

交通基础设施对农村减贫的门槛效应研究

陈 焱, 汪晓文, 张国兴

摘 要: 交通基础设施作为国民经济先导产业, 在农村减贫中发挥着重要作用。本文在我国已经成功实现消除农村绝对贫困的背景下, 探讨了交通基础设施影响农村减贫的理论机制, 并基于 2010—2019 年省际面板数据, 构建门槛效应模型, 分析了交通基础设施对农村减贫的非线性影响机制。研究结果表明, 交通基础设施对农村减贫的影响会随着其存量的变化具有门槛效应, 交通基础设施存量的不足会阻碍农村减贫的实现, 相反, 其存量水平超过某一极值后也会降低对农村减贫的促进作用。同时, 交通基础设施对农村减贫的门槛效应具有区域差异性, 在全国整体层面, 交通基础设施对农村减贫具有三重门槛效应, 交通基础设施对农村减贫从最初的负向影响逐渐转变为正向影响, 随后正向影响又呈现非线性增加的趋势。在东部地区和中部地区, 交通基础设施对农村减贫均具有三重门槛效应, 整体上呈现出明显的“倒 U 型”趋势, 即从最初的负向影响逐步转变为正向影响, 而后正向影响又逐渐回落; 在西部地区, 交通基础设施对农村减贫具有双重门槛效应, 其对农村减贫的正向影响一直存在, 并且呈现出非线性增加的趋势。最后, 基于研究结论, 提出促进交通基础设施与农村经济社会协调发展和高质量发展的政策建议。

关键词: 交通基础设施; 农村减贫; 门槛效应模型

中图分类号: F126 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2021)05-0110-14

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2021.05.010

一、引 言

交通基础设施作为社会先行资本, 在推动区域经济增长方面发挥着巨大作用^[1]。从城市到农村, 繁荣和富裕与交通发展密不可分。在农村地区, “要想富, 先修路”这句话耳熟能详。交通基础设施的投资建设, 既能够通过提高劳动生产率、降低生产和交易成本、提升消费能力以及降低获取社会服务的成本等直接方式, 增加农村居民收入^[2], 提高农村居民生活水平, 又能够通过促进经济发展和缩小城乡收入差距, 产生“涓滴效应”^①和减缓贫富不均状况^[3], 在农村减贫中发挥着重要作用。

改革开放以来, 我国交通基础设施进入了高速发展阶段。尤其是近十年, 我国完备的交通网络系统逐渐成熟。与此同时, 我国农村减贫的步伐也持续加快, 2013 年国家实施了精准扶贫的战略, 至 2020 年底, 实现现行标准下农村贫困人口全部脱贫, 贫困县全部摘帽。农村贫困发生率从 1978 年末的 97.5% 下降到 2019 年末的 0.6%, 2020 年底消除了绝对贫困和区域性整体贫困。农村绝对

作者简介: 陈焱, 兰州大学经济学院博士研究生, chenyl6@lzu.edu.cn (甘肃 兰州 730000); 汪晓文, 兰州大学经济学院教授、博士生导师; 张国兴, 兰州大学绿色金融研究院教授、博士生导师

^① 涓滴效应是指在经济发展过程中并不给予贫困阶层、弱势群体或贫困地区特别的优待, 而是由优先发展起来的群体或地区通过消费、就业等方面惠及贫困阶层或地区, 带动其发展和富裕。

贫困的消除是中央与地方、全行业与全部门共同努力的结果, 其中, 交通基础设施在农村减贫中发挥的基础性和保障性作用值得关注。在这一背景下探讨交通基础设施对农村减贫的影响, 分析和总结交通基础设施在我国消除农村绝对贫困中发挥的作用, 对于我国巩固脱贫成果, 进一步减少农村相对贫困, 全面推进乡村振兴具有一定的理论和现实意义。

二、文献综述

近 20 年来, 越来越多的国内外学者开始关注交通基础设施与减贫的关系。从现有文献来看, 已有研究主要呈现出以下两个特点:

一是研究内容主要为交通基础设施对农村居民收入或城乡收入差距的影响。国外学者 Kwon^[4]研究了印尼的公路交通设施对减贫产生影响的作用机制, 认为对公路交通设施的投资可以通过推动区域经济增长及农民增收, 从而产生减贫效果; Chatterjee 等^[5]认为基础设施投资会对生产率和收入分配产生影响, 进而影响减贫; Juan 等^[6]认为交通可达性与区域减贫之间存在较强的关联性。相比之下, 作为世界最大的发展中国家, 中国国内对于交通基础设施与农村贫困关系的研究更为丰富。刘生龙^[7]从微观层面上验证了包括道路在内的基础设施对农村居民收入增长均有显著的正向影响; 康继军^[8]从改善城乡收入差距的视角, 认为交通基础设施和交通运输业通过改善城乡收入差距, 进而实现减贫; 汪三贵^[9]研究发现农村公路对农村劳动力迁移具有正向影响, 对提高农村贫困人口收入有益; 张亦然^[10]基于对我国农村公路的考察, 实证检验了公路交通运输对农村家庭减贫具有正向影响。但是, 也有部分学者认为交通基础设施不利于减贫。Faber^[11]通过实证研究认为交通及道路设施能够增强区域性中心城市的集聚能力, 从而对中小城镇及农村地区产生“虹吸效应”, 不利于非区域性中心城市的发展和贫困的减缓。由此可见, 虽然学术界存在一定的争议, 但是多数学者对交通基础设施有利于农村人口增收和减贫持肯定态度。已有研究显示多数研究将农村人口收入水平或城乡收入差距作为衡量农村减贫效果的指标, 事实上, 农村减贫不能简单地用收入水平提高或城乡收入差距缩小来衡量, 收入水平无法客观全面地反映农村减贫效果。

二是研究区域视角更多地集中在全国整体层面或某些特定区域。国内学者罗能生^[12]研究表明交通基础设施建设对于我国各省区缩小城乡收入差距具有正向效应。任晓红等^[13]考察了西部 11 省区农村交通基础设施对农村居民收入的影响及作用机制。王璐等^[14]通过 GIS 网络分析基础, 研究了秦巴山区交通可达性与人均 GDP 的关系。周文^[15]基于对我国 11 个集中连片贫困地区的实证研究, 证实了交通运输对贫困地区经济发展具有正向促进作用。李东坤等^[16]以西部民族地区为样本, 考察了交通基础设施对减贫的影响机制。可以发现, 这些已有研究更多地关注于全国整体层面或农村贫困现象相对严重的西部地区、民族地区以及连片特困地区, 相比之下少有反映交通基础设施对农村减贫影响区域差异性的研究。

