基于 VAR 模型的产业用水与经济增长动态关联性研究
——以贵州省毕节市为例

周 奉[1], 苏维词[1,2], 郑群威[1]

(1. 重庆师范大学 地理与旅游学院, 重庆 401331; 2. 贵州省山地资源研究所, 贵州 贵阳 550001)

摘 要: [目的] 对岩溶生态脆弱区经济高速发展的产业用水与经济增长的动态关联性进行研究,为该区水资源与社会经济可持续及协调发展提供决策参考。[方法] 以贵州省毕节市为例,运用向量自回归模型,通过 ADF 检验、协整性检验和 Granger 因果检验后进行了广义脉冲响应和方差分解分析,对 2001—2016 年的经济产值和产业用水间的均衡关系及动态关联性进行分析。[结果] ①农业产值与农业用水量、工业产值与工业用水量、生产总值与总用水量相互间均存在长期均衡关系; ②农业产值对农业用水量、工业用水量对工业产值冲击响应值为正,其他均为负向冲击响应; ③工业用水量对工业产值的平均方差分解贡献度最大(为 54.584%),农业用水量对农业产值的平均方差分解贡献度最小(为 1.629 7%),其他变量间的方差分解贡献度均比较大,说明毕节市的发展仍需要大量水资源的开发利用。[结论] 农业用水量对农业产值的促进作用较小,工业用水量对工业产值的增加有较强的促进作用,但工业用水量不足对工业发展已存在一定的负面作用,伴随着经济的进一步增长需加强生产、节水技术等的投入。

关键词: VAR 模型; 产业用水; 经济增长; 动态关联性; 毕节市

文献标识码: A **文章编号**: 1000-288X(2018)06-0283-10 **中图分类号**: TV213.9, K902

文献参数: 周奉, 苏维词, 郑群威. 基于 VAR 模型的产业用水与经济增长动态关联性研究[J]. 水土保持通报,2018,38(6):283-292. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2018.06.043. Zhou Feng, Su Weici, Zheng Qunwei. Dynamic correlation between industrial water consumption and economic growth based on VAR model [J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2018,38(6):283-292.

Dynamic Correlation Between Industrial Water Consumption and Economic Growth Based on VAR Model
—A Case Study in Bijie City of Guizhou Province

ZHOU Feng[1], SU Weici[1,2], ZHENG Qunwei[1]

(1. *School of Geography and Tourism, Chongqing Normal University, Chongqing* 401331, *China*;
2. *Institute of Mountain Resource, Guizhou Academy of Sciences, Guiyang, Guizhou* 550001, *China*)

Abstract: [Objective] The objective of this study is to present practical research on the long-term equilibrium relationship between utilization of water resources and economic growth and provide decision reference for the sustainable and coordinated development of water resources and social economy in karst ecologically fragile areas with rapid economic development. [Methods] Selected Bijie City of Guizhou Province as a case study, and employed the VAR(vector autoregressive) model for analysis. The equilibrium relationship between utilization of water resources and economic growth of the industrial system in Bijie City from 2001 to 2016 was analyzed by ADF smoothness test, co-integration test and granger causality test, generalized impulse response and variance decomposition analysis. [Results] ① There existed long-term equilibrium relationship between economic growth and total water consumption, agricultural output and agricultural water consumption, industrial output value and industrial water consumption; ② The impulse response of agricultural output value to agricultural water consumption and industrial water consumption to industrial output value was

收稿日期:2018-05-10 **修回日期**:2018-07-02

资助项目:国家"十三五"重点研发计划课题"西部石漠化地区农村饮用水与污水处理关键技术研究与示范"(2016YFC0400708); 贵州省科技计划课题(黔科合 J 重大字[2015]2001); 贵州科技厅创新人才团队计划项目(黔科合人才团队[2014]4014)

第一作者:周奉(1995—),女(汉族),重庆市人,硕士研究生,研究方向为水资源与可持续发展。E-mail:zhoufengme@yeah.net。

通讯作者:苏维词(1965—),男(苗族),湖南省绥宁市人,硕士,研究员,主要从事生态环境与可持续发展研究。E-mail:suweici@sina.com。

positive, and the others were negative; ③ The contribution of industrial water consumption to the average variance decomposition of industrial output value was 54.584%, the contribution of agricultural water consumption to agricultural output value was 1.629 7%, and the variance contribution of other variables was relatively large, indicating that development still requires a lot of water resources development and utilization. [Conclusion] The effect of agricultural water consumptione on promoting agricultural output value was little, and industrial water consumption on the increase of industrial output value was strong. However, the shortage of industrial water consumption impedes industrial development. Along with economic growth, the investment in production and water saving technologies should be further strengthened.

Keywords: VAR model; industrial water use; economic growth; dynamic correlation; Bijie City

水资源是区域发展的重要物质基础,对国民经济和社会发展有着至关重要的影响[1]。随着社会经济发展对水资源需求的不断增加,两者的协调就成为国民经济和社会发展的重要条件。国内外对水资源的研究存在一定差异。现阶段国外对水资源的研究主要集中在水资源供需分析[2-4]、水资源配置[5-7]、水足迹[8-10]、水资源可持续利用[11-12]等方面。针对水资源利用与经济增长作用关系的研究较少。国内对水资源和社会经济发展关联性相关研究,随着中国经济高速发展显著增多,主要有水资源与社会经济,以及其他外部环境的协调发展分析[13-15]和耦合发展分析[1,16];经济发展与水资源匹配状况分析[17]、脱钩分析[18-19];水资源与产业结构优化[20-21]等方面的研究。经济增长与用水量间存在较强的关联性,针对水资源与经济增长动态关系方面的研究,主要分析产业与其用水量之间的动态关联[22-23]、经济增长与产业用水量、总用水量间的互动效应[24]。针对各产业产值增长及其用水量的动态关联性研究[25]相对较少,主要有水资源与经济发展脱钩分析[26]、区域配置状况分析[27]与耦合度评价[28]等研究,而针对岩溶生态脆弱区经济高速发展的产业用水与经济增长的动态关联性研究鲜有报道。西南岩溶地区经济发展相对滞后,但近期产业发展加速,工程性缺水严重,水资源供应不稳定,如何保持西南岩溶地区在经济快速发展的同时,处理好经济增长与水资源利用间的关系就显得尤为重要。

