

中国农村基础设施投入促进农民增收了吗？ ——基于结构性、空间性和异质性的三维视角

吴明娥¹

(西南政法大学 经济学院, 重庆 401120)

【摘要】 作为“社会先行资本”，农村基础设施建设是实现乡村振兴的重要基础。基于非传统途径的永续盘存法审慎估算 1996—2020 年中国省际农村经济基础设施和社会基础设施的生产性资本存量，运用双向固定效应模型、空间面板杜宾模型、门限面板回归模型实证考察农村各类基础设施投入对农民工资性收入、非工资性收入影响的结构性、空间性和异质性特征。研究发现：结构性上，农村经济基础设施投入显著促进农民各类收入增长，农村社会基础设施投入仅对农民工资性收入具有显著正向作用。空间性上，农村经济基础设施投入具有稳健空间溢出效应，农村社会基础设施投入对农民工资性收入具有空间溢出效应但对非工资性收入具有空间竞争效应。异质性上，经济发展水平和农村人力资本水平对农村基础设施增收效应存在显著非线性影响，农村经济基础设施投入的边际收入不断下降而社会基础设施投入的边际收入不断上升。因此，乡村振兴和脱贫攻坚战略背景下中国农村基础设施投资策略应从结构性、空间性和异质性三方面布局。

【关键词】 农村基础设施 农民收入 结构性 空间性 异质性

【中图分类号】:F323.8 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1006—2912(2022)08—0037—20

一、引言

作为“社会先行资本”，基础设施投入对经济增长、区域发展的重要作用已被中国的经济发展历程所证实，国内外诸多学者也对此给出了理论验证和实证支撑。虽然中国的基础设施建设自 20 世纪 90 年代以来取得了跨越式的发展与显著的成就，但中国城镇和农村的基础设施发展差距显而易见，广大农村地区基础设施建设仍然滞后，发展不平衡不充分的矛盾更为突出。同时，城乡居民收入差距也在不断扩大，城镇居民和农村居民人均可支配收入差距绝对值由 1978 年的 209.8 元增加到 2020 年的 26702.3 元(国家统计局, 2021)。因此，如何进一步完善农村基础设施建设、提高农村居民收入水平，让更多农村居民享受中国社会、经济发展成果，是中央及地方政府持续关注重点问题。事实上，中央 1 号文件自 2004 年以来已连续 19 年聚焦“三农”问题，不断强调加大农村基础设施建设、缩小城乡居民收入差距的重要性和紧迫性。特别地，党的十九大首次明确提出乡村振兴战略，把解决好“三农”问题作为全党工作的重中之重，坚持农业农村的优先发展。2018 年《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》明确指出，继续把基础设施建设重点放在农村，推动农村基础设施提档升级。2021 年《关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》再次强调，要持续改善脱贫地区基础设施条件，继续加大对脱贫地区基础设施建设的支持力度。

随着中央和地方政府对农村发展的日益重视，农村基础设施建设也在不断完善。但是，部分学者指出，“自上而下”的供给

¹**作者简介**: 吴明娥(1989-), 女, 安徽宣城人, 西南政法大学经济学院讲师, 经济学博士, 研究方向: 公共经济与公共政策。
基金项目: 国家社会科学基金项目“乡村振兴战略背景下中国农村基础设施投入效率评价及优化路径研究”(19CJY036), 项目负责人: 吴明娥; 西南政法大学校级科研项目“资源环境约束下中国公共资本配置效率研究”(2017XZQN-14), 项目负责人: 吴明娥; 西南政法大学经济学院招标课题“城市公共安全服务供给效率评价及优化路径研究”(XYZB202218), 项目负责人: 吴明娥

决策机制忽略了农村居民对基础设施的实际需求,导致我国农村基础设施供给总量不足与供给过剩并存(廖家勤,2006)^[1]、供需结构失衡问题突出(林万龙,2007)^[2],最终体现为综合效益明显偏低(李燕凌,2016)^[3]、基础设施建设效率低下(黄少安,2018)^[4],阻碍了农村经济发展和农民生活水平的提高(唐建新等,2009)^[5]。同时,考虑到我国农村大量劳动力外出务工的特殊国情,加大农村基础设施投入对农民收入能否发挥积极作用也受到了质疑。因此,本文试图结合中国农村基础设施投入数据,基于多维视角对农村基础设施的增收效应展开系统分析,从而为及时调整并完善农村基础设施投资政策提供决策支持,也为探索差别化的乡村振兴道路提供一定政策启示。

二、文献综述

鉴于农村基础设施建设的重要作用,现有文献针对其增收效应已展开较为广泛和深入的研究。首先,诸多学者指出农村基础设施的增收效应应具有结构性,不同类型的基础设施投入对农民收入增长的影响效应不同。张亦工和胡振虎(2008)基于中国省级面板数据研究发现,各种基础设施对农民纯收入的贡献并不相同,农村公路设施、电话线路设施、自来水供给的增收效应依次递减^[6]。刘生龙和周绍杰(2011)基于中国健康与营养调查数据的动态面板模型估计结果显示,农村道路基础设施显著促进农民收入增长,而农村通讯和自来水基础设施对农民收入的影响不显著^[7]。陈银娥等(2012)基于中国省级面板数据研究发现,能源、交通通讯基础设施投资显著促进农民增收而社会事业基础设施投资显著抑制农民收入的增长^[8]。骆永民等(2020)借助中国劳动力动态调查数据研究发现,主要改善农民生活条件的基础设施能够阻碍农民从事非农就业,主要提升劳动力交易效率、促进农业生产的基础设施能够促进非农就业^[9]。其次,部分学者指出农村基础设施的增收效应存在空间性。Kam等(2005)基于孟加拉国数据研究发现,本地区农村基础设施建设对本地区和相邻地区的减缓贫困、非农就业均有显著的促进作用^[10]。Farrow等(2005)研究发现农村贫困存在明显空间集聚现象,而具有网络性特征的交通基础设施对农村减贫的作用也呈现空间相关性^[11]。骆永民和樊丽明(2012)基于省级面板数据研究发现,农村基础设施建设对农民收入的影响存在显著的空间溢出效应^[12]。另外,还有学者指出农村基础设施的增收效应具有异质性。Datt和Ravallion(1996)基于印度数据研究发现,农村基础设施投资的经济增长效应与农村家庭初始条件密切相关,人力资本水平越高的农村家庭具有更快的脱贫速度^[13]。Walle(2003)利用越南数据研究发现,农村贫困人口的教育程度越低,从灌溉等基础设施中获得的投资收益率越低,因而更加贫困^[14]。张勋和万广华(2016)基于中国健康与营养调查数据研究发现,经验更丰富和教育水平更高的农村居民从农村基础设施中获益更多^[15]。

可见,由于研究对象、研究方法、数据来源不一,现有文献针对农村基础设施的增收效应并未获得一致结论,也存在值得进一步改进的地方。首先,由于农村基础设施种类繁多,基于特定几类细分行业的研究无法全面反映农村基础设施增收效应的行业差异。考虑到地方公共资本投入结构存在“重经济性投资、轻社会性投资”的明显扭曲(吴明娥,2021)^[16],基于行业性质分类来探讨农村经济基础设施和社会基础设施增收效应差异可能更具现实意义,也能为政府未来投资决策的调整提供明确方向。其次,现有研究普遍得到了农村各类基础设施投入对农民收入影响存在差异的经验证据,但大多忽略了农村基础设施投入对农民不同类型收入即收入结构的影响差异。农民收入主要来源于农业生产和非农就业,随着我国越来越多农民向城市转移,加大农村基础设施投入对农民工资性收入、非工资性收入的影响是否存在差异呢?厘清这一问题对于农民收入结构的调整具有重要意义。再次,农村基础设施投入对农民增收并非简单的促进或抑制作用,而是受多维因素的影响。现有研究大多从单一视角出发,缺乏在一个多维而统一的框架中系统探讨农村基础设施的增收效应,由此得出的研究结论和政策启示有限。

另外,农村基础设施投入的科学衡量是探讨其增收效应的重要基础。现有研究倾向采用实物指标(例如Winters等,2009;张勋和万广华,2016;骆永民等,2020)^[9,15,17]或投资流量数据(例如Heerink等,2009;陈银娥等,2012;骆永民和樊丽明,2012)^[8,12,18]作为农村基础设施的代理变量,由此获得的研究结论可能存在偏差。交通通达率、粪便处理率、自来水普及率等实物指标虽然可以直接反映农村基础设施发展的现实情况,但并不能对其整体发展状况进行全面把握,也难以对不同类型的基础设施实物指标进行加总;农村固定资产投资额这一流量指标虽然能够全面反映农村基础设施的投资情况,但忽略了投资流量和资本存量之间的现实差异性。基础设施的产业特性决定了其发挥作用的时滞性,正如金戈(2016)等所强调的,基础设施的增长效应来源于资本存量而非当年投资流量^[19]。因此,以农村基础设施资本存量作为农村基础设施投入的代理变量则更为合适。综观现有文献,在估算范围上,学者们偏向对全国、分省份、分城市的基础设施资本存量总量展开估算,代表性研究如金戈(2012,2016)^[19,20]、胡李

