

基础设施降低了农业生产成本吗?

——基于分位数回归方法

吴清华, 周晓时, 冯中朝

(华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)



摘要 基于公共产品模型和成本函数理论, 建立最优化条件下的农业生产成本函数模型, 以劳动力、固定资本、化肥投入作为农业生产成本的主要组成部分, 运用分位数回归方法分析灌溉设施、等外公路对 1995—2011 年我国省际农业生产成本的影响。结果表明: 灌溉设施和等外公路的建设对我国农业生产成本有正向促进作用, 农业生产成本对灌溉设施、等外公路的弹性系数均为正; 随着农业生产成本的增加, 灌溉设施的影响呈增长趋势, 而等外公路的影响先增后减。

关键词 基础设施; 农业生产成本; 灌溉设施; 等外公路

中图分类号: F 323 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2014)05-0053-07

“十一五”期间, 中国中央政府安排大中型病险水库除险加固 514 亿元、大型灌区续建配套与节水改造 180.4 亿元、大型灌排泵站更新改造等工程建设 59.2 亿元, 全社会投资 9 500 亿元新建农村公路里程约 186.8 万 km^[1]。在农业生产中基础设施能够发挥对劳动力、资本、生产投入要素的替代效应或互补效应, 降低农业生产成本和销售成本^[2-3]。

21 世纪以来, 农业经营规模化和城镇化被认为是促进中国农业现代化的主要措施, 是中国的“隐性农业革命”的重要推动力量。根据生产理论, 扩大生产规模能够降低农业长期平均生产成本, 而中国农业面临的主要问题之一是土地细碎化(包括农户内部的细碎化和农户之间的细碎化)、小规模经营使得农业单位面积生产成本高。谭淑豪认为小规模、细碎化的土地经营影响农户农地经营的生产成本和效率, 也影响农村地区的公共投资收益和农村贫困减轻效果^[4]。在规模化经营的基础上, 农业产业化有利于实现范围经济、优化资源配置、降低农业生产成本及经营成本^[5]。同时, 城镇化能够通过改变区位

条件、生活方式, 影响农业生产成本。2012 年底, 中国城镇化率为 42.4%, 显著低于世界 53.0% 的平均城镇化率, 在未来一段时期城镇化还将影响中国农业生产经营。城镇化会降低交易成本、抬高土地价格和用工价格, 促进农户根据生产要素变化和市场需求调整生产。从美国的经验来看, 1998—2002 年城镇化导致玉米带周边城市的农户可变生产成本上升 8%^[6]。此外, 在城镇化过程中社会食品安全意识增强导致政府制定新的农产品生产标准, 而有机农产品、绿色农产品比一般农产品的质量标准更高。对比常规模式与有机模式的大田作物、蔬菜、水果、坚果的生产成本发现, 有机化肥、人工除草两方面的较大投入导致有机模式农产品成本较高^[7]。除生产规模和城镇化外, 基础设施也是决定农业生产成本的不可忽视的因素。

基础设施是促进农业经济增长的重要因素, 忽视基础设施变量的生产函数是有失偏颇的^[8]。有学者认为基础设施可以作为的生产要素纳入生产函数^[8], 也有学者认为基础设施的外部性不易测度、不能将其

收稿日期: 2014-04-09

基金项目: 国家自然科学基金项目“中国农业全要素生产率增长: 结构调整、比较优势与动态演进”(71273103); 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”(NCET-11-0647); 湖北省优秀博士学位论文导师自主经费支持项目(2011zc023); 湖北省科技计划软科学研究专项(创新团队)(2012GDA00701); 江西省社会科学“十二五”规划项目“政府农村公共物品投入对农户农地投入的影响研究”(11GL31)。

通讯作者: 冯中朝(1962-), 男, 教授, 博士生导师; 研究方向: 农业经济理论与政策、农业技术经济、农业贸易与农村金融。E-mail: fengzhch@mail.hazu.edu.cn