1 研究区选择

西南岩溶地区是全球岩溶分布最集中的地区,水文地质条件特殊,水循环与非岩溶地区显著不同,地表地下水交换迅速,地表水缺乏地下水丰富。毕节市位于贵州省西北部,云贵高原向东部低山丘陵过渡的斜坡地带,国土面积 26 853 km^2,地形以山地丘陵为主(占比 90%)[13]。据 2013 年毕节市林业局数据,全市石漠化面积为 5.984×10^5 hm^2(占比 22.3%)。毕节市属中—南亚—北热带气候区,气候温暖湿润,多年平均温度 13 ℃,平均降雨量 1 023 mm[29]。水热同季,岩溶作用强烈,岩溶地貌发育典型,水资源循环具有典型岩溶水循环特性。2016 年地表水资源量 1.35×10^{10} m^3,地下水资源量为 4.34×10^9 m^3,人均水资源占有量为 2 105 m^3[30]。毕节市近年来经济发展迅速,2014—2016 年年均经济增速为 13%,2016 年 GDP 1 625.79 亿元,位列贵州省第三,人均 GDP 为 24 544元,三次产业结构比为 21.2∶38.0∶40.8[31]。根据钱纳里工业划分理论[32],毕节市处于工业化初级—中级阶段,经济的持续发展处于依赖资源支持的粗放式发展阶段,其经济总量较大且发展速度快对水资源等资源需求压力很大。所以掌握现阶段毕节经济发展与水资源间的动态关联性,未雨绸缪,为缓解水资源对经济发展的限制,提供前期研究准备。因此,分析毕节市近几年经济发展与水资源间的动态联系,为保障毕节市经济持续发展及资源的可持续利用提供科学支持,也可为其他岩溶地区的发展提供参考。

2 数据来源与研究方法

2.1 数据来源

根据数据的可靠性和可得性,数据主要来源于 2001—2016 年《毕节市水资源公报》《毕节市国民经济和社会发展公报》《贵州省水资源公报》和 2002—2017 年《贵州省统计年鉴》。为消除价格波动的影响,文章所涉及的 GDP 等经济数据均按照价格指数转换为以 2001 年为基准的可比价格。

2.2 评价元素选取

选取与产业产值和水资源利用的动态关联性研究具有代表性元素进行计量分析。农业用水、工业用水、生活用水和生态用水为我国的用水结构[33],第三产业涉及范围广、缺乏准确可靠的数据,因此选取总用水量代表产业总用水量,农业用水量代表第一产业用水量,工业用水量代表第二产业用水量。在经济指标选择方面,GDP 是衡量国家之间、地区之间经济活动总量的国际通用指标,具体以毕节市 GDP 总量表

示宏观经济,农业产值衡量农业经济,工业产值衡量工业经济。各产业用水量和经济元素选取详见表 1。

表 1　产业用水与经济元素选取

变 量	具体元素	缩写
产业总用水量	总用水量	TWC
第一产业用水量	农业用水量	AWC
第二产业用水量	工业用水量	IWC
经济增长	地区生产总值	GDP
农业经济	农业总产值	AOV
工业经济	工业总产值	IOV

2.3　研究方法

针对两个或多个元素间关联性研究的方法主要有社会网络分析法[34]、灰色关联分析[35]、脱钩指数[36]及回归分析研究方法[37]等。社会网络分析方法主要是用来研究一个系统中成员及其相互间关系的研究,可对大量图表数据进行定量分析得出定性结论,适用于多个研究对象的关联性分析。灰色关联分析主要是针对各变量间的关联度进行分析测算,在很大程度上减少由于信息不对称带来的损失,并且对数据要求较低;其主要缺点在于需要对各项指标的最优值进行确定,主观性过强,同时部分指标最优值难以确定。脱钩指数分析是各变量间响应关系的层次。均未能对变量变化对其他变量产生的影响程度进行分析。VAR(向量自回归)模型也为回归分析的一种,常用来处理多个相关经济指标的分析与预测的模型之一,是将单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的"向量"自回归模型,减少理论的约束,也可以更方便地分析各变量间在系统中的动态影响,且对近期预测较准确[23]。VAR 模型已广泛应用于产业结构升级、资源环境污染、农业科技投入等因素与经济增长的关系研究,且取得了良好的效果。因此,该模型适合于用水量和产业产值增长相关的多个指标的分析。

VAR 模型的数学表达式如下所示:

$$y_t=\varphi_1 y_{t-1}+\cdots+\varphi_p y_{t-p}+Hx_t+\varepsilon_t \tag{1}$$

式中:y_t——内生变量,$y_{t-1},\cdots,y_{t-p}$——y_t 的滞后期;x_t——外生变量;$\varphi_1,\cdots,\varphi_p$——$y_t$ 的待估系数;H——x_t 待估系数;ε_t——随机扰动项。VAR 模型转化为矩阵为:

$$\begin{bmatrix}y_{1t}\\y_{2t}\\\vdots\\y_{kt}\end{bmatrix}=\varphi_1\begin{bmatrix}y_{1t-1}\\y_{2t-1}\\\vdots\\y_{kt-1}\end{bmatrix}+\varphi_2\begin{bmatrix}y_{1t-1}\\y_{2t-2}\\\vdots\\y_{kt-2}\end{bmatrix}+\cdots+H\begin{bmatrix}x_{1t}\\x_{2t}\\\vdots\\x_{kt}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\\varepsilon_{2t}\\\vdots\\\varepsilon_{kt}\end{bmatrix} \tag{2}$$

式中:$y_{1t},\cdots,y_{kt}$——内生变量,内生变量的滞后值出现在等式的右边,可以同期相关。对 VAR 模型的估计通过 OLS(最小二乘法)进行,不存在同期相关性问题,所以 OLS 仍然有效。具体分析步骤见参考文献[25]。

3　结果分析

在分析计算结果前,首先对研究时段内毕节市工业、农业用水整体变化进行简要分析(图 1)。2001—2016 年毕节市各产业 GDP 不断增长,随之总用水量、工业用水量也不断增加,其中总用水量、工业用水量 2001—2011 年持续增加,2011 年分别达最高值 1.58×10^9 m^3,8.70×10^8 m^3,2012—2016 年逐渐降低;2001—2016 年农业用水量变化相对不大,呈波动变化。从工业用水量及其产值变化看,产值的增加并没有带来用水量的持续增加,分析认为工业生产技术的改进,提高水资源利用效率;农业用水量主要受降水的丰、平、枯年变化的影响,如 2013 年枯水年,农业用水反而出现了最低值,说明农田灌溉设施的不足,并且随着农村劳动力大量外流,其利用率降低,共同导致农业用水低值的出现。1988—2008 年,毕节市工业从有走向多,以煤炭、水电、火电、冶金、化工等为主,该阶段总体布局失调,宏观管理失控,企业在发展过程中对生态破坏、水资源等资源浪费严重[38]。2008 年后,工业开始进行产业结构调整,传统工业不断转型升级,新型工业以新型能源化工、大数据电子信息、新医药、特色食品产业等工业项目为主,工业现正处于快速发展阶段,工业用水量存在进一步加大可能。毕节市农业以传统农业为主,随着农民生计的转型,农民对农业生产的重视程度普遍降低,对农田水利设施的利用及维护不足。现处于现代农业发展的初级阶段,机械化建设、农业科技应用水平等农业支撑水平低,农业和土地产出水平较低[39]。