鹏等(2016)^[21]、朱发仓和祝欣茹(2020)^[22],将农村基础设施从基础设施中分离出来进行单独、细致测算的研究十分少见;在估算方法上,徐淑红(2010)^[23]、李胜文和闫俊强(2011)^[24]、郝二虎等(2015)^[25]基于传统途径的永续盘存法(Perpetual Inventory Method, PIM)估算了农村基础设施的财富性资本存量。但是,越来越多学者研究发现,生产性资本存量由于进一步考虑了资本的退役分布和服务效率的下降,测度了资本投入过程中的生产能力,应替代财富性资本存量作为生产分析中使用的概念(吴明娥等, 2016;曹跃群等, 2019)^[26, 27]。

与以往文献相比,本文可能的创新与贡献在于:研究视角上,基于结构性、空间性和异质性的三维视角,全方位系统探讨中国农村基础设施投入对农民收入增长的作用机制和影响效应,以期对现有文献作出补充。研究方法上,运用三种空间权重矩阵下的空间面板杜宾模型实证检验农村经济基础设施、社会基础设施投入对农民工工资性收入、非工资性收入影响的结构特征和空间特征,并从经济发展水平和农村人力资本水平两个角度出发,利用门限面板回归模型实证考察农村基础设施增收效应的异质性。数据采集上,根据世界银行对基础设施的权威分类(WorldBank, 1994)^[28],利用非传统途径的PIM细致审慎估算1996—2020年中国省际农村经济基础设施和社会基础设施的生产性资本存量,为后续研究提供了一套相对完整且可靠的农村基础设施资本存量数据。

三、理论分析与研究假设

(一)结构性

农民收入主要来源于农业生产和非农就业,而农村基础设施可划分为包括能源、水利、交通、通讯等在内的经济基础设施和包括卫生、医疗、体育、教育等在内的社会基础设施两大类(WorldBank, 1994)^[28]。因此,农村基础设施增收效应的结构性主要体现在农村经济基础设施、社会基础设施投入对农民工工资性收入、非工资性收入的影响差异方面。一方面,农村经济基础设施是农业生产和农民生活的基本条件,经济基础设施的不断完善可以有效提高农业生产效率(Teruel 和 Kuroda, 2005)^[29]、促进农业经济增长(Dillon 等, 2011)^[30],显著带动农业生产并增加农民非工资性收入;农村经济基础设施在提高农业生产效率的同时也会释放出更多劳动力、提高劳动力交易效率(Renkow 等, 2004)^[31],进而有效促进非农就业并增加农民工工资性收入(Winters, 2009)^[17]。另一方面,农村社会基础设施的不断完善可以增强农民身体素质、提高农民受教育水平、提升农民福利水平,有效提高农民的劳动效率并增强农民留在农村务农的意愿(骆永民等, 2020)^[9],促进农民非工资性收入的增长;同时,完善的农村社会基础设施也为农民外出务工赋予了良好的文化基础和综合素质,解决了农民外出务工后担忧家人生活的后顾之忧,进而也能有效促进非农就业和工资性收入的增加。区别在于,经济基础设施可直接参与农业生产、增加农业产出,而社会基础设施多用于农民福利水平和综合素质的提高,对农民收入的增加更多起着间接作用。另外,由于地方政府在公共投资过程中存在“重经济性投资、轻社会性投资”的明显倾向,农村社会基础设施投入相对匮乏。基于上述分析,本文提出研究假设H1。

研究假设H1:农村基础设施投入可以促进农民增收,但农村经济基础设施、社会基础设施投入对农民工工资性收入、非工资性收入的影响存在差异。

(二)空间性

由于中国幅员辽阔,各个省份之间既相互协作又互相竞争,而以交通为代表的基础设施空间效应显著(张学良, 2012)^[32],农村基础设施的增收效应也会表现出一定的空间特性。一方面,基于经济增长的强激励和财政分权赋予的经济事务自主决策权,地方政府在相对绩效标尺下常常将财政支出作为主要竞争手段(吴明娥, 2021)^[16],财政竞争则为地方性投资政策提供了重要的传导机制(朱军和许志伟, 2018)^[33]。因此,当本地区增加农村基础设施投资时,相邻地区在财政竞争和学习模仿效应下也会竞相扩大农村基础设施投入(骆永民和樊丽明, 2012)^[12],从而促进了相邻地区农村基础设施的不断完善及其增收效应的不断强化。同时,本地区农村基础设施投入的增加也便于相邻省份之间农产品的交易和劳动力的流动,为相邻地区带来了更为广阔的交易市场和劳动力市场,进而有利于相邻地区农民收入的增长,表现出空间“溢出效应”。另一方面,本地区完善的农村基础设施使得本地

区农产品拥有更高的产出效率和交易效率，更容易挤占相邻地区农产品市场与劳动力市场，本地区大量农产品和剩余劳动力涌入相邻地区市场，从而降低了相邻地区农民收入，表现出空间“竞争效应”。因此，当农村基础设施投入的空间性更多表现为溢出效应时，本地区农村基础设施投入会对相邻地区农民收入带来正向影响；而当空间性更多表现为竞争效应时，本地区农村基础设施投入则会对相邻地区农民收入带来负向影响。基于上述分析，本文提出研究假设 H2。

研究假设 H2:本地区农村基础设施投入会对相邻地区的农民收入产生空间“溢出效应”或空间“竞争效应”。

(三)异质性

经济发展水平和农村人力资本水平是现有学者关注较多的引起农村基础设施增收效应异质性的因素。一方面，由于经济发展水平较高的农村地区农产品和劳动力交易总量远高于落后农村地区，相同的农村基础设施投入会节约更多的交易成本，因此经济发展水平较高的农村地区能从基础设施投入中获得更高的边际收入。同时，经济发展水平较高的农村地区基础设施完善度明显高于落后农村地区，相同的农村基础设施投入对劳动生产率的边际作用反而弱于落后地区，因此经济发展水平较低的农村地区能从基础设施投入中获得更高的劳动生产率。因此，农村基础设施增收效应在地区间随经济发展水平提高的变动趋势取决于上述两种力量的均衡。另一方面，人力资本水平差距是造成农村之间、农民之间收入差距的“最持久的源泉”(方松海等，2011)^[34]。农村基础设施投入对农民收入发挥作用的高低在很大程度上取决于农村基础设施使用效率的高低，而农村基础设施使用效率的高低在很大程度上又取决于使用者人力资本水平的高低。例如，通信和网络基础设施的有效利用就要求使用者必须具备一定的文化水平。因此，农村基础设施利用效率的提升需以一定程度的人力资本水平为条件。另外，受教育程度较高的农民往往拥有更高的技术水平、更广泛的信息来源、更开放的社交网络、更广阔的就业空间，进而能从相同的农村基础设施投入中获得更高的边际收益。因此，农村基础设施增收效应会受人力资本水平的影响，农村人力资本水平越高，农村基础设施的增收效应也就越强。但是，考虑到中国农村的现实境况，拥有较高受教育水平的农民往往更倾向于外出务工，留守在农村的大多为受教育水平不高的老人、妇女和儿童，在人力资本水平较高的农村地区，基础设施投入的边际收益可能更低。基于上述分析，本文提出研究假设 H3。

