

基于 PECM 模型的长江流域经济社会发展与水资源利用动态关系分析

万 蕾,张兴奇,郭新亚

(南京大学地理与海洋科学学院,江苏 南京 210023)

摘要:为评估长江流域经济社会综合发展水平和水资源综合利用水平以及两者间的内在关系,采用熵值法、面板协整理论和误差修正模型对 2000—2017 年间长江流域经济社会发展和水资源利用的面板 Granger 因果关系进行检验。结果表明:长江流域上中下游 3 个区域的经济社会发展和水资源利用之间存在长期协整关系;在长期关系中,上游地区经济社会发展与水资源利用之间为双向因果关系,中游地区为经济社会发展到水资源利用的单向因果关系,下游地区为水资源利用到经济社会发展的单向因果关系,上游地区经济社会发展和水资源利用具有更高的关联度;在短期关系中,仅下游地区存在经济社会发展到水资源利用的单向因果关系。基于二者之间存在不同的因果关系,各省市在制定经济发展规划时应因地制宜地制定水资源政策,以期实现经济社会与水资源的协调发展。

关键词:经济社会发展;水资源利用;熵值法;面板误差修正模型;因果检验;长江流域

中图分类号:F299.27 **文献标志码:**A **文章编号:**1003-9511(2023)01-0010-07

水资源是国民经济发展的主要支撑和保障。随着工业化和城镇化进程的加快,我国经济社会发展与水资源可持续利用之间的矛盾日益加剧^[1],水资源供需失衡已成为制约经济社会可持续发展的限制性因素。粗放型的增长模式已严重威胁到水资源的可持续利用^[2]。已有研究认为,提高水资源的利用效率是解决我国经济社会可持续发展与水资源短缺之间矛盾的关键^[3]。因此,开展经济社会发展与水资源利用之间的相互影响关系研究对于促进经济社会与水资源的协调发展尤为重要。

流域经济社会发展与水资源利用之间存在相互影响的关系。经济社会的发展可以推动水资源的开发利用,同时水资源的可持续开发利用能够促进经济社会的可持续发展。但是,当水资源开发利用过度时,就会引发一系列的生态与环境问题,从而制约经济社会的可持续发展。由此可见,为促进经济社会与水资源的协调发展,了解两者间的内在联系,特别是两者间的相互影响关系尤为重要。面板协整理论与误差修正模型源于计量经济学,用于探究变量

和变量之间的理论关系^[4-5]。根据格兰杰表述定理,协整表明变量间存在长期均衡关系,但这并不代表短期内不会发生偏离均衡的现象,只是这种短期非均衡现象不会长久维持下去。如果变量间存在协整关系,那么一定存在 Granger 因果关系,即在控制变量 Y 的过去值的条件下,变量 X 的过去值仍能对变量 Y 有显著的解释能力,可称 X 能够“Granger-cause” Y ^[6],可用误差修正模型来进一步解释。目前,有研究将其引入经济社会与水资源研究领域,探讨两者间长期与短期的因果关系。邓朝晖等^[7]基于 VAR 模型协整检验发现中国在 1980—2007 年的经济增长与总用水量、工业用水量和生活用水量之间存在长期均衡关系,而农业用水与经济增长之间不存在长期均衡关系。李青等^[8]通过面板误差修正模型分析了新疆农业用水量与农业经济增长在短期与长期之间的双向因果关系。

流域作为一个生态经济系统,具有重要的作用。流域作为水资源供给和经济社会发展功能^[9]。近年来,为充分理解流域经济高质量发展与水资源利用之间的关系,

作者简介:万蕾(1997—),女,硕士研究生,主要从事水资源与水环境研究。E-mail:mg20270125@smail.nju.edu.cn
通信作者:张兴奇(1964—),男,副教授,博士,主要从事水资源与环境研究。E-mail:zxqrh@nju.edu.cn

