

高速公路能否促进乡村振兴？

——基于上海财经大学“千村调查”数据的研究

杨 羊, 吴胜男, 张学良

(上海财经大学 长三角与长江经济带发展研究院, 上海 200433)

摘 要: 农民增收是事关我国城乡协同发展、推动并实现共同富裕的重大经济问题。在“乡村振兴、交通先行”的政策背景下, 文章使用上海财经大学“千村调查”以及 OpenStreetMap 数据考察了高速公路对农村家庭收入的影响。结果发现, 高速公路对农村家庭收入有显著提升作用, 且这一结论在一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明, 高速公路提高了沿线地区非农产业发展水平和其他基础设施的配套水平, 进而带来了农村家庭增收。异质性分析发现, 高速公路增收效应主要来自工资性收入, 这一结论从侧面验证了高速公路促进非农产业发展的作用机制。此外, 由于我国农村往往具有劳动力过剩特征, 且非农产业发展存在规模经济, 因此村庄人口规模越大, 高速公路的增收效应越明显。最后, 高速公路对低收入家庭、中西部地区家庭的增收作用更为明显, 这表明高速公路可降低农村地区的相对贫困和促进区域间农村协调发展。文章的政策含义在于, 为进一步巩固扶贫成果、促进乡村振兴和实现共同富裕, 提升交通基础设施可达性是一个可行策略。

关键词: 高速公路; 家庭收入; 乡村振兴; 千村调查

中图分类号: F542 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2024)04-0079-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240118.203

一、引 言

当前, 我国已消除绝对贫困, 但相对贫困仍将持续存在, 特别是在农村地区(王小林和冯贺霞, 2020)。根据国家统计局发布的《中华人民共和国 2021 年国民经济和社会发展统计公报》, 2021 年全国农村居民人均可支配收入仅 1.89 万元, 大约是城镇居民的 40%。大量农村劳动力进入大城市寻找就业增收机会, 甚至导致部分乡村出现“空心化”(龙花楼等, 2009; 蔡昉, 2017)。党的二十大报告指出, 全面建设社会主义现代化国家, 最艰巨最繁重的任务仍然在农村, 要全面推进乡村振兴, 坚持农业农村优先发展。作为政府重要的政策手段之一, 高速公路建设一直被我国广泛用于助力脱贫攻坚和乡村振兴(龚维进等, 2019)。本文关心的问题是, 高速公路建设能否提升农村家庭来自本地的收入? 背后的机制又是如何? 回答这些问题, 对于我国及广大发展中国家完善交通基础设施建设布局、推动我国实现乡村振兴具有重要的实践意义。

相对于欧美发达国家, 我国的高速公路建设起步晚, 但发展速度迅猛。虽然近年来我国高

收稿日期: 2023-07-29

基金项目: 上海市教育委员会 2023 年度科研创新计划重大项目(2023SKZD14); 上海市教育委员会 2023 年度非竞争性社会科学课题(2022110923); 中国博士后科学基金项目(2023M732170)

作者简介: 杨 羊(1991-), 男, 安徽芜湖人, 上海财经大学长三角与长江经济带发展研究院助理研究员;
吴胜男(1993-), 女, 江苏南通人, 上海财经大学长三角与长江经济带发展研究院助理研究员;
张学良(1978-), 男, 安徽安庆人, 上海财经大学长三角与长江经济带发展研究院研究员。

速公路里程的增长速度趋于平缓,但绝对量依然庞大。2020 年我国新增高速公路 1.2 万公里,相当于德国整个国家的高速公路里程。相比于普通公路,高速公路具有通行能力大、运输能力强以及时效性高等特点,能够有效降低企业原料和商品运输中的成本,促进要素流动(林善浪等, 2017)。同时,高速公路也改变了人口流动趋势和区域空间结构,造成了劳动力和经济活动的空间分化(Chandra 和 Thompson, 2000; Duranton 和 Turner, 2012)。因此,“要想富,先修路”的交通先行战略得到了各级政府的高度重视,特别是在扶贫和乡村振兴的政策设计中得到了大量体现。例如,在 2016 年交通运输部印发的《“十三五”交通扶贫规划》中,以高速公路等交通基础设施建设作为交通扶贫的首要举措;2021 年,交通运输部颁布了《关于巩固拓展交通运输脱贫攻坚成果全面推进乡村振兴的实施意见》,并提出要推动高速公路等重大基础设施项目建设,全面支撑乡村振兴战略实施。

学术界已有大量文献研究了交通基础设施对区域经济(特别是对城市经济)的影响,但对其能否推动农村地区发展,相关研究尚无定论(Asher 和 Novosad, 2020)。乡村振兴最核心的任务是增加农民收入,因此本文借助 OpenStreetMap 提供的高精度高速公路矢量数据,匹配 2019 年上海财经大学“千村调查”家庭微观数据,考察高速公路对农村家庭收入的影响。本文可能的边际贡献体现在三个方面:第一,构建了高速公路影响农村地区收入的理论框架。借鉴 Baldwin 等(2003)的理论工作,本文构建了一个扩展的本地溢出模型,考察农村至高速公路的可达性对本地企业份额和实际收入相对份额的影响。通过将时间维度上的经济增长与空间维度上的企业布局纳入同一理论分析框架,揭示了高速公路建设影响农村经济发展的内在逻辑。第二,拓展了高速公路经济效应的评价视角。在宏观层面,高速公路对经济增长、产业集聚、生产率改善等的影响已被大量研究关注(张学良, 2012; Faber, 2014; 谢呈阳和王明辉, 2020);在微观层面,现有研究则主要聚焦于其对企业生产率、经营行为等方面的影响(刘秉镰和刘玉海, 2011; Holl, 2016),少有研究关注其对居民收入的作用。虽然刘生龙和周绍杰(2011)、谢申祥等(2018)分别考察了道路基础设施的可获得性与中国农村居民收入增长以及贫困度之间的关系,但均未以高速公路作为研究对象。第三,识别了高速公路对农村居民来自本地收入的影响。理论上,高速公路的增收效应分为“人的繁荣”和“地的繁荣”两部分。一方面,高速公路促进了人口异地城镇化,导致大量农村劳动力外出转变为城市流动人口,拉动了“人的繁荣”,增加了农村居民外出打工获得的收入;另一方面,高速公路可能促进了本地非农产业发展,进而带动“地的繁荣”,使得农村居民增加了来自本地的收入。本文着重考察高速公路对农村居民来自本地收入的影响,并探析背后的作用机制,是对现有高速公路研究的有益补充。

二、文献回顾和理论假说

(一)文献回顾

作为一种经济刺激手段,重大交通基础设施建设对于拉动市场需求、降低市场分割和改善经济效率等有着显著促进作用(刘生龙和胡鞍钢, 2011; 张学良, 2012; Duranton 等, 2014; Faber, 2014; Donaldson 和 Hornbeck, 2016; Xu 和 Nakajima, 2017; 李兰冰等, 2019)。然而一些研究发现,分布效应的存在可能导致欠发达地区在交通基础设施建设过程中损失部分经济绩效。例如, Faber(2014)在探讨中国高速公路建设对地区经济增长的影响时,发现高速公路降低了外围城市的工业总产出增速,进而对外围城市的经济增长造成显著负向影响;张梦婷等(2018)研究发现,高铁建设提高了地区市场准入,导致外围城市的资本和劳动力等生产要素向中心城市集中,进而对外围城市产生虹吸效应,不利于其企业生产率提升。交通基础设施改善后,农村地区劳动