研究假设 H3:经济发展水平和农村人力资本水平对农村基础设施投入的增收效应存在非线性影响。

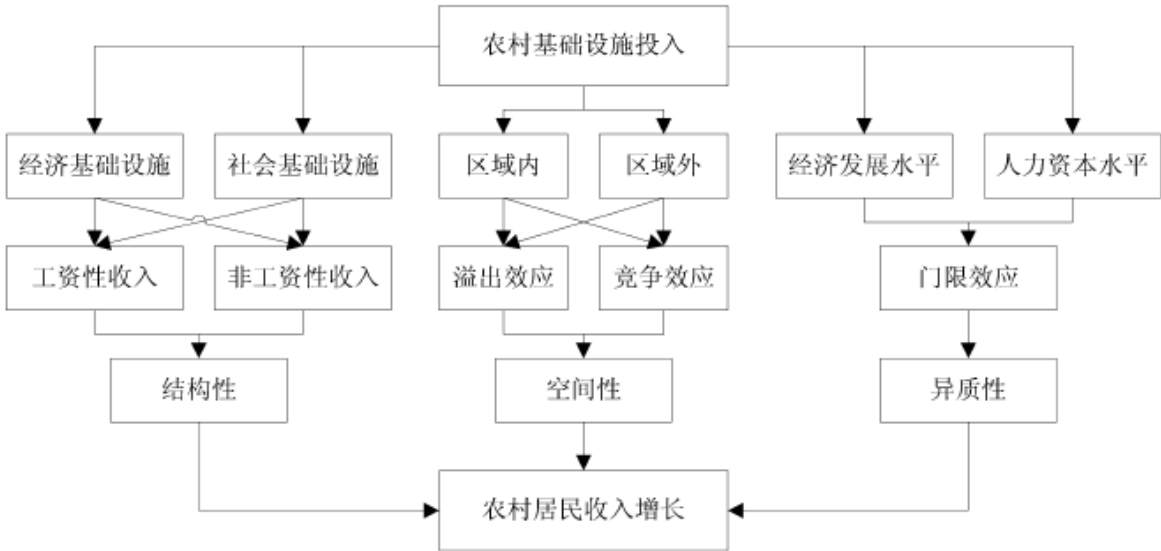


图 1 农村基础设施投入对农民收入增长的多维影响

四、模型设定、变量选取和数据说明

(一)模型设定

1. 基准模型。

在仅考虑结构性的条件下，我们将基准模型设定为：

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln k_{it}^e + \beta_2 \ln k_{it}^s + \sum_m \theta_m \ln X_{mit} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， y_{it} 代表农村居民人均纯收入，包括农村居民人均工资性收入 y_{its} 和人均非工资性收入 y_{ito} ； k_{it}^e 、 k_{it}^s 分别表示农村人均经济基础设施和社会基础设施资本投入； X_{mit} 代表一系列控制变量； u_i 、 γ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应， ε_{it} 为残差项；下标 i 代表省份， t 代表年份。为防止异方差，我们对各变量均作对数处理。

2. 空间面板回归模型。

在考虑结构性和空间性的条件下，我们首先需要检验各地区农村居民收入和农村基础设施资本投入是否存在空间依赖性。图 2 报告了全域空间相关性检验 Moran' sI 指数的动态演变趋势。结果显示， $\ln y_{it}$ 、 $\ln y_{its}$ 、 $\ln y_{ito}$ 、 $\ln k_{its}$ 的 Moran' sI 指数在样本期间均为正值，并均在 1% 的置信水平下显著； $\ln k_{ite}$ 的 Moran' sI 指数在样本期间也为正值，虽在 2002 年以前 Moran' sI 指数未通过显著性检验，但自 2002 年开始 Moran' sI 指数均在 5% 的置信水平下显著。由此可见，我国农村居民收入和农村基础设施资本投入在分布上存在显著的正自相关性和空间依赖性，采用空间计量模型展开实证分析更为适宜。

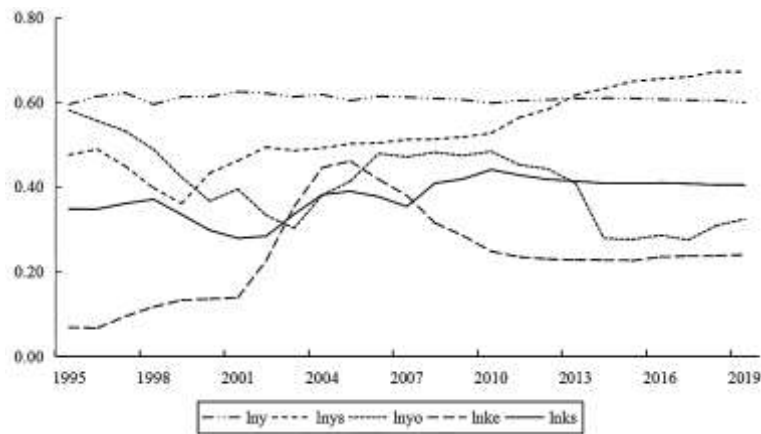


图 2 各变量的 Moran' sI 指数趋势图

注：图中 Moran' sI 指数根据地理邻接空间权重矩阵计算而得。

空间面板回归模型包括空间面板滞后回归模型 (SAR)、空间面板误差回归模型 (SEM)、空间面板杜宾回归模型 (SDM) 等具体形式，结合基准模型 (1)，我们将 SAR 模型设定为：

$$\ln y_{it} = \alpha + \delta W \ln y_{it} + \beta_1 \ln k_{it}^e + \beta_2 \ln k_{it}^s + \sum_m \theta_m \ln X_{mit} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

SEM 模型设定为:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= \alpha + \beta_1 \ln k_{it}^e + \beta_2 \ln k_{it}^s + \sum_m \theta_m \ln X_{mit} + u_i + \gamma_t + \varphi_{it} \\ \varphi_{it} &= \rho W \varphi_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

SDM 模型设定为:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= \alpha + \delta W \ln y_{it} + \beta_1 \ln k_{it}^e + \beta_2 \ln k_{it}^s + \beta_3 W \ln k_{it}^e + \beta_4 W \ln k_{it}^s + \sum_m \theta_m \ln X_{mit} \\ &+ \sum_n x_n W \ln X_{mit} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, W 表示空间权重矩阵, 为全面刻画空间效应, 本文在现有研究基础上构建了地理邻接、地理距离、经济—地理复合距离三种空间权重矩阵。地理邻接空间权重矩阵 W_{gp} 用以反映各地区的地理邻接关系, 若两个地区在地理上有共同边界, 则空间权重矩阵元素取值为 1, 反之为 0; 地理距离空间权重矩阵 W_{gd} 用以反映各地区的地理距离关系, 我们采用各地区之间欧式距离的倒数值来测度; 经济—地理复合距离空间权重矩阵 W_{egd} 用以综合反映两个地区的地理距离和经济距离, 我们采用各地区之间地理距离加权经济发展水平来测度。三个空间权重矩阵元素值的计算公式分别为:

$$w_{gp,ij} = \begin{cases} 1, & \text{当区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 有共同边界时} \\ 0, & \text{当区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 无共同边界时} \end{cases} \quad (5)$$

$$w_{gd,ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & \text{当 } i \neq j \text{ 时} \\ 0, & \text{当 } i = j \text{ 时} \end{cases} \quad (6)$$

$$w_{egd,ij} = \begin{cases} \frac{\overline{gdp_j}}{d_{ij}^2}, & \text{当 } i \neq j \text{ 时} \\ 0, & \text{当 } i = j \text{ 时} \end{cases} \quad (7)$$

其中, $\overline{gdp_j}$ 表示地区 j 在样本期间人均实际 GDP 的平均值, d_{ij} 表示地区 i 与地区 j 之间的欧式距离。至于空间面板回归模型具体采用哪种形式, 后文将结合 Wald 检验和 LR 检验方法确定。

3. 引入交互项的空间面板回归模型。

为在结构性、空间性的基础上进一步考虑异质性, 本文在模型 (2) 至模型 (4) 中分别引入经济发展水平、农村人力资本水平与解释变量的交互项, 用以判断农村基础设施增收效应随经济发展水平、农村人力资本水平的变化会发生何种变化。我们以 SDM 模型为例, 将此处模型设定为:

$$\ln y_{it} = \alpha + \delta W \ln y_{it} + \beta_1 \ln k_{it}^e + \beta_2 \ln k_{it}^s + \beta_3 W \ln k_{it}^e + \beta_4 W \ln k_{it}^s + \beta_5 \ln k_{it}^e \times \ln pgdp_{it} + \beta_6 \ln k_{it}^s \times \ln pgdp + \sum_m \theta_m \ln X_{mit} + \sum_n x_n W \ln X_{mit} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln y_{it} = \alpha + \delta W \ln y_{it} + \beta_1 \ln k_{it}^e + \beta_2 \ln k_{it}^s + \beta_3 W \ln k_{it}^e + \beta_4 W \ln k_{it}^s + \beta_5 \ln k_{it}^e \times \ln edu_{it} + \beta_6 \ln k_{it}^s \times \ln edu + \sum_m \theta_m \ln X_{mit} + \sum_n x_n W \ln X_{mit} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $pgdp_{it}$ 表示经济发展水平, edu_{it} 表示农村人力资本水平。

4. 门限面板回归模型。

引入交互项的方式虽然能够检验农村基础设施增收效应的异质性, 但同时也会带来内生性问题, 对于交互项的选取是否准确难以给出适宜的检验方法, 也无法得到门限变量的具体门限值。因此, 为全面考察经济发展水平和农村人力资本水平对农村基础设施增收效应的异质性影响, 本文进一步引入门限面板回归模型 (PTR) 展开研究。参照 Hansen (1999) 的研究^[35], 我们将 PTR 模型设定为:

$$\ln y_{it} = \alpha + \sum_j \beta_1^j \ln k_{it}^j \times I(q_{it} \leq \omega_1) + \sum_j \beta_2^j \ln k_{it}^j \times I(\omega_1 < q_{it} \leq \omega_2) + \sum_j \beta_3^j \ln k_{it}^j \times I(q_{it} > \omega_2) + \sum_m \theta_m \ln X_{mit} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, $j=e, s$, q_{it} 表示门限变量, ω 为门限变量的门限值, 此处假定存在两个门限值且满足 $\omega_1 < \omega_2$, 后文将基于门限检验结果判定门限值具体个数。示性函数 $I(\cdot)$ 表示, 当括号中的表达式为真时取值为 1, 反之则为 0。当以经济发展水平或农村人力资本水平作为门限变量时, 该变量不再作为控制变量出现在模型中。