在黄河^[10-11]、辽河^[12-13]和淮河^[14]等流域已开展大量研究,并取得了较大进展。长江是中国水量最丰富的河流,长江流域横跨我国东中西部地区,流域经济总量在全国经济中占有十分重要的地位。王晓宇等^[15]运用协调发展度评价模型分析了 2003—2018 年长江经济带各省市水资源开发利用与社会经济综合发展的协调关系及协调演进过程。王保乾等^[16]运用 Tapio 脱钩弹性系数模型分析 2009—2018 年长江经济带 11 个省市的水足迹与经济高质量发展之间的脱钩效应。目前长江流域的经济社会与水资源关系的研究方法多集中在探讨协调度以及建立脱钩分析等内容,缺少二者相互影响方面的研究。因此,本文通过长江流域省级面板数据,分析 2000—2017 年间流域内不同区域经济社会发展和水资源利用的相互影响关系,以期从流域尺度为长江流域经济社会的可持续发展及水资源的可持续利用提供参考。

1 数据来源与研究方法

1.1 研究区概况

长江流域作为世界第三大流域,在中国的经济社会发展和生态保护方面具有举足轻重的作用。长江流域地处亚欧大陆东部的副热带地区,属于典型的季风气候区。流域降水量年际变化大,在空间上呈东增西减的分布特征,且近年来全球持续变暖使得该流域降水呈减少趋势,导致旱涝等灾害事件频发^[17-18]。

长江流域横跨中国东中西部地区,流域面积约为 180 万 km²,约占我国国土面积的 18.8%。2017 年流域总人口 4.59 亿人,占全国的 33%。流域生产总值 29.3 万亿元,占全国的 35.4%。改革开放以来,长江流域工业化和城市化进程不断加快,出现了水环境污染加剧^[19]、水资源的不合理开发利用^[20]和水生态系统退化^[21]等问题。长江流域上中下游和省际间存在水资源时空分布不均和经济社会发展水平差异大等问题。在生态优先和经济高质量发展的新形势下,长江流域经济社会发展与水资源利用之间的协调性面临严峻的挑战。

1.2 数据来源

基于本文的研究目的,选取长江流域省级行政区中取自长江流域的供水量占其总供水量 30% 以上的 10 个省市,即重庆、四川、贵州、云南、江西、湖北、湖南、安徽、江苏和上海作为研究区。数据来源于 2000—2017 年《中国统计年鉴》以及 10 个省市的水资源公报、统计年鉴、国民经济和社会发展统计公报以及环境状况公报等,对个别省市个别年份的指标数据缺失采用 Excel 的 Trend 函数通过线性插值进行补缺。

1.3 研究方法

1.3.1 经济社会发展与水资源利用评价指标体系

基于经济高质量发展理念和流域特点,遵循评价系统整体性、指标代表性以及可比性等原则,并借鉴前人相关研究^[22],构建长江流域经济社会发展与水资源利用评价指标体系如表 1 所示。为了较全面系统地评价长江流域经济社会综合发展水平,反映人口规模、经济发展规模、社会发展规模和发展空间规模对经济社会发展变化所起的作用,长江流域经济社会系统评价指标体系分别从人口、经济发展、社会发展和空间 4 个维度选取 17 个指标进行计算;为了较全面系统地评价长江流域水资源综合利用水平,反映水资源自然资源条件、开发利用现状和水环境质量等对水资源利用变化所起的作用,长江流域水资源系统评价指标体系分别从自然资源条件、用水负荷、开发利用程度和环境质量管理 4 个维度选取 16 个指标进行计算(表 1)。各指标的权重采用熵值法进行确定,并经过加权求和获得长江流域 10 省市经济社会系统与水资源系统的综合指数值(表 2)。