力进入城市的机会得以提升,留在农村地区的劳动力无法获取城市化带来的收入增益,甚至变得更加贫穷(Banerjee 等, 2020)。

从直接的实证证据来看,关于交通基础设施能否推动农村经济发展,目前学术界也未形成一致观点。一些学者认为,交通基础设施改善有利于农村家庭强化农业技术投入,提升农业生产效率(Sotelo, 2020),促进乡村商品经济的发展(Goyal, 2010),进而带来农村家庭增收或降低贫困(Dercon 等, 2009; Khandker 等, 2009)。但也有部分学者得出了相反的结论,近期代表性文献有两篇:第一, Asher 和 Novosad(2020)使用印度数据研究了交通基础设施对农村经济的影响,发现农村公路修建后,农民的农用设备与工具数量、基础作物的种植以及农业生产规模都未发生显著改善,非农经济也没有如期实现增长。第二, Shamdasani(2021)同样使用印度数据,研究了公路开通对农村家庭农业产出的影响,发现交通改善后,靠近城镇的村庄种植规模发生了严重缩减。但印度国情和中国国情有着很大区别,且高速公路与普通公路有着巨大差异,上述研究的普适性有待于进一步考察。在中国,国家以各种政策支持农村的产业融合发展,土地公有制结合政府引导这一制度优势有利于高速公路发挥其作用,使得一大批乡村产业园拔地而起,实际上促进了乡村工业和旅游业快速发展。

我们认为,在制度供给充足的情况下,高速公路能够促进农村经济增长,提高农村家庭来自本地的收入。主要原因有三个:一是高速公路带来的产业重分布效应。不同于高铁,高速公路同时兼顾运人和运货的功能,其可达性提升可对产业空间布局产生重要影响。例如,张天华等(2017)研究发现,高速公路的修建提升了在位工业企业的生产效率和潜在工业企业进入市场的概率,同时降低了在位企业的退出概率;Holl(2004)研究发现,新建交通基础设施能够增强沿线区域的吸引力,对包括制造业在内的多数产业的空间布局产生显著正向影响。大量产业会因为成本降低、经济效率改善而选址在高速公路附近(林善浪等, 2017)。二是交通基础设施普遍具有劳动力产业间转移效应。交通基础设施建设增加了农民由农业生产转向工业和服务业生产的可能性。例如,骆永民等(2020)研究发现,道路等农村基础设施投入能够促进非农就业,这种效应会在很长的一段时间内存在并持续强化;Qiao 等(2014)研究发现,高速公路建设能够促进农民参与当地的非农工作,而不是迁移。三是发展中国家农业和非农产业的劳动生产率差异。大量研究表明,很多发展中国家非农产业的劳动生产率远高于农业(Gollin 等, 2014),劳动力由农转工可以获得更高的收入水平。因此我们推测,高速公路可能提高了村庄附近的非农产业发展水平,使得一部分农村家庭放弃了小规模农业生产进而转向工业和服务业,最终推动农村家庭收入水平的提升。

(二)理论模型与假说

借鉴 Baldwin 等(2003)的理论工作,本文构建了一个扩展的本地溢出模型来说明上述机制。不同于 Baldwin 等(2003)的研究,我们在考虑区域间运输成本的基础上,进一步增加区域内运输成本,引入农村至高速公路可达性,考察其对本地实际收入相对份额的影响。^①

1. 模型假设。假设有农村地区和其他地区两个区域,有农业、工业和资本三个生产部门,同时有劳动力和资本两种要素投入。农村地区的资本和劳动禀赋分别记作 K 和 L ,其他地区的记作 K^* 和 L^* ,两地资本禀赋所占比重分别为 f_k 和 f_k^* ,劳动力份额分别为 f_l 和 f_l^* 。农村地区收入水平用 E 表示,占经济体总收入 E^w 的份额为 f_E ;相应地,其他地区收入水平用 E^* 表示,收入份额为 f_E^* 。农业部门具有规模报酬不变和完全竞争特征,两地区生产同质农产品,生产一单位农产品需

^① 限于篇幅,我们对理论模型的推导过程进行了精简,感兴趣的读者可向作者索取。

要 a_i 单位劳动力, 单位劳动力的名义工资为 ω_i , 且假定农产品不存在交易成本。

工业部门以规模报酬递增、垄断竞争为特征, 每个企业使用资本和劳动力只生产一种差异化产品, 整个经济系统产品种类数为 n^* , 农村地区产品种类数为 n 。假设一个工业企业仅使用一单位资本作为固定成本, 农村地区和其他地区生产每单位产品分别需要 a_M 和 a_M^* 单位劳动力。假定一个地区拥有的资本禀赋比例与劳动力禀赋比例相等, 即 $f_L=f_K$, 由于每个企业只生产一种工业品, 则资本总量与工业企业数相等, 即 $n^*=K^*$ 。本文假定工业品交易不仅存在区域间运输成本, 而且还存在区域内运输成本。假定交易活动均发生在两个区域的中心处(可视为农村与高速公路连接处), 工业品必须先从生产点运输到高速公路口才能进行贸易, 我们称之为区域内运输成本, 农村地区和其他地区分别记作 τ_D 和 τ_D^* , 与之对应的高速公路可达性分别为 ϕ_D 和 ϕ_D^* , 其中, $\phi_D=\tau_D^{-1/\sigma}$, $\phi_D^*=(\tau_D^*)^{-1/\sigma}$, 且 $\phi_D, \phi_D^* \in [0, 1]$ 。区域间运输成本即连接两个区域间的运输成本, 记作 τ_I 。为简化模型, 将区域完全运输成本定义为从一个区域生产地到另一个区域销售地所产生的所有运输成本, 包含两个区域内运输成本和区域间运输成本, 记作 τ 。

资本创造部门以完全竞争、规模收益不变为特征, 生产一单位资本需 a_I 单位劳动力。一个区域的资本创造成本既取决于本地资本存量的大小, 又取决于其他地区资本存量的溢出效应。农村地区的资本创造成本可表示为 $a_I=1/(\lambda_D K+\lambda K^*)$, 其中, $\lambda, \lambda_D \in [0, 1]$, 是溢出系数, 分别对应于本地资本和外地资本被本区域利用的程度, 其大小取决于区域内和区域间的开放程度。为便于模型求解, 可简单假定 $\lambda_D=\phi_D, \lambda=\phi$, 进而可得 $a_I=1/(\phi_D K+\phi K^*)$ 。两个区域均存在资本创造和资本折旧, 资本创造的速度不同会导致两个区域资本份额发生变化, 因此可以说模型存在着广义的资本流动。