(二) 变量选取与数据说明

1. 被解释变量。

为探讨农村基础设施投入对农民收入结构的影响, 本文分别以各地区农村居民人均纯收入 (y)、人均工资性收入 (y^s) 和人均非工资性收入 (y^0) 作为被解释变量。其中, 《中国统计年鉴》自 2014 年以来仅公布了各地区农村居民人均可支配收入, 农村居民人均纯收入不再公布。为保证数据统计口径的一致性, 我们利用 2013 年各地区农村居民人均纯收入占其人均可支配收入的比重将 2014—2020 年各地区农村居民人均可支配收入近似转换为农村居民人均纯收入。根据《中国统计年鉴》的统计分类, 农村居民人均纯收入来源可分为工资性收入、家庭经营纯收入、财产性收入和转移性收入, 我们将其中的工资性收入作为 y^s 用来考察农民非农就业收入情况, 家庭经营纯收入、财产性收入和转移性收入之和作为非工资性收入 y^0 用来考察农民农业生产收入情况。为剔除价格因素, 本文利用各地区居民消费价格指数将上述变量平减为以 1996 年为基期的实际值。

2. 解释变量。

为探究农村不同类型基础设施投入对农民增收的影响差异, 本文基于非传统途径的 PIM 测度中国农村经济基础设施和社会基础设施的生产性资本存量。

(1) 估算框架。

首先，财富性资本存量总额的测度公式为：

$$K_{it} = K_{i,t-1} (1 - \delta_{it}) + I_{it} = K_{i,t-1} + I_{it} - R_{it} = \sum_{\tau=0}^T S_{\tau} I_{i,t-\tau} \quad (11)$$

其中， K_{it} 表示 t 期的财富性资本存量总额， δ_{it} 为资本重置率， I_{it} 为 t 期不变价的固定资产投资， T 为资产最大使用年限； R_{it} 表示重置需求， S_{τ} 表示役龄为 τ ($\tau=0, 1, 2, \dots, T$) 的固定资产残存率，二者的大小均与资产退役模式有关，我们选择国际核算实践中应用最为广泛的钟形退役模式，其正态分布退役剖面可表示为：

$$f_{\tau} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times s} \times \exp\left[-\frac{(\tau - \bar{T})^2}{2s^2}\right] \quad (12)$$

$$S_{\tau} = 1 - \sum_{\tau=0}^T f_{\tau} \quad (13)$$

其中， f_{τ} 表示资产在役龄为 τ 时的退出比例， s 为标准差，一般设定 $s = \bar{T}/4$ ， $\bar{T}$ 为资产的平均使用年限。

在此基础上，本文进一步利用役龄—效率剖面将财富性资本存量总额转换为标准效率单位后的生产性资本存量，用以表示资本存量中实际流转到生产中的资本投入。借鉴美国劳工统计局、澳大利亚统计局的实践做法，本文将资产效率模式设定为双曲线递减模式，则役龄—效率剖面可表示为：

$$d_{\tau} = d_0 \times \frac{T - \tau}{T - \beta \times \tau} \quad (14)$$

其中， d_{τ} 表示役龄为 τ 时的相对效率，初始年份相对效率 $d_0=1$ 。 β 为效率衰减参数，其大小与资产使用年限相关，我们参照吴明娥等 (2016) 的研究设定 $\beta=0.6$ ^[26]。

根据式 (11) 至式 (14)，生产性资本存量 K_{it}^p 则可表示为：

$$K_{it}^p = \sum_{\tau=0}^T d_{\tau} \times I_{i,t-\tau} \times S_{i\tau} = \sum_{\tau=0}^T d_{\tau} \times K_{it} \quad (15)$$

(2) 统计范围。

本文参照世界银行对基础设施的权威定义并借鉴金戈 (2016) 的具体分类方法^[19]，将农村基础设施划分为农村经济基础设施和农村社会基础设施两大类。结合《中国农村统计年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》对历年农村固定资产投资的行业分类，我们将农村经济基础设施固定资产投资的统计范围界定为“电力、燃气及水的生产和供应业”，“交通运输、仓储和邮政业”，“信息传输、计算机服务和软件业”，“水利、环境和公共设施管理业”四个行业的农村固定资产投资；农村社会基础设施固定资产投资的统计范围界定为“科学研究、技术服务和地质勘查业”，“教育”，“卫生、社会保障和社会福利业”，“文化、

体育和娱乐业”，“公共管理和社会组织”五个行业的农村固定资产投资。由于《国民经济行业分类》标准于 2002 年进行了修订，导致农村固定资产投资的统计口径在 2003 年前后出现了不一致。为保证统计口径的一致性，我们将 1996—2002 年的行业分类拆分为与 2003—2020 年相同，并根据 2003—2020 年各行业固定资产投资额占固定资产投资总额的平均比重，近似求得 2003 年以前各个行业的固定资产投资，使得 2003 年前后的行业数据可比。

(3) 基期资本存量。

《中国农村统计年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》公布了 1996 年以来各地区农村按主要行业分的固定资产投资数据，因此我们将基期定为 1996 年，并采用各地区基期的基础设施固定资产投资额除以投资增长率与资产折旧率之和作为各地区的基期资本存量。

(4) 当年固定资产投资序列。

《中国农村统计年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》提供了 1999—2010 年各地区分行业的农村固定资产投资额，其他缺失数据的处理办法如下：①从 2011 年开始，《中国农村统计年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》仅公布了各地区农村农户按主要行业分的固定资产投资，各地区农村非农户分行业的固定资产投资数据缺失。考虑到公共预算支出中的农林水支出是农村非农户固定资产投资的主要资金来源(张亦工和胡振虎, 2008)^[6]，我们将 1990—2011 年政府财政农林水支出和农村非农户固定资产投资额进行线性回归发现，二者间拟合优度达到 0.98, 因此通过线性方程估算出 2012—2020 年的农村非农户固定资产投资额。然后，采用移动平均法推测 2011—2020 年各地区农村非农户分行业的固定资产投资额。最后，将各地区各行业的农村农户固定资产投资与农村非农户固定资产投资相加，即可得到各地区分行业的农村固定资产投资额。②《中国固定资产投资统计年鉴》仅提供了 1996—1998 年各地区农村集体单位分行业固定资产投资以及各地区农村居民个人部分行业的固定资产投资。由于农村经济基础设施与社会基础设施的投资主体主要为农村集体所有制单位，我们将各地区农村集体单位的经济基础设施固定资产投资加上各地区农村居民个人在“交通运输、仓储及邮电通信业”上的固定资产投资作为各地区农村经济基础设施固定资产投资额，将各地区农村集体单位的社会基础设施投资作为各地区农村社会基础设施固定资产投资额。

(5) 固定资产投资价格指数。

《中国统计年鉴》公布了 1996—2019 年各地区固定资产投资价格指数。其中，部分数据缺失。我们的处理办法是，重庆市 1996 年数据来源于《重庆市统计年鉴》，海南省 1996—1999 年数据来源于《新中国 55 年统计资料汇编(1949—2004 年)》，广东省 1996—2000 年数据和各省份 2020 年数据采用相应省份、相应年份的商品零售价格指数替代。

(6) 资产使用年限。

由于官方统计资料并未给出分行业固定资产投资额中建筑安装工程，设备、工具、器具购置以及其他费用的资产比例，本文无法按照资产类别确定各类资产的使用年限，因此借鉴前期研究假定资产综合使用年限为 20 年。

基于上述估算框架和指标构建，本文对 1996—2020 年中国省际农村经济基础设施和社会基础设施的生产性资本存量进行了估算 1。由于西藏农村固定资产投资数据不全，估算样本仅包括除西藏之外的内陆 30 个省份。为剔除人口因素，我们将省际农村经济基础设施和社会基础设施资本存量除以各省份农村年末人口数得到各地区农村人均经济基础设施资本投入(k^e)、农村人均社会基础设施资本投入(k^s)并作为解释变量。