同时, 已有研究大多聚焦于交通基础设施与农村居民收入提升、减贫之间的线性关系, 而交通基础设施与农村减贫之间可能未必只存在简单的线性关系, 也可能存在复杂的非线性约束。基于此, 本文的新意主要体现在以下三个方面: 其一, 通过构建门槛效应模型, 验证交通基础设施对农村减贫的非线性影响; 其二, 将表征农村地区绝对贫困减缓效果及其变化程度的农村贫困发生率作为被解释变量, 力求实证结果更精准地反映交通基础设施在消除农村绝对贫困方面的影响效应; 其三, 分析交通基础设施对农村减贫非线性影响的区域差异性, 以期通过实证研究丰富现有研究成果, 总结交通基础设施减贫成效, 并为巩固脱贫成果、全面推进乡村振兴过程中交通基础设施政策的制定提供理论依据。

三、理论机制

交通基础设施对农村减贫既有直接影响也有间接影响。直接影响在于交通基础设施能够通过降低生产、运输和交易成本^[12],提高产业生产效率^[9],调整农村产业结构,提升消费能力,以及降低农村人口获得社会服务的成本^[17],从而促进农村贫困人口增收,提高农村贫困人口生活水平,推动农村减贫。间接影响则主要通过两种途径实现:其一,交通基础设施—经济增长—农村减贫。交通基础设施能够将生产、分配、交换、消费各个环节有机地结合起来,有效提高生产要素的使用率和产出率^[18],优化资源配置效率,加深专业化分工程度,促进劳动生产率的提高,助推规模经济形成;同时影响产业集聚和扩散以及区域吸引与辐射,从而推动经济增长,而经济增长通过“涓滴效应”的作用,惠及农村贫困群体,促进农村减贫。其二,交通基础设施—收入分配—农村减贫。交通基础设施水平的改善一方面减少了农村贫困人口的出行成本,缩短劳动力转移时间,节约劳动力转移费用,从而降低劳动力转移成本,扩大农村劳动力的就业范围,促进非农就业,提升农村劳动力的工资水平,增加农村贫困人口的收入^[19];另一方面,交通基础设施的投资建设和后期管理、维护以及交通运输关联产业能够为农村贫困人口提供更多的就业机会^[20]。最终,农村劳动力的流动转移和充分就业不仅能给农村贫困人口带来可观的经济收益,优化绝对收入状况,而且有助于贫困群体打破原有固化的社会阶层,进而实现社会经济地位向上流动,减少农村贫困的代际传递,最终有效促进农村减贫。

已有研究表明,交通基础设施对经济增长的影响存在界值点,其对经济增长的促进作用并非永无止境^[21]。基础设施的贡献主要取决于其存量,当低于门槛值时几乎不产生影响,但当达到某一临界值时,其影响可能非常巨大^[22],因此,交通基础设施与农村减贫之间可能并非简单的线性关系,交通基础设施对农村减贫的影响取决于“挤入效应”占主导还是“挤出效应”占主导^[23]。当区域交通基础设施存量匮乏、水平落后时,其对农村减贫影响有限,甚至会在一定程度上阻碍农村减贫,此时对于交通基础设施的需求会不断提升,产生“挤入效应”,交通基础设施的投资建设和逐渐完善会促进农村减贫的实现。而随着交通基础设施水平的日趋提升,其存量不断增加并超过饱和点后,继续投资建设会降低对农村减贫的影响程度,减贫的边际效应下降,还可能挤占对国民经济其他产业或部门的投资,此时,产生“挤出效应”,导致资源浪费,还可能抑制其他产业或部门的发展。因此,交通基础设施能否有效发挥农村减贫效应取决于其建设发展水平是否与农村减贫进程相协调。

四、模型选取与数据说明

(一) 模型选取

本文选取门槛效应模型检验交通基础设施对农村减贫的非线性影响。借鉴 Hansen^[24]的思路与方法,参考国内学者冉光和^[25]、赵磊^[26]等研究变量间非线性关系的做法,建立门槛面板模型,分析交通基础设施对农村减贫的非线性影响。首先,建立单门槛面板模型:

$$\ln Y_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln rmd_{it} I(\ln rmd_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \ln rmd_{it} I(\ln rmd_{it} > \gamma) + \theta \ln X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

如果存在多重门槛,模型可转换为:

$$\ln Y_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln rmd_{it} I(\ln rmd_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \ln rmd_{it} I(\gamma_1 < \ln rmd_{it} \leq \gamma_2) + \cdots + \beta_{n+1} \ln rmd_{it} I(\ln rmd_{it} > \gamma_n) + \theta \ln X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示第 i 个省(市、自治区), t 表示年份, Y 为被解释变量:农村贫困发生率,反映

农村减贫效果; $\ln rnd$ 为核心解释变量和门槛变量: 路网密度, 反映交通基础设施发展水平; X 为控制变量, 包括经济增长、城乡收入差距、农村劳动力转移程度、产业结构水平和城镇化率。 μ_i 为省份个体效应, β 为系数, θ 为相应的系数向量, ε_{it} 为残差, $I(\cdot)$ 为指标函数, 当括号内条件得以满足时, $I=1$, 否则 $I=0$, $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n$ 为 n 个门槛值。

(二) 变量说明与数据来源

1. 变量说明。(1) 被解释变量。农村贫困发生率 (pi): 农村贫困发生率也称贫困人口比重指数, 是指农村低于贫困线的人口数占农业人口的比重, 即农村贫困人口占农业人口的比率, 反映了农村绝对贫困水平, 是历来我国反映农村减贫效果的重要指标。其中, 贫困线是指在一定时间、空间和社会发展阶段条件下, 维持居民基本生活消费实物、非实物 (包括服务) 所需的基本费用^[27]。相较于已有研究农村减贫问题的文献中选取的“农村居民人均收入水平”^[13]“城乡收入差距”^[8]“农村居民恩格尔系数”^[10]等指标, 为更客观和全面地反映农村地区绝对贫困减缓程度及其变化, 本文参照国内学者张凤华等^[28]的研究方法, 选取“农村贫困发生率”作为被解释变量。1978 年以来, 在衡量农村贫困程度方面, 我国共确定过 1978 年、2008 年和 2010 年三种不同的贫困线标准, 目前采用的一直是 2010 年标准, 因此本文将国家基于 2010 年贫困线标准发布的历年“农村贫困发生率”作为衡量农村减贫效果的指标。

(2) 核心解释变量 (门槛变量)。路网密度 (rnd): 交通基础设施作为公共物品, 多由政府主导投资建设, 投资不仅仅关注其经济效益, 往往将社会效益、环境效益以及政策因素计入考虑。参考国内已有研究, 实物形态的路网密度能够更好地反映交通基础设施发展水平^{[9][29]}。考虑到我国铁路和公路是全社会最主要的交通运输承载形式, 本文选取以“每平方公里交通线路里程数 (包括公路通行里程与铁路运营里程)”作为路网密度指标, 衡量交通基础设施的存量程度, 以期更准确地反映交通基础设施发展水平。

(3) 控制变量。经济增长水平 (eco): 已有研究表明, 经济增长可以通过“涓滴效应”惠及农村贫困人口, 影响农村贫困发生率下降^[7]。交通基础设施的投资建设能够通过促进经济增长, 进而对农村减贫产生影响。本文采用人均 GDP 衡量经济增长水平。

