

农村基础设施投资对农村经济增长影响的实证研究*

——以湖北省为例

金福良, 李谷成

(华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)

摘要 经济学理论认为基础设施作为一种资本投资,既可以直接促进经济的发展,又可以通过其溢出效应间接促进经济增长。利用 C-D 生产函数对湖北省 1996—2010 年间的基础设施投资数据进行实证研究。结果显示:湖北省 1996—2010 年间农村基础设施投资的产出弹性为 0.106,一般固定资产投资的产出弹性为 0.704,农村劳动力的产出弹性为 0.296;虽然湖北省农村基础设施投资的产出弹性不及一般固定资产投资和劳动力的产出弹性,但是对于湖北农村经济总量函数有着规模报酬递增的作用。政府应集中资本发展具有前后向关联较大、短期投资回报较快的直接生产部门;但同时也应维持基础设施部门一定的投资规模,为直接生产部门和湖北农村经济进一步发展给予物质保障和动力支撑。

关键词 农村基础设施;农村经济增长;C-D 生产函数;规模报酬递增;投资

中图分类号:F 325.25 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2012)06-0036-05

经济学理论认为基础设施作为一种资本投资,既可以直接促进经济的发展,又可以通过其溢出效应间接促进经济增长。而在农村经济发展中,基础设施的作用更是不可低估。作为国民经济部门的组成部分,农村基础设施部门的产值增加必然会增加农村 GDP,而其在国民经济部门所占的百分比越大,对国民经济的影响就越大;农村基础设施投资存量和流量规模的扩大对吸引投资、国际贸易及国民经济其他部门的成本、结构会有积极的影响;农村基础设施质量的提高也会给农民生产生活带来良好的环境效应和社会效应,从而间接促进农村经济的增长。2005 年、2008 年、2011 年中央一号文件提出加大农业基础设施投资力度,全面提升农业综合生产能力,为农村基础设施建设提供了广阔的契机。

在实践中,围绕基础设施对经济增长作用的相关研究,经济学界普遍认为基础设施对经济增长的作用是有存在的,但究竟有多大,一直都有不同的结论。有些学者测算基础设施的产出弹性较高;如 Charlot 等运用 C-D 生产函数和超对数生产函数法对法国 1982—1993 年的数据进行测算,发现法国公共资本的产

出弹性分别为 0.3 和 0.4^[1];Mamatzakism 使用超越对数成本函数发现希腊公共基础设施投资每增长 1%将会使农业的生产成本降低 0.38%^[2]。Aschauer 采用 C-D 生产函数对美国年度数据测算发现基础设施的产出弹性为 0.39^[3];马栓友采用 C-D 生产函数首次测算我国公共资本与私人部门的产出弹性为 0.55^[4]。

当然,也有学者测算的基础设施的产出弹性较低;如 Ratner 利用美国 1949—1973 年的数据,运用总量生产函数测算基础设施对总产出的影响,发现基础设施对产出的弹性系数为 0.06^[5];Tatom 认为 Aschauer 的研究忽略了时间序列数据可能存在自相关这一特性,因而对数据进行了一阶差分处理,得出基础设施的产出弹性为 0.14^[6]。李胜文等利用完全修正 OLS 对我国 1997—2008 年省级面板数据进行研究,发现农村基础设施的产出弹性为 0.19^[7]。

在面对政府财政预算的约束下,弄清楚基础设施对经济增长的贡献率十分必要,唯其如此才能把有限的资金投资到最具生产力的部门。本文利用 C-D 生产函数对湖北省 1996—2010 年间的基础设

收稿日期:2012-03-21

* 国家自然科学基金“全要素生产率与转变农业发展方式的理论与实证”项目(70903027);教育部新世纪优秀人才支持计划“中国农业全要素生产率若干专题研究”项目(NCET-11-0647);教育部博士学科点专项科研基金“中国农业发展方式的转变及其可持续性”项目(20090146120004)。