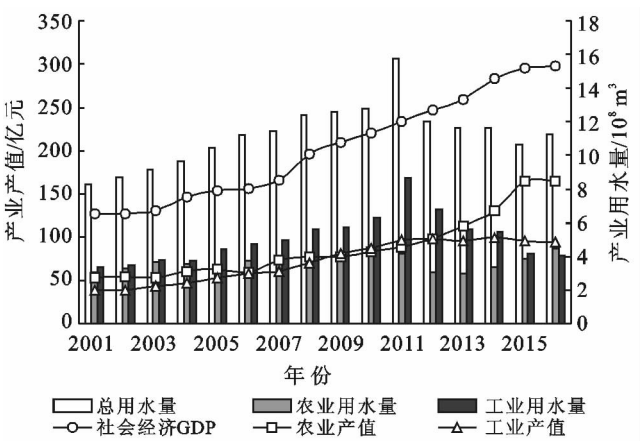


图 1　毕节市 2001－2016 年实际产业产值及用水量年际变化

3.1 ADF(单位根)检验及滞后期选择

为了避免数据的剧烈波动,消除可能存在的异方差。对对数化后的各变量进行 ADF 检验,检验结果(表 2)显示均不显著,接受存在单位根的原假设,各变量均为非平稳序列,因此进行一阶差分。总用水量(logTWC)、农业产值(logAOV)进行一阶差分后(DlogTWC)、(DlogAOV)显著地拒绝原假设,为平稳性序列。其他 4 个变量一阶差分后均不显著,为非平稳序列,再对其进行二阶差分检验,均显著地拒绝原假设,为平稳序列。但只有同阶平稳才能避免伪回归,由于生产总值、农业用水量为二阶单整序列,对总用水量、农业产值进行二阶差分,得到平稳序列。结果显示,毕节 GDP 和总用水量、农业产值与农业用水量、工业产值与工业用水量均为二阶单整序列。遵循 SIC,AC 指标最小的原则确定最优滞后期数。滞后期结果表明,生产总值与总用水量、农业产值与农业用水量、工业产值与工业用水量在滞后期数为 2 时 SIC,AC 值最小,最优滞后期均为 2。

表 2 各变量 ADF 检验结果

变 量	ADF 统计值	1%显著性水平	5%显著性水平	10%显著性水平	Prob 显著性	结论
logGDP	−0.251 377	−3.959 148	−3.081 002	−2.681 33	0.911 5	不平稳
DlogGDP	−1.493 299	−2.740 613	−1.968 43	−1.604 392	0.122 1	不平稳
DDlogGDP	−5.349 648	−4.121 99	−3.144 92	−2.713 751	0.001 5	平稳
logTWC	−2.052 61	−3.959 148	−3.081 002	−2.681 33	0.263 9	不平稳
DlogTWC	−4.406 901	−4.004 425	−3.098 896	−2.690 439	0.004 9	平稳
DDlogTWC	−5.463 152	−4.121 99	−3.144 92	−2.713 751	0.001 2	平稳
logAOV	2.127 69	−4.057 91	−3.119 91	−2.701 103	0.999 5	不平稳
DlogAOV	−3.952 268	−4.004 425	−3.098 896	−2.690 439	0.011 0	平稳
DDlogAOV	−5.518 363	−4.121 99	−3.144 92	−2.713 751	0.001 1	平稳
logAWC	−2.395 403	−4.004 425	−3.098 896	−2.690 439	0.160 0	不平稳
DlogAWC	−2.846 612	−4.004 425	−3.098 896	−2.690 439	0.077 0	不平稳
DDlogAWC	−4.777 628	−4.057 91	−3.119 91	−2.701 103	0.003	平稳
logIOV	−1.856 004	−3.959 148	−3.081 002	−2.681 33	0.341 8	不平稳
DlogIOV	−1.893 729	−4.004 425	−3.098 896	−2.690 439	0.325 3	不平稳
DDlogIOV	−3.767 006	−4.121 99	−3.144 92	−2.713 751	0.018 0	平稳
logIWC	−1.512 638	−3.959 148	−3.081 002	−2.681 33	0.500 0	不平稳
DlogIWC	−3.090 507	−4.004 425	−3.098 896	−2.690 439	0.050 7	不平稳
DDlogIWC	−4.944 304	−4.121 99	−3.144 92	−2.713 751	0.002 7	平稳

注:D 为一阶差分;DD 为二阶差分。

3.2 VAR 模型建立

利用最小二乘法估计模型中的参数,拟合出生产总值与总用水量的 VAR 模型(公式 6)、农业产值与农业用水量的 VAR 模型(公式 7)、工业产值与工业用水量的 VAR 模型(公式 8)系数矩阵。并对模型稳定性进行分析,各 VAR 模型的单位根全部落在单位圆内,说明 VAR 模型稳定。该模型上之后的各种检验都是有效的。

$$\mathrm{DDlogGD}_p = -0.357\,6\times\mathrm{DDlogGDP}t-1)-0.566\,5\times\mathrm{DDlogGDP}(t-2)-0.064\,5\times \mathrm{DDlogTWC}(t-1)-0.12\times\mathrm{DDlogTWC}(t-2)-0.005\,3 \quad (6)$$

$$\mathrm{DDlogAOV}=0.199\,3\times\mathrm{DDlogAWC}(t-1)+0.044\,1\times\mathrm{DDlogAWC}(t-2)-8\,643\times \mathrm{DDlogAOV}(t-1)-0.689\,4\times\mathrm{DDlogAOV}(t-2)+0.014\,1 \quad (7)$$

$$\mathrm{DDlogIOV}=-0.225\,3\times\mathrm{DDlogIOV}(t-1)-0.024\,8\times\mathrm{DDlogIOV}(t-2)- 0.057\,9\times\mathrm{DDlogIWC}(t-1)-0.192\,3\times\mathrm{DDlogIWC}(t-2)-0.015\,1 \quad (8)$$

3.3 协整性检验

对差分变为平稳序列后用协整来解决差分时失去总量的长期信息,如果变量是协整的则表示变量间具有稳定的均衡关系。

通过 Johansen 协整性检验结果可知,生产总值与总用水量、农业产值与农业用水量、工业产值与工业用水量三组变量的协整性检验 Prob 值均小于 0.05,表明生产总值与总用水量、农业产值与农业用水量、工业产值与工业用水量间均存在稳定的均衡关系(表 3)。