通过信息熵原理来判断各个指标的离散程度,能够客观准确地评价研究对象,为多指标综合评价提供依据。具体计算步骤如下:

a. 由于各项指标的计量单位以及方向不统一,需要进行标准化处理,统一指标量纲,正向指标和负向指标标准化公式为:

$$X_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{j,\min}}{x_{j,\max} - x_{j,\min}} \tag{1}$$

$$X_{ij} = \frac{x_{j,\max} - x_{ij}}{x_{j,\max} - x_{j,\min}} \tag{2}$$

式中: x_{ij} 、 X_{ij} 分别为第 i 年第 j 个指标的具体数值和标准化数值($i = 1, 2 \cdots n; j = 1, 2 \cdots m$); $x_{j,\max}$ 、 $x_{j,\min}$ 分别为第 j 个指标的最大值和最小值。

b. 为了避免求熵值时对数无意义,在 0 值后加上较小数量级的实数 0.01,进一步计算第 i 年第 j 个指标的权重:

$$w_{ij} = X_{ij} / \sum_{i=1}^n X_{ij} \tag{3}$$

c. 计算第 j 个指标的熵值:

$$E_j = -K \sum_{i=1}^n (w_{ij} \ln w_{ij}) \tag{4}$$

其中 $K = 1 / \ln n$, n 为样本个数。

d. 得到第 j 个指标的熵值后计算第 j 个指标的熵值权重:

$$w_j' = d_j / \sum_{j=1}^m d_j \tag{5}$$

其中指标差异系数 $d_j = 1 - E_j$ 。

表 1 经济社会发展与水资源利用评价指标体系

经济社会系统				水资源系统			
一级指标	二级指标	属性	权重	一级指标	二级指标	属性	权重
人口	城市人口密度	+	0.042	自然资源条件	水资源总量	-	0.049
	人口自然增长率	+	0.016		年平均降水量	+	0.093
	城镇化率	+	0.043		年径流径深	-	0.022
	社会从业人员	+	0.039		人均水资源量	-	0.031
经济发展	城镇居民人均可支配收入	+	0.079	用水负荷	工业用水量	-	0.025
	农村居民人均可支配收入	+	0.089		农业用水量	+	0.126
	人均 GDP	+	0.093		生活用水量	+	0.094
	全社会固定资产投资	+	0.120	开发利用程度	人均用水量	-	0.062
	社会消费品零售总额	+	0.105		水资源开发利用率	+	0.150
社会发展	居民消费水平	+	0.107		万元 GDP 用水量	-	0.020
	卫生人员数	+	0.066		有效灌溉面积	-	0.061
	普通中小学在校人数	+	0.033	环境质量管理	城市用水普及率	+	0.014
	城镇登记失业率	-	0.022		生活污水排放量	-	0.017
空间	人均城市道路面积	+	0.047		工业废水排放量	-	0.041
	人均公园绿地面积	+	0.026		城市污水处理率	+	0.045
	建成区面积	+	0.057		城市污水日处理能力	+	0.150
	每万人拥有公共交通工具	+	0.016				