2. 短期均衡分析。假定代表性消费者的农产品和工业品集合的消费量分别为 C_A 和 C_M , 工业品支出份额为 μ , 农产品支出份额为 $1-\mu$, 工业品之间的替代弹性为 $\sigma, 0<\mu<1<\sigma$ 。由于本模型为长期经济增长模型, 涉及消费者跨期效用最大化问题。为便于讨论, 假设消费者跨期替代弹性为 1, 并把各期效用函数表示为对数形式 $\ln C$, 则消费者效用函数为:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \ln C dt, \quad C = C_A^{1-\mu} C_M^{\mu}, \quad C_M = \left(\int_{i=0}^{n^*} c_i^{1-1/\sigma} di \right)^{1/(1-1/\sigma)} \quad (1)$$

其中, ρ 为效用折现率。在总收入约束条件下, 求解消费者效用最大化问题, 可得农村消费者对本地生产的第 i 种工业品的需求量和农村地区企业 i 的工业品产量分别为:

$$c_i = \mu E \frac{p_i^{-\sigma}}{P_M^{1-\sigma}}, \quad x_i = \tau_D c_i + \tau c_i^* \quad (2)$$

农业部门的短期均衡较为简单, 农业品需求量为 $C_A=(1-\mu)E/p_A$, 两个区域农产品价格相等, 即 $P_A=a_A \omega_A=P_A^*=a_A \omega_A^*$ 。为便于讨论, 将农产品作为计价单位, 这样有 $P_A=P_A^*=\omega_A=\omega_A^*=1$ 。

在迪克希特-斯蒂格里茨垄断竞争模型中, 均衡时工业企业的超额利润为 0。农村地区 i 企业的利润表达式为 $p x_i - (\pi + \omega a_M x_i)$, 其中 π 为资本报酬率, p 为企业产品出厂价。由于区域内和区域间都存在运输成本, 因此农村地区产品 i 在本地出售时的价格 $p_i=\tau_D p$, 在其他地区销售时的价格 $p_i^*=\tau p$ 。对于第 i 种产品而言, 可以认为其价格变动对整体价格指数几乎没有影响, 因此式(2)中的 $\mu E/P_M^{1-\sigma}$ 可视为常数 k , 第 i 种产品价格与产量的关系就可表示为:

$$x_i = \tau_D c_i + \tau c_i^* = \tau_D k p_i^{-\sigma} + \tau k^* p_i^{*-\sigma} = p^{-\sigma} (\tau_D^{-1/\sigma} k + \tau^{1-\sigma} k^*) \quad (3)$$

在式(3)的约束下, 建立企业利润的拉格朗日方程, 求解可得:

$$p = \frac{\omega a_M}{1-1/\sigma}, \quad p_i = \tau_D p = \frac{\tau_D \omega a_M}{1-1/\sigma}, \quad p_i^* = \tau p = \frac{\tau \omega a_M}{1-1/\sigma} \quad (4)$$

考虑农村地区 i 企业在垄断竞争情况下无法获得超额利润, 进一步结合上述结果可得:

$$\pi = \frac{px_i}{\sigma} = \frac{p(\tau_D c_i + \tau c_i^*)}{\sigma} = \frac{\mu p^{1-\sigma}}{\sigma} \left[\frac{\tau_D^{1-\sigma} E^w f_E}{P_M^{1-\sigma}} + \frac{\tau^{1-\sigma} E^w (1-f_E)}{P_M^*{}^{1-\sigma}} \right] \quad (5)$$

为方便起见, 将本地生产并在本地销售的工业产品价格设为 1, 分别将农村地区和其他地区的工业品价格指数代入资本收益表达式, 并定义 $\Delta = \phi_D f_n + \phi(1-f_n)$, $\Delta^* = \phi_D f_n + \phi_D^*(1-f_n)$, $B = \frac{\phi_D f_E}{\Delta} + \frac{\phi(1-f_E)}{\Delta^*}$, 可得:

$$\pi = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} \left[\frac{\phi_D f_E}{\Delta} + \frac{\phi(1-f_E)}{\Delta^*} \right] = B \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} \quad (6)$$

3. 长期均衡分析。由于资本在长期可以自由流动, 因此当每单位资本回报率等于创造新资本产生的成本时, 经济系统达到长期均衡。长期均衡存在两种状态: 一是内部均衡, 即两个区域资本收益率相同; 二是 CP 结构均衡, 即所有资本流向一个区域。由于现实中核心边缘的分布情况极少存在, 因此本文主要考虑两个区域资本收益率相同的均衡状态。由 $\pi = \pi^*$ 可得 $B = B^*$, 即:

$$\frac{\phi_D f_E}{\phi_D f_E + \phi(1-f_E)} + \frac{\phi(1-f_E)}{\phi_D f_E + \phi_D^*(1-f_E)} = \frac{\phi f_E}{\phi_D f_E + \phi(1-f_E)} + \frac{\phi_D^*(1-f_E)}{\phi_D f_E + \phi_D^*(1-f_E)} \quad (7)$$

化简可得长期内部均衡条件下农村地区企业的空间分布为:

$$f_n = \frac{\phi_D \phi_D^* f_E - \phi \phi_D^* - \phi^2 f_E}{(\phi_D - \phi)(\phi_D^* - \phi)} \quad (8)$$

由 $df_n/d\phi_D > 0$ 可知, 在其他条件不变的情况下, 农村高速公路可达性与本地企业份额成正相关关系。因此, 可以得到本文的第一个研究假说:

假说 1: 改善农村高速公路可达性, 有利于农村地区企业份额的提升和非农产业发展。

依据托宾资产重置理论, 内部均衡时资本价值 v 等于资本生产成本 F 。在资本存量增长率 g 、资本空间分布 f_k 、经济体总收入 E^w 达到稳态水平, 以及资本总收益为定值的情况下, 由于资本以 g 的速度积累, 资本存量的增加表明工业品种类变多, 单位资本的经营利润就会以 g 的速度下降。此外, 考虑到资本的固定折旧率 δ 和未来收益的折现, 单位资本当期价值可表示为:

$$v = \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} e^{-\delta t} (\pi e^{-gt}) dt = \frac{\pi}{\rho + \delta + g} \quad (9)$$

长期均衡下, 虽然资本增长率与资本空间分布无关, 但空间分布会影响区域收入水平。需要强调的是, 这里经济系统的总收入代表的是居民可支配收入, 即劳动力收入加上资本收益, 再减去补偿资本折旧和维持资本按一定增长率上升所需投入。农村地区实际收入可表示为:

$$E = L + \rho KF \quad (10)$$

在式(10)中, F 可以进一步表示为:

$$F = \omega a_i = \frac{1}{\phi_D K + \phi K^*} = \frac{1}{AK^w}, \quad A = \phi_D f_k + \phi(1-f_k) \quad (11)$$

因而, 经济系统总收入为:

$$E^w = L^w + \rho \left(\frac{f_k}{A} + \frac{1-f_k}{A^*} \right), \quad A^* = \phi_D f_k + \phi_D^*(1-f_k) \quad (12)$$