作者简介: 吴清华(1983-), 男, 博士研究生; 研究方向: 农业经济理论与政策。E-mail: wuqinghua616@163.com

作为生产要素纳入生产函数^[9-12]。然而,被广泛应用的公共产品模型表明:假定一种生产要素投入量恒定不变,基础设施等公共物品和其他生产要素投入量的增加会引起生产函数中的产出增加;公共产品增加能够提高生产要素的边际产出,即公共物品是私人生产要素的替代品。同时,基础设施的作用发挥必然引起农业生产要素投入结构调整、生产成本变动。

在农业领域,灌溉设施、公路设施不是影响产出的常规生产要素,但其是农业经济高速增长的前提条件,能够直接或间接影响农业生产要素的投入量和边际生产率。舒尔茨认为,就具体的基础设施而言,公路设施能够降低农产品流通成本、提高农产品价值,灌溉设施能够降低农业成本^[13];Liu 等也证实,灌溉设施及其相关制度创新为发展经济作物提供了保障,在一定程度上改变农户的要素投入结构和农业生产成本^[14]。Mamatzakis 研究表明,灌溉设施、公路设施还能够对农业生产中的劳动力、资本、生产投入要素发挥替代效应或互补效应,降低农业生产成本、销售成本,其中,基础设施对农业生产中间品和私人资本存在互补性,对劳动力具有替代性,能够降低农业生产成本^[2];Teruel 等将基础设施细分为公路设施、灌溉设施和电力设施,研究发现公路设施通过与私人农业投入的互补关系,灌溉设施通过与劳动力和中间投入品的替代关系,实现生产要素配置效率,降低农业生产成本^[3]。目前,中国农业的盈利水平还比较低,政府加大农业基础设施支出能够降低农业经营风险,扩大农业生产的赢利空间^[15]。在农业生产中,灌溉设施推动了农业生产前沿面外移,提高农作物产量;公路设施降低农民生产投入和运输成本,提高农产品商品化率^[16]。然而,研究等外设施、灌溉设施对农业生产成本影响的文献并不多。因此,本文试图在以下 3 个方面作出探索:其一,基于公共物品模型和生产函数理论,将灌溉设施、等外公路引入最优化条件下的生产函数模型;其二,运用历年的《中国统计年鉴》《农产品成本收益资料汇编》的相关数据估算 1995—2011 年中国省际的农业劳动力有效工资、以化肥为代表的中间投入品价格;其三,采用分位数回归方法实证分析灌溉设施、等外公路对农业生产成本的影响。

一、模型与数据

1. 模型设定

农业生产要素主要包括以土地为代表的自然资

源、资本、劳动力和技术,这些生产要素的有机组合才能实现农业生产。同时,生产要素投入量直接决定生产技术效率、农产品竞争力,影响生产者后期决策的农业生产成本。要素投入与产出的数量关系可以表示为:

$$Y = f(R, K, L, T) \quad (1)$$

式(1)中, Y 为产出、 R 为土地、 K 为资本^①、 L 为劳动力、 T 为技术。在假定基础设施使用不存在拥挤效应的条件下,公共物品模型隐含:基础设施等公共产品直接影响劳动力的生产效率、提高生产要素的边际产品,是生产要素的替代品^[9]。因此,视基础设施为影响劳动力的因素纳入公共产品模型,这种观点与不认为基础设施是一种生产要素的观点并不矛盾。基于公共产品模型,本文将基础设施纳入柯布一道格拉斯农业生产函数,则农业生产函数可以表示为:

$$Y = AR^\alpha K^\beta L^\delta M^\rho G^\varphi \quad (2)$$

式(2)中, A 为代表技术状况的全要素生产率(TFP), $0 < \alpha, \beta, \delta, \rho < 1$ 。方程式表明农业生产对土地 R 、固定资本 K 、劳动力 L 、中间投入品 M 、基础设施 G 可能存在规模报酬递增、规模报酬递减、规模报酬不变 3 种情况。

