

# 基于 C—D 函数的长汀县水土保持投资贡献测算

毕安平<sup>1</sup>, 朱鹤健<sup>2</sup>

(1. 闽江学院 地理科学系, 福建 福州 350108; 2. 福建师范大学 自然资源研究中心, 福建 福州 350007)

**摘要:** 水土保持投资效益测算是水土保持项目评估中的重要内容, 但既有效益测算方法很难排除非水土保持因素的贡献, 也难以测算系统的综合效益。运用 Cobb—Douglas 生产函数理论分析了水土保持投资对当地农业经济增长的贡献。结果表明, 长汀县农业投资产出弹性最高, 科技和制度创新贡献则较低。1999—2009 年 11 a 间, 水土保持投资贡献了长汀县同期农业 GDP 的 5.20%, 产投比为 5.9。随着农业物质资本投入的快速增长, 水土保持投资对农业 GDP 的贡献逐年降低, 这可能会抑制农户水土保持投资的积极性。

**关键词:** Cobb—Douglas 函数; 水土保持; 投资贡献; 长汀县

文献标识码: A

文章编号: 1000-288X(2013)03-0226-05

中图分类号: X224

## Soil and Water Conservation Investment Contributions in Changting County Calculated Based on C—D Function

BI An-ping<sup>1</sup>, ZHU He-jian<sup>2</sup>

(1. Geographical Science Department, Minjiang University, Fuzhou, Fujian 350108, China;

2. Natural Resources Research Center, Fujian Normal University, Fuzhou, Fujian 350007, China)

**Abstract:** Calculating the investment benefits of soil and water conservation (SWC) is an important part in SWC project evaluation. Using the existing methods of benefit calculation, however, is difficult in eliminating the contributions of other factors except SWC and estimating the comprehensive benefits of system. By taking Changting County for an example, an analysis on the contributions of SWC investment to local agricultural economy was made based on the Cobb—Douglas production function theory. Results reveal that the contribution of agricultural investment was highest in the features of output, but lower in technology and system innovation. From 1999 to 2009, 5.20% of agricultural GDP were derived from SWC investment and the ratio of output to input was 5.9 in Changting County. With the rapid growth of physical capital investment in agriculture, the contributions of SWC investment to agricultural GDP were being reduced year after year, which may restrain farmers' investment enthusiasm for SWC.

**Keywords:** Cobb—Douglas function; SWC; investment contribution; Changting County

我国是世界上生态系统退化和水土流失最为严重的国家之一, 长期以来投入了大量的人力物力进行治理。水土保持投资主要投入到农业领域, 是农业投入的重要来源<sup>[1]</sup>, 客观上起到了改善治理区农业生产条件、促进农业发展的作用。但如何准确评价水土保持投资对农业的贡献仍然是一个有待深入探索的课题。既有水土保持效益评价主要从两个方向来进行: 一是从宏观层面通过治理前后区域社会经济发展状况的比较, 将其变化量视为水土保持效益; 或者与临近的非治理区比较, 将治理区的相对变化视为水土保

持效益<sup>[2-5]</sup>。二是从微观层面通过观测样区<sup>[6-7]</sup>或农户水土保持措施所产生的效益<sup>[8-9]</sup>来推算整个治理区的水土保持效益。但两种方法都有缺陷: 前者无法排除社会经济发展、技术进步、区位优势等其他因素产生的效益, 全部归功于水土保持会夸大水土保持效益; 后者往往只能计算直接效益, 难以反映区域生态—经济系统的结构改善和功能提升所产生的综合效益, 有低估水土保持效益的倾向。本研究引入外生经济增长理论中的 Cobb—Douglas(简称 C—D)函数模型测算水土保持投资效益, 既涵盖了生态—经济系统耦

收稿日期: 2012-03-06

修回日期: 2012-07-28

资助项目: 国家自然科学基金项目“基于尺度理论的典型红壤侵蚀区生态恢复与重建机理研究”(40871141); 福建省教育厅项目(JB12149); 福建省青年科技人才创新项目(2011J05115)

作者简介: 毕安平(1974—), 男(汉族), 四川省宣汉县人, 博士, 讲师, 主要从事自然资源利用和水土保持研究。E-mail: 744524716@qq.com。  
通信作者: 朱鹤健(1931—), 男(汉族), 福建省福州市人, 教授, 博士生导师, 主要从事土壤与土地资源研究。E-mail: hjzhu6@163.com。