当两区域工人规模相等时, 可得农村地区的实际收入相对份额为:

$$f_E = \frac{E}{E^w} = \frac{1}{2} + \frac{\rho[A^* f_k - A(1-f_k)]}{2AA^*L^w + 2\rho[A^* f_k + A(1-f_k)]} \quad (13)$$

最终,农村地区的收入份额由式(8)和式(13)共同决定。本文结合现实和可解条件进行参数设定,采取数值模拟的方法进行分析。设定经济系统的劳动力总量为1,效用折现率 ρ 为0.1。由于区域间出行需要支付大量时间和距离成本,因此区域间可达性 ϕ 较低,且其他地区的高速公路可达性 ϕ_D^* 要普遍优于农村地区的高速公路可达性 ϕ_D ,进而可以推测参数设定存在 $\phi < \phi_D < \phi_D^*$ 的关系。由此我们设定区域间可达性 ϕ 为0.2,其他地区的高速公路可达性 ϕ_D^* 为0.8,农村地区的高速公路可达性 $\phi_D \in [0.55, 0.7]$ 。数值模拟的结果如图1所示。图中三条直线为式(8)的数值模拟结果,三条曲线为式(13)的数值模拟结果,不同的农村地区高速公路可达性以不同的线型表示。结果显示,随着农村地区的高速公路可达性由0.55提升至0.7,农村地区的资本份额(企业份额)由 f_n 提升至 f_n' ,农村地区的收入份额由 f_E 提升至 f_E' 。因此,随着农村地区高速公路可达性的提升,交易成本将下降,差异化产品的生产企业将在农村地区进行布局,进而使得一部分农村家庭放弃小规模农业生产而转向工业和服务业部门就业,最终推动农村收入水平的提升。改变参数设定后,上述结论依然稳健。^①由此可得:

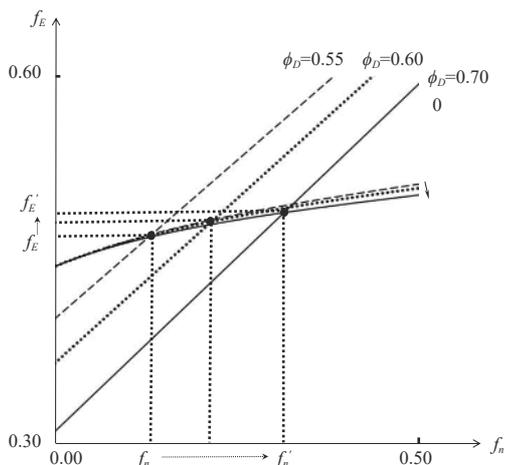


图1 农村高速公路可达性与收入份额

假说2:提升农村高速公路可达性有利于提升农村地区收入水平。

三、数据来源和模型设定

(一)数据来源

本文使用的数据主要包括五个层面:一是交通数据。其中,高速公路数据主要来源于OpenStreetMap网站,数据期为2018年。OpenStreetMap被认为是全球数据质量最高的矢量地图数据集之一,已经被大量应用到城市规划、区域经济研究中(Weckstrom等,2019; Türk等,2021; Zhou和Yang,2021)。高铁站点数据来自12306官网,通过公开资料核对至2018年,使用百度API获取坐标形成矢量图。二是农村家庭数据。该数据主要源于上海财经大学2019年“千村调查”数据库。“千村调查”是上海财经大学为深入了解“三农”问题而开展的乡村社会调研活动,已被广泛应用于农村问题研究中(杨婵等,2017; 杨婵和贺小刚,2019)。在剔除部分家庭收入、家庭人口等关键指标缺失的问卷后,2019年数据库累计剩余6999份有效问卷。三是村庄数据。“千村调查”同样对村庄层面的数据进行了调查统计。四是县域数据。县域坡度、海拔、温度、降雨量等地理数据主要来自中国科学院资源环境科学与数据中心。^②五是地级市数据。该数据主要来源于2019年《中国城市统计年鉴》。

(二)模型设定

与理论分析一致,本文主要借鉴Qiao等(2014)、Holl(2016)、步晓宁等(2019)的研究思路,考察高速公路可达性(Accessibility)对农村家庭收入的影响。^③实证模型为:

① 限于篇幅,参数设定改变后的模拟结果未在文中汇报,感兴趣的读者可向作者索取。
 ② 数据获取网址: <https://www.resdc.cn/Default.aspx>。
 ③ “可达性”这一表述可见Holl(2016)等的研究,表示研究对象至高速公路的距离。

$$\ln income_{kij} = \alpha + \beta \ln dist_{kij} + \eta X_i + \mu Y_j + \pi Z_k + \varepsilon_{kij} \quad (14)$$

其中, $income_{kij}$ 为 k 县村庄 j 的家庭 i 在 2018 年的家庭人均收入水平; $dist_{kij}$ 是本文关心的核心解释变量, 用于表示家庭所在地到高速公路的距离, 使用 ArcGIS 计算。本文使用的是截面数据, 无法进行高速公路修建前后的比较, 因此本文尽可能地控制其他影响结论的混淆因素。首先, 本文对家庭特征 X_i 进行了控制, 包括户主年龄、是否为国家干部家庭、是否为乡村干部家庭、是否为党员家庭、是否为军属家庭、是否为少数民族家庭、家庭成员数量、家庭中是否有身体不健康人员、家庭中是否有大学及以上学历人员。其次, 控制了村庄特征 Y_j , 包括村庄人口、村庄是否在城市郊区、村庄是否是乡政府所在地、村庄人均耕地面积、村庄的地势以及村庄内部道路是否硬化。最后, 控制了县域层面的特征 Z_k , 包括县域平均降雨量、温度、坡度、海拔, 县域驻地至地级市驻地的距离、至高铁站的距离。 ε_{kij} 为随机扰动项。除了虚拟变量和比值变量外, 实证方程中的所有变量均取对数。^① β 是本文关心的估计系数, 如其为负, 则说明家庭所在地至高速公路距离越近, 人均收入水平越高, 即高速公路有增收作用。

需要说明的是, 我国农民的非农就业主要有两种形式: 一是在当地非农产业就业或自雇从事非农活动, 称为“离土不离乡”; 二是在外地的非农产业就业, 被称为“离土又离乡”(程名望等, 2015)。而本文更加关心的是, 高速公路是否增加了农村家庭来自本地的收入。由此, 在开展回归分析前, 我们需要对“本地”这一概念进行界定。农村居民从事农业或非农业生产均具有一定的本地流动性, 高速公路既可能直接影响本村庄的非农产业发展, 也可能影响村庄毗邻地区的非农产业发展, 以溢出效应的方式拉动本村庄居民收入水平的提升。参考王子成(2012)、钟甫宁等(2016)对外出务工的定义, 本文所指的“来自本地的收入”, 主要是指来自本县的收入, 而非仅来自本村的收入。且根据 2019 年“千村调查”问卷设定, 只有当农村劳动力存在跨县域流动时, 才被认定为外出务工。考虑到县域是乡村振兴的基本单元和农民就近就业和创业的关键空间载体, 为更好地识别“本地收入”效应, 基准回归中核心解释变量所计算的高速公路可达性指的是家庭所在县域驻地(县政府所在地)至高速公路的距离, 估计的是高速公路布局对农村居民来自县内收入的影响。最后, 为了得到高速公路对本地劳动力收入的净效应, 我们加入了家庭外出打工的人员比例作为控制变量。或者说, 我们删除了打工家庭, 即只要有一人及以上家庭成员外出打工, 便从回归样本中删除。

