members, and in Eastern China. Further mechanism analysis reveals that new infrastructure construction mainly affects farmers' planting structure through reducing information asymmetry, increasing farmers' social capital, and alleviating financing constraints. These findings indicate that the construction of new infrastructures has brought farmers the opportunity to interface with modernized markets. Policies should continue to promote the construction of new infrastructure in rural areas, accelerate the integration of new infrastructure and agricultural production and management methods, and guide farmers to rationally allocate household production factors, so as to make the dividends of informatization benefit more farming households.

**Keywords:** New Infrastructure Construction; Planting Structure; Staggered DID; Broadband China