表 2 长江流域 2000—2017 年经济社会系统与水资源系统综合指数

流域	省份	系统	综合指数									
			2000 年	2002 年	2004 年	2006 年	2008 年	2010 年	2012 年	2014 年	2016 年	2017 年
上游	重庆	经济社会	0.066	0.069	0.089	0.120	0.158	0.200	0.266	0.311	0.365	0.395
		水资源	0.369	0.372	0.369	0.395	0.402	0.417	0.423	0.423	0.434	0.434
	四川	经济社会	0.151	0.139	0.176	0.210	0.248	0.310	0.375	0.437	0.492	0.532
		水资源	0.328	0.345	0.356	0.377	0.388	0.397	0.419	0.433	0.458	0.466
	贵州	经济社会	0.084	0.073	0.082	0.105	0.127	0.158	0.198	0.245	0.303	0.332
		水资源	0.331	0.327	0.333	0.351	0.346	0.374	0.376	0.380	0.396	0.408
	云南	经济社会	0.109	0.089	0.097	0.136	0.175	0.206	0.253	0.297	0.348	0.372
		水资源	0.338	0.342	0.364	0.374	0.376	0.394	0.391	0.396	0.402	0.402
中游	江西	经济社会	0.096	0.105	0.136	0.173	0.215	0.263	0.310	0.347	0.400	0.433
		水资源	0.406	0.377	0.468	0.429	0.473	0.459	0.467	0.485	0.456	0.485
	湖北	经济社会	0.171	0.135	0.154	0.200	0.237	0.284	0.350	0.427	0.499	0.530
		水资源	0.430	0.426	0.435	0.491	0.463	0.451	0.490	0.525	0.513	0.533
	湖南	经济社会	0.141	0.140	0.158	0.196	0.240	0.284	0.336	0.404	0.464	0.495
		水资源	0.449	0.459	0.473	0.491	0.491	0.518	0.517	0.515	0.523	0.519
下游	安徽	经济社会	0.143	0.137	0.158	0.185	0.230	0.284	0.338	0.401	0.462	0.498
		水资源	0.424	0.439	0.489	0.496	0.515	0.515	0.536	0.522	0.496	0.529
	江苏	经济社会	0.217	0.216	0.258	0.317	0.388	0.466	0.559	0.666	0.766	0.819
		水资源	0.459	0.473	0.485	0.506	0.544	0.571	0.565	0.571	0.581	0.577
	上海	经济社会	0.170	0.179	0.228	0.260	0.299	0.343	0.410	0.457	0.527	0.567
		水资源	0.367	0.386	0.375	0.387	0.411	0.425	0.451	0.464	0.482	0.466

e. 计算综合评价指数:

$$I_j = \sum_{j=1}^m (X_{ij}w_j') \quad (6)$$

1.3.2 经济社会发展与水资源利用 Granger 因果关系检验

在全面解析长江流域经济社会综合发展水平与水资源综合利用水平的基础上,运用面板协整理论与误差修正模型进行 Granger 因果关系检验,探讨经济社会发展与水资源利用之间的 Granger 因果关系。

a. 单位根检验。为避免出现“伪回归”现象,保证结论的可靠性,在分析前需要对数据进行平稳性检验,即检验面板是否存在单位根。在研究中对经济社会发展综合指数(I_E)和水资源利用综合指数(I_W)取自然对数处理,相应指标名称为 $\ln I_E$ 和 $\ln I_W$ 。

b. 面板协整检验。在面板单位根检验的基础上,通过面板协整检验,以检验经济社会发展与水资源利用之间是否存在长期协整关系,即变量间存在一个共同的趋势。协整理论认为,虽然序列本身是非平稳的,但序列间的线性组合却有可能是平稳的,则可称序列变量间存在长期稳定的均衡关系。根据 Pedroni 提出的协整检验方法,以回归残差为基础构造出 7 个统计量进行面板协整检验。

c. 面板误差修正模型检验。在确定经济社会发展与水资源利用存在长期协整关系的基础上,那么,即使短期内暂时发生偏离,都会通过对误差的修正使变量重返均衡状态,Granger 因果关系的方向(单向、双向和无因果关系)、类型(长期关系和短期关系)及偏离调整力度的检验都可以通过面板误差修正模型来确定。误差修正模型的误差修正项系数即长期因果系数,表示变量间在长期均衡状态出现短期波动时对偏离均衡状态的调整力度;短期因果关系即因变量的短期变化是由相应自变量短期变化引起的,其短期因果系数表示变量间的短期影响程度和调整关系。

本文采用 Engle-Granger(EG)二步法建立基于面板的误差修正模型,以分析经济社会发展与水资源利用间具体的因果关系。首先,用最小二乘法估计经济社会发展和水资源利用之间的回归方程获得残差项,构建模型如下:

$$\ln I_{E,it} = \alpha_1 + \mu_1 \ln I_{W,it} + \varepsilon_{1it} \quad (7)$$

$$\ln I_{W,it} = \alpha_2 + \mu_2 \ln I_{E,it} + \varepsilon_{2it} \quad (8)$$

式中: $I_{E,it}$ 、 $I_{W,it}$ 分别为省市 i 第 t 期的经济社会发展指数和水资源利用指数; α_1 、 α_2 为固定效应; μ_1 、 μ_2 为协整系数; ε_{1it} 、 ε_{2it} 为残差项。