基础设施影响农业的机理之一是影响农业生产成本,这通常可以通过成本函数反映。1978 年实施家庭承包制之后,农户上缴国家的定购任务、乡村集体的提留与统筹,这些相当于土地租金^[17]。因为 2006 年中国全面取消农业税,本文不考虑生产函数中的土地成本。因此,只考虑资本 K 、劳动力 L 、中间投入品 M 3 种要素投入,最优化条件下的成本函数可以表示为:

$$\min C = K \cdot P_K + L \cdot P_L + M \cdot P_M \quad (3)$$

$$s. t. Y = AK^\beta L^\delta M^\rho G^\varphi \quad (4)$$

式(3)中, P_K 、 P_L 、 P_M 分别为利率、工资和中间投入品价格,采用拉格朗日乘数法联立式(3)、(4)可以得出:

$$C = 3P_K \cdot \left(\frac{P_K^\beta \cdot P_L^\delta \cdot Y}{A \cdot P_M^{\beta+\delta+\rho} \cdot G^\varphi} \right)^{\frac{1}{\beta+\delta+\rho}} \quad (5)$$

由式(5)可知,利率 P_K 、工资 P_L 、中间投入品价格 P_M 、基础设施 G 和技术 A 与农业生产成本 C 存在非线性关系。对(5)取对数形式,并引入灌溉设施、等外公路可以得出如下函数:

$$\ln C = \alpha_0 + \beta_1 \ln IR + \beta_2 \ln TR_2 + \beta_3 \ln P_K + \beta_4 \ln P_L + \beta_5 \ln P_M + \beta_6 \ln Y \quad (6)$$

中国各省在生产要素价格、农业技术水平等方面

存在差异,采用普通最小二乘法不能准确描述式(6)中灌溉设施(IR)和等外公路(TR_2)对农业生产成本 C 的变化范围和条件分布形状的影响。从决策的角度考虑,针对随机变量在不同分位点所采取的政策也应该有所差异,特别是在中国东中西部经济发展水平差距较大的现实情况。为此,本文采用分位数回归分析等外公路、灌溉设施对农业生产成本的影响,分位

$$\min_{\alpha_i(\theta), \beta(\theta)} \left\{ \sum_i \sum_t \theta |\ln C_{it} - \alpha_i(\theta) - X_{it}\beta(\theta)| + (1-\theta) |\ln C_{it} - \alpha_i(\theta) - X_{it}\beta(\theta)| \right\} \quad (8)$$

2. 数据来源与说明

鉴于西藏部分年份的数据缺失和北京、天津、上海的农业产值占地区GDP中的比率都在1.5%以下,本文没有采用以上西藏和三个直辖市的样本数据。本文运用1995—2010年《中国统计年鉴》《全国农产品成本收益资料汇编》(以下简称《资料汇编》)中27个省份农业生产要素投入及其价格、农业GDP、衡量灌溉设施综合情况的有效灌溉面积、等外公路等数据。

(1)生产成本 C 。生产成本 C 由劳动力价格 L 、固定资本 K 、化肥 M 的使用量及其价格计算得出,即 $C=L \times P_L + K \times P_K + M \times P_M$ 。1999年以后的《中国统计年鉴》未给出农业固定资产投资数据,本文通过农村个人固定资产投资总额—竣工房屋投资得出;因开展全国农业普查,2006年分地区的三次产业就业人数缺失,本文2006年的农业从业人员数由各省2005年和2007年的农业从业人员数平均得出;2011年以后《中国统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》没有统计各地区按三次产业分就业人口数,2011年的农业从业人口数由2倍的2010年农业从业人口数减2009年的数据得出。

(2)劳动力价格 P_L 。各年份《资料汇编》给出了地区劳动日工价,但其明显低于各种作物的雇工工价。考虑到各地劳动日工价的不同,运用《资料汇编》(1996—2011)各省当年工时价格乘以人均投工量得出各年对应的农业劳动力价格,其中,1995—2010年各省工价采用粮食作物、油料、棉、麻、烟、糖料等作物的工价平均值。

根据《全国农村固定观察点调查数据汇编》中全国户均种植业、林业、畜牧业、渔业的投工量加总得出户均农业用工量,然后除以户均农村劳动力数得出2000年至2002年人均投工量分别为118.59、115.48、110.56,而2003年后仅统计主要种植业产品和林业的投工量。参阅有关研究成果^②,本文劳动力年工时

数回归模型可以写为:

$$\ln C_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta_{\theta} + \mu_{it}, Q_{\theta}(\ln C_{it} | X_{it}, \beta_{\theta}) = X_{it}\beta_{\theta} \quad (7)$$