表 3　三组变量的 Johansen 协整性检验结果

变量	假设	特征值	跟踪统计	0.05 临界值	Prob 值
生产总值与总用水量	None*	0.784 114	23.673 79	15.494 71	0.002 4
	At most1*	0.461 601	6.810 708	3.841 466	0.009 1
农业产值与农业用水量	None*	0.775 686	26.991 72	15.494 71	0.000 6
	At most1*	0.529 801	9.055 203	3.841 466	0.002 6
工业产值与工业用水量	None*	0.724 372	28.632 54	15.494 71	0.000 3
	At most1*	0.666 243	13.168 11	3.841 466	0.000 3

注:* 表示拒绝的假设在 0.05 的水平。

3.4　Grange 因果检验

根据各变量是否构成因果关系,对其进行 Grange 因果检验。

Granger 因果检验是检验统计上的时间先后顺序,是否呈因果关系需要结合理论、经验和模型多方面因素来判定[29]。根据表 4 可以看出,生产总值与总用水量、农业产值与农业用水量、工业产值与工业用水量的 Grange 因果关系检验结果(表 4)中 p 值均大于 0.1,F 统计量均位于接受域中,故接受原假设,即 3 组序列之间均不是相互间的 Granger 原因,各变量之间不存在明显的因果关系。分析认为各组变量之间因果关系不明显的主要原因是 2011 年后农业生产、工业生产等产业中技术创新提高了水资源的利用效率,农业用水量受气候影响较大,并且产业结构的升级使三大产业之间用水量构成的变化也是导致总用水量降低的主要原因。

表 4　三组变量的 Granger 因果检验结果

原假设	样本	F 统计量	p 值	是或否
DDlogTWC 不是 DDlogGDP 的格兰杰原因	12	0.658 72	0.546 9	是
DDlogGDP 不是 DDlogTWC 的格兰杰原因		0.061 21	0.941 1	是
DDlogAWC 不是 DDlogAOV 的格兰杰原因	12	0.537 13	0.606 7	是
DDlogAOV 不是 DDlogAWC 的格兰杰原因		0.023 33	0.977 0	是
DDlogIWC 不是 DDlogIOV 的格兰杰原因	12	1.664 24	0.256 3	是
DDlogIOV 不是 DDlogIWC 的格兰杰原因		2.107 51	0.192 1	是

3.5　脉冲响应分析

脉冲响应函数是描述一个内生变量对误差的响应,即在扰动项上加一个标准差大小的冲击对当前和未来内生变量值的影响。VAR 模型单个标准差的脉冲响应函数结果中,若冲击对模型变量在不同时期的影响效果长期趋于稳定,则表明冲击效应基本稳定,其中正向冲击表示变量的冲击对另一变量产生了推动作用,负向冲击表示变量的冲击对另一变量产生了约束作用。

3.5.1　*生产总值与总用水量的响应分析*　生产总值与总用水量的脉冲响应关系结果(表 5,图 2)显示,生产总值对总用水量的冲击响应 DDlogGDP 累计响应值为−0.002,表明总用水量变化对生产总值增长产生负面效应,即毕节市水资源对生产总值的增长存在约束作用,但 DDlogGDP 累计响应值较小,其约束作用较弱。DDlogGDP 响应值除在第一期响应为 0,2～10期中则呈正负交替出现,但其绝对值逐渐减小,即水资源量变化对生产总值增长的冲击幅度越来越小,表明随着时间推移新技术、信息产业等生产要素的创新发展,使水资源对经济的发展的促进作用越来越小,即水资源对经济发展的约束减弱。总用水量对生产总值的冲击响应结果显示,DDlogTWC 响应值正负交替出现,其中负向冲击较正向冲击期数较多但其绝对值较小,冲击的幅度也越来越小并处于收敛趋势。对比发现总用水量对生产总值增长的冲击响应明显大于生产总值增长对总用水量的冲击响应,总用水量对生产总值的冲击累计响应值为−0.015 4,表明生产总值增长对水资源的依赖越来越弱,即生产总值增长引起的水资源用量的增加效应大于水资源用量增加引起的生产总值增长的促进效应。在 2012—2016 年生产总值的增加伴随着用水量的不断减少(图 1),生产总值的增加对水资源的依赖性减弱。

表 5 三组变量的广义脉冲响应结果

时期	DDlogGDP 对 DDlogTWC 冲击响应	DDlogTWC 对 DDlogGDP 冲击响应	DDlogAOV 对 DDlogAWC 冲击响应	DDlogAWC 对 DDlogAOV 冲击响应	DDlogIOV 对 DDlogIWC 冲击响应	DDlogIWC 对 DDlogIOV 冲击响应
1	0	−0.036 749	0	−0.013 178	0	0.105 988
2	−0.008 708	0.034 539	0.038 701	0.019 053	−0.007 029	0.085 767
3	−0.004 153	−0.024 144	−0.041 125	−0.009 056	−0.018 373	0.074 578
4	0.019 208	0.008 618	0.001 741	−0.006 615	0.019 157	0.003 151
5	−0.013 408	0.010 217	0.031 772	0.013 093	0.003 594	0.092 754
6	−0.005 123	−0.019 679	−0.029 271	−0.007 136	−0.013 313	0.083 004
7	0.014 205	0.012 435	0.002 935	−0.002 849	0.010 034	0.007 431
8	−0.007 435	0.002 514	0.017 878	0.007 537	−0.003 518	−0.051 94
9	−0.003 413	−0.010 649	−0.017 831	−0.004 79	−0.005 284	0.064 433
10	0.006 803	0.007 451	0.003 595	−0.000 884	0.010 165	0.031 113
累积值	−0.002 024	−0.015 447	0.008 395	−0.004 825	−0.004 567	0.062 149