(三) 统计分析^②

为判断“千村调查”数据与宏观统计数据的一致性, 我们对“千村调查”数据进行了分组统计分析。首先是人均总收入对比分析。将所有家庭的总收入除以总人口, 可得 2019 年“千村调查”样本中农村家庭的人均总收入水平约为 19 100 元。而根据农业农村部数据, 2018 年全国农民人均纯收入大概为 14 600 元, 两者相差 4 500 元。考虑到 2019 年“千村调查”主要在“胡焕庸线”右侧人口相对集中、经济相对发达的地区开展,^③这种差异具有一定合理性。

其次是收入组成分析。“千村调查”详细记录了农村家庭收入组成, 分别是工资性收入、经营性收入、转移性收入以及财产性收入。经统计, “千村调查”数据中所有家庭的工资性收入占总收入的比重约为 63.96%, 经营性收入占比约为 28.67%, 其他两类收入占比之和不超过 8%。这

^① 限于篇幅, 变量描述性统计的结果未汇报, 详见工作论文版本。

^② 限于篇幅, 统计分析的结果未汇报, 详见工作论文版本。

^③ 2019 年“千村调查”共涉及全国 21 个省份, 包括上海、江苏、浙江、安徽、江西、甘肃、广东、广西壮族自治区、贵州、河北、河南、湖北、湖南、吉林、辽宁、山东、山西、陕西、四川、云南以及重庆。

与现实高度吻合。据农业农村部数据,早在2013年,我国农民工资性收入就已超过家庭经营收入,农民收入结构发生了重要变化。

最后我们初步考察了农村家庭收入水平、结构差异及其和高速公路的关系。将家庭按照所在地到高速公路距离的中位数划分成两组,分别统计人均总收入、人均工资性收入、人均经营性收入、人均财产性收入和人均转移性收入水平。结果发现,近距离组的家庭人均总收入、人均工资性收入、人均财产性收入和人均转移性收入水平都相对较高,只有人均经营性收入水平相对较低。当然,简单的描述性分析很难区分高速公路的增收作用是来自劳动力跨区域重新配置,还是本地经济发展水平的提升,因此本文将开展计量分析,以得到更加具体和稳健的结论。

四、高速公路对农村家庭收入影响的实证分析

(一)基准回归结果及分析

根据前文分析,我们基于式(14)的计量模型对高速公路的农村家庭增收效应进行实证检验。为减轻异方差问题所带来的影响,所有回归均使用聚类到村庄层面的稳健标准误。逐步回归法的估计结果如表1所示,其中,列(1)–列(3)使用全样本分析,控制家庭外出打工的成员比例,列(4)–列(6)只保留在本地工作的家庭样本。两类样本下,随着大量控制变量的加入,模型 R^2 均不断增加,表明模型拟合效果在不断提升。从回归结果来看,高速公路可达性对农村家庭收入的回归系数均显著为负,即家庭所在地至高速公路的距离越近,人均收入水平则越高。以列(3)和列(6)的完备模型进行解释,农村家庭所在地与高速公路的距离每降低1%,人均收入水平将提高约0.10%–0.13%。假说2得以初步验证。

表1 基准回归^①

	控制家庭外出打工的成员比例			只保留在本地工作的家庭		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>
<i>dist</i>	-0.147*** (0.030)	-0.159*** (0.025)	-0.129*** (0.024)	-0.179*** (0.033)	-0.172*** (0.028)	-0.103*** (0.027)
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
村庄特征	非控制	控制	控制	非控制	控制	控制
县域特征	非控制	非控制	控制	非控制	非控制	控制
样本量	6 927	6 338	6 338	4 138	3 738	3 738
R^2	0.0881	0.1215	0.1624	0.0951	0.1391	0.1919

注:括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误;*,**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下同。

(二)稳健性检验^②

1. 替换变量。首先,我国的农村家庭普遍具有“量入为出”的消费习惯,因此我们将被解释变量替换为家庭人均支出水平。其次,高速公路在一些地区可能要相隔几十公里才会出现出入口,家庭所在地与高速公路路口的距离可能更加准确地反映了可达性含义。因此,我们又将核心解释变量替换为县驻地至高速公路口的距离。为说明结论稳健,我们还同时替换了解释变量和被解释变量。所有回归结果依然支持本文结论。

2. 更换可达性定义方式。首先,将基准回归中核心解释变量分别替换为家庭所在乡镇、所在村庄至高速公路的距离,结果显示两者回归系数均不显著。其次,将解释变量替换为家庭所

① 限于篇幅,表1未汇报控制变量回归结果,正文也省略了相关分析,详见工作论文版本。

② 限于篇幅,稳健性检验的结果未汇报,详见工作论文版本。

在乡镇至高速路口的距离以及所在村庄至高速路口的距离,此时两者回归系数均显著为负。但进一步加入县驻地至高速路口的距离后,两者回归系数又变为不显著。因此可推断,居民工作具有本地流动性,农村家庭来自本地的收入与所在村庄、所在乡镇至高速公路距离的相关性并不强,以县驻地至高速公路的距离来衡量可达性可更好地识别高速公路对本地收入的影响。

3. 安慰剂检验。为了进一步检验高速公路增收效应是否受到其他政策或随机性因素的影响,本文借鉴周茂等(2018)的做法进行安慰剂检验。在两种回归策略下将家庭所在地至高速公路的距离进行随机分配,再进行基准模型回归,重复这一过程1 000次。结果发现,当控制家庭外出打工的比例时,所有核心解释变量估计系数的绝对值均明显小于0.1290,这说明在随机抽样的情况下估计值大于基准回归系数的概率为0;且估计系数大多不显著, t 值基本均在-1.96和1.96之间,仅48个回归的 t 值超出这一范围,占比不足5%。如对只保留在本地工作的家庭进行安慰剂检验,结果也十分类似。因此我们推测,未观测特征并不会对估计结果产生重要影响。

4. 加入更多控制变量。首先,高速公路的建设布局可能和农村所在地级市特征有关,而这些特征又影响到家庭收入水平。因此,我们考虑加入城市层面的控制变量来降低遗漏变量偏误,包括人口规模、第三产业与第二产业增加值之比、一般财政支出与GDP的比值、实际利用外资占GDP的比重。其次,我国地域广阔,东西南北的地理条件存在重大差异,这些因素可能同时影响高速公路布局和农村家庭收入。因此,我们借鉴Nunn(2008)、Grosjean和Khattar(2019)的做法,在回归方程中加入了家庭所在村庄经度和纬度作为控制变量,进一步控制地理特征对农村家庭收入的影响。结果显示,加入更多控制变量后,本文基本结论依然保持不变。