城乡收入差距 (ig): 经济增长可以通过“涓滴效应”减缓农村贫困, 但是经济增长可能导致城乡收入差距的扩大, 进而加剧农村贫困程度。交通基础设施能够通过促进农村劳动力流动转移和增加就业岗位等方式促进非农就业, 提高农村收入水平^[19], 缩小城乡收入差距, 进而降低农村贫困发生率, 实现农村减贫。本文采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值衡量城乡收入差距水平。

农村劳动力转移程度 (rlt): 随着经济增长水平不断提高和产业结构优化升级, 农村地区富余劳动力比例越来越高, 农村劳动力转移对于农村居民收入提升、生活质量改善的正向影响已被许多学者证实^[9], 而交通基础设施的发展有助于农村富余劳动力的转移和流动。本文采用区域非农就业人数与农村从业总人数的比值衡量劳动力转移程度。

产业结构水平 (rti): 区域经济发展水平可以通过产业结构层次体现。通常第三产业越发达则表明产业结构层次越高, 区域经济发展水平也相应更高。同时, 对于农村地区而言, 第三产业发展尤其是服务业的发展能够有效吸纳农村富余劳动力, 从而提高农村劳动力收入水平。已有研究证明, 第三产业的农村减贫效应优于其他产业^[30]。本文采用地区第三产业 GDP 与地区 GDP 的比值衡量区域产业结构水平。

城镇化率 (urb): 城镇化进程能够促进城乡之间生产要素流动、改善农村居民就业、增强农村发展活力, 进而影响农村减贫^[31]。本文采用城镇户籍人口与总人口的比值衡量城镇化率。

2. 数据来源。本文选取我国内地 2010—2019 年除西藏自治区外 30 省 (市、自治区) 的相关

数据整理成为面板数据（由于统计数据的可获得性，数据选取未将西藏自治区列入实证分析。在区域划分中，东部地区包括京、津、冀、辽、沪、苏、浙、闽、鲁、粤、琼 11 个省、市；中部地区包括晋、黑、吉、皖、赣、豫、鄂、湘 8 个省；西部地区包括内蒙古、桂、川、渝、黔、云、陕、甘、宁、青、新 11 个省、市、自治区）。其中，农村贫困发生率（ pi ）来源于《中国农村贫困监测报告》（2011—2020 年）发布的统计数据，路网密度（ rnd ）相关数据来源于《中国统计年鉴》（2011—2020 年）和《中国交通运输统计年鉴》（2011—2020 年），经济增长水平（ eco ）、城乡收入差距（ ig ）、农村劳动力转移程度（ rlt ）、产业结构水平（ rti ）、城镇化率（ urb ）等相关数据来源于《中国统计年鉴》（2011—2020 年）和《中国农村统计年鉴》（2011—2020 年）。

变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的统计性描述

变量	单位	变量含义	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
pi	—	农村贫困发生率	300	0.076	0.084	0.451	0.000
rnd	公里/平方公里	路网密度	300	0.956	0.518	2.188	0.089
eco	万元/人	经济增长水平	300	5.285	2.657	16.400	1.312
ig	—	城乡收入差距	300	2.693	0.458	4.074	1.845
rlt	—	农村劳动力转移程度	300	0.525	0.158	0.922	0.173
rti	—	产业结构水平	300	0.458	0.097	0.835	0.286
urb	—	城镇化率	300	0.569	0.126	0.889	0.303

五、实证结果与分析

（一）变量平稳性检验

应用门槛模型，一般要求各变量均为平稳性变量。因此，为避免伪回归，确保估计结果的有效性，首先必须对面板数据进行平稳性检验。本文采用的检验方法为 Levin-Lin-Chu 方法（LLC 检验）和 Im-Pesaran-Shin 方法（IPS 检验）。首先为削弱异方差性和确保数据的平滑性，对数据进行自然对数处理后，分别用 $\ln pi$ 、 $\ln rnd$ 、 $\ln eco$ 、 $\ln ig$ 、 $\ln rlt$ 、 $\ln rti$ 、 $\ln urb$ 表示，而后分别采用 LLC 检验、IPS 检验对各个变量进行平稳性检验，结果如表 2 所示，多数变量在 1% 显著性水平下通过了检验，所有变量均通过了 5% 显著性水平下的检验。

表 2 面板数据的平稳性检验

	变量						
	$\ln pi$	$\ln rnd$	$\ln eco$	$\ln ig$	$\ln rlt$	$\ln rti$	$\ln urb$
LLC 检验	-9.2327***	-5.5875***	-10.2031***	-4.0324***	-2.0546**	-3.8902***	-6.8829***
IPS 检验	-2.0322**	-4.5849***	-1.9902**	-2.2918**	-1.9801**	-2.1310**	-4.3516***

注：*、**、*** 分别表示统计值在 10%、5%、1% 水平下显著。

（二）门槛效应检验

进行门槛效应分析，一是对门槛值进行估计，二是对门槛效应进行检验。为实现区域比较的目的，本文在分析全国层面的基础上，进一步对东中西部区域分别进行门槛效应分析。

步骤一：门槛值搜寻。估计多门槛模型，一般而言，需要先从单门槛模型开始，首先通过组内去均值变化消除个体效应的影响，而后针对给定的某一门槛值，用最小二乘法对式（1）进行参数估计，得到残差项平方和 $S_1(\gamma_1)$ 。用类似方法，通过最小二乘法对多次给定门槛值进行估计，得

到 $S_1(\gamma_1), \dots, S_1(\gamma_n)$ 。依据残差项平方和最小化原则, 得到最优门槛值:

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} S_1(\gamma) \quad (3)$$

步骤二: 门槛效应检验。得到门槛估计值后, 需要两方面检验: 一是门槛估计值的显著性检验, 二是门槛估计值真实性检验。门槛估计值的显著性检验采用 Hansan 提出的“自抽样法”(Bootstrap), 获得其渐进分布, 根据相应的 P 值判断是否存在显著的门槛效应。门槛估计值真实性检验则是通过计算似然比检验统计量 LR 来验证, 门槛估计值是 LR 为零时 γ 的取值, 同时计算门槛值的置信区间。以上是存在一个门槛的检验, 如若存在第二、第三个门槛, 可重复上述步骤搜寻及检验, 直到门槛效应检验不显著为止。

