

中国农村水利投资特点及对农业产出贡献度分析

王广深^{1,2},何铭涛³,莫易娴¹,于健南¹,陈浩磊¹

(1. 华南农业大学经济管理学院,广东 广州 510642; 2. 中南财经政法大学财税学院,湖北 武汉 430074;
3. 中国林业科学研究院研究生部,北京 100091)

摘要:通过对1991—2010年中国农村水利投资分析,发现农村水利投资总量增长速度快,但波动性和阶段性特征明显,而农村水利投资机制不健全是导致投资波动的主要原因,在此基础上进一步分析农村水利投资对农业生产的贡献,发现农村水利投资对农业生产贡献度高;提出健全农村水利投资机制,加大农村水利投资力度的建议。

关键词:农村水利;投资;农业产出;贡献度

中图分类号:F407.9

文献标识码:A

文章编号:1003-9511(2013)03-0011-05

1 中国农村水利投资特点

1.1 农村水利投资总量增长速度快

1991年中国农村水利投资总量仅64.9亿元,到2010年增加到2319.9亿元,20年中国农村水利投资额增长了34.75倍,年平均增加额高达112.75亿元,年均增长率为22.3%(表1、图1)。

表1 1991—2010年中国农村水利投资状况^[1-2]

年份	投资额/亿元	增长率/%	增加额/亿元
1991	64.9	33.1	16.1
1992	97.2	49.8	32.3
1993	124.9	28.6	27.8
1994	168.7	35.1	43.8
1995	206.3	22.3	37.6
1996	238.5	15.6	32.2
1997	315.4	32.2	76.9
1998	467.7	48.3	152.3
1999	499.1	6.7	31.5
2000	612.9	22.8	113.8
2001	560.7	-8.5	-52.2
2002	819.2	46.1	258.5
2003	743.4	-9.3	-75.8
2004	783.5	5.4	40.1
2005	746.8	-4.7	-36.7
2006	793.8	6.3	47.0
2007	944.9	19.0	151.0
2008	1088.2	15.2	143.3
2009	1894.0	74.1	805.8
2010	2319.9	22.5	425.9

注:资料根据中华人民共和国水利部编著的《中国水利统计年鉴》(中国水利水电出版社,2011年)和国家统计局农村社会经济调查司编著的《中国农村统计年鉴》(中国统计出版社,1991年至2011年)相关资料整理所得。

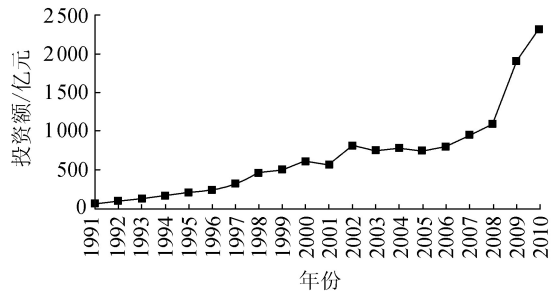


图1 1991—2010年中国农村水利投资额

1.2 农村水利投资的波动性和阶段性

1991—2010年中国农村水利投资具有明显波动性和阶段性的特点,这可以通过投资的增长率以及增加额来得到印证(图2、图3)。

a. 1991—2010年中国农村水利投资波动性明显。从图2可见,2009年农村水利投资增长率高达74.1%,而2003年农村水利投资增长率却是-9.3%,两者相差83.4个百分点,水利投资增长率波动特性突出。

b. 1991—2010年中国农村水利投资具有阶段性的特点。从图2可见,4个波峰大致将20年以来的水利投资的增长分为了4个阶段:①在波动中快速增长阶段。1991—1997年尽管农村水利投资总额的绝对量相对较低,增幅相对平缓且每年的增幅都低于100亿元,但由于当时农村水利投资总量基数小,致使当时农村水利投资增长速度较快,这8年

基金项目:国家社会科学基金(11BJY091);广东省农业资源规划课题(GD201202)