5. 工具变量回归。现有研究一般认为,交通基础设施投资的高成本和潜在收益意味着新道路铺设通常与当地经济社会特征以及自然环境特征密切相关(Burgess等,2015;Lehne等,2018),基准回归可能遗漏了一些既和高速公路可达性相关,又与农村家庭收入相关的变量,进而产生内生性问题。本文采用工具变量回归来缓解内生性问题。借鉴Holl(2016)、高翔等(2015)的做法,本文选择明朝驿路作为工具变量,数据来源于哈佛大学Worldmap项目。^①另外一种工具变量为最小生成树,具体计算方法参见Faber(2014)的研究。参照解释变量设定,本文分别以家庭至明朝驿路的距离(取对数)、家庭至最小生成树的距离(取对数)作为工具变量进行两阶段最小二乘估计(2SLS)。结果显示,本文结论依然不变。需要说明的是,部分回归显示明朝驿路可能存在弱工具变量问题。因此,后文将主要使用最小生成树作为工具变量。

五、机制检验和异质性分析

(一)机制检验

1. 主要机制检验。农村非农产业发展的重要微观载体是企业。首先,我们选择农村企业数量(*enterp*,取对数)作为非农产业发展的代理变量进行机制检验,^②表2的2SLS估计结果表明,高速公路可达性回归系数在1%的水平上显著为负,这表明县域高速公路可达性越高,农村企业数量则越多。其次,我们选择家庭所在村是否有外来务工人员(*In*)作为非农产业发展的代理变量进行机制检验。农村地区存在外来务工人员,通常与当地的非农产业发展密切相关。2SLS的估计结果显示,高速公路可达性提高了外来务工人员的进入概率。此外,我们还估计了高速公路可达性对村庄外出务工人员占户籍人口比重(*Out_v*)的影响,2SLS的估计结果显示,高

^① 数据下载网址:<http://worldmap.harvard.edu/chinamap>。

^② 部分村庄的企业数量为0,因此企业数量的对数值被设定为 $\ln(\text{enterp}+1)$ 。

速公路可达性的提升并未明显导致村庄劳动力外流。这意味着，高速公路既降低了劳动力流入的交通成本，又增加了劳动力在本地参与非农工作的机会。至此，假说 1 得以验证。

表 2 主要机制检验

	企业数量作为机制变量	外来务工人员作为机制变量	外出务工人员比例作为机制变量
	<i>enterp</i>	<i>In</i>	<i>Out_v</i>
<i>dist</i>	-0.572*** (0.199)	-0.145** (0.059)	-0.032 (0.028)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	251	284	249

注：模型使用稳健标准误。

2. 其他机制检验。^①高速公路影响农村家庭增收的另外一个机制可能是，在道路设施完备的地区，其他基础设施的建设成本也会降低，进而带来农村家庭增收。从供给侧看，没有良好的交通条件作为支撑，偏远农村地区其他基础设施配套工程的施工和维护成本都会提高，进而导致基础设施有效供给不足。从需求侧看，只有当交通基础设施通达性达到一定水平后，通信等基础设施扩张才会对经济发展产生积极影响(薛婧和周绍杰, 2022)。除了交通基础设施外，能源、通信、水利、环保等基础设施也能够促进农村家庭增收(骆永民和樊丽明, 2014; 张勋和万广华, 2016; 程名望和张家平, 2019; 胡伦和陆迁, 2019)。因此，我们以家庭是否通宽带作为其他基础设施配套水平的代理变量来检验这一机制。*OLS*、*Logit*、*Probit* 和 *2SLS* 的估计结果均显示高速公路可达性的估计系数显著为负，这表明高速公路对其他基础设施建设具有显著的带动作用，这可能也是其促进农村家庭增收的重要来源。

(二) 异质性分析

1. 收入组成异质性。我们将家庭人均收入分解为人均经营性收入(*oper*)、人均工资性收入(*salary*)、人均财产性收入(*prop*)和人均转移性收入(*trans*)，使用 *2SLS* 模型分别进行回归，结果如表 3 所示。首先，高速公路可达性对人均经营性收入的估计系数显著为正，这表明其不利于家庭经营性收入增长。修建高速公路和非农产业发展需要占用一定耕地，导致部分农民放弃了传统的土地经营。且“千村调查”主要针对本地户籍家庭，如果高速公路带来了农村地区非农就业机会的提升，那么本地农民就很有可能放弃部分或者全部土地经营。其次，高速公路对于农村家庭的人均工资性收入具有显著的促进作用，这一回归结果从侧面验证了非农产业发展机制。此外，高速公路对人均财产性收入也具有显著促进作用，该效应可能来自非农产业发展后的土地和房产增值。最后，高速公路可达性对人均转移性收入的影响并不显著。“千村调查”数据中家庭的工资性收入占比最高，虽然高速公路降低了农村家庭的经营性收入水平，但却大幅度提升了工资性收入水平，这是高速公路增收效应的主要来源。

表 3 收入组成异质性分析

	控制家庭外出打工的比例			
	<i>oper</i>	<i>salary</i>	<i>prop</i>	<i>trans</i>
<i>dist</i>	0.498* (0.262)	-0.529*** (0.180)	-0.298*** (0.091)	0.130 (0.118)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	6 338	6 338	6 338	6 338

① 限于篇幅，其他机制检验的结果未汇报，详见工作论文版本。

续表 3 收入组成异质性分析

	只保留在本地工作的家庭			
	<i>oper</i>	<i>salary</i>	<i>prop</i>	<i>trans</i>
<i>dist</i>	1.138*** (0.295)	-0.864*** (0.274)	-0.394*** (0.139)	0.221 (0.166)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	3 738	3 738	3 738	3 738

2. 收入水平异质性。在估计基础设施的增收效应时, 现有研究往往关注其对不同收入群体的作用差异, 以揭示基础设施在缓解收入差距方面的作用(张勋和万广华, 2016)。本文主要使用分位数回归来检验不同收入水平家庭对高速公路可达性的反应程度, 对应的家庭人均收入分位点分别是 10、25、50、75 和 90。表 4 工具变量分位数回归结果显示, 随着家庭收入水平的不断提升, 高速公路可达性的回归系数均为负, 但绝对值整体上有递减趋势, 这表明对于不同收入水平的家庭, 高速公路均有增收作用, 但增收作用随着收入水平的降低而逐步升高。这一结论验证了交通扶贫的关键作用, 相对贫困的、更低收入家庭更明显地受益于高速公路建设。

表 4 收入水平异质性分析

	控制家庭外出打工的比例				
	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>
<i>dist</i>	-0.215*** (0.004)	-0.208*** (0.010)	-0.186*** (0.024)	-0.103*** (0.006)	-0.075*** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6 338	6 338	6 338	6 338	6 338
	只保留在本地工作的家庭				
	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>
<i>dist</i>	-0.159*** (0.004)	-0.191*** (0.033)	-0.130*** (0.011)	-0.125*** (0.019)	-0.068*** (0.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 738	3 738	3 738	3 738	3 738