作者简介:金福良(1987-),男,硕士研究生;研究方向:农村与区域发展。E-mail:fuliangking@163.com

施投资数据进行实证研究,测算湖北省农村基础设施投资的产出弹性,找出其对农村经济增长的影响程度,为农村基础设施科学投入提出对策建议。

一、理论模型

计算基础设施投资对经济增长贡献的主要方法有生产函数法、成本(利润)函数法和向量自回归法等。其中美国数学家柯布和经济学家道格拉斯于20世纪30年代提出的C-D生产函数以其简单的形式揭示了经济学家关注的生产本质,自产生以来一直被广泛使用。本文的实证研究主要在C-D生产函数的框架内展开的,利用C-D生产函数估计湖北省农村基础设施资本投资的产出弹性。

在农村GDP的投入要素中,土地、资本、劳动力是现在农村生产生活必不可少的生产要素。而资本可以根据经济增长中地位的不同分为基础设施资本和一般固定资本。基础设施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。除基础设施之外的其他物质资本称为一般固定资本,也是农村经济增长的重要推力。除了资本和劳动力外,土地也是其中比较重要的要素。由于湖北省耕地面积长期以来变化较小,且测算发现其对农村GDP影响不显著,没有纳入模型。因此,本文将农村基础设施资本看作是一种投入要素,与一般固定资本和劳动力等其他投入要素一起纳入总量生产函数研究,构建三要素生产函数形式,如式(1)。

$$Y_t = A L_t^\alpha K_t^\beta I_t^\gamma \quad (1)$$

其中, Y_t 为 t 时期农村生产总值, L_t 为 t 时期农村劳动投入, K_t 为 t 时期农村一般固定资本, I_t 为 t 时期农村基础设施资本, A 为常数项(包含技术进步贡献); α 、 β 、 γ 分别为农村劳动投入、一般固定资本和基础设施资本的产出弹性。 $\alpha+\beta+\gamma$ 的值决定了生产函数规模报酬的类型:若 $\alpha+\beta+\gamma=1$,则存在规模报酬不变;若 $\alpha+\beta+\gamma>1$,则存在规模报酬递增;若 $\alpha+\beta+\gamma<1$ 时,则存在规模报酬递减。对参数估计的一般方法是取对数后再进行回归。式(1)两边取对数可得式(2)。

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln L_t + \beta \ln K_t + \gamma \ln I_t \quad (2)$$

生产技术一般具有规模报酬递减、规模报酬不变和规模报酬递增3种。规模报酬不变还是规模报

酬可变的假定,可能会导致完全不同的结论,使各投入要素的贡献率有失偏颇^[8]。因此,本文分以下2种假定来对上述3种情况加以验证。

假定一:假定生产技术对所有的生产要素都有规模报酬不变的性质,这时 $\alpha+\beta+\gamma=1$,把 $\alpha=1-\beta-\gamma$ 带入式(2),可得:

$$\ln Y_t = \ln A_t + (1-\beta-\gamma) \ln L_t + \beta \ln K_t + \gamma \ln I_t \quad (3)$$

整理可得:

$$\ln Y_t - \ln L_t = \ln A_t + \beta(\ln K_t - \ln L_t) + \gamma(\ln I_t - \ln L_t) \quad (4)$$

假定二:假定其他投入项的规模报酬不变,而基础设施资本具有规模报酬可变的特性。至于是递增还是递减,由回归后的参数值加以验证。若 $\gamma>1$,则存在规模报酬递增;若 $\gamma<1$ 时,则存在规模报酬递减。这时, $\alpha+\beta=1$,把 $\alpha=1-\beta$ 带入式(2),可得:

$$\ln Y_t - \ln L_t = \ln A_t + \beta(\ln K_t - \ln L_t) + \gamma \ln I_t \quad (5)$$

对于式(4)和式(5)作时间序列回归可得农村劳动投入、一般固定资本和基础设施资本的产出弹性 α 、 β 、 γ 。而实际规模报酬特性状况,可以通过回归结果的各项参数和统计量进一步分析。