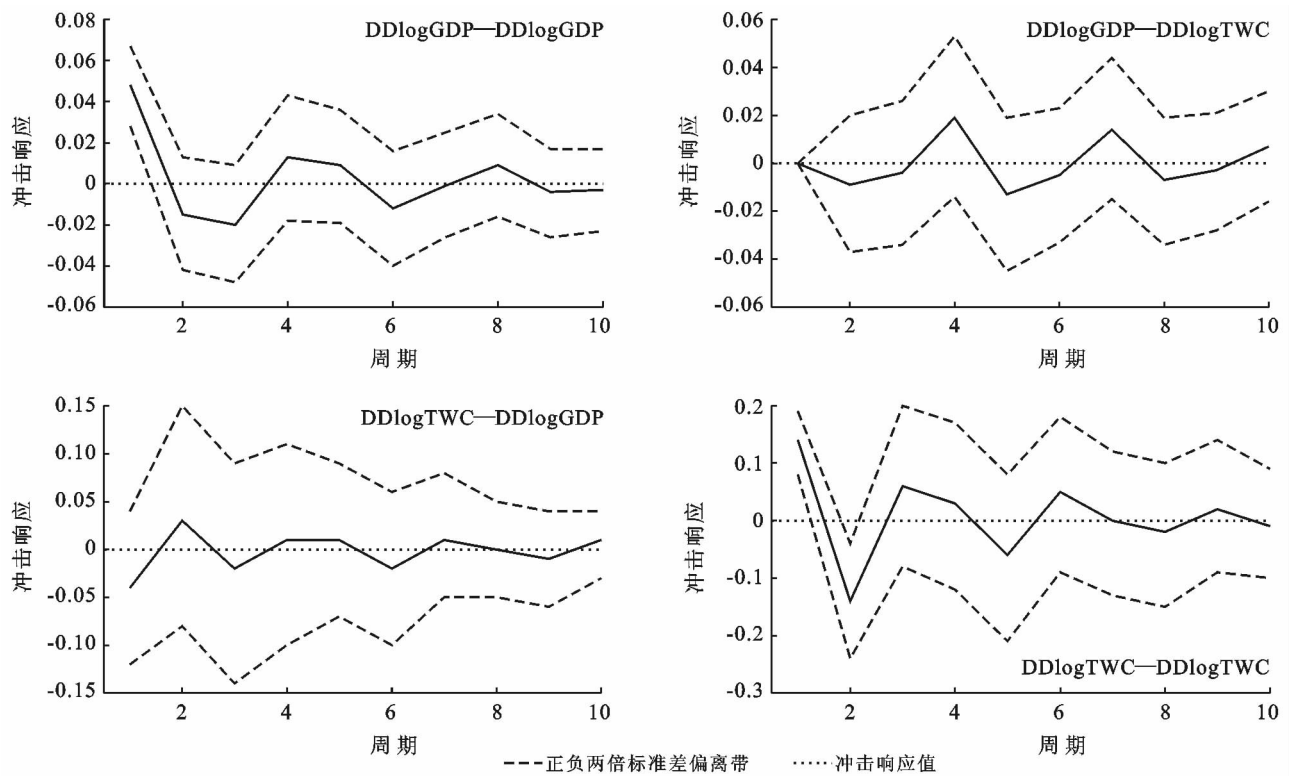


图 2 DDlogTWC 与 DDlogGDP 脉冲响应函数图

3.5.2 农业产值与农业用水量的响应分析 农业产值对农业用水量的冲击响应结果(表 5,图 3)显示,DDlogAOV 响应值第 1 期为 0,2～10 期中,第 2 期最高为 0.038 7,第 3 期最小为−0.041 1,第 4,5,7,8,10 期均为正值,第 6,9 期为负值,DDlogAOV 响应值整体上呈收敛趋势。DDlogAOV 响应值前期呈现正负交替状态,为正的期数多且数值较大,累计响应值为 0.008 4,表明农业用水量对农业产值增长呈正面影响,但影响力较弱,并且其影响作用逐渐减小,分析认为农业用水量对农业产值有一定促进作用,但其单位农业用水量的边际效益递减。农业用水量对农业产值的单位冲击响应方面,DDlogAWC 响应值第 1 期最小,为负值−0.013 2,第 2 期最大,为 0.019 1,第 3,4,6,7,10 期均为负值,第 5,8 期为正值,DDlogAOV 响应值整体呈收敛趋势,且冲击响应值逐渐减小,并趋近于 0,其累计响应值为−0.004 8,表明农业产值的增加对农业用水量的需求逐渐减弱。分析认为农业用水量与天气状况的影响较大,且农业节水技术及现代农业的推广已初见成效,导致了农业产值的增加并未直接引起农业用水量的增加(图 1),表明农业产值增长对水资源的依赖性也逐渐减弱。