3. 控制变量。

参考现有文献的做法，本文选取了经济发展水平、农村人力资本水平、第一产业比重、农村人均耕地面积、城镇化水平、对外开放度等控制变量。其中，经济发展水平 (pgdp) 采用人均地区生产总值表示，并利用人均地区生产总值指数平减为以 1996 年为基期的实际值；农村人力资本水平 (edu) 采用各地区乡村人口平均受教育年限表示，其中未上过学、小学、初中、高中、大专及以上分别按照 0 年、6 年、9 年、12 年和 16 年的受教育年限计算；第一产业比重 (agr) 采用各地区第一产业增加值占 GDP 的比重来表示；农村人均耕地面积 (land) 由各地区农作物播种面积除以各地区农村年末人口数得到；城镇化水平 (urb) 采用各地区年末城镇人口占总人口的比重表示；对外开放度 (open) 采用各地区进出口总额占 GDP 的比重表示。

本文样本数据为 1996—2020 年中国内陆除西藏之外 30 个省份的面板数据，相关数据来源于历年《中国固定资产投资统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 各变量的描述性统计

变量名	含义(单位)	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
y	农村居民人均纯收入(元)	750	4838.64	3455.21	970.13	21176.08
y ^s	农村居民人均工资性收入(元)	750	2041.79	2257.37	53.68	14208.95
y ⁰	农村居民人均非工资性收入(元)	750	2796.86	1570.04	852.20	8404.96
k ^e	农村人均经济基础设施资本投入(元)	750	2940.07	6081.19	33.20	66126.89
k ^s	农村人均社会基础设施资本投入(元)	750	1408.54	2902.08	1.27	30742.03
pgdp	人均地区生产总值(元)	750	7668.28	5264.12	1960.15	33023.74
edu	乡村人口平均受教育年限(年)	750	7.11	0.91	3.33	9.80
agr	第一产业比重(%)	750	13.82	7.77	0.30	37.91
land	农村人均耕地面积(公顷/万人)	750	2432.56	1337.36	306.40	10068.22
urb	城镇化水平(%)	750	48.22	16.31	17.19	89.60
open	对外开放度(%)	750	29.39	36.74	1.27	205.13

五、实证结果与分析

(一) 基准模型回归结果

在仅考虑结构性的情况下，本文对模型(1)分别进行固定效应回归和随机效应回归，Hausman 检验结果显示应使用固定效应模型。为进一步控制时间层面不随个体变化的不可观测效应，我们在回归过程中引入时间固定效应，回归结果如表 2 所示。结果显示，引入时间固定效应后，各方程的拟合优度明显提升并且各年度效应均通过了显著性检验，因此我们以分析双向固定效应模型的回归结果为主。

表 2 基准模型回归结果

解释变量	被解释变量					
	lny		lny ^s		lny ⁰	
	FE	Two-wayFE	FE	Two-wayFE	FE	Two-wayFE
lnk ^e	0.364*** (0.014)	0.133*** (0.009)	0.304*** (0.029)	0.080** (0.032)	0.371*** (0.017)	0.067*** (0.016)
lnk ^s	-0.057*** (0.012)	-0.001 (0.005)	0.066*** (0.024)	0.097*** (0.020)	-0.069*** (0.014)	-0.017* (0.010)
lnpgdp	0.109* (0.056)	0.090*** (0.030)	0.184 (0.113)	0.346*** (0.113)	0.082 (0.068)	0.131** (0.056)
lnedu	0.045 (0.118)	0.177*** (0.057)	1.500*** (0.238)	0.415*** (0.113)	-0.301** (0.143)	-0.161 (0.106)
lnagr	0.132*** (0.029)	0.040*** (0.013)	0.037 (0.058)	0.079 (0.068)	0.146*** (0.035)	0.099*** (0.024)
lnland	0.352*** (0.037)	0.103*** (0.016)	0.337*** (0.074)	0.024 (0.059)	0.548*** (0.045)	0.344*** (0.030)
lnurb	0.266*** (0.057)	0.080*** (0.026)	0.548*** (0.115)	0.294*** (0.096)	-0.086 (0.069)	-0.408*** (0.048)
lnopen	-0.088*** (0.015)	-0.033*** (0.007)	-0.143*** (0.030)	-0.090*** (0.027)	-0.060*** (0.018)	-0.089*** (0.014)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是
常数项	1.878*** (0.453)	6.339*** (0.270)	-4.325*** (0.917)	2.395** (1.009)	2.142*** (0.553)	4.934*** (0.503)
观测值	750	750	750	750	750	750
R ²	0.955	0.993	0.913	0.953	0.911	0.967

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平下显著，括号内数值为标准误。下同。

表 2 显示，农村经济基础设施投入显著促进农民各类收入的增长，而农村社会基础设施投入对农民工资性收入有显著正效应但对非工资性收入有显著负效应。这一结论与理论预期并不完全相符，但也不难解释。自 1998 年实行积极财政政策和 2000 年实施西部大开发战略以来，中央财政加大了对农村基础设施建设的支持力度，以农村公路建设、电网改造、生活用水、农田水利为代表的经济基础设施建设取得了重大突破，而以农村教育、卫生、医疗为代表的社会基础设施建设仍明显不足。第三次全国农业普查公报显示，截至 2016 年末，中国 99.3% 的村通公路，99.7% 的村通电，99.5% 的村通电话，82.8% 的村安装了有线电视，89.9% 的村通宽带互联网；但是，在环境卫生、文化教育、医疗和社会福利等方面，仅有 53.5% 的村完成或部分完成改厕，32.3% 的村

有幼儿园、托儿所，59.2%的村有体育健身场所，54.9%的村有执业(助理)医师。因此，不断完善的经济基础设施有效发挥了其增收效应，而相对欠缺的社会基础设施对农民收入尤其是非工资性收入的促进作用还未充分显现。同时，农村社会基础设施投入有利于农民工资性收入的提高而不利于非工资性收入的提高，表明受益于社会基础设施建设的农民更倾向通过外出务工获取收入的增长。

除此之外，我们还得到其他解释农民收入增长的有益补充。首先，人均 GDP 对农民纯收入、工资性收入和非工资性收入的增长均呈显著正效应，说明经济发展水平越高的地区可以为农民提供更多的农业和非农就业机会，更有利于农民收入的增长。其次，农村人力资本水平显著促进农民纯收入和工资性收入的增长，但对非工资性收入的影响不显著。这说明，人力资本水平较高的农村居民具有明显的非农就业倾向或机会，留守在农村的大多为受教育程度不高、劳动能力较弱的老人、妇女和儿童，从而不利于农业生产。程名望等(2016)的研究同样发现，人力资本对农户工资性收入的回报率更为显著和突出，贡献率达到 60.40%^[36]。再次，第一产业比重和农村人均耕地面积显著促进农民纯收入和非工资性收入的增长，但对工资性收入的促进作用不显著。究其原因，农业发展水平较高或农业资源禀赋较好的地区会给农民带来更多农业生产的有利条件，同时也增加了农民外出务工的机会成本，因此农民更倾向在家务农而非外出务工。骆永民和樊丽明(2015)同样指出，农村土地是农民获取农业收入的保障但同时也是获取工资性收入的阻碍^[37]。另外，城镇化水平显著有利于农民纯收入和工资性收入的增长但不利于非工资性收入的增长，说明城镇化水平越高的地区可以为农民提供更多的非农就业机会，但同时也挤占了农业发展所需的人力和物力。最后，对外开放度显然不利于农民各类收入的增长，说明对外开放度越高的地区农业生产和非农就业的竞争更为激烈，大量外来农产品和劳动力涌入本地市场，不利于本地区农村居民收入的增加。

(二)空间面板模型回归结果

在考虑结构性和空间性的情况下，本文基于三种空间权重矩阵，采用极大似然估计(MLE)方法对模型(2)至模型(4)进行参数估计。Hausman 检验支持双向固定效应模型，因此空间面板模型也建立在双向固定效应的基础上展开估计。Wald 检验和 LR 检验结果一致显示，可以拒绝 SDM 模型能简化为 SAR 模型或 SEM 模型的原假设，因此本文选择 SDM 模型即模型(4)进行估计。由于 SDM 模型中变量的参数估计值并不代表其边际影响，解释变量及其空间滞后项对被解释变量的边际效应要从其直接效应、间接效应以及总效应来判断，借鉴 Elhorst (2014)的方法^[38]，我们估计了各解释变量的直接效应、间接效应和总效应，回归结果报告于表 3。