二、变量衡量与数据来源

1. 产出变量

农村经济增长(Y)以农村GDP来衡量。农村GDP按照熊启泉^[9]的计算方法,以农林牧渔业增加值、乡镇企业增加值、农村非物质部门增加值3个部分之和来测算。其中农林牧渔业增加值,农民人均纯收入来源于1997—2011年《湖北统计年鉴》,乡镇企业增加值来源于1997—2011年《中国乡镇企业及农产品加工业年鉴》。

2. 投入变量

(1)劳动投入(L)。用农村劳动力来衡量,农村劳动力的数据来源于1997—2011年《湖北统计年鉴》。

(2)农村基础设施资本(I)。用农村基础设施投资衡量。理论上应以资本存量数据为优先,但我国很少有资本存量数据;而采用永续盘存法构造的数据也由于存在基年资本存量的确定与折旧率的问题。本文综合权衡,采用流量数据来代替存量数据以更真实反映农村基础设施资本投入对农村经济增

长的贡献率。

从广义的角度可将农村基础设施定义为:与农业生产、农民生活、农村经济发展紧密相关的,为维护农业生产及保障农民生活而提供的公共服务设施,包括水电燃气及水的生产供应、交通运输仓储、农田水利、教育、文化、卫生、福利事业等生产和生活服务设施。因此,农村基础设施投资选择国民经济行业分类中的电力煤气及水的生产供应业、建筑业、交通运输仓储邮政业、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、教育、卫生、社会保障和社会福利业、文化、体育和娱乐业等比较合适。

(3)农村一般固定资产资本(K)。用农村一般固定资产投资衡量,农村一般固定资产投资计算方法是农村固定资产投资减去农村基础设施投资。

农村基础设施投资与一般固定资产投资计算所需国民经济行业投资数据来源于 1997—1999 年《中国固定资产投资统计年鉴》和 2000—2011 年《中国农村统计年鉴》。产出变量(农村 GDP)和投入变量(农村基础设施投资、农村一般固定资产投资)均以 1996 年为基年,采用居民价格指数平滑,消除各期价格波动。居民价格指数来源于 1997—2011 年《湖北统计年鉴》。

三、模型估计结果与分析

计量模型的实质是利用回归分析处理经济变量间的依存性问题,但这并不说明变量间存在稳定的关系。一般来说,在建立时间序列模型时,要求所选择变量的时间序列必须是平稳的,即没有随机趋势或者确定趋势,否则,模型可能出现“伪回归”现象。然而,在现实经济中,许多经济和商业时间序列通常都存在趋势性,趋势性直接导致一些总括性的统计量如均值、方差、协方差会随时间的变化而变化,使得最小二乘估计失去意义。如果某序列是非平稳的,一般对其差分使之平稳;但差分会使我们失去总量的部分长期信息,而长期信息对于分析问题非常必要,采用协整检验来验证模型是否存在长期稳定性。

1. 平稳性检验

运用 EViews6.0 软件对农村 GDP、农村劳动力、一般固定资产投资与基础设施投资的平稳性进行单位根检验。如果序列不存在单位根,则说明该序列是平稳的;反之,则说明序列是不平稳的。检验

序列 Y_t 是否存在单位根的回归方程为:

$$\Delta Y_t = C + \alpha t + \beta Y_{t-1} \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta Y_{t-i} \quad (6)$$

其中, C 为常数项, αt 为时间趋势项, m 一般选择能使残差为白噪声序列的最小值。通过对比式(6)中的回归系数 β 的 t 值和 ADF 检验在每个水平下的临界值来检验该序列是否存在单位根。对各变量的时间序列进行单位根检验,结果见表 1。表 1 说明各序列在二阶平稳,可以进行下一步的协整检验。二阶单整序列虽然会丢失原序列的部分长期信息,但如果序列通过协整检验,研究结果仍然是可信的。