依据门槛效应检验原理, 对式 (2) 进行门槛效应检验和门槛值估计。

根据门槛效应模型原理, 从表 3 和表 4 中可以看出, 对比 F 统计量, 1%、5%、10% 显著性水平下 F 统计量的临界值以及相对应的 P 值, 在全国层面下, 三重门槛估计值均在 1% 显著性水平下通过检验, 将三个门槛估计值换算为路网密度实际值, 分别为 0.179 6、0.760 1 和 1.399 6, 三个值差异明显; 类似地, 东部地区的三重门槛值均在 1% 显著性水平下通过检验, 三个门槛实际值为 0.759 0、1.392 2 和 1.607 8; 中部地区的三重门槛值均在 1% 显著性水平下通过检验, 三个门槛实际值为 0.385 4、0.864 8 和 1.115 3; 西部地区的双重门槛值通过了 1% 显著性水平检验, 三重门槛则不显著, 因此西部地区存在双重门槛估计值, 双重门槛对应的实际值为 0.183 8 和 0.618 7。

表 3 门槛效应检验

区域	模型	F 值	P 值	临界值 (1%)	临界值 (5%)	临界值 (10%)
全国	单门槛	38.4591	0.0000	6.5514	3.7452	2.5498
	双门槛	15.3636	0.0000	7.3014	4.0262	2.5847
	三门槛	11.6191	0.0010	6.4636	4.0603	2.7706
东部	单门槛	30.9397	0.0000	6.3048	4.1614	2.8859
	双门槛	15.0072	0.0010	6.5367	3.6729	2.4813
	三门槛	17.4624	0.0000	9.0753	4.4514	2.6618
中部	单门槛	12.8893	0.0080	12.1669	4.6871	3.0079
	双门槛	13.5130	0.0000	6.9709	3.6684	2.6604
	三门槛	8.2460	0.0070	7.0033	3.9894	2.7812
西部	单门槛	21.5057	0.0000	10.1926	3.3708	2.2077
	双门槛	12.4032	0.0010	6.7117	3.8723	2.6870

表 4 门槛值估计

区域	门槛	门槛估计值 (lnrnd)	95% 置信区间	门槛实际值 (rnd)
全国	门槛值 1	-1.7171	[-1.7171, -1.6894]	0.1796
	门槛值 2	-0.2743	[-0.3298, -0.2465]	0.7601
	门槛值 3	0.3362	[0.3084, 0.4194]	1.3996
东部	门槛值 1	-0.2757	[-0.2860, -0.2654]	0.7590
	门槛值 2	0.3309	[0.3309, 0.3309]	1.3922
	门槛值 3	0.4749	[0.4646, 0.5365]	1.6078
中部	门槛值 1	-0.9535	[-0.9535, -0.9535]	0.3854
	门槛值 2	-0.1453	[-0.5045, -0.1453]	0.8648
	门槛值 3	0.1091	[-0.0705, 0.3037]	1.1153
西部	门槛值 1	-1.6934	[-1.6934, -1.6934]	0.1838
	门槛值 2	-0.4802	[-0.5367, -0.3956]	0.6187

随后, 检验门槛估计值与真实值是否一致。图1为全国层面搜寻出的第一个门槛值的似然比函数图。图中的虚线表示5%显著性水平下的置信值为7.35(临界值), 虚线表示门槛变量的似然比统计量LR。根据门槛效应模型原理, 门槛估计值是LR为零时 γ 的取值, 可以看出, 全国层面门槛估计值中的-0.2743恰好与图1中LR曲线最低点的对应值相吻合, 同时, 虚线以下闭合曲线内对应的X轴的点均落在门槛估计值(如表4所示)95%置信区间内, 表明门槛估计值与真实值是一致的。类似地, 全国层面与东中西部地区其他门槛估计值的检验同理。

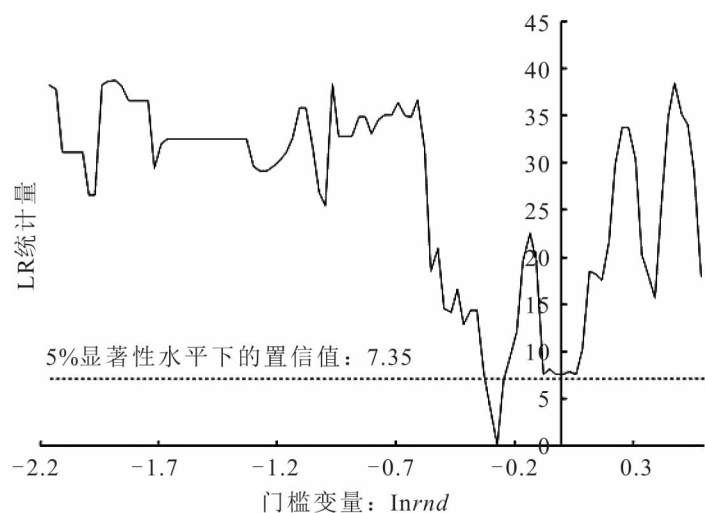


图1 门槛效应检验LR函数图

(三) 实证结果及讨论

1. 实证结果。门槛效应检验结果表明, 在全国层面, 交通基础设施对农村减贫具有三重门槛效应。依据门槛估计值对应的门槛实际值, 可将交通基础设施存量, 即路网密度水平划分为四个阶段, 分别为低水平($rnd \leq 0.1796$)、中等水平($0.1796 < rnd \leq 0.7601$)、较高水平($0.7601 < rnd \leq 1.3996$)和高水平($rnd > 1.3996$)。类似地, 在东部地区, 交通基础设施对农村减贫具有三重门槛效应, 依据路网密度水平可以划分为四个阶段, 分别为低水平($rnd \leq 0.7590$)、中等水平($0.7590 < rnd \leq 1.3922$)、较高水平($1.3922 < rnd \leq 1.6078$)和高水平($rnd > 1.6078$)。在中部地区, 交通基础设施对农村减贫具有三重门槛效应, 依据路网密度水平可以划分为四个阶段, 分别为低水平($rnd \leq 0.3854$)、中等水平($0.3854 < rnd \leq 0.8648$)、较高水平($0.8648 < rnd \leq 1.1153$)和高水平($rnd > 1.1153$)。在西部地区, 交通基础设施对农村减贫的影响具有双重门槛效应, 依据路网密度可以划分为三个阶段, 分别为低水平($rnd \leq 0.1838$)、中等水平($0.1838 < rnd \leq 0.6187$)和高水平($rnd > 0.6187$)。

进一步进行门槛回归估计, 可得到门槛效应模型的回归结果。为了说明和解释基于门槛效应的非线性影响, 本文还同时列出了无门槛效应的线性固定效应模型(FE)回归结果, 以便于更好地对比和分析, 如表5、表6所示。

实证结果显示, 当 $Inpi$ 为被解释变量时, 变量 $Inrnd$ 、 $Ineco$ 、 $Inig$ 、 $Inrlt$ 、 $Inrti$ 、 $Inurb$ 在非线性的门槛效应模型和线性固定效应模型中的回归结果, 几乎都通过了10%或5%或1%水平下的显著性检验。估计结果中经济增长、农村劳动力转移、产业结构水平、城镇化率系数为负, 表明其水平提升能够降低农村贫困发生率; 城乡收入差距系数为正, 表明其扩大化能使农村贫困发生率升高, 反之, 缩小的城乡收入差距则有利于降低农村贫困发生率; 估计结果中路网密度的系数为负时,