作者简介:王广深(1970—),男,广东茂名,副教授,博士研究生,主要从事农村水资源管理和农村财政研究。

时间内,年增长率大约在 30% 左右。②在波动中快速下降阶段。1998—2001 年农村水利投资增长率大幅下降,1999 年农村水利投资增长率 6.7%,较 1998 年的 48.3% 大幅下滑了 41.6 个百分点,在 2000 年稍微上升之后,2001 年农村水利投资增长率再次下跌至为-8.5%。③波动频繁且增长速度缓慢阶段。2001—2005 年农村水利投资增长波动极其频繁,农村水利投资增长率从 2001 年的-8.5% 上升到 2002 年的 46.1%,上升了 54.6 个百分点;然后又从 2002 年的 46.1% 下降到 2003 年的-9.3%,下降了 55.4 个百分点;接着从 2003 年的-9.3% 上升到 2004 年的 5.4%,上升了 14.7 个百分点;最后从 2004 年的 5.4% 下降到 2005 年的-4.7%,下降了 10.1 个百分点。可见,连续频繁波动且低速增长是这一阶段的特征。④在波动中缓慢上升阶段。2005—2010 年农村水利投资增长在波动中缓慢上升,首先,农村水利投资增长率从 2005 年的-4.7% 上升到 2006 年的 6.3%,上升了 11 个百分点;其次,从 2006 年的 6.3% 上升到 2007 年 19.0%,上升了 15.7 个百分点;再次,从 2007 年的 19.0% 下降到 2008 年的 15.2%,下降了 3.8 个百分点;接着从 2008 年的 15.2% 狂升到 2009 年的 74.1%,上升了 59.9 个百分点;最后又从 2009 年的 74.1% 回落到 2010 年的 22.5%。可见,除了 2009 年为了应对金融危机,政府采用积极财政政策,加大对农村水利投资,从而导致农村水利投资出现大幅度波动,其他年份农村水利投资增速在波动中呈现上升趋势。另外,这阶段农村水利投资增长速度上升还与农村税费改革取消“两工”(农村义务工和劳动积累工统称“两工”,是农民在公益事业中无偿承担的劳务,在我国农村经济发展中发挥了重要作用),政府为应对农村水利投资不足而增加对农村水利投入密切相关。

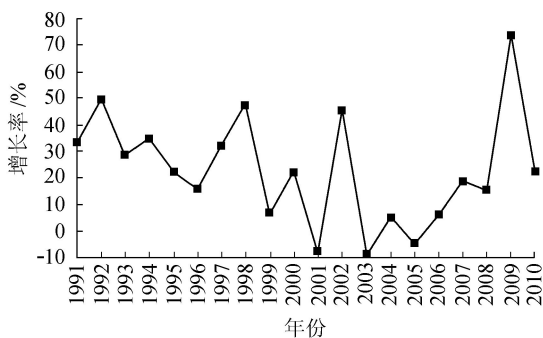


图2 1991—2010 年中国农村水利投资额增长率

1.3 农村水利投资波动性和阶段性的原因分析

农村水利投资增长呈现出较大的波动性和阶段性特点表明农村水利投资缺乏稳定的、有保障的投

入机制。农村水利投资受政府的影响大。目前地方政府投资偏好于形象工程和政绩工程。农村水利工程不属于形象工程和政绩工程,理所当然地受到地方政府投资的冷落和忽视。只有中央政府采取强制措施要求地方政府增加农村水利投资,地方政府迫于中央政府的压力,才被动地增加农村水利投资。而中央政府往往是在发生严重的洪涝灾害后才会采取强制措施要求地方政府增加农村水利投资,这使农村水利投资增长与洪涝灾害发生紧密相关性。如图 4 所示,若前一两年出现了较为重大的水旱灾害,则当年的水利投资额会大幅上升,相反,若前一两年水旱灾害较少时,当年的水利投资也会相对减少(见图 3、图 4),这种头痛医头,脚痛医脚的政策导致农村水利投资波动增大。同时,这表明中国农村的水利投资受政府政策的影响较大,是典型的政府主导型投资。政府农村水利投资力度忽大忽小导致农村水利投资增长具有波动性和阶段性特征。