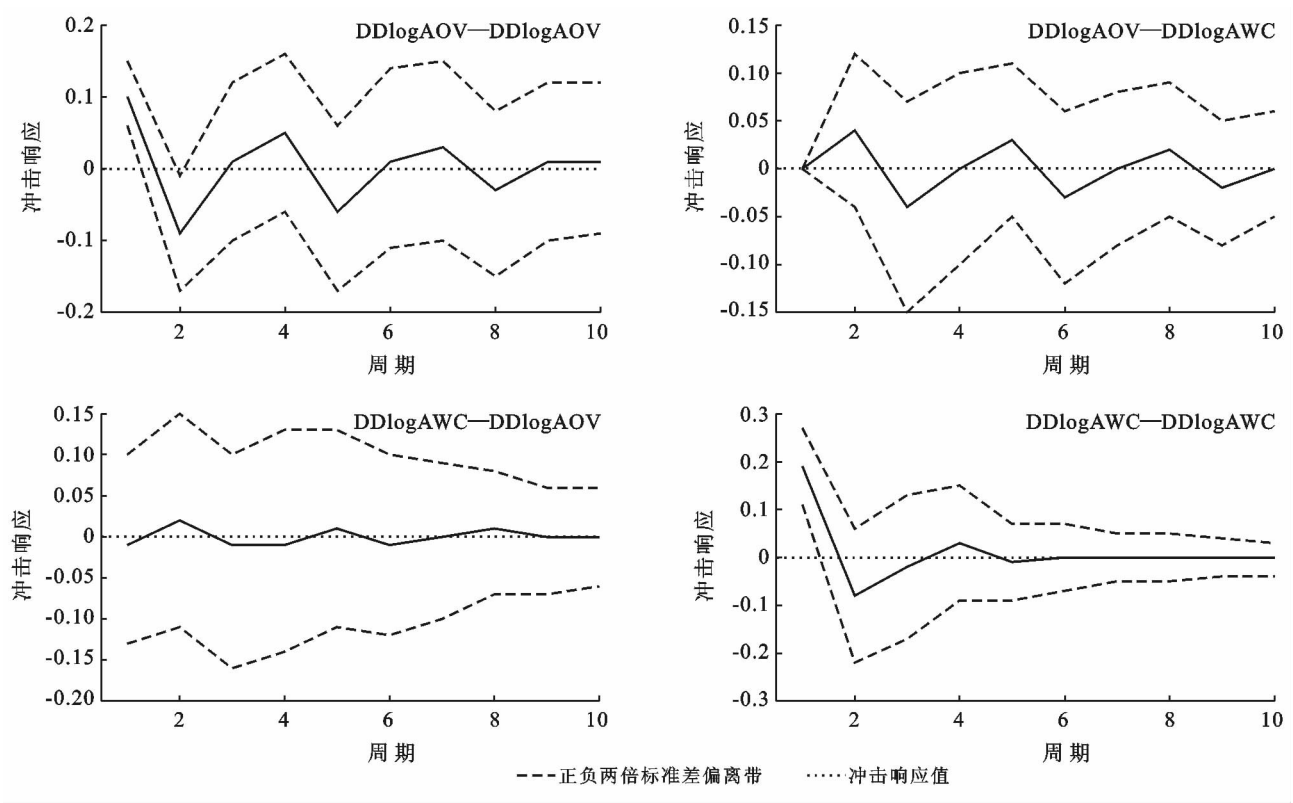


图 3　DDlogAWC 与 DDlogAOV 脉冲响应函数图

3.5.3　工业产值与工业用水量的响应分析　由工业产值对工业用水量的单位冲击响应结果(表 5,图 4)可知,DDlogIOV 响应值出现正负交替,其中第 1 期为 0,第 3 期最小为－0.018 4,第 4 期最大为 0.019 2,第 2,6,8,9 期均为负值,第 5,7,10 期为正值。DDlogIOV 累计响应值为－0.004 6,由图 4,表 5 分析表明工业用水对工业产值增长整体产生负面影响,分析认为工业用水量不足对工业产值增长产生了约束作用,未来毕节市水资源可能成为制约工业发展的主要因素。

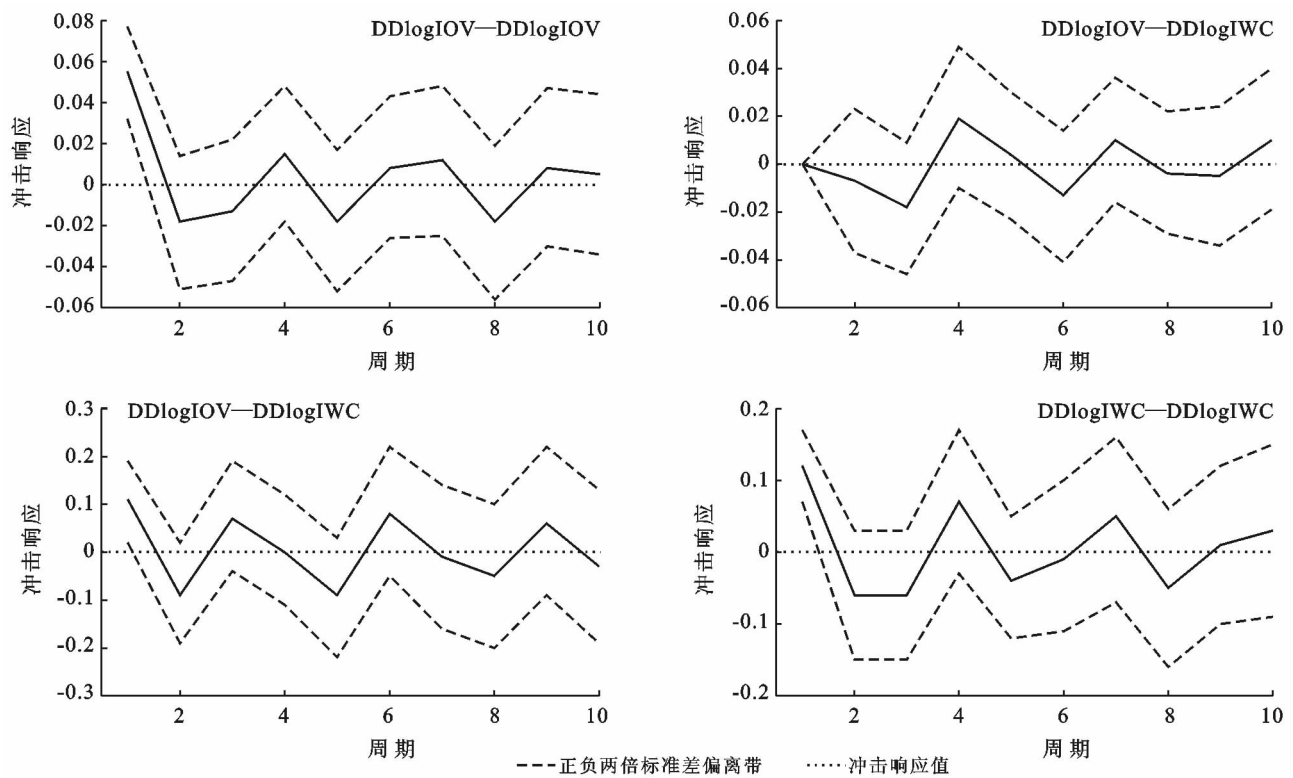


图 4　DDlogIWC 与 DDlogIOV 脉冲响应函数图

工业用水量对工业产值的单位冲击响应方面。DDlogIWC 响应值第 1 期最大，为 0.106，第 5 期最小，为－0.092 8，第 2，7，8，10 期均为负值，第 3，4，6，9 期均为正值。DDlogIWC 累计响应值为 0.062 1，表明工业产值的增加导致工业用水量的增加，但在研究时段内其 DDlogIWC 响应值收敛趋势不明显，分析认为毕节市工业化水平低，前期正处于工业化迅速发展的追赶阶段，发展模式相对粗放，是以大量消耗水资源换取工业产值的提高，短期内工业用水量增长迅速，但随着后期工业生产技术水平等的提升，工业转型及工业用水效率提高，工业产值的增加其用水量反而呈降低趋势。

3.6 生产总值与用水量的方差分解分析

VAR 模型预测方差分解法能给出随机信息的相对重要性，以方差来衡量每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度，不同时点变量的预测方差可分解为不同冲击解释的部分，是一种描述动态变化的方法[30]。

3.6.1 生产总值与总用水量方差分解 生产总值与总用水量的方差分解贡献度结果（表 6）显示，生产总值增长对总用水量的方差分解贡献度较高。其中方差分解贡献度第 1 期为 0，第 2 期增长为 2.975 2%，第 3 期为 3.726 1%，至第 10 期增长为 22.739 9%，表明前期经济总量小，生产总值增加带来总用水量增加较小，但随着毕节市经济发展将带来用水量的大幅度增加。总用水量对生产总值增长的方差分解贡献度，除第 2 期、第 5 期出现波动外，第 1—10 期整体上呈增长态势，贡献度由第 1 期的 6.895 9%增至第 10 期的 7.558 8%，但其远远低于生产总值增长对水资源利用的方差分解贡献度，这表明生产总值增长是受多方面的因素影响，水资源仅是其中重要的一个影响因素，即水资源增加对生产总值增长的贡献率不是很高，分析认为科学技术水平、劳动力素质等因素对产业总值具有重要的影响，未来生产总值的增长不再依赖于资源的大量投入。