其中, X_{it} 为自变量向量, α_i 为模型的截距项, β_{θ} 为参数向量。 $Q_{\theta}(\ln C_{it} | X_{it})$ 为给定 X 时 $\ln C_{it}$ 的 θ 条件分位数。

θ 回归分位数($0 < \theta < 1$)对应的参数向量 β ,过最小化式(7)得到:

数在2000年及以前取120工日、2000之后的年份取105工日。劳动力价格 P_L 等于劳动力年工时数乘各省日工价。

(3)固定资本投资价格 P_K 。资本的价格通常用资本的利润率表示,其等于经济增量与资本总量之比,本文采用各省的农业生产资料价格指数表示。1997年重庆设立直辖市以后,历年的《中国统计年鉴》没有统计其农业生产资料价格指数,本文采用四川的相关数据。

(4)农业投入品价格 P_M 。农业投入品主要有肥料、种子、种苗、农膜、农药、兽药、饲料及饲料添加剂等。2007年以后的《资料汇编》开始发布化肥投入情况的氮肥、磷肥、钾肥、复合肥、其他肥料的金额和折纯用量,2007年以前的大多数投入品的相关统计数据难以在有关年鉴中找到。因此,本文主要考察占农业投入品支出比例较大的化肥投入。各省化肥价格 P_M 由《资料汇编》(历年)粮食作物、油料作物、棉、麻、烟、糖料的每667 m²化肥费除以每667 m²化肥使用量,然后求算数平均数得出。2002年《资料汇编》没有统计2001年农作物化肥用量数据,其用2000年和2002年的数据平均得出。各变量的描述性统计见表1。

二、实证分析

普通最小二次法(OLS)或面板数据分析方法只能度量解释变量对被解释变量的平均影响,忽视解释变量在被解释变量条件分布不同位置的影响差异。相比而言,分位数回归估计能更精确地描述解释变量对被解释变量的变化范围以及调节分布形状的影响,能够捕捉分布的尾部特征,参数估计也更稳健^[18]。本文采用R软件的软件包基于bootstrap密集算法进行分位数回归估计不同农业生产成本水平下各变量对农业生产成本的影响程度,并采用最大似然估计的估计结果作为比较,估计结果见表2。

表 1 变量的统计描述

| 变量 | 单位 | 观察值 | 均值 | 标准误差 | 最大值 | 最小值 |
|-------------------------|-------------------|-----|-----------|-----------|---------------|----------|
| 农业生产成本(C) | 亿元 | 457 | 448.25 | 306.52 | 1 888.54 | 20.25 |
| 有效灌溉面积(IR) | 千 hm ² | 457 | 2 006.45 | 1 333.96 | 510.44 | 168.27 |
| 等外公路(TR ₂) | km | 457 | 17 500.04 | 20 222.17 | 23 412 811.04 | 0.00 |
| 劳动力价格(P _L) | 万元/人 | 457 | 0.31 | 0.17 | 1.36 | 0.09 |
| 固定资本价格(P _K) | — | 457 | 1.05 | 0.09 | 7 378.43 | 0.90 |
| 投入品价格(P _M) | 万元/万 t | 457 | 4 047.61 | 1 049.13 | 3 973.85 | 2 245.78 |
| 农业 GDP(Y) | 亿元 | 457 | 845.01 | 671.91 | | 38.53 |