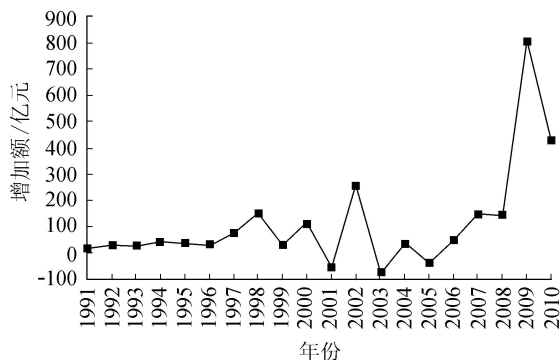


图3 1991—2010 年中国农村水利投资增加额

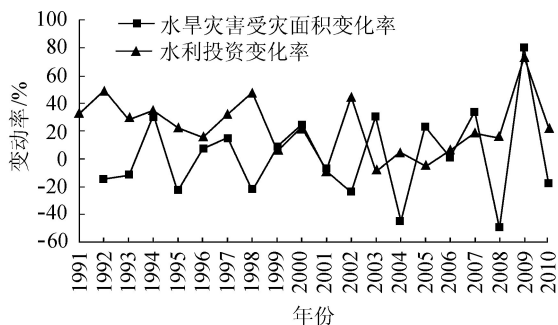


图4 1991—2010 年水旱灾害受灾面积变动率与水利投资变动率关系

2 中国农村水利投资对农业产出贡献度分析

农村水利投资是农村经济增长的主要源泉和关键动力。农村水利投资对农村经济增长的促进作用主要表现为:农村水利投资是农业基础设施投资的重要组成部分,农村水利投资必然带来农村固定资产增加,改善农村生产和生活条件^[3],降低农民生产和生活成本,增强农村经济发展后劲,增加农村总产值^[4]。为了进一步从定量角度探讨农村水利投

资对农村总产出的贡献程度,本文通过建立计量经济学模型来进一步深入分析。

2.1 模型建立

为探讨农村水利投资对农村产出水平的贡献,本文使用劳动力、化肥量、农用机械量、耕地面积、成灾面积作为参照系建立计量经济学模型^[5]。具体模型如下:

$$G = a + bI + cL + dF + eM + fS + gA + e_i$$

式中: G 为农村产出水平; I 为农村水利投资总量; L 为农村劳动力数量; F 为化肥使用量; M 为农业机械量; S 为耕地面积; A 为成灾面积; $a、b、c、d、e、f、g$ 分别为对应的回归系数; e_i 为随机变量。

2.2 数据来源及选择

①农村产出水平。考虑数据的可获取性,选取《中国农村统计年鉴》中的当年价的农林牧渔业增加值来表示农村产出水平。②农村水利投资水平。用《中国水利统计年鉴》中的中国水利投资完成额来表示中国农村的水利投资额。③农村劳动力数量。使用《中国农村统计年鉴》中的第一产业从业人员来表示。④化肥量。使用《中国农村统计年鉴》中的化肥使用量来表示。⑤农村机械量。使用《中国农村统计年鉴》中的农用机械总动力来表示。⑥耕地面积。使用《中国农村统计年鉴》中的农作

$$\hat{G} = 37147.13 + 1.957 * I - 1.392 * L - 0.678 * F + 2.332 * M + 0.128 * S - 0.0625 * A$$

(2.051) (1.437) (-7.026) (-0.371) (3.033) (0.916) (-1.179)

$$R^2 = 0.994, \bar{R}^2 = 0.991, F = 338.0, D. W. = 2.125$$

表2 1991—2010年农林牧渔业增加值、水利投资、劳动力、化肥、农机、播种面积和成灾面积^[1-2]

年份	农林牧渔业 增加值 G /亿元	中国水利投资 完成额 I /亿元	第一产业 从业人员 L /万人	化肥使用 量 F /万 t	农用机械 总动力 M /亿 W	农作物总播种 面积 S /10 ³ hm ²	成灾面积 A /10 ³ hm ²
1991	5342.2	64.8677	39098	2805.1	2938.9	149586	27814
1992	5866.6	97.167	38699	2930.2	3030.8	149007	25895
1993	6963.8	124.926	37680	3151.9	3181.7	147741	23134
1994	9572.7	168.7353	36628	3317.9	3380.3	148241	31382
1995	12135.8	206.3156	35530	3593.7	3611.8	149879	22268
1996	14015.4	238.524	34820	3827.9	3854.7	152381	21234
1997	14441.9	315.4061	34840	3980.7	4201.6	153969	30307
1998	14817.6	467.6865	35177	4083.7	4520.8	155706	25181
1999	14770	499.1476	35768	4124.3	4899.6	156373	26734
2000	14944.7	612.9331	36043	4146.4	5257.4	156300	34374
2001	15781.3	560.7065	36399	4253.8	5517.2	155708	31793
2002	16537	819.2153	36640	4339.4	5793	154636	27160
2003	17381.7	743.4176	36204	4411.6	6038.7	152415	32516
2004	21412.7	783.545	34830	4636.6	6402.8	153553	16297
2005	22420	746.8483	33442	4766.2	6839.8	155488	19966
2006	24040	793.8444	31941	4927.7	7252.2	152149	24632
2007	28627	944.8538	30731	5107.8	7659	153464	25064
2008	33702.2	1088.201	29923	5239	8219	156266	22284
2009	35225.9	1894.032	28890	5404.4	8749.6	158639	21234
2010	40533.6	2319.927	27931	5561.7	9278	160675	18538