合以后的综合经济效益,也排除了其他因素对水土保持效益测算的影响,是一种比较科学的测算方法。

## 1 研究区概况

长汀县地处福建省西部,武夷山南段,汀江上游,总面积 3 099.5 km<sup>2</sup>,2009 年底户籍人口 50.4 万人,GDP 总值 75.72 亿元。县域低山丘陵占 76.0%,属中亚热带季风气候,年均温 17.5~18.8℃,多年平均降雨量 1 709.8 mm。中部低山丘陵区人类活动频繁,是我国南方红壤丘陵区严重水土流失的典型区域,也是全国水土流失治理重点区域。从 20 世纪 40 年代就开始治理,是我国最早开展水土保持研究的地区之一。因其水土流失的严重性、典型性、治理的长期性和连续性,成为研究福建省甚至中国南方花岗岩山地水土流失的典型案例,积累了大量的科研成果<sup>[10]</sup>,在全国水土保持典型中有较大影响<sup>[11]</sup>。长汀县水土保持效益评价主要集中在生态效益评价上<sup>[12-13]</sup>,社会经济效益评价则以治理区的调查数据进行外推评价当期宏观效益<sup>[10,14]</sup>,缺乏宏观时间序列动态评价,没有包含区域所处发展阶段对投资效益的影响。本研究选取长汀县为研究区,通过建立长汀县农业 C—D 函数模型,分析历年水土保持投资对区域农业 GDP、社会经济发展的贡献和影响。

## 2 研究方法与数据

### 2.1 研究方法

C—D 生产函数模型认为一个地区经济产出增长可以看作是劳动力投入增长、物质资本投入增长和技术进步共同作用的结果。在希克斯中性广义技术进步前提下,C—D 生产函数<sup>[15]</sup>可写成:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta} \quad (1)$$

式中:Y,A,K,L——指一个地区某一时期的总产出、广义技术水平、物质资本投入和劳动力投入; $\alpha$ 、 $\beta$ ——物质资本投入和劳动力投入的产出弹性。

影响农业产出的基本要素包括劳动力、资本、土地和技术等,但土地面积变化小,技术则难以量化,所以常采用常数项来综合衡量除了资本和劳动力以外的投入要素影响。结合研究需要以及资料可比性,本研究仅选资本、劳动力 2 种投入要素进行分析,并将资本分为物质资本投入和财政支农投入 2 个部分,则农业 C—D 生产函数可以表示为:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}I^{\lambda} \quad (2)$$

式中:Y——农业 GDP(万元);A——广义技术水平因子;K——农业物质资本投入(万元);L——年末农业从业人员数量(万人);I——支农财政投资(万

元); $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\lambda$ ——各投入要素的产出弹性系数。

为求解方便,将式(2)两边取对数转化为线性方程得:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \cdot \ln K + \beta \cdot \ln L + \lambda \cdot \ln I \quad (3)$$

对式(3)进行差分求导得经济增长率函数模型<sup>[16]</sup>:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = T + \alpha \cdot \frac{\Delta K}{K} + \beta \cdot \frac{\Delta L}{L} + \lambda \cdot \frac{\Delta I}{I} \quad (4)$$

式中: $\frac{\Delta Y}{Y}$ 、 $\frac{\Delta K}{K}$ 、 $\frac{\Delta L}{L}$ 、 $\frac{\Delta I}{I}$ ——农业 GDP、物质资本投入、劳动投入和财政投资的年均增长率。进而可以推导出 $\alpha \cdot \frac{\Delta K}{K}$ 、 $\beta \cdot \frac{\Delta L}{L}$ 、 $\lambda \cdot \frac{\Delta I}{I}$ 、T——分别表示物质资本投入变动、劳动力投入变动、财政投资变动和广义技术进步对经济增长的贡献。

各个要素对经济增长的影响份额,即物质资本投入变动、劳动力投入变动、财政投资变动和广义技术进步对经济增长的贡献份额可以表示为  $P_k$ 、 $P_l$ 、 $P_i$  和  $P_t$ :

$$P_k = \alpha \cdot \frac{\Delta K}{K} / \frac{\Delta Y}{Y} \quad (5)$$

$$P_l = \beta \cdot \frac{\Delta L}{L} / \frac{\Delta Y}{Y} \quad (6)$$

$$P_i = \lambda \cdot \frac{\Delta I}{I} / \frac{\Delta Y}{Y} \quad (7)$$

$$P_t = \frac{\frac{\Delta Y}{Y} - \alpha \cdot \frac{\Delta K}{K} - \beta \cdot \frac{\Delta L}{L} - \lambda \cdot \frac{\Delta I}{I}}{\frac{\Delta Y}{Y}} \quad (8)$$

