

农村基础设施及其空间溢出效应对 农村经济增长的影响^{*}

李胜文¹, 闫俊强²

(1. 华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642; 2. 中山市质量技术监督局, 广东 中山 528400)

摘要 现有经验研究的文献对农村基础设施与农村经济增长的关系具有 2 种相反的结论, 其主要原因在于忽略了农村基础设施的存在空间溢出效应。利用 1997—2008 年我国省级农村经济增长数据和完全修正普通最小二乘法的面板协整估计, 研究了农村基础设施及其空间溢出效应对农村经济增长的影响。结果显示: 农村基础设施资本存量对我国农村经济增长具有显著的促进作用, 而且农村基础设施资本存量也具有显著的空间溢出效应。这表明政府在加大对农村基础设施的投入力度的同时, 还应协调相邻地区的农村基础设施投资, 以充分发挥农村基础设施的最大经济效益, 推动当地及相邻地区的农村经济增长。

关键词 农村基础设施; 空间溢出; 农村经济增长; 单位根检验; 面板协整检验

中图分类号: F325.25 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2011)04-0010-05

农村基础设施能够降低农业经营成本、推动农村经济市场化、提高农业生产率, 在农村经济增长过程发挥基础性作用, 因此农村基础设施投资成为政策制定者和学者们广泛关注的一个热点问题。学者 Aschauer, Renkow 和 Bandias 等^[1-3] 分别对美国、肯尼亚、澳大利亚等国的经验进行研究, 结果表明农村基础设施投资确实有效地推动了农村经济增长。然而部分学者 Demurger, Rozelle 等^[4-5] 的经验研究却发现农村基础设施对农村经济增长的贡献并不显著。对农村基础设施在农村经济增长作用的解释有不同看法的主要原因是研究中忽略了农村基础设施存在空间溢出效应。相邻地区农村基础设施通过相互补充、相互协调才能发挥更大的效益, 如果各相关地区农村基础设施的建设也各自为政, 缺乏协调与合作, 难以更为有效地发挥农村基础设施应有的功效。Demurger^[4] 的研究也表明中国不同地区农村基础设施对当地经济增长的贡献存在明显差异, 这也为我国农村基础设施存在空间溢出效应提供了间接证据。

为了更好理解各地区农村基础设施投资与农村经济增长的内在联系, 本文尝试将空间因素纳入研究框架, 定量研究农村基础设施投资在农村经济增长中的贡献。

一、模型设定

农村基础设施投资形成资本存量可以提高农村经济的生产效率和交易效率, 同时也扩大了农村经济的生产经营可能性边界, 进而推动经济增长。①农村基础设施投资改善了农村生产条件, 提高了对劳动对象的有效利用程度, 可以提高农村经济的生产效率。在农业生产过程中, 改善乡村运输、道路、灌溉、农村电力、供水设施等农业基础设施, 不仅能够有效降低包括生产成本、运输成本、储藏成本、销售成本等在内的农产品总成本, 还可以增加农产品市场交换能力, 提高农作物的产量和质量, 从而推动农业劳动生产率增长。②发展农村基础设施能够增强农业抵抗自然风险和经济风险的能力, 保障农产品生产和销售的稳定性, 从而促进农业生产的专业化、规模化、产业化、市场化、一体化和可持续发展。发达的农业水利设施可以提高农业抗自然灾害的能力, 稳定农业生产, 实现专业化生产。③农村基础设施的发展促进了市场交易的进行。农村公路运输的发展缩短了市场距离, 降低了运输成本和市场分割程度, 使交易效率提高、交易成本降低。④农村基础设施的发展为农村经济增长提供了物质基础, 拓宽了生产经营决策的边界。随着分工深化和生产经营可能性边界的扩大, 农民产业选择和行业选择

收稿日期: 2011-04-08

* 国家自然科学基金重点项目“基于资源观的新企业创建与早期成长机理研究”(70732005)。

作者简介: 李胜文(1973-), 男, 讲师, 博士; 研究方向: 农业经济管理和技术经济。E-mail: lshengw@mail.sysu.edu.cn

的范围扩大,农村产业结构和农民就业结构实现逐步优化,从而促进农村经济增长。

在农业增长过程中,土地、物质资本、劳动力、人力资本也是现代农业生产活动所必不可少的生产要素。根据物质资本在经济增长中的地位不同,可以将其分为基础设施物质资本和一般物质资本。基础设施物质资本是社会的基础资本或先行资本,在经济增长中发挥着基础性作用。基础设施通过改变时空的相对距离,扩大了地区的辐射范围和影响,从空间上使产业链条得到有效延伸,产业得到合理布局,刺激新的经济增长点的增长。除基础设施之外的其他物质资本我们称之为一般物质资本,也是农村经济增长的重要推动力。本文拓展了柯布—道格拉斯生产函数,将一般物质资本、基础设施资本、土地、劳动力(人力资本)纳入农村经济增长的研究框架,建立如下模型:

$$Y = A K_c^\alpha K_i^\beta S^\gamma L^\lambda \quad (1)$$

$$Y = A K_c^\alpha K_i^\beta S^\gamma H^\lambda \quad (2)$$

由于农村经济增长过程中,不但该地区的农村基础设施会对其有直接的促进作用,其他邻接地区的基础设施也存在空间溢出效应,对该地区的农村经济增长有着显著影响,因此本文将农村基础设施的空间溢出效应纳入到农村经济增长模型中,式(1)、(2)分别转变为式(3)、(4):

$$Y = A K_c^\alpha K_i^\beta W^\theta S^\gamma L^\lambda \quad (3)$$

$$Y = A K_c^\alpha K_i^\beta W^\theta S^\gamma H^\lambda \quad (4)$$

其中 W 是邻接地区基础设施资本存量,用于反映邻接地区基础设施资本存量的空间溢出效应,它描述了区域间的各种经济联系。分别将式(1)、(2)、(3)、(4)两边取对数,可得

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K_c + \beta \ln K_i + \gamma \ln S + \lambda \ln L \quad (5)$$

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K_c + \beta \ln K_i + \gamma \ln S + \theta \ln H \quad (6)$$

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K_c + \beta \ln K_i + \sigma \ln W + \gamma \ln S + \lambda \ln L \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln Y &= \ln A + \alpha \ln K_c + \beta \ln K_i + \sigma \ln W + \\ &\quad \gamma \ln S + \theta \ln H \end{aligned} \quad (8)$$

其中 Y 、 K_c 、 K_i 、 W 、 S 、 L 、 H 分别为经济产出、农村一般固定资产资本存量、农村基础设施资本存量、邻接地区基础设施资本存量、土地面积、农村劳动力、农村人力资本存量。

二、实证研究

1. 变量衡量及数据来源

农村经济产出采用不变价格的农村 GDP 来表示,农村 GDP 以农林牧渔业增加值、乡镇企业增加

值、农村非物质部门创造的增加值 3 者之和来衡量,土地面积用农作物播种面积来衡量,人力资本存量采用教育年限法来测度,即农村人力资本 = \sum 各级文化程度人口比重 \times 该级受教育年限,各地区农林牧渔业增加值、农作物播种面积、乡村总人口数、农村居民人均纯收入、农村劳动力文化程度、农村劳动力来源于 1997—2009 年的《中国农村统计年鉴》和《改革开放三十年农业统计资料汇编》;乡镇企业增加值来源于 1997—2009 年的《中国农业年鉴》,其中重庆 1996 年的农林牧渔业增加值、乡镇企业增加值、乡村人口数、农村居民人均纯收入来源于 1998 年的《重庆统计年鉴》;农村居民消费价格指数来源于 1998—2009 年的《中国统计年鉴》,北京、天津、上海、重庆四市农村居民消费价格指数采用全市居民消费价格指数来代替。

农村物质资本存量和基础设施资本存量采用永续盘存法求得,其中基础设施包括农村电力燃气及水的生产和供应业、交通运输仓储和邮政业以及信息传输计算机服务和软件业、水利建筑业;农村物质资本存量以农村固定资产存量减去基础设施资本存量来衡量。相关数据分别来源于 1997—1999 年的《中国固定资产投资统计年鉴》和 2000—2009 年的《中国农村统计年鉴》。重庆市 1996 年农村固定资产投资额来源于 2008 年的《重庆统计年鉴》。缺失值采用对邻近年份投资数据加权的方法进行处理得到,具体公式是:1998 年地区水利投资 = 1997 年该地区水利投资 $\times 0.4 + 1999$ 年该地区水利投资 $\times 0.6$;其他省(直辖市、自治区)则用 1999 年《中国水利年鉴》农田水利投资的数据代替。一般固定资产和基础设施投资采用各地区固定资产投资价格指数平均,折旧率采用比较通用的 5%。

2. 研究方法

早期学者在对基础设施与经济增长关系的研究中,主要使用面板数据 OLS 方法,即将面板数据视为横截面数据与时间序列数据的简单结合,运用 OLS 方法直接对其进行回归。正确使用 OLS 方法,要求数据必须满足经典线性回归模型的基本假定,这对实际经济活动的面板数据是不现实的。因此,OLS 方法并不是面板数据回归的正确方法,使用这种方法计算基础设施与经济增长的关系,可能会得到基础设施与经济增长之间关系的错误结论,从而高估或者低估基础设施投资对经济增长的贡献。Garcia 等^[6]发现 Aschauer^[1]及其追随者之所