3. 村庄规模异质性。我国农村具有劳动力过剩特征, 因此农村劳动力向非农产业进行转移, 是高速公路带来收入增长的重要机制。人口规模越大的村庄, 可能面临的农业生产资料约束越强, 进行非农生产也能够获得越多的收入增益。此外, 农村地区的非农产业发展通常集中于劳动密集型产业, 需要大量的劳动力支撑。而且, 非农产业发展和基础设施配套建设均具有规模经济特征, 人口越多, 边际成本越小。因此, 在人口规模较大的农村地区, 高速公路发展可能更容易吸引非农产业进入, 带动当地家庭增收。根据村庄人口规模分位数, 我们将样本分为小型村庄和大型村庄进行分组 2SLS 回归, 并基于 *Bootstrap+Permutaion* 检验获取分组回归系数差异。表 5 结果表明, 农村人口规模越大, 从高速公路可达性上获得的收入增益就越多。

表 5 村庄规模异质性分析

	控制家庭外出打工的比例		只保留在本地工作的家庭	
	小型村庄	大型村庄	小型村庄	大型村庄
	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>
<i>dist</i>	-0.089 (0.089)	-0.281*** (0.052)	-0.144 (0.117)	-0.361*** (0.080)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	3 173	3 165	1 813	1 925
分组系数差异	0.192***		0.217***	

4. 区位异质性。已有研究发现, 交通基础设施对农村收入水平的影响具有区位异质性(马飞等, 2023)。本文按照调查村庄所在省份将样本分为东部地区和中西部地区两个组,^①开展分组 2SLS 回归。表 6 的结果表明, 东部地区和中西部地区的分组回归系数具有显著差异, 且中西部地区从高速公路可达性上获得的收入增益更多。非农产业总是倾向于流入净收益更高的地区, 伴随着大城市拥挤效应的显现, 优良的区际交通基础设施也会加快成本相对敏感的制造业从经济发达的大城市向经济发展相对落后的区域转移, 从东部地区向中西部地区转移, 进而带动这些区域的经济发展和收入水平提升(谢呈阳和王明辉, 2020)。本文的回归结果表明, 高速公路建设有利于推动和实现区域间农村的协调发展。

表 6 区位异质性分析

	控制家庭外出打工的比例		只保留在本地工作的家庭	
	东部	中西部	东部	中西部
	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>
<i>dist</i>	-0.147*(0.078)	-0.514*** (0.101)	-0.123(0.089)	-1.350*** (0.309)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	2 126	4 212	1 414	2 324
分组系数差异	0.367***		1.227***	

六、主要结论与政策启示

借鉴 Baldwin 等(2003)的理论工作, 本文构建了一个扩展的本地溢出模型, 以此阐述了高速公路可达性影响农村地区非农产业发展, 进而带来家庭增收的经济学机制。进一步地, 本文使用 OpenStreetMap 高速公路数据、2019 年上海财经大学“千村调查”数据等, 实证考察了高速公路对农村家庭增收的影响。研究表明, 县域驻地至高速公路的距离越近, 农村家庭的人均收入水平就越高, 这表明高速公路可达性具有显著的增收效应。在替换主要变量、进行安慰剂检验等一系列稳健性检验后, 上述结论依然成立。在内生性问题处理上, 本文借鉴了主流文献的做法, 使用明朝驿路、最小生成树作为工具变量进行两阶段最小二乘估计, 以验证本文结论。此外, 本文还实证检验了高速公路通过非农产业发展带来增收效应的机制, 结果与理论分析一致。最后, 通过异质性分析, 本文发现高速公路的增收效应主要体现在工资性收入的增加上, 并且人口规模越大的村庄在高速公路可达性提升中能够获得越多的收入增益; 相对于高收入家庭, 低收入家庭在高速公路可达性提升中获得收入增益的效果更明显; 相对于东部地区, 中西部农村家庭在高速公路可达性提升中获得的收入增益更多。

本文为交通扶贫、交通增收提供了理论与现实依据, 也为高铁等其他交通基础设施影响农村等边缘地区经济发展的相关研究提供了对比。对比意义主要体现在两个方面: 第一, 高速公路与高铁等在促进农村经济发展的机制上有所差异。现有研究肯定了高铁在农村经济以及农民脱贫增收中的积极作用(王亚飞等, 2020; 吴嘉贤和刘修岩, 2022), 但限于高铁只能运人的功能属性, 相关机制分析往往从农村劳动力跨区域流动切入(余泳泽和潘妍, 2019)。对比之下, 高速公路不仅降低了劳动力流动成本, 也大幅降低了货物运输成本, 因此可直接拉动农村地区的非农产业发展和本地收入提升。第二, 高速公路与高铁等在促进县域经济发展的机制上也有所不同。现有研究认为, 高铁所产生的集聚效应促进了生产要素流向发达地区、中心地区, 因而对落

^① “千村调查”中的东部省份包括广东省、河北省、江苏省、辽宁省、山东省、上海市以及浙江省。

后地区和边缘地区发展形成负向影响(张克中和陶东杰, 2016)。特别是在县域层面, Qin(2017)认为高铁并没有给沿途县市经济增长带来积极影响, 反而具有抑制作用。本文实证研究表明, 与高铁不同, 现阶段高速公路对县域经济主要发挥的是“涓流效应”, 而非“虹吸效应”。农村居民本地收入的增加可为这一观点提供证据。

综上所述, 在巩固脱贫攻坚成果、推进乡村振兴事业发展中, 应重点关注交通基础设施发挥的基础性、引领性作用, 以高速公路建设拉动并促进乡村产业的集聚发展, 提升资本、劳动力、人才等生产要素的合理配置水平, 拓展农民就业致富渠道, 实现城乡高水平融合发展。根据本文研究结论, 我们提出如下政策建议: 一是科学规划县域“大交通”建设布局。在规划高速公路布局时, 率先将高速公路建设在农村人口多、相对贫困的县域, 通过高速公路支线建设不断提升县城可达性水平, 同时加速农村地区内部公路骨干路网的提档升级和基础路网的延伸完善, 推动农村地区主要景点、重点产业、资源节点的区域联网骨干公路的建设与串联, 形成畅通的内外循环交通网络。二是依托高速公路建设, 逐步健全以县、乡(镇)、村(社区)三级物流节点为支撑的农村物流网络体系, 构建服务均等、便民优惠的农村运输服务网络。通过打通乡村快递服务“最后一公里”和农特产品进城“最初一公里”, 进一步降低农村物流成本, 有力推动农村物流便捷化, 为农村地区发展特色种养业、农产品加工业、电子商务等服务业提供有力保障, 推动产业融合发展。三是推进高速公路与乡村文旅产业融合发展。探索“高速公路+”和“路衍经济”, 完善供电、供水、停车场、观景台、游客接待中心等配套设施建设, 拓展停车、购物、休闲等服务功能, 提高农村地区生活品质, 助力其走上集历史文化、旅游景点、特色民宿、绿色生态、农业采摘于一体的旅游发展之路。四是依托高速公路在产业空间配置中的作用, 打造“中原-长三角经济走廊”等若干联动中西部发展的交通廊道, 进一步归纳总结 G60 科创走廊等交通、产业、创新跨区域融合联动发展的成功经验, 形成一揽子可复制可推广的交通政策工具, 为助力我国乡村振兴、实现区域协调发展和全民共同富裕发挥更为显著的作用。