注:资料根据中华人民共和国水利部编著的《中国水利统计年鉴》(中国水利水电出版社,2011年)和国家统计局农村社会经济调查司编著的《中国农村统计年鉴》(中国统计出版社,1991年至2011年)相关资料整理所得。

物播种面积来表示。⑦成灾面积。使用《中国农村统计年鉴》中的成灾面积表示。通过收集整理得到具体数据如表2所示。

2.3 模型运行、检验与修正及结果

利用 Eviews5.0 版对表2中的数据进行最小二乘估计得表3估计结果。

表3 农村水利投资对农村产出水平贡献程度估计结果

Dependent Variable: G				
Method: Least Squares				
Date: 05/02/12 Time: 23:12				
Sample: 1991 2010				
Included observations: 20				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	37147.13	18108.63	2.051349	0.0609
I	1.957258	1.362395	1.436630	0.1745
L	-1.391967	0.198123	-7.025768	0.0000
F	-0.678315	1.827759	-0.371119	0.7165
M	2.332239	0.768910	3.033175	0.0096
S	0.127739	0.139433	0.916133	0.3763
A	-0.062467	0.052997	-1.178699	0.2596
R-squared	0.993631	Mean dependent var	18426.60	
Adjusted R-squared	0.990692	S. D. dependent var	9810.131	
S. E. of regression	946.4587	Akaike info criterion	16.81255	
Sum squared resid	11645192	Schwarz criterion	17.16106	
Log likelihood	-161.1255	F-statistic	338.0446	
Durbin-Watson stat	2.125385	Prob(F-statistic)	0.000000	

通过估计结果可得:

R^2 以及修正后的 R^2 都高达 0.99 以上,说明上述估计结果拟合优度好,而 F 值为 338.0,很高,而 L 和 M 的 t 检验值均大于 5%,而显著性水平自由度为 13 的临界值 $t_{0.025}(13) = 2.160$,因此通过了显著性检验,但 C, I, F, S 以及 A 的系数不显著,这几个变量的系数 t 值偏低,未能通过显著性检验,说明可能存在多重共线性。因此使用 Eviews5.0 得到如表 4 所示的 I, L, F, M, S 以及 A 的相关系数表。

表 4 I, L, F, M, S 以及 A 的相关系数

	I	L	F	M	S	A
I	1.0000	-0.8650	0.8752	0.9194	0.8010	-0.4042
L	-0.8650	1.0000	-0.9050	-0.8983	-0.6893	0.5021
F	0.8752	-0.9050	1.0000	0.9766	0.8015	-0.3777
M	0.9194	-0.8983	0.9766	1.0000	0.7653	-0.3884
S	0.8010	-0.6893	0.8015	0.7653	1.0000	-0.1973
A	-0.4042	0.5021	-0.3777	-0.3884	-0.1973	1.0000

通过表 4 不难发现,大部分变量的简单相关系数普遍大于 0.8,说明存在多重共线性比较明显。它可能是出现上述问题的原因所在,因此,需要对模型进行修正。现使用逐步回归的办法来克服模型的多重共线性。首先,分别作 G 与 I, L, F, M, S, A 间的回归。

① G 与 I

$$\hat{G} = 7751.510775 + 15.82632638 * I$$

(6.246) (11.221)

$$R^2 = 0.875, F = 125.9, D. W. = 0.837$$

② G 与 L

$$\hat{G} = 122668.3794 - 3.016193953 * L$$

(18.694) (-15.948)

$$R^2 = 0.934, F = 254.3, D. W. = 0.433$$

③ G 与 F

$$\hat{G} = -30972.37944 + 11.67686667 * F$$

(-8.741) (14.179)

$$R^2 = 0.9178, F = 201.1, D. W. = 0.273$$

④ G 与 M

$$\hat{G} = -8136.536507 + 4.802293386 * M$$

(-4.999) (17.230)