3.6.2 农业产值与农业用水量方差分解 农业产值与农业用水量的方差分解贡献度结果（表 7）显示，农业产值对农业用水量的方差分解贡献度第 1 期为 0，至第 10 期增长为 17.026 6%，表明农业产值仍对农业用水有较强的依赖作用。农业用水量对农业产值的方差分解贡献度一直呈增加趋势，由第 1 期的 0.458 3%增至第 10 期的 2.090 3%，表明农业水资源利用对毕节市农业发展的促进作用较小，由于毕节市农业大多为传统农业，受地形限制，农业机械化水平和规模化程度均较低，且农民对农业生产的重视程度不断降低，农业水利设施废弃现象严重，农业用水量呈一定程度的降低，在现有技术水平下农业用水量单位边际效益逐渐降低。农业现代化发展处于初步发展阶段，仅依靠农业用水量的提高所带来的农业的发展程度较小，其农业技术水平、农田生产管理等也是重要影响因素。

表 6 生产总值与总用水量的方差分解结果

阶段	标准差	DDlogGDP 对 DDlogTWC 贡献度	标准差	DDlogTWC 对 DDlogGDP 贡献度
1	0.047 527	0	0.139 942	6.895 943
2	0.050 483	2.975 171	0.200 023	6.357 117
3	0.054 281	3.158 856	0.210 171	7.077 801
4	0.058 957	13.291 98	0.212 013	7.120 578
5	0.061 109	17.186 59	0.221 789	6.718 877
6	0.062 494	17.105 05	0.227 292	7.147 098
7	0.064 092	21.175 08	0.227 658	7.422 47
8	0.065 095	21.831 8	0.228 956	7.350 601
9	0.065 33	21.948 08	0.230 438	7.469 932
10	0.065 749	22.739 82	0.230 677	7.558 803
平均值	0.059 511 7	14.141 243	0.212 895 9	7.111 922

表 7 农业产值与农业用水量的方差分解结果

阶段	标准差	DDlogAOV 对 DDlogAWC 贡献度	标准差	DDlogAWC 对 DDlogAOV 贡献度
1	0.104 644	0	0.194 649	0.458 343
2	0.145 291	7.095 024	0.211 885	1.195 409
3	0.151 437	13.905 61	0.212 815	1.366 077
4	0.160 538	12.385 4	0.214 833	1.435 332
5	0.172 865	14.060 25	0.215 436	1.796 651
6	0.175 862	16.355 44	0.215 555	1.904 271
7	0.177 751	16.036 77	0.215 577	1.921 342
8	0.181 588	16.335 61	0.215 718	2.040 905
9	0.182 842	17.063 32	0.215 793	2.088 768
10	0.183 246	17.026 62	0.215 801	2.090 272
平均值	0.163 606 4	13.026 404	0.212 806 2	1.629 737

3.6.3 工业产值与工业用水量方差分解 工业产值与工业用水量的方差分解贡献度结果（表 8）显示，工业产值对工业用水量的方差分解贡献度整体上呈增长趋势，其中第 1 期为 0，第 1—10 期增加为 28.728%，表明工业产值的提高也将带来工业用水量的提高。工业用水量对工业产值的方差分解贡献度第 1 期为 43.210 9%，第 4 期增长为最大值 60.111 4%，随后呈波动变化，至第 10 期为 57.322%，整体上呈现出减小的趋势，表明毕节市工业用水对工业产值的提高起着重要作用，其促进作用逐渐减小，但整体仍旧保持在较高的水平，这与毕节市正处于工业化迅速发展的

追赶阶段现状相符,随着工业的进一步发展,未来毕节市工业用水量仍将大幅度上升。

表 8　工业产值与工业用水量的方差分解结果

阶段	标准差	DDlogIOV 对 DDlogIWC 贡献度	标准差	DDlogIWC 对 DDlogIOV 贡献度
1	0.161 235	0	0.054 503	43.210 91
2	0.191 891	1.823 473	0.057 956	47.227 65
3	0.214 661	21.523 91	0.062 096	53.858 51
4	0.226 825	23.346 00	0.066 802	60.111 35
5	0.247 607	23.132 84	0.069 200	57.681 28
6	0.261 203	27.181 23	0.070 963	55.258 55
7	0.265 180	28.141 63	0.072 600	57.166 70
8	0.274 681	26.288 38	0.074 966	57.467 85
9	0.282 324	27.076 00	0.075 606	56.535 24
10	0.285 587	28.727 99	0.076 441	57.322 07
平均值	0.241 119 4	20.724 145	0.068 113 3	54.584 011

4　结 论

(1) 生产总值与总用水量脉冲响应方面,生产总值对总用水量的单位冲击响应累积值为负值(−0.002),总用水量对生产总值的单位冲击响应累积值为负值(−0.015 4),表明水资源量不足对生产总值增长有一定的约束作用,但生产总值增长对水资源的依懒在逐渐减小。生产总值对总用水量的方差分解贡献度平均值为 14.141 2%,总用水量对生产总值的方差分解贡献度平均值为 7.111 9%,表明毕节市经济发展对水资源需求量较大,经济处于相对粗放的发展阶段,且水资源利用量增加对生产总值增长的促进作用逐渐减小,表明水资源对经济增长的单一推动效应不强,应加强各产业生产、节水技术等的投入。随着毕节市经济的快速发展,相较于非岩溶地区其可高效利用的水资源量少,水资源供需矛盾存在进一步加剧的可能,因此要缓解经济增长导致需水量的急剧增加对水资源带来的压力,需进一步提高水资源利用效率,注重避免水资源不足对经济发展带来的约束影响。

(2) 农业产值对农业用水量的单位冲击响应累积值为 0.008 4,方差分解贡献度平均值为 13.026 4%,农业用水量对农业产值的单位冲击响应累积值为−0.004 8,方差分解贡献度平均值为 1.629 7%。表明农业用水量的增加对农业产值的促进作用较小,农业用水量变化并不是农业产值增长的主要原因,单位水资源量创造的边际效益不断降低,所以未来农业产值的提高更需重视农业技术水平的提高、农田生产的有效管理、农业内部结构优化等。

(3) 工业产值对工业用水量的单位冲击响应累积值为−0.004 6,方差分解贡献度平均值为 20.7%,工业用水量对工业产值的单位冲击响应累积值为 0.062 1,方差分解贡献度平均值为 54.5%,表明工业用水量对工业产值的增加有较强的促进作用,工业产值的增加水水资源依赖性较强,而工业用水量不足对工业发展存在一定的负面作用,水资源不足是工业发展一个阻碍因素。需进一步改进工业生产水平、提高节水技术等,满足工业生产用水。

(4) 本研究限于数据精度未能从微观上分析产业单位用水量与单位产值变化间的动态关系,且未考虑水价等影响因素,但并未影响研究在宏观上刻画产业用水量和产值增长的动态关系。

[参 考 文 献]

[1] 杜湘红,张涛.水资源环境与社会经济系统耦合发展的仿真模拟:以洞庭湖生态经济区为例[J].地理科学,2015,35(9):1109-1115.