表 5 模型的参数估计结果 (全国层面)

变量	FE	门槛回归	变量	FE	门槛回归
Ineco	-1.9800*** (-6.43)	-1.5112*** (-4.13)	Inrnd	-0.2313* (-1.72)	
Inig	0.2802* (1.67)	0.3357* (1.75)	Inrnd (1) ($rnd \leq 0.1796$)		0.7942** (2.02)
Inrlt	-2.4188*** (-3.79)	-4.0178*** (-5.57)	Inrnd (2) ($0.1796 < rnd \leq 0.7601$)		-0.0629* (-1.73)
Inrti	-3.0181*** (-7.20)	-2.3401*** (-6.13)	Inrnd (3) ($0.7601 < rnd \leq 1.3996$)		-2.2964*** (-7.05)
Inurb	-0.7351* (-1.77)	-0.3136* (-1.89)	Inrnd (4) ($rnd > 1.3996$)		-3.4541*** (-7.04)

注: *、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的显著性水平下通过了检验, 括号内为 t 统计量, 以下各表同。

表 6 模型的参数估计结果 (区域层面)

变量	东部		中部		西部	
	FE	门槛回归	FE	门槛回归	FE	门槛回归
Ineco	-1.4272*** (-2.72)	-1.6900*** (-3.38)	-2.5399*** (-4.85)	-2.5068*** (-3.36)	-1.2077*** (-2.70)	-1.0678*** (-4.02)
Inig	0.7286* (1.95)	0.5972** (2.10)	0.0823 (1.01)	0.0534 (1.35)	0.4123* (1.77)	0.3988* (1.81)
Inrlt	-5.8132*** (-3.35)	-8.3724*** (-5.99)	-4.0506*** (-2.88)	-5.2442*** (-3.52)	-2.6342*** (-3.18)	-3.8052*** (-4.44)
Inrti	-4.3836*** (-5.28)	-4.2965*** (-6.65)	-2.7075*** (-3.35)	-1.4109* (-1.74)	-2.7862*** (-4.93)	-2.8783*** (-6.62)
Inurb	-2.9145* (-1.80)	-1.6486* (-1.91)	-4.8495*** (-2.99)	-2.2209* (-1.78)	-0.3098* (-1.88)	-0.2751*** (-3.04)
Inrnd	-0.0266 (-1.06)		-0.2106** (-2.20)		-3.5965*** (-3.87)	
东部 Inrnd (1) ($rnd \leq 0.7590$)		4.8144*** (3.11)				
Inrnd (2) ($0.7590 < rnd \leq 1.3922$)		-0.7633* (-1.75)				
Inrnd (3) ($1.3922 < rnd \leq 1.6078$)		-2.5179** (-1.98)				
Inrnd (4) ($rnd > 1.6078$)		-0.5156* (-1.77)				
中部 Inrnd (1) ($rnd \leq 0.3854$)				0.0541** (2.18)		
Inrnd (2) ($0.3854 < rnd \leq 0.8648$)				-1.7467*** (-4.25)		
Inrnd (3) ($0.8648 < rnd \leq 1.1153$)				-7.2386*** (-2.69)		
Inrnd (4) ($rnd > 1.1153$)				-2.4993*** (-2.82)		
西部 Inrnd (1) ($rnd \leq 0.1838$)						-2.0569* (-1.93)
Inrnd (2) ($0.1838 < rnd \leq 0.6187$)						-2.9814*** (-2.95)
Inrnd (3) ($rnd > 0.6187$)						-3.3372*** (-3.41)

表明其能降低农村贫困发生率,系数为正时则会阻碍农村贫困发生率降低。其中估计系数绝对值的大小反映了影响程度的高低。两个模型的估计结果均显示,交通基础设施对降低农村贫困发生率有促进作用,但是二者的系数差异比较显著。这一方面表明,交通基础设施对农村减贫的影响是非线性的,因此设立非线性门槛效应模型能更加准确地反映出其对农村减贫影响的动态关系和约束条件;另一方面也表明,其对农村减贫的非线性影响具有显著的区域差异性。

2. 讨论。从全国层面来看,实证结果显示,交通基础设施对农村减贫具有显著的三重门槛效应。交通基础设施对农村减贫的影响随着路网密度的变化呈现显著的阶段效应。当路网密度低于第一个门槛值 0.179 6 时,其对农村减贫影响的估计系数为 0.794 2,表明路网密度过低时,交通基础设施的匮乏会成为农村经济社会发展以及贫困群体增收的瓶颈。当路网密度在区间 (0.179 6, 0.760 1] 时,估计系数为-0.062 9,表明随着交通基础设施投资的加大,其存量水平逐步提升,逐渐对农村减贫产生正向的促进作用。当路网密度在区间 (0.760 1, 1.399 6] 时,估计系数为-2.296 4,表明路网密度的继续提升,对农村减贫的正向影响也逐步加大。当路网密度跨越第三重门槛 1.399 6 后,交通基础设施对农村减贫的正向影响仍然呈现上升趋势,估计系数为-3.454 1。可见,在全国层面而言,随着交通基础设施存量水平的提升,其对农村减贫的影响从最初的制约和阻碍作用逐渐转变为促进和拉动作用,并且此正向影响呈现出非线性增加的趋势,如图 2 所示。