由式(3)求 Y 对 I 的偏导数,变形得  $\lambda = \frac{\Delta Y}{\Delta I} \cdot \frac{I}{Y}$ ,进一步变形得支农财政投资对经济增长的绝对贡献为<sup>[17]</sup>:

$$\Delta Y = \lambda \cdot Y \cdot \frac{\Delta I}{I} \quad (9)$$

式中: $\lambda$ ——支农财政投资的产出弹性系数; $\Delta Y$ ——农业 GDP 的增减量(万元); $\Delta I$ ——支农财政投资增减量(本研究指水土保持投资)(万元);I——支农财政投资(万元);Y——当年农业 GDP(万元)。

### 2.2 数据来源及处理

数据主要采用 2000—2009 年《福建统计年鉴》、《福建经济与社会统计年鉴》、《长汀统计年鉴》以及长汀县水土保持事业局、长汀县农业局的相关统计资料。因统计资料中大部分年份“农业固定资产投资”、“更新改造和基础设施投资”都没有数据,因此为保证统计口径的统一,本研究用“支援农村建设”、“农林水

利气象支出”之和作为支农财政投资额( $I$ )。农业物质资本投入由固定资本存量和农业中间消耗两部分组成<sup>[18]</sup>,但农业固定资产投资少而且分散,很难得到资本存量和人力资本的准确统计数据,参照文献<sup>[19]</sup>的方法,用农业生产“中间物质消耗”替代农业物质资本( $K$ )投入。各投入要素的不变价格数据难以直接

获取,间接折算误差较大,为保证数据的横向可比性,本研究中价格均采用当年价格。

### 3 长汀县农业 C—D 函数模型构建与模拟

整理长汀县相关原始数据并计算相关项目如表 1 所示。

表 1 长汀县 1999—2009 水土保持投资对农业 GDP 的贡献

年份	农业 GDP/万元	财政支农/万元	劳动力/万人	物质资本投入/万元	预测农业 GDP/万元	预测误差/%	水土保持投资额/万元	农业 GDP 贡献/万元	占农业 GDP 比例/%	产投比
1999	85 464	1 595	13.51	40 266	82 843	-3.1	85	701	0.8	8.2
2000	88 379	1 731	13.29	42 096	86 622	-2.0	869	6829	7.7	7.9
2001	90 159	2 091	12.77	44 759	93 333	3.5	826	5 483	6.1	6.6
2002	92 870	1 739	12.35	45 628	92 173	-0.8	1 010	8 307	8.9	8.2
2003	94 452	2 238	12.13	48 349	99 881	5.7	1 305	8 485	9.0	6.5
2004	112 515	2 829	11.15	53 798	112 219	-0.3	1 327	8 125	7.2	6.1
2005	119 265	2 240	10.30	60 219	117 758	-1.3	960	7 871	6.6	8.2
2006	124 857	3 319	9.38	62 484	129 275	3.5	1 425	8 255	6.6	5.8
2007	144 269	5 799	8.37	64 157	144 736	0.3	1 186	4 543	3.1	3.8
2008	170 838	6 274	8.41	78 029	167 690	-1.8	1 200	5 031	2.9	4.2
2009	170 540	9 538	8.50	73 212	171 017	0.3	1185	3 264	1.9	2.8
合计	1 293 608	39 393	120.16	612 997	1 297 547	0.3	11 377	66 894	5.2	5.9

注:(1)表中农业 GDP 贡献指水土保持投资对农业 GDP 的贡献;(2)水土保持投资主要由省市财政投入,并未计入长汀县支农财政投入总额之中。

利用 SPSS 17.0 软件对表 1 有关数据项目进行相关性检验和模型参数检验得表 2—3。表 3 中  $R=0.994$ ,说明  $\ln Y$  的变异有 99.4% 可以由  $\ln K$ ,  $\ln L$  和  $\ln I$  来解释。因此,农业 GDP 与农业从业人数、物质资本投入和财政支农投入有着紧密的联系,可以进行回归分析。由多元线性回归分析得农业 GDP( $\ln Y$ )的多元线性回归估计结果如表 4 所示。