$$R^2 = 0.943, F = 298.9, D. W. = 0.411$$

⑤ G 与 S

$$\hat{G} = -313963.7548 + 2.163875766 * S$$

(-4.804) (5.087)

$$R^2 = 0.590, F = 25.9, D. W. = 0.281$$

⑥ G 与 A

$$\hat{G} = 42319.67221 - 0.9410294544 * A$$

(3.967) (-2.279)

$$R^2 = 0.224, F = 5.2, D. W. = 0.406$$

然后,根据 R^2 的大小,由大到小对上述各个变

量进行排序得 M, L, F, I, S 以及 A 。第一步,农业生产受农业机械影响相当大,与经验相符,因此,选择 G 与 M 为初始模型。第二步,在初始模型中引入 L ,模型拟合优度提高, R^2 升至 0.989,变量也通过了 t 检验。第三步,引入 F ,参数符号为负,不合常理,且该变量无法通过 t 检验,故 F 是多余的,可剔除。第四步,去掉 F ,引入 I ,拟合优度再次提高,变量也通过了 t 检验。第五步,引入 S , S 的参数未能通过 t 检验,可剔除。第六步,去掉 S ,引入 A ,同样地, A 的参数未能通过 t 检验,可剔除。因此,最终的函数应以 $Y=f(M, L, I)$ 为最优。

最后,根据修正后的模型利用 Eviews5.0 版对表 2 中的数据进行最小二乘估计得表 5 估计结果。

表 5 修正后的农村水利投资对农村产出水平贡献程度估计结果

Dependent Variable: G				
Method: Least Squares				
Date: 05/03/12 Time: 00:43				
Sample: 1991 2010				
Included observations: 20				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	54236.03	6511.440	8.329345	0.0000
M	2.057420	0.314919	6.533180	0.0000
L	-1.418190	0.155824	-9.101205	0.0000
I	2.704026	0.943459	2.866078	0.0112
R-squared	0.992695	Mean dependent var	18426.60	
Adjusted R-squared	0.991325	S. D. dependent var	9810.131	
S. E. of regression	913.7198	Akaike info criterion	16.64978	
Sum squared resid	13358141	Schwarz criterion	16.84893	
Log likelihood	-162.4978	F-statistic	724.7223	
Durbin-Watson stat	2.326520	Prob(F-statistic)	0.000000	

拟合结果如下:

$$G = 54236.03 + 2.057 * M - 1.418 * L + 2.704 * I$$

(8.329) (6.533) (9.101) (2.866)

$$R^2 = 0.993, \bar{R} = 0.991, F = 724.7, D. W. = 2.327$$

R^2 以及修正后的 R^2 都高达 0.99 以上,说明模型的拟合优度高,并且 C, M, L 以及 I 的 t 检验值均大于 5% 显著性水平下自由度为 16 的临界值 $t_{0.025}(16) = 2.120$,皆通过 t 检验。同时 $D. W. = 2.327$,且 $d_u < D. W. < 4 - d_u$,查表可得 $d_u = 1.41$ (1% 的上下界)^[5],即 $1.41 < D. W. < 2.59$,故模型不存在序列相关性。

2.4 结果讨论

通过上述模型的运行与修正结果,可以得知水利投资的弹性系数为 2.704,农用机械量的弹性系数为 2.057,而劳动力的弹性系数为 -1.418,劳动力的弹性系数之所以为负值,最大可能的原因是农村存在大量的剩余劳动力。而水利投资的弹性系数高于农用机械量的弹性系数,更高于负值的劳动力弹

性系数,说明了水利投资对于农村总产值的贡献较大,并且其贡献值超过农用机械量和农村劳动力的贡献值。这主要是因为农村水利投资长期滞后于其他农业生产要素投入,成为制约农业生产的瓶颈和短板^[6],所以,一旦进行水利投资建设,便相当于补齐了这个农业生产的短板,促进农业生产的发展,故水利投资对农村总产值的贡献度要高于农业机械量和农村劳动力。