表 3 空间面板模型回归结果

解释变量		被解释变量								
		lny			lny ^s			lny ^o		
		W _{gp}	W _{gd}	W _{egd}	W _{gp}	W _{gd}	W _{egd}	W _{gp}	W _{gd}	W _{egd}
直接效应	lnk ^e	0.026*** (0.009)	0.036*** (0.009)	0.031*** (0.008)	0.034*** (0.003)	0.066* (0.035)	0.034*** (0.002)	0.062*** (0.016)	0.089*** (0.018)	0.062*** (0.016)
	lnk ^s	0.008 (0.005)	0.004 (0.006)	0.006 (0.005)	0.064*** (0.019)	0.069*** (0.023)	0.043** (0.021)	-0.010 (0.010)	-0.012 (0.010)	-0.006 (0.010)
	控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
间接效应	lnk ^e	0.086*** (0.019)	0.142* (0.078)	0.139*** (0.025)	0.143** (0.063)	0.797*** (0.298)	0.203** (0.087)	0.094*** (0.034)	0.901*** (0.200)	0.299*** (0.050)

	lnk ^s	-0.037*** (0.010)	-0.002 (0.030)	-0.009 (0.012)	0.229*** (0.038)	0.525*** (0.158)	0.270*** (0.051)	-0.084*** (0.019)	-0.278*** (0.070)	-0.109*** (0.023)
	lnpgdp	0.606*** (0.053)	0.798*** (0.175)	0.396*** (0.064)	0.702*** (0.188)	0.510*** (0.144)	0.262*** (0.051)	0.435*** (0.101)	0.810** (0.325)	0.309*** (0.116)
	lnedu	0.021 (0.111)	-0.927** (0.468)	-0.211 (0.146)	-0.153 (0.387)	0.670 (1.615)	0.433 (0.560)	0.904*** (0.204)	1.971** (0.807)	0.606** (0.262)
	lnagr	0.009 (0.030)	0.147 (0.110)	0.028 (0.035)	0.388*** (0.120)	0.959** (0.442)	0.342*** (0.143)	-0.029 (0.056)	0.217 (0.189)	0.064 (0.063)
	lnland	-0.050 (0.034)	-0.140 (0.121)	-0.064* (0.035)	0.795*** (0.113)	0.734* (0.417)	0.515*** (0.134)	-0.172*** (0.072)	-0.519*** (0.252)	-0.164** (0.077)
	lnurb	0.099* (0.051)	0.010 (0.190)	-0.086 (0.072)	0.451** (0.179)	0.593 (0.711)	-0.252 (0.292)	-0.113 (0.103)	-0.604 (0.386)	-0.096 (0.143)
	lnopen	0.051*** (0.014)	0.097* (0.053)	0.016 (0.020)	0.367*** (0.054)	0.551** (0.227)	0.021 (0.081)	0.030 (0.026)	0.172* (0.099)	0.050 (0.037)
	lny	0.360*** (0.084)	0.962*** (0.229)	0.499*** (0.095)	0.401*** (0.122)	0.899* (0.479)	0.433*** (0.145)	0.179** (0.087)	0.160 (0.223)	0.112 (0.097)
总效应	lnk ^e	0.111*** (0.022)	0.177*** (0.080)	0.170*** (0.026)	0.177*** (0.073)	0.863*** (0.310)	0.238*** (0.093)	0.157*** (0.040)	0.990*** (0.209)	0.361*** (0.055)
	lnk ^s	-0.029*** (0.010)	0.002 (0.031)	-0.003 (0.013)	0.293*** (0.041)	0.594*** (0.167)	0.313*** (0.057)	-0.093*** (0.020)	-0.290*** (0.072)	-0.115*** (0.025)
	控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应		是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应		是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值		750	750	750	750	750	750	750	750	750
R ²		0.991	0.992	0.990	0.932	0.908	0.932	0.927	0.933	0.934
LogL		1265.009	1256.074	1289.011	340.703	278.196	266.389	808.414	826.035	836.123
Wald 空间滞后检验		48.62***	14.89*	25.01***	175.43***	53.11***	16.36**	63.79***	97.38***	107.95***
LR 空间滞后检验		53.77***	34.71***	62.94***	157.90***	62.13***	40.91***	69.11***	105.75**	113.77***
Wald 空间误差检验		47.24***	14.83*	24.74***	174.66***	51.37***	16.35**	63.60***	94.55***	103.61***
LR 空间误差检验		52.70***	35.78***	65.00***	155.44***	64.90***	43.46***	73.59***	113.58***	126.82***

注：W_{gp}、W_{gd}、W_{egd} 分别表示以地理邻接、地理距离和经济—地理复合距离作为空间权重矩阵。Wald 空间滞后检验和 LR 空间

滞后检验的原假设为：SDM 模型可简化为 SAR 模型；Wald 空间误差检验和 LR 空间误差检验的原假设为：SDM 模型可简化为 SEM 模型。为节约篇幅，表中未具体报告控制变量的直接效应和总效应。

由表 3 可知，在引入空间效应后，农村经济基础设施投入对农民各类收入均具有显著的正向直接效应，而农村社会基础设施投入仅对农民工工资性收入具有显著的正向直接效应。这一结论与表 2 基本保持一致，因此不再赘述，此处重点关注各变量的间接效应即空间效应。 $\ln y$ 的回归系数大多通过了显著性检验，表明邻近地区农民收入的增加对本地区农民收入具有显著的正向影响。 $\ln k^e$ 的回归系数显著为正， $\ln k^s$ 的回归系数在以 $\ln y^s$ 为被解释变量时为正而以 $\ln y^e$ 为被解释变量时为负。这说明，邻近地区农村经济基础设施投入能显著促进本地区农民各类收入增长，即农村经济基础设施投入的空间溢出效应大于空间竞争效应；而邻近地区农村社会基础设施投入对本地区农民工工资性收入具有显著正向作用但对非工资性收入具有负向影响。可能的解释是，交通、通信等具有网络性特征的经济基础设施空间效应明显强于社会基础设施，邻近地区农村经济基础设施的不断完善能为本地区农民到邻近地区务工或销售农产品提供便利，也能促进本地政府竞相提高基础设施投入，从而有效提高本地区农民工工资性收入和非工资性收入；而以教育、医疗、卫生等为代表的社会基础设施更多服务于本地农民，其空间效应弱于经济基础设施，同时考虑到其投入的相对不足，因此社会基础设施的空间溢出效应还未全面显现。

针对控制变量的间接效应， $\ln pgdp$ 的回归系数为正并且在统计上十分显著，说明邻近地区经济发展水平对本地区农民各类收入均具有显著的正向效应，邻近地区经济发展水平越高，本地区农民更容易在邻近地区获取就业机会，也能促使本地政府通过合作和效仿发展本地经济。 $\ln edu$ 的回归系数仅在以 $\ln y^e$ 为被解释变量时通过了显著性检验，表明邻近地区农村人力资本水平能显著提高本地区农民的非工资性收入。究其原因，邻近地区农民受教育程度越高则越倾向外出务工，大量优质劳动力从事非农就业为本地区农产品进入邻近地区提供了条件。 $\ln agr$ 的回归系数仅在以 $\ln y^s$ 为被解释变量时通过了显著性检验，说明邻近地区第一产业的发展对本地区农民工工资性收入具有显著正向作用。原因在于，邻近地区第一产业越发达，越容易挤占本地区的农产品市场，促使本地区农民不得不通过外出务工来获取收入。 $\ln land$ 的回归系数在以 $\ln y^e$ 为被解释变量时显著为正而在以 $\ln y^s$ 为被解释变量时显著为负，表明邻近地区农村人均耕地面积对本地区农民工工资性收入具有正向影响而对非工资性收入具有负向影响。可能的解释是，邻近地区农村耕地面积越丰富则越有利于农业的发展，也越容易挤占本地区农产品市场，同时邻近地区农民在此资源优势下更倾向在家务农，这为本地区农民进入邻近地区劳动力市场提供了条件。 $\ln open$ 的回归系数为正并且部分通过了显著性检验，说明邻近地区的对外开放对本地区农民收入具有正向影响。可能的解释是，邻近地区对外开放水平越高，本地区的农村劳动力和农产品越容易进入邻近地区市场。

(三)引入交互项的空间面板模型回归结果

在结构性、空间性和异质性的三维视角下，本文基于三种空间权重矩阵，采用极大似然估计 (MLE) 方法对模型 (8) 和模型 (9) 分别展开回归。由于上文的空间计量检验支持 SDM 模型，此处模型也建立在 SDM 模型的基础上进行估计，回归结果如表 4 所示。

表 4 引入交互项的空间面板模型回归结果

解释变量	被解释变量					
	$\ln y$		$\ln y^s$		$\ln y^e$	
$\ln k^e$	0.613*** (0.079)	0.254*** (0.050)	2.443*** (0.313)	1.273*** (0.194)	-0.155 (0.149)	0.055 (0.094)
$\ln k^s$	-0.674*** (0.082)	-0.198*** (0.033)	-2.206*** (0.319)	-0.821*** (0.127)	-0.036 (0.155)	-0.053 (0.062)