表 2 分位数估计与最大似然估计结果

| 项目 | IR | TR ₂ | P _L | P _K | P _M | Y | Pseudo R ² /R ² | |
|--------|----------------------|----------------------|-------------------------|--------------------------|---------------------------|-----------------------|---------------------------------------|---------|
| 分位估计 | 0.10 | 0.002 3 (0.006 3) | 0.002 1 (0.000 6) | 74.797 2 (48.239 8) | -191.579 5 (86.914 5) | -0.138 2 (0.008 8) | 0.276 2 (0.159 6) | 0.473 3 |
| | 0.25 | 0.005 9 (0.008 8) | 0.002 3 (0.000 3) | 163.228 5 (66.161 3) | -187.777 1 (96.870 0) | -0.021 8 (0.009 6) | 0.306 7 (0.020 4) | 0.518 7 |
| | 0.50 | 0.008 7 (0.008 9) | 0.003 2 (0.000 5) | 284.246 8 (97.959 5) | -199.006 2 (77.701 4) | -0.022 8 (0.011 0) | 0.331 1 (0.024 7) | 0.551 8 |
| | 0.75 | 0.032 0 (0.014 5) | 0.003 4 (0.000 6) | 396.862 4 (162.086 6) | -192.984 5 (75.516 3) | -0.022 8 (0.012 5) | 0.313 5 (0.034 8) | 0.601 5 |
| | 0.90 | 0.053 2 (0.013 4) | 0.001 8 (0.000 1) | 926.486 2 (187.064 3) | -220.469 8 (113.242 2) | -0.008 5 (0.020 4) | 0.263 8 (0.045 9) | 0.679 7 |
| 最大似然估计 | 0.140 6 (0.008 3) | 0.002 7 (0.000 4) | 388.716 6 (86.420 7) | -198.654 4 (76.623 5) | -0.026 9 (0.007 7) | 0.319 8 (0.016 5) | - | |

注:括号中为估计的标准差;样本量为 457。

由表 2 可以看出,在不同的生产成本(不同的分位估计值)下,灌溉设施和等外公路的增加会提高农业生产成本,两者对农业生产成本的弹性系数分别为 0.002 3~0.053 2、0.001 8~0.003 4,即有效灌溉面积、等外公路每变动 1% 分别导致中国省级农业生产成本同方向变动 0.002 3%~0.053 2% (在 0.75~0.9 分位数时的表现为显著的弹性系数)、0.001 8%~0.003 2%。这一结果表明,灌溉设施、等外公路的增加能够引致农业生产投入增加,推进农业生产的市场化、产业化。当前,中国的农业生产主要还是小规模的家庭经营,生产要素投入并未按照成本收益法核算,以产业化经营方式优化生产要素投入。此外,灌溉设施、等外公路等基础设施建设能够降低农业经营风险,提高农业技术效率和产出,促进土地流转和农业规模化经营,增加现代生产要素投入。

本文没有得出公路设施、灌溉设施能够降低农业生产成本的研究结论,这可能是因为与希腊 3.5 hm², 菲律宾 2.0 hm² 的平均农业经营规模相比,中国农业生产规模、产业化水平都不及以上两个国家。此外,本文的实证结果还受中国实际情况的影响:(1)在农业相对收益偏低、银行体制不允许使用集体所有的农地或宅基地作为抵押品的情况下,农户不会在农业生产中投入较多的资本。农村地区资本外流也证明

了以上这种现象。以 2006 年为例,农户在农村信用社的存贷差额为 23 138.2 亿元,其中,3 571.5 亿元流向乡镇企业,19 566.7 亿元转入城市工商业部门等其他部分^[17]; (2) 中国农业就业人口依然存在边际生产率大于零的“伪装的失业者”。2011 年中国农业就业人口 2.66 亿人,远高于蔡昉等估算的 2.28 亿人的农业劳动力需求量^③。劳动力市场供求的现状是:一方面,农业人口依然过剩,相当部分农业依然过密,大量农业劳动力仍然处于隐形失业状态^[19]。另一方面,农业劳动力剩余与非农产业职位空缺并存。2010 年中国城市劳动力市场供求关系由供大于求转变为供小于求且呈现供需缺口逐渐增大的趋势,当年的岗位空缺与求职人口的比率为 1.01,2011 年上升为 1.06。同时,农业劳动力转移存在人力资本、年龄等障碍,部分农业劳动力不能得到有效的就业机会。因此,在市场用工价格上涨、土地投入不足的情况下,尽管劳动力投入的边际收益较低,但农户为追求大于零的劳动力边际收益而继续投入劳动力。

为分析估计结果的平稳性,对估计产生的残差 μ_{it} 进行单位根检验。由于分位数估计从 0.1~0.9 有多个分位点产生,本文系选取代表性的 $\tau=0.5$ 进行单位根检验,两种方法的 ADF 检验结果如表 3。在最大似然(ML)估计和分位数估计的情况下,在零