3 研究结论与建议

3.1 研究结论

a. 农村水利投资机制不健全,导致农村水利投资增长率在波动中持续下降。尽管多年来党中央和国务院反复强调农村水利建设的必要性和重要性,并强调要增加农村水利投入,中央财政也逐年加大对农村水利投入力度,然而,为了减轻农民负担而进行农村税费改革,取消两工,农村基层政府从农业生产环节中退出,农民对农村水利投入急剧减少,并且,农村税费改革也使农村基层财力大幅度被削弱,导致农村基层政府对农村水利投资急剧减少,而省、市政府尽管财力比较雄厚,但他们远离三农,对农村水利投资热情不高,从而导致农村水利投资不足。另外,由于农村水利投资回报率低、回收期长,并且具有公共产品的特征,存在较大的正外部性^[6],企业对农村水利投资不感兴趣,投资意愿不强。

b. 农村水利投资效益大。在农业生产各要素对农业总产值贡献度中,水利投资的弹性系数为 2.704,农用机械量的弹性系数为 2.057,而劳动力的弹性系数为-1.418,水利投资的产出弹性系数高于农用机械量的弹性系数,更高于负值的劳动力弹性系数,说明了水利投资效益大。

3.2 建议

a. 明确规定各级政府对农村水利投资的责任和义务,制订出奖罚措施,实行党政一把手负责制,对超额完成任务者奖励,对没能完成任务者惩罚,并定期检查,严格按照规定执行。

b. 优化农业补贴结构。把种粮补贴、农资补贴转变成农村水利建设基金,运用农村水利基金加强农村水利建设,把给予农民钱转变成给予农民水,改善农业生产条件,减少农业生产成本,增加农业生产效益,提高农民生产积极性。

c. 建立健全农村合作用水组织,把分散的农民组织起来,投入到农村水利建设中去。农村用水合作组织是把分散的农民联系在一起的纽带,也是农民和政府沟通的桥梁,通过农村用水合作组织把农民对农村水利建设的期望和要求反映给政府,同时,

把政府的政策传达给农民,并引导农民执行落实好政府的水利建设政策。

d. 运用市场机制引导个人和企业把资金投入农村水利建设中来。通过租赁、拍卖承包等方式明晰产权,切实保护投资者合法利益。同时,为农村水利建设项目提供低息甚至无息贷款,鼓励个人和企业投资小水库、鱼塘进行养殖开发等。

参考文献:

- [1] 中华人民共和国水利部. 中国水利统计年鉴[M]. 北京:中国水利水电出版社,2011:52,158.
- [2] 国家统计局农村社会经济调查司. 中国农村统计年鉴[M]. 北京:中国统计出版社,1991-2011.
- [3] 唐文进,徐晓伟,许桂华. 大规模水利投资对中国经济的拉动效应[J]. 当代财经,2011(11):20-29.
- [4] 杜威漩. 中国农业水利基建投资的实证研究[J]. 农业技术经济,2005(3):43-47.
- [5] 李子奈. 计量经济学[M]. 北京:高等教育出版社,2008:277-278,379.
- [6] 余利丰. 农田水利基础设施建设与农业发展关系研究[D]. 武汉:华中科技大学,2006.

(收稿日期:2013-01-07 编辑:陈玉国)

(上接第10页)

- [19] 魏斌,张霞. 城市水资源合理利用分析与水资源承载力研究:以本溪市为例[J]. 城市环境与城市生态,1995,8(4):19-24.
- [20] 翁文斌,蔡喜明,史慧斌,等. 宏观经济水资源规划多目标决策分析方法研究及应用[J]. 水利学报,1995(2):1-11.
- [21] 张志芬,刘东. 基于虚拟水理论区域水资源承载力评价方法[J]. 内蒙古水利,2010(1):15-17.
- [22] 刘博,康绍忠. 虚拟水引入对北京市水资源承载能力的影响研究[J]. 中国水利,2007(8):8-11.
- [23] ALLAN J A. Fortunately there are substitutes for water otherwise our hydro-political futures would be impossible [C]//Hoekstra A Y. In Priorities for Water Resources Allocation and Management. London:ODA, United Kingdom, 1993:13-26.
- [24] 程国栋. 虚拟水:中国水资源安全战略的新思路[J]. 中国科学院院刊,2003(4):260-265.
- [25] 程国栋. 虚拟水:水资源与水安全研究的创新领域[N]. 中国水利报,2003-11-22(2).
- [26] 孙才志,陈丽新. 我国虚拟水及虚拟水战略研究[J]. 水利经济,2010,28(2):1-4.
- [27] 韩雪. 我国农产品虚拟水流动格局分析及其应用[J]. 水利经济,2011,29(6):1-6.

(收稿日期:2013-02-27 编辑:张志琴)