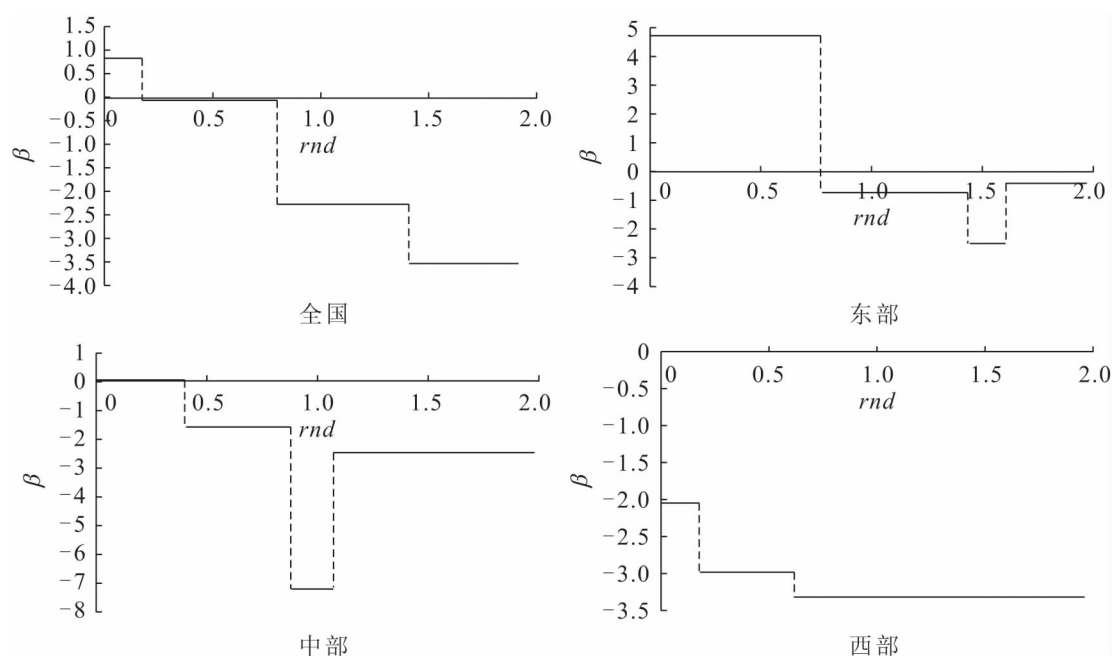


图 2 交通基础设施的农村减贫弹性

从区域层面来看,在东部地区,交通基础设施对农村减贫具有三重门槛效应,如图 2 所示。当路网密度低于第一个门槛值 0.759 0 时,交通基础设施对农村减贫的影响为 4.814 4,表明在路网密度较低时,其对东部地区农村减贫具有较强的制约作用,不利于减贫的实现。一个可能的解释是,当东部地区交通基础设施未达到一定规模时,先行投资建设的交通及道路设施主要围绕在区域性中心城市及其周边地区,投资和劳动力等重要经济要素更多地流向区域性中心城市及中心城市附近地区,中心城市的集聚作用得以加强,经济增速更快,从而可能产生对农村地区的“虹吸效应”^[11]或“集聚阴影效应”^[32],不利于农村地区的经济发展和减贫。当路网密度在区间 (0.759 0, 1.392 2] 时,减贫影响转变为正向,估计系数为-0.763 3,表明东部地区交通基础设施规模达到

一定水平后, 开始惠及农村地区, 对农村减贫产生积极影响。当路网密度在区间 $(1.392\ 2, 1.607\ 8]$ 时, 对减贫的正向影响进一步增加, 估计系数为 $-2.517\ 9$, 表明此阶段交通基础设施建设与农村减贫进程实现了协调发展, 交通基础设施能够最大程度地发挥其对农村减贫的正向效应。当路网密度跨越第三重门槛 $1.607\ 8$ 后, 交通基础设施的继续投资建设对农村减贫的正向影响开始降低, 估计系数为 $-0.515\ 6$, 原因可能为: 一方面, 大量的交通基础设施投资可能挤占对国民经济其他部门或行业的投资, 从整体上减弱对农村减贫的正向影响; 另一方面, 虽然交通条件的改善能够有效促进农村富余劳动力的转移, 从而提升农村居民收入水平, 但是长期来看, 随着交通基础设施水平发展到一定程度后, 可转移农村富余劳动力相对有限, 交通基础设施对农村减贫的正向影响总体上会有所减弱。

在中部地区, 交通基础设施对农村减贫具有三重门槛效应。当路网密度低于第一个门槛值 $0.385\ 4$ 时, 交通基础设施对农村减贫的影响为 $0.054\ 1$, 表明此时其对农村减贫有一定制约和阻碍作用。当路网密度在区间 $(0.385\ 4, 0.864\ 8]$ 时, 减贫影响转变为正向, 估计系数为 $-1.746\ 7$, 表明此时中部地区的交通基础设施对农村减贫开始产生积极影响。当路网密度在区间 $(0.864\ 8, 1.115\ 3]$ 时, 估计系数为 $-7.238\ 6$, 正向影响程度提升, 表明此时中部地区交通基础设施建设与农村减贫进程实现了协调发展。当路网密度跨越第三重门槛 $1.115\ 3$ 后, 与东部地区相同, 交通基础设施的继续投资建设对农村减贫的正向影响也开始逐渐降低, 估计系数为 $-2.499\ 3$ 。通过对比可以发现, 在农村减贫的过程中, 中、东部地区交通基础设施的门槛效应及其变化特点相类似, 如图 2 所示, 这与中、东部地区交通基础设施在发展历程、空间布局等方面具有相似性密不可分。

在西部地区, 交通基础设施对农村减贫具有双重门槛效应。当路网密度跨越第一个门槛值 $0.183\ 8$ 时, 其对农村减贫影响的估计系数为 $-2.056\ 9$, 表明在西部欠发达区域, 尤其是西部农村地区对于交通基础设施需求旺盛, 只要有交通基础设施的投资建设, 就能够有效减缓农村贫困状况, “要想富, 先修路” 在西部农村体现得更为充分。随着交通基础设施建设的不断推进, 路网密度水平在区间 $(0.183\ 8, 0.618\ 7]$ 时, 估计系数为 $-2.981\ 4$; 当路网密度水平跨越第三重门槛 $0.618\ 7$ 时, 估计系数为 $-3.337\ 2$ 。整体来看, 交通基础设施对农村减贫的非线性影响进程与全国层面较为相似, 这也与西部地区作为全国农村减贫重点区域的实际情况相符, 但是不同的是, 在西部地区交通基础设施对农村减贫的影响一直为正向, 且该正向影响随着交通基础设施存量水平的提升呈非线性增加的趋势, 如图 2 所示。这表明西部农村地区对于交通基础设施的需求更加迫切, 改善西部地区交通基础设施状况对农村减贫具有更为稳定的促进作用, 较高水平的交通基础设施更有利于西部农村减贫^[13]。

(四) 稳健性检验

为确保实证结果的稳健性, 下面将对实证结果从内生性和替换变量两方面给予进一步的稳健性检验。

首先, 对可能存在内生性问题进行考虑。一般而言, 内生性问题主要来自两个方面: 其一为核心解释变量与被解释变量之间存在双向因果关系, 其二为可能遗漏解释变量问题, 均可能导致核心解释变量与随机扰动项相关, 致使估计结果难以实现稳健性。前文中选取的核心解释变量为路网密度, 被解释变量为农村贫困发生率, 既有研究结果表明, 交通基础设施层面的变量能够影响农村贫困的相关变量, 而农村贫困相关变量很难反过来影响交通基础设施层面的变量, 二者之间的双向因果关系较弱^[33], 但是, 仍然可能存在因遗漏解释变量导致的内生性问题。

为进一步控制内生性问题的干扰, 下面采取工具变量回归法检验稳健性^[34]。具体而言, 将核心解释变量路网密度 ($Inrnd$) 的滞后两期作为工具变量, 通过两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行稳健性检验。关于工具变量的有效性, 一方面, 滞后两期的核心解释变量同当期核心解释变量存在明

显的相关性；另一方面，滞后两期的核心解释变量同当期的随机扰动项之间的相关性较低。根据表7的回归结果，可以发现路网密度对农村贫困发生率的影响在全国层面和东、中、西部区域层面依然显著为负，表明在考虑了内生性问题后，模型的估计结果依然具有稳健性。