表 3 残差的 ADF 检验结果

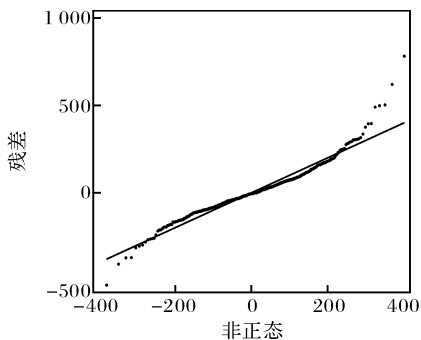
| 分位数估计($\tau=0.5$) | T 统计量 | ADF 临界值(1%) | 检验形式(C, T, N) | 单整阶数 |
|----------------------|---------|-------------|---------------|------|
| 农业生产成本的残差 | -19.766 | -3.446 | (1, 0, 0) | 0 |
| 最大似然估计($\tau=0.5$) | T 统计量 | ADF 临界值(1%) | 检验形式(C, T, N) | 单整阶数 |
| 农业生产成本的残差 | -19.985 | 3.446 | (1, 0, 0) | 0 |

阶单整以及 1% 显著水平下,农业生产成本的残差的 T 统计量均小于 ADF 临界值。这说明分位数估计具有平稳性,模型设定是恰当的。

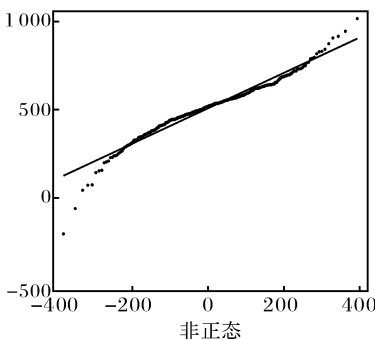
残差的同方差性是说明模型设定有效性的一个重要指标,为此对残差进行 Q-Q 图检验,其结果如图 1。(1)、(2)分别为分位数估计下农业成本的残差、最大似然估计下农业成本的残差。在这两个图中检