以得出基础设施与经济增长的虚假关系,就是因为他们用了错误的面板数据 OLS 方法,出现伪回归,导致基础设施产出弹性高得令人难以置信。因此本文将采用面板协整估计方法来进行研究,以纠正变量内生性及序列相关所导致的伪回归问题,该方法包含单位根检验、协整检验和面板协整估计 3 个步骤。

(1) 单位根检验。计量经济模型一般是基于数据稳定性而建立的,如果宏观数据本身不稳定,那么回归模型的显著性检验就可能是误导的。本文首先进行平稳性检验,在平稳性检验的基础再进行变量的协整检验。采用显著性检验法进行面板单位根检验是平稳性检验中普遍应用的一种方法。显著性检验法是利用样本结果,来证实一个虚拟假设真伪的一种检验程序,其基本思想在于一个检验统计量(作为估计量)以及在虚拟假设条件下,这个统计量的抽样分布,根据所掌握数据求出的统计量来决定是否接受原假设。

(2) 面板协整检验。在面板单位根检验的基础上,接着进行面板协整检验。对于面板协整检验,Pedroni^[7]提出了面板模型中可考虑异方差情形的两种形式 7 个协整检验统计量。其中一种检验用联合组内尺度描述,包括 4 个统计量,分别是:面板 v 统计量 (Panel v -Statistic)、面板 ρ 统计量 (Panel rho-Statistic)、面板 t 非参数统计量 (Panel PP-Statistic)、面板 t 参数统计量:(Panel ADF-Statistic);另外一种检验用组间尺度来描述,包括 3 个统计量,分别是群 ρ 统计量 (Group rho-Statistic)、群 t 非参数统计量 (Group PP-Statistic)、群 t 参数统计量 (Group ADF-Statistic)。作为组平均面板协整统计量,在第 1 类四个检验中前 3 个使用非参数修正,第 4 个是基于 ADF 的参数检验,在第 2 类中前 2 个使用非参数修正,而第 3 个再一次用了 ADF 检验。本文采用 Pedroni^[7]的方法,以回归残差为基础构造出 7 个统计量进行面板协整检验,其中除了面板 v 统计量为右尾检定之外,其余检验统计量均为左尾检定。

3. 结果分析

(1) 单位根检验结果分析。在进行面板单位根检验时,为更加切合实际,保证结论的稳健性,本文同时采用 IPS (Im-Pesaran-Shin)、Fisher-ADF (Fisher-augmented Dickey-Fuller) 和 Fisher-PP (Fisher-Phillips-Perron) 这三种面板单位根检验方

法。IPS、Fisher-ADF 和 Fisher-PP 检验的零假设均为“存在单位根”,检验结果见表 1。

表 1 单位根检验

变量	IPS 统计量	ADF- Fisher 卡方统计量	PP- Fisher 卡方统计量
lnY	4.83(1.00)	27.84(1.00)	13.04(1.00)
△lnY	-18.19(0.00)	316.18(0.00)	348.30(0.00)
lnL	2.49(0.99)	54.03(0.69)	100.54(0.00)
△lnL	-15.53(0.00)	193.70(0.00)	214.63(0.00)
lnH	4.46(1.00)	47.33(0.88)	82.83(0.03)
△lnH	-14.75(0.00)	206.00(0.00)	255.23(0.00)
lnS	3.40(1.00)	30.86(1.00)	33.12(1.00)
△lnS	-9.72(0.00)	196.14(0.00)	231.12(0.00)
lnK	13.88(1.00)	19.83(1.00)	15.85(1.00)
△lnK	-1.41(0.08)	73.34(0.11)	111.16(0.00)
lnK _i	1.30(0.90)	83.34(0.02)	111.81(0.00)
△lnK _i	-3.27(0.00)	94.99(0.00)	84.26(0.02)
lnW	-2.50(0.01)	113.53(0.00)	207.85(0.00)
△lnW	-3.87(0.00)	108.63(0.00)	133.36(0.00)