表7 稳健性检验之一（内生性处理）

	全国	东部	中部	西部
Inrnd	-0.2216*** (-3.45)	-0.0336* (-1.74)	-0.1523** (-2.29)	-1.5508* (-1.95)
_cons	-1.9356*** (-3.29)	-1.7280** (-2.45)	-1.8402*** (-2.88)	-2.3567*** (-4.03)
R ²	0.8998	0.8908	0.8868	0.8274
N	240	88	64	88
模型	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS

其次，通过替换变量法进行稳健性检验。前文中选取了农村贫困发生率表征农村减贫效果，通过既往研究可知，能够反映农村减贫效果的指标还包括农村居民恩格尔系数、城乡收入差距、农村居民收入水平等，其中，恩格尔系数是国际上公认的判定生活水平高低以及划分贫富的重要标准^[10]，恩格尔系数越小，意味着贫困程度越低，减贫效果越好。在表征交通基础设施水平时，已有研究选取的指标除代表交通基础设施存量的路网里程、路网密度外，还有代表交通基础设施流量水平的交通基础设施投资^[35]。因此，在稳健性检验中选取农村居民恩格尔系数（Ineng）作为被解释变量，衡量农村减贫效果，将交通基础设施投资（Intii）作为核心解释变量（门槛变量），来衡量交通基础设施发展水平，通过门槛效应模型检验二者之间是否存在非线性关系。

表8显示了稳健性检验结果，表明将农村居民恩格尔系数作为表征农村减贫效果的代理变量，将交通基础设施投资作为表征交通基础设施水平的代理变量，门槛回归结果虽然在系数值上有一定差异，但是在门槛数量、符号方向和显著性方面具有很大的 consistency，表明交通基础设施对农村减贫的影响是非线性的，前文的实证结果是稳健的。

表8 稳健性检验之二（替换变量）

区域	区间1	区间2	区间3	区间4	门槛数量
全国	Intii ≤ 6.1241	6.1241 < Intii ≤ 7.4501	Intii > 7.4501		双门槛
	Intii	Intii	Intii		
	-0.0338** (-2.39)	-0.0592*** (-3.81)	-0.0650*** (-3.78)		
东部	Intii ≤ 6.6020	6.6020 < Intii ≤ 7.1180	Intii > 7.1180		双门槛
	Intii	Intii	Intii		
	0.0073** (1.97)	-0.0121*** (-2.77)	-0.0070* (-1.76)		
中部	Intii ≤ 6.2351	6.2351 < Intii ≤ 6.3642	6.3642 < Intii ≤ 7.4516	Intii > 7.4516	三门槛
	Intii	Intii	Intii	Intii	
	0.0514 (1.27)	-0.0622* (-1.87)	-0.0915*** (-2.65)	-0.0238** (-2.22)	
西部	Intii ≤ 6.1009	6.1009 < Intii ≤ 6.9060	Intii > 6.9060		双门槛
	Intii	Intii	Intii		
	-0.1378*** (-6.35)	-0.1467*** (-6.52)	-0.1570*** (-6.58)		

六、结论与启示

（一）结论

本文在我国已经成功实现消除农村绝对贫困的背景下，通过构建门槛效应模型，验证了交通基

基础设施对农村减贫的门槛效应, 得出在全国层面和东、中、西部区域层面相应的门槛值和影响水平区间, 并在此基础上分析探讨了交通基础设施对农村减贫的非线性影响机制。具体如下:

1. 交通基础设施对农村减贫的影响会随着交通基础设施存量的变化具有门槛效应。当交通基础设施投入不足、水平较低时, 落后的交通基础设施对农村减贫的影响有限, 甚至会成为制约农村经济社会发展和贫困群体摆脱贫困的制约和瓶颈; 当交通基础设施大量投入、存量水平较高时, 有可能会出现投资过剩或建设超前的问题, 对农村减贫的边际效应下降, 还可能挤占对国民经济其他产业或部门的投资, 产生“挤出效应”, 致使交通基础设施利用率降低, 对农村减贫的促进作用减小; 当交通基础设施建设与农村减贫进程实现协调发展时, 才能更好地发挥其农村减贫效应。

2. 交通基础设施对农村减贫的门槛效应具有区域差异性。从全国层面整体来看, 交通基础设施对农村减贫具有显著的三重门槛效应, 最初落后的交通基础设施会成为制约农村减贫的瓶颈, 随着其存量水平的提升, 对农村减贫的影响转变为正向, 并继续呈现出非线性增加的趋势。在区域层面, 东部地区和中部地区交通基础设施对农村减贫的门槛效应具有相似性, 即均存在显著的三重门槛效应, 并且整体上都呈现出明显的“倒 U 型”趋势, 交通基础设施对农村减贫影响的整体变化趋势都是从最初的负向影响逐步转变为正向影响, 但是正向影响程度会随着交通基础设施存量水平的提升逐渐回落; 在西部地区, 交通基础设施对农村减贫具有双重门槛效应, 其对农村减贫的正向影响一直存在, 并且呈现出非线性增加的趋势。

3. 整体而言, 经济增长、城乡收入差距缩小、农村劳动力转移、产业结构升级、城镇化率提升等因素对农村减贫均具有促进作用, 但是也显现出明显的区域差异性。

(二) 启示

1. 推进交通基础设施与农村经济社会协调发展。总体而言, 交通基础设施在农村减贫中具有基础性和保障性作用, 交通基础设施能够有效降低农村贫困发生率。虽然目前我国农村绝对贫困已经消除, 但是脱贫成果的巩固、脱贫地区的发展以及乡村振兴的全面推进仍然离不开交通基础设施^[36], 因此仍需重视交通基础设施在农村经济社会发展和农村农业现代化进程中的重要作用。

2. 推动面向高质量发展的交通基础设施新发展格局构建。根据各区域的不同特点和要求, 优化交通基础设施的区域发展战略和空间布局。其中, 交通基础设施水平更高、更加完善的东、中部地区, 建设的重点在于“质”的提升, 要通过不断优化交通基础设施投资策略、完善城乡路网等级结构、建立立体交通网络、优化交通空间布局等方式促进交通基础设施与农村经济社会协调发展。在交通基础设施水平较为落后的西部地区, 需要继续加大交通基础设施投资建设规模, “量”的扩大与“质”的提升并重, 充分发挥其在农村经济社会发展中的长效机制。

3. 积极促进交通基础设施与相关产业融合发展。促进交通基础设施与第一、二、三产业的深度融合, 构建安全、便捷、高效、绿色、经济的现代化综合交通体系, 重点发挥交通基础设施在推动非农产业发展、促进农村富余劳动力转移、提升就业水平等方面作用和影响, 同时加快产业结构优化升级, 推进城镇化进程, 通过合力实现农民增收、脱贫成果巩固和乡村振兴的宏伟目标。

参考文献

- [1] 张学良. 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).
- [2] 刘生龙, 胡鞍钢. 交通基础设施与经济增长: 中国区域差距的视角[J]. 中国工业经济, 2010(4).
- [3] 杜炜, 胡晶晶. 中国缩小城乡差距政策效果评价体系及测度[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2016(4).
- [4] Kwon, E. *Infrastructure, Growth and Poverty Reduction in Indonesia: A Cross-sectional Analysis* [R]. Transport Infrastructure and Poverty Reduction, 2005 (ADB Manila).