表 1 ADF 单位根检验结果

项目	ADF 检验值	临界值	结论
GDP	3.991	-2.690*	不平稳
Δ^2 GDP	-3.469	-4.297***	平稳
L	-1.374	-2.714*	不平稳
Δ^2 L	-4.347	-4.122***	平稳
K	-1.100	-3.420*	不平稳
Δ^2 K	-6.779	-4.992***	平稳
I	0.785	-2.690*	不平稳
Δ^2 I	-6.701	-4.122***	平稳

注:*表示显著水平为 10%的临界值,**表示显著水平为 5%的临界值,***表示显著水平为 1%的临界值。

2. 协整性检验

用 EG 两步法对模型进行协整检验,确定变量间是否具有长期稳定关系。如果残差平稳,则模型通过协整检验,变量间存在长期稳定关系,否则,不存在长期稳定关系。分别对规模报酬不变和规模报酬可变两组假定模型进行回归,得到回归结果如表 2、表 3。

表 2 规模报酬不变时的 OLS 回归结果

解释变量	回归系数	标准差	t 值	P 值
C	2.283	0.235	9.700	0.000
$\ln(K) - \ln(L)$	0.715	0.099	7.215	0.000
$\ln(I) - \ln(L)$	0.108	0.051	2.121	0.067
滞后 1 期	1.196	0.268	4.471	0.002
滞后 2 期	-0.693	0.303	-2.286	0.052
调整后可决系数	0.965	赤迟信息量准则		-1.751
D-W 统计量	2.310	对数似然估计值		17.792
F 统计量	84.446	P 值		0.000

分别对规模报酬不变和规模报酬可变模型回归后得到的残差序列进行 ADF 单位根检验,结果见表 4。由于在没有常数项和趋势项下的 2 个 t 值 -4.019、-4.018 均小于显著水平 1%的临界值 -4.004,即估计的残差序列为平稳序列,表明两组假定模型均通过协整检验,都存在长期稳定关系。

表3 规模报酬可变时的 OLS 回归结果

解释变量	回归系数	标准差	t 值	P 值
C	1.454	0.327	4.446	0.002
Ln(K)-Ln(L)	0.704	0.099	7.133	0.000
Ln(I)	0.106	0.049	2.164	0.062
滞后1期	1.186	0.270	4.401	0.002
滞后2期	-0.689	0.306	-2.251	0.055
调整后可决系数	0.966	赤迟信息量准则		-1.766
D-W 统计量	2.314	对数似然估计值		17.888
F 统计量	85.733	P 值		0.000

表4 残差系列的 ADF 单位根检验

项目	规模报酬不变		规模报酬可变	
	t 值	P 值	t 值	P 值
ADF 检验	-4.019	0.010	-4.018	0.010
1%水平	-4.004		-4.004	
临界值	5%水平	-3.099	5%水平	-3.099
10%水平	-2.690		10%水平	-2.690

表2、表3的回归结果可知:在规模报酬可变与规模报酬不变的两组假定下,农村基础设施投资的产出弹性均较小,分别为0.108、0.106。因此两组模型的各统计量值的差异也比较微弱。但是在规模报酬可变假定下的调整后可决系数(0.966)、对数似然估计值(17.888)、F统计量(85.733)都比在规模报酬不变假定下的调整后可决系数(0.965)、对数似然估计值(17.792)、F统计量(84.446)要大些,因此接受规模报酬可变的假定,认为规模报酬可变的生函数模型符合实际情况。特别需要指出的是农村基础设施的产出弹性为正值,说明整个生产函数具有规模报酬递增的特性。具体回归方程如下:

$$Y = 4.282L^{0.296}K^{0.704}I^{0.106} \quad (7)$$

根据以上回归结果,湖北省1996—2010年农村基础设施投资的产出弹性为0.106,一般固定资产投资的产出弹性为0.704,农村劳动力的产出弹性为0.296。其中,一般固定资产投资在模型选择的投入变量中产出弹性最大,说明其流量变化对农村经济增长的影响非常显著;农村劳动力的产出弹性为正,说明农村劳动力投入在农村经济增长中有着积极的作用;农村基础设施资本投资的产出弹性虽然较小,但也对农村经济增长存在正向作用。虽然湖北农村基础设施投资的产出弹性不及一般固定资产投资和劳动力的产出弹性,但是对于湖北农村经济总量函数有着规模报酬递增的作用。