主要参考文献:

- [1]步晓宁, 张天华, 张少华. 通向繁荣之路: 中国高速公路建设的资源配置效率研究[J]. 管理世界, 2019, (5): 44-63.
- [2]高翔, 龙小宁, 杨广亮. 交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据[J]. 管理世界, 2015, (8): 81-96.
- [3]李兰冰, 阎丽, 黄玖立. 交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长: 市场势力、生产率及其配置效率[J]. 经济研究, 2019, (12): 182-197.
- [4]林善浪, 叶炜, 王娜. 高速公路发展对于新企业选址的影响——来自中国制造业微观企业数据的证据[J]. 财贸研究, 2017, (3): 28-38.
- [5]刘秉镰, 刘玉海. 交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低[J]. 中国工业经济, 2011, (5): 69-79.
- [6]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.
- [7]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.
- [8]王小林, 冯贺霞. 2020年后中国多维相对贫困标准: 国际经验与政策取向[J]. 中国农村经济, 2020, (3): 2-21.
- [9]王亚飞, 廖薏, 王亚菲. 高铁开通促进了农业全要素生产率增长吗?——来自长三角地区准自然实验的经验证据[J]. 统计研究, 2020, (5): 40-53.
- [10]王子成. 外出务工、汇款对农户家庭收入的影响——来自中国综合社会调查的证据[J]. 中国农村经济, 2012, (4): 4-14.
- [11]谢呈阳, 王明辉. 交通基础设施对工业活动空间分布的影响研究[J]. 管理世界, 2020, (12): 52-64.

- [12]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.
- [13]余泳泽, 潘妍. 高铁开通缩小了城乡收入差距吗?——基于异质性劳动力转移视角的解释[J]. 中国农村经济, 2019, (1): 79-95.
- [14]张克中, 陶东杰. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态, 2016, (6): 62-73.
- [15]张天华, 高翔, 步晓宁, 等. 中国交通基础设施建设改善了企业资源配置效率吗?——基于高速公路建设与制造业企业要素投入的分析[J]. 财经研究, 2017, (8): 122-134.
- [16]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.
- [17]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.
- [18]钟甫宁, 陆五一, 徐志刚. 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[J]. 中国农村经济, 2016, (7): 36-47.
- [19]Asher S, Novosad P. Rural roads and local economic development[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(3): 797-823.
- [20]Baldwin R, Forslid R, Martin P, et al. *Economic geography and public policy*[M]. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- [21]Banerjee A, Duflo E, Qian N. On the road: Access to transportation infrastructure and economic growth in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2020, 145: 102442.
- [22]Burgess R, Jedwab R, Miguel E, et al. The value of democracy: Evidence from road building in Kenya[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(6): 1817-1851.
- [23]Dercon S, Gilligan D O, Hoddinott J, et al. The impact of agricultural extension and roads on poverty and consumption growth in fifteen Ethiopian villages[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2009, 91(4): 1007-1021.
- [24]Duranton G, Morrow P M, Turner M A. Roads and trade: Evidence from the US[J]. *The Review of Economic Studies*, 2014, 81(2): 681-724.
- [25]Duranton G, Turner M A. Urban growth and transportation[J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 79(4): 1407-1440.
- [26]Faber B. Trade integration, market size, and industrialization: Evidence from China's national trunk highway system[J]. *The Review of Economic Studies*, 2014, 81(3): 1046-1070.
- [27]Gollin D, Lagakos D, Waugh M E. Agricultural productivity differences across countries[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(5): 165-170.
- [28]Goyal A. Information, direct access to farmers, and rural market performance in central India[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(3): 22-45.
- [29]Holl A. Highways and productivity in manufacturing firms[J]. *Journal of Urban Economics*, 2016, 93: 131-151.
- [30]Lehne J, Shapiro J N, Eynde O V. Building connections: Political corruption and road construction in India[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 131: 62-78.
- [31]Nunn N. The long-term effects of Africa's slave trades[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(1): 139-176.
- [32]Qin Y. 'No county left behind?' The distributional impact of high-speed rail upgrades in China[J]. *Journal of Economic Geography*, 2017, 17(3): 489-520.
- [33]Shamdasani Y. Rural road infrastructure & agricultural production: Evidence from India[J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 152: 102686.
- [34]Türk U, Östh J, Kourtit K, et al. The path of least resistance explaining tourist mobility patterns in destination areas using Airbnb data[J]. *Journal of Transport Geography*, 2021, 94: 103130.

Will Highways Promote Rural Revitalization? Based on the Data from the “Thousand-village Survey” of SUFE

Yang Yang, Wu Shengnan, Zhang Xueliang

(Institute for Yangtze River Delta and Yangtze River Economic Belt Development, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: Although absolute poverty has been eliminated in China, relative poverty still exists in rural areas. As of the end of 2021, the per capita disposable income of rural residents in China was only 18,900 yuan, about 39.87% of that of urban residents. A large number of policy resources have been invested to continuously promote rural revitalization and increase the income of rural residents. Particularly, the traffic strategy of “building roads to become rich” has received high attention from governments at all levels and has been extensively reflected in policy design for poverty alleviation and rural revitalization. Although lots of literatures have studied the impact of transportation infrastructure on regional economy, especially urban economy, there is no consensus on whether it can promote the development of rural areas.

Based on the data from the “Thousand-village Survey” of SUFE and OpenStreetMap, this paper examines the impact of highways on rural household income. The results show that highways have a significant role in improving rural household income. Mechanism analysis shows that highways improve the development of non-agricultural industry and other supporting infrastructure along the route, which in turn brings about the increase in rural household income. Heterogeneity analysis indicates that the income-increasing effect of highways mainly comes from wage income, which indirectly verifies the mechanism of highways promoting non-agricultural industry development. In addition, due to the labor surplus in rural areas in China and the existence of economies of scale in non-agricultural industry, the larger the population of villages, the more significant the income-increasing effect of highways. The income-increasing effect of highways on low-income households and households in relatively backward central and western regions is more significant, indicating that highways can reduce the relative poverty in rural areas and promote the coordinated development of rural areas between regions. The results of this paper indicate that improving the accessibility of transportation infrastructure is a feasible strategy to further consolidate poverty alleviation achievements, promote rural revitalization, and achieve common prosperity.

The contributions of this paper are as follows: First, it constructs an extended local spillover model to investigate the impact of rural-highway accessibility on the share of local enterprises and the relative share of real income, revealing the theoretical logic of the impact of highways on rural economic development. Second, focusing on the impact of highways on household income, it expands the evaluation perspective of the economic effect of highways. Third, by separating the income changes caused by rural population migration, it examines the impact of highways on the local income of rural residents and the underlying mechanism, which is a useful supplement to existing related research.

Key words: highways; household income; rural revitalization; Thousand-village Survey

(责任编辑 景 行)