验点分布在直线 $y = x$ 附近,说明两种估计方法对农业成本的估计不存在异方差,再次证明对模型的估计是有效的。

为了分析不同分位数情况下各因素变动规律,本文利用分位数回归方法估算了模型(2)的系数,图 2 绘制了 0.1~0.9 分位点时各系数变化趋势。

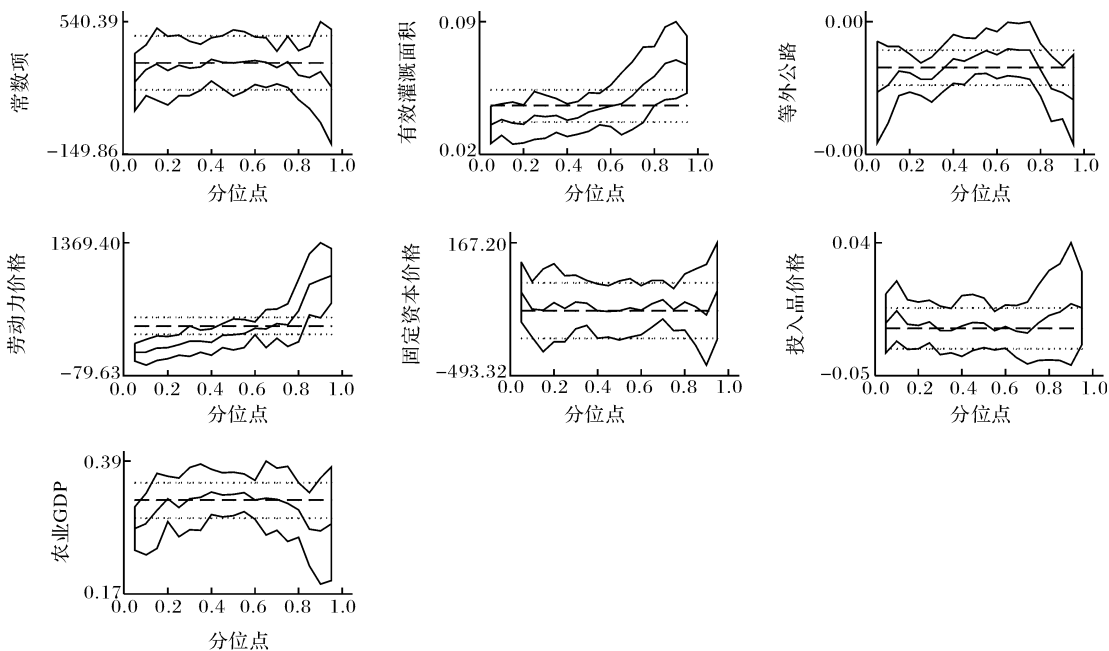


分位回归估计下的农业成本残差



ML 估计下的农业成本残差

图 1 残差的 Q-Q 图



注: x 轴为分位数的阶数; y 轴为各个变量的系数。

图 2 各个变量的估计结果

图 2 表明:随着农业成本由条件分布的低分位点向高分位点变化,其对灌溉设施的弹性系数呈增长趋势,而对等外公路的弹性系数先增后减;分位数增加

的过程中,对劳动力价格的弹性系数不断增加,这说明劳动力在农业生产中具有一定的不可替代性,劳动力价格上涨是农业生产成本增加的重要原因。流动

性较大的资本价格和以化肥为代表的中间投入品价格对农业(主要是指种植业)生产成本的影响比较平稳,其主要原因在于——相对其他二三产业而言,农业经营的生产风险大、收益率低、不适合资本的大量投入,当反映资本机会成本的农业资本价格上升时,资本会流出农业领域;各种肥料之间存在一定的替代性,且当前中国农业生产者的化肥投入主要依据个人生产经验、单位面积投入量变动较小。产出对农业生产成本的弹性系数先增后减,因为在规模达到门槛条件后农业生产表现为规模报酬递增。

三、结论与启示

本文以公共产品模型、农业生产理论为理论基础,将灌溉设施和等外公路纳入农业生产函数,结合1995—2011年的中国省级面板数据采用分位数回归方法实证分析以上两种基础设施对农业生产成本的影响。研究表明,灌溉设施和等外公路的建设对中国农业生产成本有正向促进作用。正如舒尔茨所言,传统农业改造的关键是引入技术等一种以上的新农业生产要素实现要素配置的均衡^[13]。以机械化、化学化、水利化、电气化、经营管理现代化等“五化”为主要内涵的农业现代化是未来中国农业的发展方向,灌溉设施、等外公路的建设可能促进农业生产要素优化配置,引致农业生产成本的增加,促进中国农业迈向现代化之路。

基础设施具有正外部性,中国的基础设施大量投入也取得良好的经济和社会发展效应。其中,灌溉设施增强了中国农业抵御自然灾害的能力,为提高农业综合生产能力建设打下坚实基础;农业配套基础设施的完善,倾向于依靠科技提高劳动生产率的外部政策环境,以及增加农业产量和生态效益的基础设施的完善,使中国农业发展方式发生了转变。因此,中国政府继续投资基础设施将有利于农业现代化、产业化。同时,政府可以通过明确农村公共品的产权,激励私人市场供给和村集体的参与,提高农村基础设施的管理和使用效率。