四、结 论

采用C-D生产函数,对湖北省1996—2010年

的固定资产投资进行研究,测算了湖北省农村基础设施投资、一般固定资产投资以及劳动力的产出弹性,可得出如下结论。

(1)农村基础设施投资不及一般固定资产投资的产出弹性系数,基础设施投资的边际报酬低于一般固定资产投资。政府应该集中有限的资本用于发展具有前后向关联较大、短期投资回报较快的直接生产部门(一般固定资产投资部门),增加产品的产出和收益,从而尽快完成资本的原始积累。等到直接生产部门发展完善并形成较大的利润后,再分出一部分利润用于基础设施的投资与建设,最终带动整个国民经济部门的共同发展。

(2)农村劳动力的产出弹性系数远远低于一般固定资产投资,农村劳动力边际产出较小,其增加已不能较快地带动农村经济增长,必须要提高劳动力素质,把农村劳动力转移到非农部门。

(3)农村基础设施投资对湖北农村经济总量函数有着规模报酬递增的作用。在基础设施领域方面,政府也应该维持一定的投资规模与力度,为直接生产部门和湖北农村经济进一步发展给予持续的物质保障和动力支撑。

参 考 文 献

- [1] CHARLOT S, SCHMITT B. Public infrastructure and economic growth in France's regions[R]. ERS 39th Congress, 1999, Dublin, Ireland.
- [2] MAMATZAKIS E C. Public infrastructure and productivity growth in Greek agriculture[J]. Agricultural Economics, 2003(29):169-180.
- [3] ASCHAUER D A. Is public expenditure productive? [J]. Journal of Monetary Economics, 1989(23):177-200.
- [4] 马栓友. 中国公共资本与私人部门经济增长的实证分析[J]. 经济科学, 2000(6):21-26.
- [5] RATNER J B. Government capital and the production function for US private output[J]. Economics Letters, 1983(13):213-217.
- [6] TATOM J A. Should government spending on capital goods be raised[J]. Louis Review, 1991(3):3-15.
- [7] 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.
- [8] 王军辉, 侯方玉. 规模报酬不变还是递增——来自中国以及五个OECD国家的实证分析[J]. 统计与信息论坛, 2007(6):78-81.
- [9] 熊启泉. 中国农村国内生产总值(GDP)的估计:理论、方法及实证测算[J]. 统计研究, 1999(2):29-34.

Empirical Study on Impact of Rural Infrastructure Investment on Rural Economic Growth

——A Case Study in Hubei Province

JIN Fu-liang, LI Gu-cheng

(*College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070*)

Abstract Economic theory considers that as a capital, infrastructure investment can either promote economic development directly, or promote economic development through its spillover effects indirectly. This paper makes an empirical research on infrastructural investment data in Hubei between 1996 and 2010 by using C-D production function. The result shows that the output elasticity of rural infrastructure investment is 0.106, while the output elasticity of general fixed assets investment is 0.704, and the output elasticity of rural labor force is 0.296. Although the output elasticity of rural infrastructure investment is less than the output elasticity of general fixed assets investment and rural labor force, it plays a role in increasing returns to scale in the total function of Hubei rural economy. Therefore, this paper points out that the government should focus capital on direct production divisions which have large forward and backward linkages as well as quick return of short term investment. Meanwhile, the government should also maintain certain investment in the infrastructure divisions in order to provide material guarantee and support to the further development of direct production divisions and rural economy of Hubei province.

Key words rural infrastructure; rural economic growth; C-D production function; increasing returns to scale; investment

(责任编辑:金会平)