表 2 长汀县农业 GDP 与 3 种投入要素的相关性

检验项目	物质资本投入	劳动力	财政支出
Pearson 相关性	0.981**	-0.945**	0.925**
显著性(双尾)	0.000	0.000	0.000
样本数	11	11	11

注:\*\*表示 0.01 水平(双侧)上显著相关。

表 3 模型参数检验

$R$	$R^2$	调整后 $R^2$	估计标准差	D—W	离差平方和	$df_1$	$df_2$	$F$	sig.
0.994	0.988	0.983	0.03397	2.098	0.670	3	7	191.381	0.000

注: $R, R^2$  为拟合优度判定系数; D—W 为自相关参数;  $df_1, df_2$  为自由度;  $F$  为方差齐性参数,因变量为  $\ln Y$ 。

表 4 农业 GDP( $\ln Y$ )的多元线性回归估计结果

检验参数	未标准化系数		标准化系数			共线性诊断	
	回归系数	标准差	回归系数	$t$ 值	显著性	容忍度	方差膨胀因子
常数项	3.052	2.723	—	1.121	0.299	—	—
$\ln I$	0.154	0.046	0.358	3.355	0.012	0.151	6.617
$\ln L$	-0.077	0.259	-0.056	-0.296	0.776	0.047	21.116
$\ln K$	0.692	0.198	0.603	3.498	0.010	0.058	17.276

回归参数为:  $\ln A = 3.052, \alpha = 0.692, \beta = -0.077, \lambda = 0.154$

计算得:  $A = 21.158$   
则长汀县农业生产函数模型为:

$$Y=21.158K^{0.692}L^{-0.077}I^{0.154} \quad (10)$$

$\alpha+\beta+\lambda=0.692-0.077+0.154=0.769<1$ ,说明物质资本投入、劳动力、财政支农投资 3 种投入要素所决定的长汀县农业 GDP 增长呈现规模报酬递减规律,随着投入的增加,边际报酬下降。物质资本投入和财政投资的产出弹性系数  $\alpha$  和  $\lambda$  的值都  $<1$ ,表明物质资本投入和财政支农投入都表现为边际报酬递减,应该确定合理的投资额度和投资结构。劳动力甚至出现了负向弹性系数,这主要是由于技术进步,规模农业发展和机械化水平提高等导致增加农业劳动力投入反倒会减少农业产出。因此应该减少农业劳动力,促进富余劳动力流出农业领域,通过增加劳均耕作面积来维持持续农业产出增长。同时,由于农村仍然存在农业从业人员的隐性失业,所以农业劳动力与农业 GDP 之间的相关性并不明显,其产出弹性的绝对值  $<0.10$ 。

同为资本要素的物质资本投入( $K$ )和支农财政投资( $I$ ),前者的产出弹性远远大于后者。其原因在于支农财政投资主要是投资于基础设施建设和公共服务等公益事业,其收益并不仅限于农业或区域内部,正外部性显著;基础设施投资效益有较长时滞,并不像物质资本投入那样见效快。如水土保持中的植树造林,其生态效益的受益边界远远超越农业部门和长汀县域范围,也远不止 1999—2009 年这 11 a 的时间跨度。因此,基于时空尺度上巨大的溢出效应,支农财政投资当期本地产出弹性系数较小。

利用回归模型计算式(10)进行检验计算发现,回归模型对长汀县 1999—2009 年的农业 GDP 误差绝对值不超过 5.7%,平均误差 0.3%(表 1,图 1),拟合度很高,可以用来计算长汀县财政支农投资、物质资本投入和劳动力投入等要素对农业 GDP 增长的贡献率和贡献额。