[2] Kallis. Coevolution in water resource development: The vicious cycle of water supply and demand in Athens, Greece [J]. Ecological Economics, 2010, 69(4): 796-809.

[3] Lily A. Peters H, Chang H J. Urban water demand modeling: Review of concepts, methods, and organizing principles [J]. Water Resources Research, 2011, 47(5): 1-15.

[4] Hussain I, Hussain Z, Maqbool H S, et al. Water balance, supply and demand and irrigation efficiency of Indus basin [J]. Pakistan Economic and Social Review, 2011, 49(1): 13-38.

[5] Khare D, Jat M K, Sunder D. Assessment of water resources allocation options: Conjunctive use planning in a link canal command [J]. Resources, Conservation and Recycling, 2007, 51(2): 487-506.

[6] Abed E A, Kerachian R. Water resources allocation using a cooperative game with Fuzzy Payoffs and Fuzzy Coalitions [J]. Water Resources Management, 2012. 26(13): 3961-3976.

[7] Das B, Singh A, Panda S N, et al. Optimal land and water resources allocation policies for sustainable irrigated agriculture [J]. Land Use Policy, 2015, 42: 527-537.

[8] Yang Y, Hubacek K, Feng K S, et al. Assessing regional and global water footprints for the UK [J]. Ecological Economics, 2010, 69(5): 1140-1147.

[9] Egan M. The water footprint assessment manual. Setting the global standard [J]. Social and Environmental

Accountability Journal, 2011,31(2):181-182.

[10] Mekonnen M, Hoekstra A Y. The green, blue and grey water footprint of crops and derived crops products [J]. Hydrology and Earth System Sciences Discussions, 2011,8(47):763-809.

[11] Daniel P L. Sustainable water resources management [J]. Water International, 2009,25(1):3-10.

[12] Haasnoot M, Middelkoop H, Beek E. A method to develop sustainable water management strategies for an uncertain future [J]. Sustainable Development, 2009, 19(6):369-381.

[13] 张凤太,苏维词.水资源与经济社会系统耦合协调时空分异研究:以贵州省为例[J].人民长江,2016,47(10):25-30.

[14] 童彦,施玉,朱海燕,等.云南水资源与经济社会发展协调度的空间格局研究[J].节水灌溉,2016(6):75-79.

[15] 郭唯,左其亭,马军霞.河南省人口—水资源—经济和谐发展时空变化分析[J].资源科学,2015,37(11):2251-2260.

[16] 伏吉芮,瓦哈甫·哈力克,姚一平.吐鲁番地区水资源—经济—生态耦合协调发展分析[J].节水灌溉,2016(12):94-98.

[17] 张晓涛,于法稳.黄河流域经济发展与水资源匹配状况分析[J].中国人口·资源与环境,2012,22(10):1-6.

[18] 绒丽丽,胡继连.区域经济增长与水资源环境协调发展的钩状况评价:基于山东省的实证分析[J].区域经济,2016(12):192-195.

[19] 吴丹.中国经济发展与水资源利用脱钩态势评价与展望[J].自然资源学报,2014,29(1):46-54.

[20] 赵岩,黄鑫鑫,王红瑞,等.基于区间数多目标规划的河北省水资源与产业结构优化[J].自然资源学报,2016,31(7):1241-1250.

[21] 李荣胜.基于VAR模型的郑汴产业结构升级一体化研究[J].经济地理,2017,37(1):123-128.

[22] 潘丹,应瑞瑶.中国水资源与农业经济增长关系研究:基于面板VAR模型[J].中国人口·资源与环境,2012,22(1):161-166.

[23] 李青,陈红梅,王雅鹏.基于面板VAR模型的新疆农业用水与农业经济增长的互动效应研究[J].资源科学,2014,36(8):1679-1685.

[24] 邓朝晖,刘洋,薛惠锋.基于VAR模型的水资源利用与经济增长动态关系研究[J].中国人口·资源与环境,2012,22(6):128-135.

[25] 张振龙,孙慧.基于VAR模型的新疆区域水资源对产业生态系统与经济增长的动态关联性研究[J].生态学报,2017,37(16):1-12.

[26] 杨振华,苏维词,赵卫权.岩溶地区水资源与经济发展脱钩分析[J].经济地理,2016,36(10):159-165.

[27] 周亮广,梁虹.贵州省水资源与人口和经济发展的区域配置状况分析[J].水土保持通报,2008,28(3):186-188.

[28] 易武英,苏维词.典型喀斯特城市水资源与社会经济发展耦合度评价:以贵阳市为例[J].中国岩溶,2012,31(4):402-408.

[29] 张军以,王腊春,苏维词,等.岩溶地区人类活动的水文效应研究现状及展望[J].地理科学进展,2014,33(8):1125-1135.

[30] 贵州省水利厅.贵州省水资源公报2016年[M].北京:中国水利水电出版社,2016.

[31] 贵州省统计局.贵州省统计年鉴2016年[M].北京:中国统计出版社,2016.

[32] 杨先明,汪斌.结构变化与产业成长[M].云南 昆明:云南大学出版社,2004.

[33] 汪奎,邵东国,顾文权,等.中国用水量与经济增长的脱钩分析[J].灌溉排水学报,2011,30(3):34-38.

[34] 马丽君,龙云.基于社会网络分析法的中国省级入境旅游经济增长空间关联性[J].地理科学,2017,37(11):1705-1711.

[35] 孙艳芝,鲁春霞,谢高地,等.北京城市发展与水资源利用关系分析[J].资源科学,2015,37(6):1124-1132.

[36] 叶懿安,朱继业,李升封,等.长三角城市工业碳排放及其经济增长关联性分析[J].长江流域资源与环境,2013,22(3):257-262.

[37] 吴林海,彭宇文.农业科技投入与农业经济增长的动态关联性研究[J].农业技术经济,2013(12):87-93.

[38] 王余生.毕节试验区新一轮改革发展面临的矛盾与对策:以工业强区为例[J].毕节学院学报,2012,30(11):51-55.

[39] 王晋臣.毕节市现代化农业发展评价研究[J].中国农业资源与区划,2014,35(5):88-94.