注:括号里的值为 P 值;变量前加“△”表示对变量作一阶差分;检验形式为带截距项。

结果显示:各个序列的水平值进除邻接地区基础设施资本存量外,其他变量不能拒绝“存在单位根”的原假设,说明各地区农村 GDP、劳动力人数、人力资本存量、农作物播种面积、一般物质资本存量和基础设施资本存量和面板序列是非平稳的;各个序列的一阶差分项,农村 GDP、劳动力数量、人力资本存量、农作物播种面积和空间加权的基础设施资本存量面板序列在 1% 的显著性水平下显著拒绝“存在单位根”的原假设;一般物质资本存量、基础设施资本存量分别在约 15%、5% 的显著性水平下拒绝“存在单位根”的原假设。由此,我们可断定样本中除邻接地区基础设施资本存量外各个序列均为非平稳的 I(1) 过程。

(2) 面板协整检验结果分析。通过单位根检验,结果显示样本中所涉及到的变量除邻接基础设施资本存量外均为单整阶数相同的一阶非平稳变量。对于多变量协整关系的检验来讲,由于变量间的线性组合,存在不同阶单位根的变量之间可能存在协整关系。面板协整检验结果见表 2。

结果显示,经过标准化的检验统计量中,各个统计量均在 1% 的显著性水平下拒绝“不存在协整关系”的原假设,这表明非平稳序列 lnY、lnH、lnS、lnK、lnK_i、lnW 之间存在着协整关系。

(3) 面板协整估计。对模型进行面板协整估计的结果见表 3。

表2 面板协整检验

统计结果	lnY、lnL、lnS、 lnK、lnKi	lnY、lnH、lnS、 lnK、lnKi	lnY、lnL、lnS、 lnK、lnKi、lnW	lnY、lnH、lnS lnK、lnKi、lnW
面板v统计量	-4.24(0.00)	-3.68(0.00)	-4.28(0.00)	-4.13(0.00)
面板ρ统计	2.40(0.02)	2.43(0.02)	3.60(0.00)	3.58(0.00)
面板t非参数统计量	-16.56(0.00)	-14.73(0.00)	-19.43(0.00)	19.92(0.00)
面板t参数统计量	-10.21(0.00)	-9.90(0.00)	-9.26(0.00)	9.88(0.00)
群ρ统计量	4.34(0.00)	4.38(0.00)	5.68(0.00)	5.46(0.00)
群t非参数统计	-22.74(0.00)	-22.34(0.00)	-23.38(0.00)	25.64(0.00)
群t参数统计量	-11.42(0.00)	-11.04(0.00)	-8.76(0.00)	8.23(0.00)

注:除面板v统计量为右尾检验之外,其余统计检验量均为左尾检验;括号内的值为P值。

表3 基于完全修正最小二乘法的面板协整估计结果

变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
LnK _c	0.28*** (2.00)	0.52*** (6.25)	0.40*** (3.10)	0.51*** (7.04)
LnK _i	0.68*** (12.50)	0.19*** (2.68)	0.65*** (11.21)	0.19*** (3.17)
lnS	0.01(0.03)	0.21** (2.22)	-0.13* (-1.82)	0.35*** (2.56)
LnW			0.17*** (2.65)	0.17*** (2.98)
lnL	-0.01(-0.02)		0.03(0.05)	
LnH		0.06(0.31)		-0.07(-0.45)
拟合优度(R ²)	0.66	0.69	0.70	0.71
调整后的拟合优度(̄R ²)	0.65	0.68	0.69	0.70

注:括号内的值为t统计值,* ***、* * 分别表示1%、15%的显著性水平。

邻接地区基础设施资本存量LnW的系数为正,且其t值都在1%的显著性水平上显著,说明了邻接地区基础设施对当地的农村经济增长存在正的贡献。同时不考虑邻接基础设施资本存量LnW的两个模型(5)、(6)的 \bar{R}^2 分别为0.65、0.68,分别为均小于考虑邻接地区基础设施资本存量LnW的两个模型(7)、(8)的 \bar{R}^2 值0.69、0.70,表明含有邻接地区基础设施资本存量LnW的模型具有更强的残差解释力,也说明基础设施在农村经济增长中确实存在空间溢出效应。同时在模型(7)、(8)中LnK_i、LnK_c、lnS均在10%的显著性水平上显著,显示模型(7)、(8)较为恰当地解释农村经济增长。由于模型(8)的 \bar{R}^2 值0.70比模型(7)的 \bar{R}^2 值0.69相对较大,因此本文认为模型(8)更为合理解释农村经济增长,故而最终选择模型(8)分析基础设施及其空间溢出效应对农村经济增长的影响。

从表3可知:在模型(5)、(6)、(7)、(8)中,基础设施资本存量、一般物质资本存量的产出弹性系数均为正且显著;农作物播种面积的产出弹性系数均为正,且在模型(6)、(7)、(8)中均显著;无论是劳动力还是人力资本,在4个模型中均不显著:这说明了模型(8)得到的结果是稳健的,可以保证结论的可靠性。