$\ln k^e \times \ln pgdp$	-0.067*** (0.009)		-0.284*** (0.036)		0.024 (0.017)	
$\ln k^s \times \ln pgdp$	0.080*** (0.010)		0.266*** (0.038)		0.004 (0.018)	
$\ln k^e \times \ln edu$		-0.117*** (0.026)		-0.682*** (0.099)		0.003 (0.049)
$\ln k^s \times \ln edu$		0.115*** (0.018)		0.481*** (0.070)		0.029 (0.034)
$W \times \ln y$	0.483*** (0.118)	0.535*** (0.118)	0.451*** (0.165)	0.397** (0.159)	0.088 (0.106)	0.109 (0.106)
$W \times \ln k^e$	0.118*** (0.024)	0.127*** (0.024)	0.321*** (0.084)	0.249*** (0.084)	0.310*** (0.043)	0.299*** (0.043)
$W \times \ln k^s$	0.014 (0.011)	0.018 (0.012)	0.122*** (0.048)	0.114** (0.048)	-0.105*** (0.021)	-0.105*** (0.021)
控制变量	是	是	是	是	是	是
$W \times$ 控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	750	750	750	750	750	750
R^2	0.992	0.992	0.908	0.906	0.936	0.935
LogL	1322.482	1309.233	300.900	295.122	844.639	837.404

注：为节约篇幅，表中未具体报告控制变量和 $W \times$ 控制变量的回归结果。

由表 4 可知，当 $\ln y^e$ 为被解释变量时，引入交互项后的解释变量回归系数均未通过显著性检验，因此我们以分析 $\ln y$ 和 $\ln y^s$ 为被解释变量时的回归结果为主。结果显示，交互项 $\ln k^e \times \ln pgdp$ 、 $\ln k^e \times \ln edu$ 的回归系数显著为负而 $\ln k^s \times \ln pgdp$ 、 $\ln k^s \times \ln edu$ 的回归系数显著为正，说明农村基础设施投入的增收效应确实存在异质性。首先，经济发展水平的提高会对农村经济基础设施投入的增收效应带来负向影响而对农村社会基础设施投入的增收效应带来正向影响。究其原因，随着经济发展水平的提高，中央和地方政府对农村经济基础设施的投入力度不断加大，农民外出务工受交通、通信等基础设施制约的情形越来越少，因此农村经济基础设施资本投入的边际收入也会不断下降。同时，由于农村经济基础设施对提升农村经济、农民收入的作用更为明显，地方政府倾向把经济基础设施投入放在重要地位而把社会基础设施投入放在较轻地位(李燕凌，2016)^[3]，导致农村社会基础设施资本投入相对匮乏。因此，随着农村社会基础设施的不断完善，其边际收入也会不断上升。正如 Atolia 等(2019)所指出的，在教育等社会基础设施领域的“大推进”要优于在道路等经济基础设施领域的“大推进”^[39]。其次，农村人力资本水平的提高同样会对农村经济基础设施投入的增收效应带来负向影响而对农村社会基础设施投入的增收效应带来正向影响。原因在于，随着农村居民受教育程度的不断提升，外出务工成为优质劳动力的理性选择，人力资本水平较高的农村滞留的却是众多受教育程度较低的

老人、妇女和儿童，导致农村经济基础设施的边际收入得不到提高。同时，农村社会基础设施的不断完善促使农村居民能拥有更高的受教育水平、更好的身体素质从事农业或非农生产，形成良性循环，因此农村社会基础设施投入的边际收入不断提升。

(四)门限面板回归模型

为进一步检验农村基础设施增收效应的异质性，本文分别以经济发展水平和农村人力资本水平作为门限变量对模型(10)展开回归。门限检验结果显示，当以 $\ln y^o$ 为被解释变量、 $\ln pgdp$ 为门限变量时，双重门限统计效果更佳，其他情况下单一门限统计效果更佳。

经济发展水平和农村人力资本水平对农村基础设施投入的增收效应存在非线性影响。随着经济发展水平和农村人力资本水平的提高，农村经济基础设施投入对农民各类收入的促进作用不断减小，而农村社会基础设施投入对农民纯收入和非工资性收入的影响由负转正，对工资性收入的影响由不显著到显著为正。特别地，当 $\ln pgdp$ 超过 10.194 的门限值时，农村经济基础设施投入显著不利于农民非工资性收入的增长。经计算发现，目前仅北京、上海的人均 GDP 对数值超过了这一门限值。这两个地区的经济发展水平较高，农业在其产业结构中所占比重非常小，继续加大农村经济基础设施投资对农民非工资性收入的边际作用已然为负。以上结论表明：第一，随着经济发展水平和农村人力资本水平的提高，农村经济基础设施的增收效应虽然为正但其边际收入正在不断下降；第二，农村社会基础设施的增收效应是有先决条件的，只有当经济发展水平和农村人力资本水平超过某一门限值，农村社会基础设施才会促进农民收入的增长。目前，各个省份的乡村人口平均受教育年限对数值均超过了相应的门限值，而黑龙江、贵州、甘肃等省份的人均 GDP 对数值还未越过 8.532 的门限值，这也从另外一个方面解释了前述模型中农村社会基础设施增收效应显著为负或不显著的原因。

(五)稳健性检验

为确保实证分析的稳健性，上文同时给出了三种空间权重矩阵下的空间计量回归结果。结果表明，采用不同的空间权重矩阵所得到的解释变量估计参数的大小虽有差异，但其正负向和显著性水平并没有发生根本变化，说明回归结果并不随空间权重矩阵的变化而显著变化，验证了回归结果的稳健性。除此之外，本文还做了其他尝试：一是通过逐一剔除控制变量重新进行回归，结果发现，解释变量回归系数的正负向及显著性变化不大；二是考虑到样本数据中的极端值可能影响回归结果，我们剔除 2020 年农民人均纯收入最高的上海市和最低的甘肃省后重新进行回归，解释变量回归系数符号和显著性没有发生明显变化。

另外，农村基础设施的不断完善可以提高农民收入，反之，农村居民收入水平的提高也会促使农民更多投资于农村基础设施，毕竟中国的农村基础设施在早些年大多依靠农民自身集资修建(谢申祥等, 2018)^[40]，即二者之间存在双向因果关系的可能性。为解决由此带来的内生性问题，我们使用工具变量法进行参数估计，具体做法为利用内生解释变量的一阶滞后项作为工具变量，运用两阶段最小二乘法(2SLS)展开回归。第一阶段估计结果显示，工具变量的估计参数为正并且在统计上十分显著，识别弱工具变量的 Cragg-DonaldWaldF 统计量均大于 10%显著性水平下的临界值。表 5 报告了第二阶段回归结果，在控制了内生性问题后，回归结果与基准模型实证结果仍保持一致，验证了本文结论的稳健性。

表 5 工具变量回归结果

解释变量	被解释变量								
	$\ln y$			$\ln y^s$			$\ln y^o$		
$\ln k^o$	0.040*** (0.009)	1.773*** (0.437)	0.647*** (0.181)	0.097*** (0.036)	3.689** (1.587)	1.683** (0.663)	0.090*** (0.018)	1.957** (0.862)	0.951*** (0.349)

$\ln k^s$	-0.012* (0.006)	-1.841*** (0.440)	-0.516*** (0.126)	0.094*** (0.024)	-3.384** (1.597)	-1.191*** (0.459)	-0.038*** (0.012)	-2.164** (0.867)	-0.683*** (0.242)
$\ln k^e \times \ln pgdp$		-0.198*** (0.050)			-0.432** (0.180)			-0.214** (0.098)	
$\ln k^s \times \ln pgdp$		0.216*** (0.051)			0.408** (0.187)			0.251** (0.101)	
$\ln k^e \times \ln edu$			-0.315*** (0.092)			-0.921*** (0.335)			-0.445** (0.177)
$\ln k^s \times \ln edu$			0.280*** (0.068)			0.705*** (0.247)			0.355*** (0.130)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	6.278*** (0.267)	5.361*** (0.449)	4.885*** (0.520)	2.299** (1.025)	-0.803 (1.629)	-1.717 (1.902)	4.772*** (0.512)	4.113*** (0.885)	2.822*** (1.001)
观测值	750	750	750	750	750	750	750	750	750
R^2	0.993	0.993	0.993	0.950	0.951	0.951	0.967	0.962	0.965

六、研究结论与政策启示

在乡村振兴和脱贫攻坚的战略背景下，细致探讨并充分发挥农村基础设施投入对农民收入增长的促进作用，对于缩小城乡居民收入差距、实现区域经济均衡发展至关重要。本文基于非传统途径的永续盘存法审慎估算 1996—2020 年中国省际农村经济基础设施和社会基础设施的生产性资本存量，然后在结构性、空间性和异质性的三维视角下，利用双向固定效应模型、空间面板杜宾模型、门限面板回归模型实证分析农村基础设施增收效应的作用机制和影响效应。研究表明：第一，农村经济基础设施投入显著促进农民各类收入的增长，而农村社会基础设施投入仅对农民工资性收入具有显著正向作用。受制于相对短缺和经济发展水平的门限效应，农村社会基础设施增收效应还未充分显现。第二，农村经济基础设施投入对农民各类收入呈现稳健的空间溢出效应，而农村社会基础设施投入对农民工资性收入具有空间溢出效应但对非工资性收入具有空间竞争效应。第三，经济发展水平和农村人力资本水平对农村基础设施的增收效应存在非线性影响。随着经济发展水平和农村人力资本水平的提高，农村经济基础设施投入对农民各类收入的促进作用不断减小，农村社会基础设施投入对农民纯收入和非工资性收入的影响由负转正，对工资性收入的影响由不显著到显著为正。第四，农村人力资本水平显著促进农民纯收入和工资性收入的增长，但对非工资性收入的影响不显著。受教育水平较高的农民具有明显的非农就业倾向或机会，留守在农村从事农业生产的以弱质劳动力为主。