参 考 文 献

- [1] 国家发展和改革委员会. 农村基础设施建设发展报告(2011年)[R]. 2011:62,111.
- [2] MAMATZAKIS E C. Public infrastructure and productivity growth in Greek agriculture[J]. *Agricultural Economics*,2003,29(2):169-180.
- [3] 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.
- [4] 谭淑豪. 现行农地经营格局对农业生产成本的影响[J]. *农业技术经济*,2011(4):71-77.
- [5] 刘葆金,官兵,李广存. 农业产业化与农业持续发展[J]. *农业经济问题*,1997(11):26-30.
- [6] NEHRING,RICHARD,BARNARD,et al. Urban influence on costs of production in the corn belt[J]. *American Journal of Agricultural Economics*,2006,88(4):930-946.
- [7] KLONSKY, KAREN. Comparison of production costs and resource use for organic and conventional production systems [J]. *American Journal of Agricultural Economics*,2011,92(2):314-321.
- [8] FAN S G,ZHANG X B. Infrastructure and regional economic development in rural China[J]. *China Economic Review*,2004,15(3):203-214.
- [9] ROBERT B J. Government spending in a simple model of endogenous growth [J]. *Journal of Political Economy*,1990,98(10):103-125.
- [10] DUGGAL V G,SALTZMAN C T,KLEIN L R. Infrastructure and productivity: an extension to private infrastructure and IT productivity[J]. *Journal of Econometrics*,2007,140(2):485-502.
- [11] GRAMLICH E. Infrastructure investment: a review essay[J]. *Journal of Economic Literature*,1994,32(3):1176-1196.
- [12] 安第斯发展集团. 未来之路:拉丁美洲基础设施管理[M]. 北京:当代世界出版社,2011:102-118.
- [13] [美]西奥多·W·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 梁小明,译. 北京:商务印书馆,2010:29,95.
- [14] LIU X,DAVID C C. Determinants of private investment in irrigation: a case study of funing county, North China[C]. the Second Workshop on Projections and Policy Implications of Medium and Long Term Rice Supply and Demand, April, 1993: 13-15.
- [15] 马培衢. 关于农业基础设施建设制度变迁内在机理的制度分析[J]. *中国农村观察*. 2009(1):33-42.
- [16] ZHANG X B,FAN S G. Public investment and regional inequality in rural China[J]. *Agricultural Economics*,2004,13(2):89-100.
- [17] 蔡昉,王德文,都阳. 中国农村改革与变迁:30年历程和经验分析[M]. 上海:格致出版社,2008:61.
- [18] 李子奈,叶阿忠. 高级应用计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社,2012:62-71.
- [19] 黄宗智. 中国的隐形农业革命[M]. 北京:法律出版社,2010:72.

注 释:

- ① 在农业生产中,资本是不能直接用于消费、可以提高生产效率的劳动产品,其可以分为物资资本和货币资本两类;物质资本是以实物形式存在的生产资料,而货币资本是生产过程中用于购买物质资本、以货币形式存在的资本(钟甫宁,2011)。对农业资本的研究主要集中于物质资本方面,但其衡量指标和计算方法在学术界一直备受争议。鉴于数据的可得性和有效性,本文的资本主要是指来源于《中国统计年鉴》的农业固定资本。此外,也有学者将基采用资本存量指标考察基础设施,但这种方法存在以下问题:公共投资不是衡量这两种基础设施的有效替代变量,基础设施不一定是由公共资本投资,私人投资也可能占基础设施的相当大的比例;即使能够收集基础设施方面所有的公共投资和私人投资的数据,仍然无法保证这些投资都是有效的,特别是在一些发展中国家。在基础设施投入使用之后,还需要后期的维护保养投入;物价水平、建设材料价格等因素,也使得各个地区在不同年份的基础设施投资缺乏可比性。因此,本文中采用实物指标而不是资本存量作为衡量基础设施的指标。
- ② 对于劳动力年有效农业劳动时间,刘建进(1997)对8省3996个农户调查认为其为95.43天;洪建国(2010)对太湖平原、江汉平原、洞庭湖平原、湖北丘陵地区、湖南丘陵地区1340个农户的调研认为其为125天(4.17月)。
- ③ 蔡昉,王德文,都阳(2008)按照年劳动日为250个、300个、320个估算中国农业(包括种植业和饲养业)劳动力需求量分别为2.28亿人、1.90亿人、1.78亿人。此处,取劳动力需求量最大的2.28亿人。

Does Infrastructure Reduce Agricultural Production Cost?

——Based on Quantile Regression

WU Qing-hua, ZHOU Xiao-shi, FENG Zhong-chao

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

Abstract Based on Public Expenditure Model and cost function theory, this paper first constructs agricultural cost modeling under the optimized condition, then this paper treats inputs of labor, fixed capital and fertilizers as the component of agricultural cost, and uses Quantile Regression to analyze the effect of irrigation facility and substandard highway on China's agricultural production cost at provincial level from 1995 to 2011. The result indicates that construction of irrigation facility and substandard highway has the positive effect on China's agricultural production cost and elasticity coefficient of agricultural production cost is also positive. With the increase of agricultural production cost, the effect of irrigation facility is increasing, but the effect of substandard highway is first increasing and then decreasing.

Key words infrastructure; agricultural production cost; irrigation facility; substandard highway

(责任编辑:金会平)