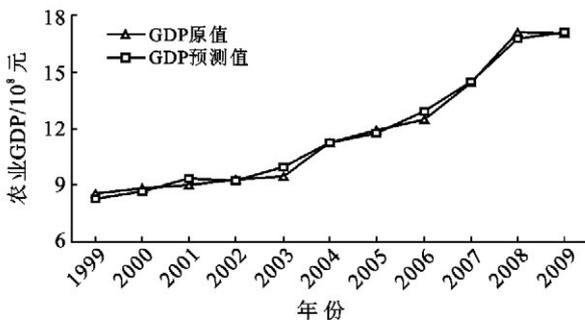


图 1 长汀县 1999—2009 真实农业 GDP 与回归预测值拟合

将水土保持投资作为财政支农投资的额外增加部分,与农业 GDP 和支农财政投入一起代入式(9)计算 1999—2009 年各年度水土保持投资的农业 GDP

贡献额发现,随着近年财政支农力度的加强,水土保持投资的贡献无论是占农业 GDP 的比重还是产投比都呈逐步下降趋势,表明水土保持投资的投资效应以及对农业 GDP 的贡献都在逐年下降(表 1),符合财政支农投资效益规律<sup>[20]</sup>。这样可能会产生正、负两种结果:一方面农业投入增加促进农业产业结构调整 and 基础设施改善,有利于农业发展和农户收入增长,提升农户对生态重建成本的承受能力而促进区域生态重建;另一方面水土保持投资效应弱化,其重要性下降,农户参与生态重建的积极性会受到抑制,不利于生态重建。因此,此时要适时调整生态重建策略和资金投入方式,结合其他支农财政投资项目,统筹生态重建和经济发展的需要,将水土保持资金集中在更需要的项目和区域使用,务求生态效益和经济效益的最大化。

#### 4 长汀县农业投资效率

利用表 1 中的数据计算长汀县 1999—2009 年农业 GDP 及各投入要素年均名义增长率如下:

$$\text{农业 GDP 增长率: } \frac{\Delta Y}{Y} = \sqrt[10]{\frac{170540}{85464}} - 1 = 7.15\%$$

$$\text{物质资本投入增长率: } \frac{\Delta K}{K} = \sqrt[10]{\frac{73212}{40266}} - 1 = 6.16\%$$

$$\text{劳动投入增长率: } \frac{\Delta L}{L} = \sqrt[10]{\frac{8.50}{13.51}} - 1 = -4.53\%$$

$$\text{支农财政投资增长率: } \frac{\Delta I}{I} = \sqrt[10]{\frac{9538}{1595}} - 1 = 19.58\%$$

再根据式(5)—(8)可以计算得各要素在年度农业经济增长中的贡献份额:

$$P_k = (\alpha \cdot \frac{\Delta K}{K}) / \frac{\Delta Y}{Y} = \frac{0.692 \times 6.16\%}{7.15\%} = 59.60\%$$

$$P_l = (\beta \cdot \frac{\Delta L}{L}) / \frac{\Delta Y}{Y} = \frac{-0.077 \times (-4.53\%)}{7.15\%} = -4.88\%$$

$$P_i = (\lambda \cdot \frac{\Delta I}{I}) / \frac{\Delta Y}{Y} = \frac{0.154 \times 19.58\%}{7.15\%} = 42.16\%$$

$$P_t = \frac{\frac{\Delta Y}{Y} - \alpha \cdot \frac{\Delta K}{K} - \beta \cdot \frac{\Delta L}{L} - \lambda \cdot \frac{\Delta I}{I}}{\frac{\Delta Y}{Y}} = 1 - (P_k + P_l + P_i)$$

$$= 1 - (59.60\% - 4.88\% + 42.16\%) = 3.12\%$$

式中:  $P_k$ ——投资贡献率;  $P_l$ ——劳动力贡献率;  $P_i$ ——支农财政投资贡献率;  $P_t$ ——全要素贡献率。

从计算结果可以看出,物质资本投入( $P_k$ )对农业 GDP 的贡献最大,达到 59.60%;其次为支农财政投资( $P_i$ ),为 42.16%;农业劳动力( $P_l$ )对农业 GDP 的贡献为负值;其他的全要素( $P_t$ )贡献率仅有 3.12%。

这一结果表明,长汀县农业增长属于粗放增长方式,主要靠物质资本投入拉动,而投入要素质量提高、制度改革、新技术采用等广义技术进步因素贡献份额极小。惟其如此,物质资本投入作用才更为凸显,投资效益也非常显著。作为支农财政投入的重要组成部分,长汀县 1999—2009 的 11 a 水土保持投资总额为 1.14 亿元,对农业 GDP 的贡献累计达 6.69 亿元,占同期长汀县农业 GDP 的 5.20%,产投比达到 5.9(表 1),成为长汀县农业增长的重要贡献要素。