- [5] Chatterjee, S., S. J. Turnovsky. Infrastructure and inequality[J]. *European Economic Review*, 2012(8).
- [6] Juan, P. B. S., R. O. H. Daniel. Transport accessibility and social inequities: A tool for identification of mobility needs and evaluation of transport investments[J]. *Journal of Transport Geography*, 2012, 24.
- [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).
- [8] 康继军, 郭蒙, 傅蕴英. 要想富, 先修路? ——交通基础设施建设、交通运输业发展与贫困减少的实证研究[J]. *经济问题探索*, 2014(9).
- [9] 汪三贵, 王彩玲. 交通基础设施的可获得性与贫困村劳动力迁移——来自贫困村农户的证据[J]. *劳动经济研究*, 2015(6).
- [10] 张亦然. 基础设施减贫效应研究——基于农村公路的考察[J]. *经济理论与经济管理*, 2021(2).
- [11] Faber, B. Trade integration, market size, and industrialization: Evidence from China's national trunk highway system[J]. *Review of Economic Studies*, 2014(3).
- [12] 罗能生, 彭郁. 交通基础设施建设有助于改善城乡收入公平吗? ——基于省级空间面板数据的实证检验[J]. *产业经济研究*, 2016(4).
- [13] 任晓红, 但婷, 王春杨. 农村交通基础设施对农村居民收入的门槛效应分析[J]. *经济问题*, 2018(5).
- [14] 王璐, 黄晓燕, 曹小曙, 等. 贫困山区不同层级可达性及其经济效应——以秦巴山区为例[J]. *经济地理*, 2016(1).
- [15] 周文. 要想富, 先修路? ——不同交通运输发展在贫困地区经济发展效应的差异[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2019(5).
- [16] 李东坤, 郑浩生, 张晓玲. 交通基础设施建设能减缓城镇贫困吗? [J]. *河海大学学报(哲学社会科学版)*, 2021(1).
- [17] 周心怡, 李南, 龚锋. 新型城镇化、公共服务受益均等与城乡收入差距[J]. *经济评论*, 2021(2).
- [18] 龙小宁, 高翔. 交通基础设施与制造业企业生产率——来自县级高速公路和中国工业企业数据库的证据[J]. *华中师范大学学报(人文社会科学版)*, 2014(5).
- [19] 刘晓光, 张勋, 方文全. 基础设施的城乡收入分配效应: 基于劳动力转移的视角[J]. *世界经济*, 2015(3).
- [20] 刘勇政, 李岩. 中国的高速铁路建设与城市经济增长[J]. *金融研究*, 2017(11).
- [21] 任晓红, 张宗益. 交通基础设施、要素流动与城乡收入差距[J]. *管理评论*, 2013(2).
- [22] Baldwin, R., R. Forslid, P. Martin, et al. *Economic Geography and Public Policy*[M]. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- [23] 李涛, 胡菁芯, 冉光和. 基础设施投资与居民消费的结构效应研究[J]. *经济学家*, 2020(11).
- [24] Hansen, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999(2).
- [25] 张冰, 冉光和. 金融发展视角下外商直接投资的减贫效应分析[J]. *管理世界*, 2013(12).
- [26] 赵磊, 张晨. 旅游减贫的门槛效应及其实证检验——基于中国西部地区省际面板数据的研究[J]. *财贸经济*, 2018(5).
- [27] 鲜祖德, 王萍萍, 吴伟. 中国农村贫困标准与贫困监测[J]. *统计研究*, 2016(9).
- [28] 张凤华, 叶初升. 经济增长、产业结构与农村减贫——基于省际面板数据的实证分析[J]. *当代财经*, 2011(12).
- [29] 刘秉镰, 武鹏, 刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. *中国工业经济*, 2010(3).
- [30] 单德朋, 王英, 郑长德. 专业化、多样化与产业结构减贫效应的动态异质表现研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017(7).
- [31] 崔艳娟, 孙刚. 金融发展是贫困减缓的原因吗? ——来自中国的证据[J]. *金融研究*, 2012(11).

- [32]陈玉,孙斌栋. 京津冀存在“集聚阴影”吗——大城市的区域经济影响[J]. 地理研究, 2017(10).
- [33]李慧玲,徐妍. 交通基础设施、产业结构与减贫效应研究——基于面板 VAR 模型[J]. 技术经济与管理研究, 2016(8).
- [34]王永进,刘灿雷. 国有企业上游垄断阻碍了中国的经济增长? ——基于制造业数据的微观考察[J]. 管理世界, 2016(6).
- [35]毛圆圆,李白. 农村交通基础设施投资对农民收入影响的区域比较——基于中国 30 个省区 1999—2008 年的面板数据分析[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2010(6).
- [36]张俊飏,王学婷. 乡村生态振兴实现路径的对策思考[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2021(2).

Threshold Effect of Transportation Infrastructure on Rural Poverty Reduction

CHEN Yao, WANG Xiao-wen, ZHANG Guo-xing

Abstract: As the leading industry of national economy, transportation infrastructure plays an important role in rural poverty reduction. Under the background of China's successful elimination of rural absolute poverty, this paper discusses the theoretical mechanism of the impact of transportation infrastructure on rural poverty reduction. Based on the provincial panel data from 2010 to 2019, the paper constructs a threshold effect model and analyzes the nonlinear impact mechanism of transportation infrastructure on rural poverty reduction. The results show that transportation infrastructure has a threshold effect on rural poverty reduction with the change of transportation infrastructure stock. The shortage of transportation infrastructure stock will hinder the rural poverty reduction. On the contrary, when the stock level exceeds a certain extreme value, it will also reduce the promotion of rural poverty reduction. And the threshold effect has significant regional differences. At the national level, transportation infrastructure has a triple threshold effect on rural poverty reduction. The initial negative impact of transportation infrastructure on rural poverty reduction gradually turns into a positive impact, and then the positive impact shows a nonlinear increasing trend. In the eastern and central regions, the transportation infrastructure on rural poverty reduction has a triple threshold effect, showing an “Inverted U-shaped” trend, from the initial negative impact to the positive impact, and then the positive impact gradually falls back. In the western region, the transportation infrastructure on rural poverty reduction has a double threshold effect; its positive impact on rural poverty reduction has always existed, and shows a nonlinear increasing trend. Finally, based on the research conclusions, the paper puts forward policy suggestions to promote the coordinated development and high-quality development of transportation infrastructure and rural economy and society.

Key words: transportation infrastructure; rural poverty reduction; threshold effect model

(责任编辑 周振新)