由于农村基础设施的增收效应存在显著的结构性、空间性和异质性影响，中央和地方政府在加强农村基础设施建设、提高农村居民收入的政策制定及执行过程中应对上述影响作充分考虑。首先，在结构性方面，考虑到农村经济基础设施投入的边际收入不断下降而农村社会基础设施投入的相对不足导致其增收效应还未有效发挥，未来应将农村基础设施投资重点放在社会基础设施建设方面，不断加大对农村尤其是西部农村的教育、医疗、卫生、社会福利等方面的基础设施投入，加快补齐农村基础设施建设短板，实现农村公共服务均等化。其次，在空间性方面，中央政府在加强农村基础设施建设过程中应优化区域分布，投资政策

适当向中西部落后农村地区倾斜,实现农村基础设施投入的均衡发展;地方政府应根据本地经济发展状况和要素禀赋特征,结合相邻省份的农村基础设施建设境况,因地制宜确立农村基础设施投资策略,有重点、分阶段地开展农村基础设施投资建设,推动当地及相邻省份农村的协调发展。再次,在异质性方面,考虑到经济发展水平和农村人力资本水平的提高是农村社会基础设施发挥增收效应的先决条件,地方政府应不断提高本地经济发展水平、完善农村教育设施和配套服务,提高农民的受教育水平,实现农民收入的可持续增长。最后,受教育水平较高的优质劳动力外出务工成为农民的理性选择,但优质劳动力大量流失带来的农业空心化问题不利于我国农业的可持续发展,如何实现农村优质劳动力外流增收和农业可持续发展之间的均衡是决策者需要解决的重要问题。

参考文献:

- [1]廖家勤.财政紧约束下有效促进农村基础设施建设的政策选择[J].农村经济,2006(3):56-59.
- [2]林万龙.中国农村公共服务供求的结构性失衡:表现及成因[J].管理世界,2007(9):62-68.
- [3]李燕凌.农村公共产品供给侧结构性改革:模式选择与绩效提升——基于5省93个样本村调查的实证分析[J].管理世界,2016(11):81-95.
- [4]黄少安.改革开放40年中国农村发展战略的阶段性演变及其理论总结[J].经济研究,2018(12):4-19.
- [5]唐建新,黄霞,郑春美.农村基础设施供给体制:现状、形成原因与重构[J].武汉理工大学学报(社会科学版),2009,22(5):49-55.
- [6]张亦工,胡振虎.农村基础设施建设与农民增收研究——一个农业财政资金整合的视角[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2008(2):90-97.
- [7]刘生龙,周绍杰.基础设施的可获得性与中国农村居民收入增长——基于静态和动态非平衡面板的回归结果[J].中国农村经济,2011(1):27-36.
- [8]陈银娥,刑乃千,师文明.农村基础设施投资对农民收入的影响——基于动态面板数据模型的经验研究[J].中南财经政法大学学报,2012(1):97-103.
- [9]骆永民,骆熙,汪卢俊.农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业[J].管理世界,2020(12):91-109.
- [10]Kam S P,Hossain M,Bose M L,Villano L S.Spatial Patterns of Rural Poverty and their Relationship with Welfare-influencing Factors in Bangladesh[J].Food Policy,2005,30(5):551-567.
- [11]Farrow A,Larrea C,Hyman G,Lema G.Exploring the Spatial Variation of Food Poverty in Ecuador [J].Food Policy,2005,30(5):510-531.
- [12]骆永民,樊丽明.中国农村基础设施增收效应的空间特征——基于空间相关性和空间异质性的实证研究[J].管理世界,2012(5):71-87.
- [13]Datt G,Ravallion M.Why Have Some Indian States Done Better Than Others at Reducing Rural Poverty?[R].The

World Bank Policy Research Working Paper, 1996, No. 1594.

[14] Walle D. Are Returns to Investment Lower for the Poor? Human and Physical Capital Interactions in Rural Vietnam[J]. Review of Development Economics, 2003, 7(4): 636-653.

[15] 张勋, 万广华. 中国的农村基础设施促进了包容性增长吗?[J]. 经济研究, 2016(10): 82-96.

[16] 吴明娥. 财政分权与地方公共资本投入结构偏向——基于 1994—2017 年中国省级面板数据的实证分析[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2021(6): 130-140.

[17] Winters P, Davis B, Carletto G, Covarrubias K, Quinones E J, Zezza A, Azzarri C, Stamoulis K. Assets, Activities and Rural Income Generation: Evidence from a Multi-country Analysis[J]. World Development, 2009, 37(9): 1435-1452.

[18] Heerink N, Bao X, Li R, Lu K, Feng S. Soil and Water Conservation Investments and Rural Development in China[J]. China Economic Review, 2009, 20(2): 288-302.

[19] 金戈. 中国基础设施与非基础设施资本存量及其产出弹性估算[J]. 经济研究, 2016(5): 41-56.

[20] 金戈. 中国基础设施资本存量估算[J]. 经济研究, 2012(4): 4-14.

[21] 胡李鹏, 樊纲, 徐建国. 中国基础设施存量的再测算[J]. 经济研究, 2016(8): 172-186.

[22] 朱发仓, 祝欣茹. 中国基础设施资本存量净额与固定资本消耗估计研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020(6): 70-88.

[23] 徐淑红. 农村基础设施投资资本存量测算[J]. 系统管理学报, 2010, 19(2): 177-182.

[24] 李胜文, 闫俊强. 农村基础设施及其空间溢出效应对农村经济增长的影响[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2011(4): 10-14.

[25] 郝二虎, 胡凯, 陈小萍. 农村基础设施存量的增收效应——基于全国 30 个省级面板数据的分析[J]. 农村经济, 2015(4): 64-68.

[26] 吴明娥, 曾国平, 曹跃群. 中国省际公共资本投入效率差异及影响因素[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(6): 22-40.

[27] 曹跃群, 郭鹏飞, 罗玥琦. 基础设施投入对区域经济增长的多维影响——基于效率性、异质性和空间性的三维视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(11): 140-159.

[28] World Bank. World Development Report 1994: Infrastructure for Development[M]. Oxford: Oxford University Press, 1994.

[29] Teruel R G, Kuroda Y. Public Infrastructure and Productivity Growth in Philippine Agriculture, 1974-2000[J]. Journal of Asian Economics, 2005, 16(3): 555-576.

-
- [30]Dillon A, Sharma M, Zhang X. Estimating the Impact of Rural Investments in Nepal[J]. Food Policy, 2011, 36(2): 250-258.
- [31]Renkow M, Hallstrom D G, Karanja D D. Rural Infrastructure, Transactions Costs and Market Participation in Kenya[J]. Journal of Development Economics, 2004, 73(1):349-367.
- [32]张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012(3):60-77.
- [33]朱军, 许志伟. 财政分权、地区间竞争与中国经济波动[J]. 经济研究, 2018(1):21-34.
- [34]方松海, 王为农, 黄汉权. 增加农民收入与扩大农村消费研究[J]. 管理世界, 2011(5):66-80.
- [35]Hansen B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.
- [36]程名望, 盖庆恩, Jin Yanhong, 史清华. 人力资本积累与农户收入增长[J]. 经济研究, 2016(1):168-181.
- [37]骆永民, 樊丽明. 土地: 农民增收的保障还是障碍?[J]. 经济研究, 2015(8):146-161.
- [38]Elhorst J P. Matlab Software for Spatial Panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3):389-405.
- [39]Atolia M, Li B G, Marto R, Melina G. Investing in Public Infrastructure: Roads or Schools?[J]. Macroeconomic Dynamics, 2019(12):1-30.
- [40]谢申祥, 刘生龙, 李强. 基础设施的可获得性与农村减贫——来自中国微观数据的经验分析[J]. 中国农村经济, 2018(5):112-131.

注释:

1 为简化表述, 如无特殊说明, 后文出现的资本存量均指生产性资本存量。

2 受篇幅所限, 此处仅报告了以经济—地理复合距离为空间权重矩阵的空间面板回归结果, 基于三种空间权重矩阵的空间面板回归结果在核心解释变量系数的正负向和显著性上保持一致。