## 5 结论

(1) 长汀县农业生产函数模型为:  $Y = 21.158 K^{0.692} L^{-0.077} I^{0.154}$ 。1999—2009 年农业 GDP 表现为边际报酬递减,其中物质资本投入的产出弹性 0.692 最高,支农财政投入产出弹性 0.154 为次,劳动力产出弹性 -0.077 最低且为负值,各要素对农业 GDP 的贡献份额分别为 59.60%,42.16%和 -4.88%,全要素贡献仅 3.12%。表明长汀县农业增长模式粗放,科技和制度创新贡献小。今后需要转变农业增长模式,注重新技术的应用,提高管理水平,制度创新,提高农业增长的科技含量,降低对投资的过度依赖,防止因投资变化引起农业增长的大起大落。

(2) 经济效益不是政府水土保持投资的主要追求目标,但在农业投资不足的情况下,水土保持投资对农业发展起到了积极作用。1999—2009 年,长汀县水土保持投资促进农业增长 6.69 亿元,占同期长汀县农业 GDP 的 5.20%,产投比 5.9。由此可见,就经济增长驱动效果而言,水土保持投资效率很高。

(3) 随着农业物质资本投入增加速度远远超过水土保持投资增长速度,水土保持投资对农业 GDP 的贡献逐年降低,这可能会抑制区域水土保持投资的积极性。但水土保持的公益性质以及其在提供生态系统服务功能等方面的巨大外部效益,仍需要加大水土保持投资的财政支持力度。

### [ 参 考 文 献 ]

- [1] 李焕彰,钱忠好. 财政支农政策与中国农业增长: 因果与结构分析[J]. 中国农村经济, 2004, 20(8): 38-43.
- [2] 第宝锋,宁堆虎,鲁胜利. 中国水土流失与贫困的关系分析[J]. 水土保持通报, 2006, 26(3): 67-72.
- [3] 王刚. 黄土高原水土保持社会经济效益评价[D]. 西安:

陕西师范大学, 2007.

- [4] 孟庆香,武斌,贺鹏飞,等. 陕北地区退耕还林草工程社会效益分析: 以志丹县和子洲县为例[J]. 水土保持通报, 2009, 29(4): 159-163.
- [5] 宋阳,严平,刘连友,等. 退耕还林对延安地区农业经济的影响[J]. 经济地理, 2006, 26(5): 827-830.
- [6] 周江红. 三岔河小流域水土保持基础效益评价研究[J]. 水土保持通报, 2007, 27(3): 63-64.
- [7] 陈小红. 洪雅县退耕还林效益动态研究与综合评价[D]. 四川雅安: 四川农业大学, 2008.
- [8] 王鹏,黄贤金,张兆干,等. 江西红壤区农业产业政策改革的农户行为响应与水土保持效果分析: 以江西省上饶县村庄及农户调查为例[J]. 地理科学, 2004, 24(3): 326-332.
- [9] Milon J W, Hodges A W, Rimal A, et al. Public preferences and economic values for restoration of the everglades southflorida ecosystem[R]. Gainesville, FL: Food & Resource Economics Department University of Florida, 1999.
- [10] 何承耕. 多时空尺度视野下的生态补偿理论与应用研究[D]. 福州: 福建师范大学, 2007.
- [11] 赵鹏. 治“火焰山”造“花果林”[N]. 人民日报, 2009-10-01.
- [12] 杨玉盛,何宗明,邱仁辉,等. 严重退化生态系统不同恢复和重建措施的植物多样性与地力差异研究[J]. 生态学报, 1999, 19(4): 490-494.
- [13] 蒋芳市,黄炎和,钟炳林,等. 不同治理措施对侵蚀红壤区生物量及生产力的影响[J]. 水土保持通报, 2009, 29(5): 12-16.
- [14] 林惠花. 典型区域土壤侵蚀地理学分析: 以福建长汀为例[D]. 福州: 福建师范大学, 2009.
- [15] 李子奈. 计量经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2000: 185-210.
- [16] 向蓉美,杨作廪,王青华. 国民经济核算及分析[M]. 成都: 西南财经大学出版社, 2005: 239-245.
- [17] 王才君,邵东国,刘丙军. 水利投资经济效益的弹性分析模型研究[J]. 中国农村水利水电, 2002(7): 31-32.
- [18] 张永丽,葛秀峰. 技术进步对农业经济增长的影响研究: 以甘肃省为例[J]. 华南农业大学学报: 社会科学版, 2010, 9(1): 28-36.
- [19] 林玉蕊. 农业投入产出生产函数及其应用研究[J]. 数学的实践与认识, 2007, 37(13): 102-108.
- [20] 许冰. 财政支农的时变边际效应与弹性实证分析[J]. 中国农村经济, 2006, 22(8): 17-22.