协整估计结果显示:一般物质资本在农村经济增长中的作用非常显著,其产出弹性为0.51,在模

型所考虑的因素当中弹性最大,因此其存量变化对农村经济增长的影响很大。农村基础设施资本存量的产出弹性系数为正,其系数值为0.19,这证明了农村基础设施在农村经济增长中的积极作用。加权的邻接基础设施资本存量的产出弹性系数也为正,其估计值为0.17,说明相邻区域的农村基础设施对研究区域的农村经济增长也具有明显的促进作用,空间溢出效应显著。土地对农村经济增长具有显著正向作用,产出弹性为0.35,其变化对农村经济增长影响也相对较大。农村人力资本系数在模型(6)、(8)中的t值分别为0.31、-0.45,说明农村人力资本对农村经济增长的贡献并没有得到经验支持。

由此可见,1997—2008年我国农村经济增长主要是靠物质资本投入拉动的,而人力资本对其贡献并不显著,这在一定程度上说明了农村经济增长方式属于粗放型。同时农村经济增长不但与当地农村基础设施资本存量密切相关,还受邻接地区农村基础设施资本存量的影响,农村基础设施投资存在明显的空间溢出效应。

三、结论及政策含义

本文根据1997—2008年我国30个省级行政区域的农村经济增长数据,在拓展的柯布—道格拉斯生产函数的基础上构建了农村经济增长检验模型,研究农村基础设施在我国农村经济增长中的作用及

其空间溢出效应。结果表明:我国农村一般固定资产投资、基础设施投资和土地对农村经济增长存在显著的正效应,而农村人力资本对农村经济增长的贡献并不显著,这在一定程度上说明我国农村经济增长依然是依靠投资拉动的粗放型增长方式。同时农村基础设施投资对我国农村经济增长存在着直接的促进作用,而且还存在着显著的空间溢出效应,推动了邻接地区农村经济增长。

推动我国农村经济增长的过程中,不但要强化当地农村的基础设施投资,还要通过与邻接地区相互配合、相互协作,加强双方农村基础设施投资的协调性,推动双方完善当地农村基础设施,以充分发挥邻接地区基础设施投资对本地区农村经济的正效应。

参 考 文 献

- [1] ASCHAUER D A. Is public expenditure productive? [J]. Journal of Monetary Economics, 1989(23):177-200.

- [2] RENKOW M, HALLSTROM D, KARANJA D. Rural infrastructure, transactions costs and market participation in Kenya [J]. Journal of Development Economics, 2003, 73 (1): 349-367.
- [3] BANDIAS S, VEMURI S R. Telecommunications infrastructure facilitating sustainable development of rural and remote communities in Northern Australia [J]. Telecommunications Policy, 2005(2/3):237-249.
- [4] DEMURGER S. Infrastructure development and economic growth: an explanation for regional disparities in China [J]. Journal Comparative Economics, 2001, 29 (1): 95-117.
- [5] ROZELLE S, HUANG J K, BENZIGER V. Continuity and change in China's rural periodic markets [J]. China Journey, 2003(49):89-115.
- [6] GARCIA M T, MCGUIRE J T, ROBERT H P. The effect of public capital in state-level production functions reconsidered [J]. The Review of Economics and Statistics, 1996, 78 (2): 177-180.
- [7] PEDRONI P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis [J]. Econometric Theory, 2004(20):597-625.

Impact of Rural Infrastructure and its Spatial Spillover Effects on Rural Economic Growth

LI Sheng-wen¹, YAN Jun-qiang²

(1. College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou, Guangdong, 510642;

2. Zhongshan Bureau of Quality and Technical Supervision, Zhongshan, Guangdong, 528400)

Abstract The opposite conclusion was drawn from the current empirical literatures on the relationship between rural infrastructure and rural economic growth, which is mainly contributing to the ignorance of spatial spillover effect in rural infrastructure. Based on panel cointegration and panel data of provincial rural economic growth from 1997 to 2008 in China, this paper analyzes the impact of rural infrastructure and its spatial spillover effect on rural economic growth. The result shows that capital stock of rural infrastructure has obviously promoted China's rural economic growth and it also has shown marked spatial spillover effect, which indicates that when increasinge investment in rural infrastructure, governments should coordinate the rural infrastructure investment in adjacent areas so as to take advantage of enormous effects of rural infrastructure and push forward rural economic growth in local and adjacent areas.

Key words rural infrastructure; spatial spillover effect; rural economic growth; unit root test; panel cointegration test

(责任编辑:金会平)