判断残差项是否存在单位根,若不存在单位根即残差项是平稳序列,就可以进一步建立包括残差项在内的误差修正模型:

$$\begin{aligned} d(\ln I_{E,it}) &= \beta_1 + \sum_{j=1}^k \theta_{1ij} d(\ln I_{E,i,t-j}) + \\ &\sum_{j=1}^k \gamma_{1ij} d(\ln I_{W,i,t-j}) + \lambda_1 ECM_{i,t-1} + \mu_{1it} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} d(\ln I_{W,it}) &= \beta_2 + \sum_{j=1}^k \theta_{2ij} d(\ln I_{W,i,t-j}) + \\ &\sum_{j=1}^k \gamma_{2ij} d(\ln I_{E,i,t-j}) + \lambda_2 ECM_{i,t-1} + \mu_{2it} \end{aligned} \quad (10)$$

式中: d 为一阶差分运算; k 为滞后期,根据 SIC 和 AIC 判断准则确定; θ_{1ij} 、 θ_{2ij} 、 γ_{1ij} 、 γ_{2ij} 为短期因果系数; λ_1 、 λ_2 为长期因果系数(该值应为负值,表示当失衡时,时间序列收敛并回归长期均衡;如果为正,则表示前期的失衡部分无法在后一期进行反向调整); $ECM_{i,t-1}$ 为长期均衡误差; μ_{1it} 、 μ_{2it} 为随机扰动项。

如果对于 λ_1 、 λ_2 为零的原假设被拒绝,说明经济社会发展与水资源利用之间的长期因果关系成立,反之则不成立;如果 γ_{1ij} 、 γ_{2ij} 为零的原假设都被拒绝,说明经济社会发展与水资源利用之间的短期双向因果关系成立;如果 γ_{1ij} 、 γ_{2ij} 为零的原假设都不被拒绝,说明经济社会发展与水资源利用之间的短期双向因果关系不成立,两者相互独立;如果 γ_{1ij} 为零的原假设被拒绝, γ_{2ij} 为零的原假设不被拒绝,说明水资源利用对经济社会发展的短期单向因果关系成立;如果 γ_{1ij} 为零的原假设不被拒绝, γ_{2ij} 为零的原假设被拒绝,说明经济社会发展对水资源利用的短期单向因果关系成立。

2 结果与分析

2.1 长江流域经济社会综合发展水平评价

长江流域经济社会系统的经济发展、社会发展、空间和人口 4 个一级指标所占权重分别为:0.486、0.228、0.146 和 0.140,表明它们对长江流域经济社会综合发展水平影响力逐渐减小,即经济发展对经济社会综合发展水平的影响相对较高,人口的影响相对较低。在选取的 17 项指标中,人均 GDP、全社会固定资产投资、社会消费品零售总额及居民消费水平等因素对长江流域 10 省市经济社会综合发展的作用比较大。

将长江流域 10 省市划分为上游地区(四川、云南、贵州和重庆)、中游地区(湖北、湖南和江西)和下游地区(安徽、江苏和上海)。由表 2 可知,2000—2017 年间长江流域 10 省市的经济社会系统综合指数呈上升趋势。研究时段内,长江流域经济社会综合发展水平取得了较快发展,但上中下游地区之间差异明显,整体表现为中下游地区的经济社会综合发展水平普遍高于上游地区,表现为下游地

区最高、中游地区次之、上游地区最低,与区域内经济发展特征相吻合。地区经济发展的基础条件和自然地理环境等因素导致长江流域不同省市经济社会综合发展水平不一致。从发展速度来看,江苏省的增长速度最快,贵州省最慢,中下游地区的发展速度普遍高于上游地区。2003年后,中下游地区经济社会综合发展水平的增幅加大,上游地区则在2005年后均有所提高。

2.2 长江流域水资源综合利用水平评价

长江流域水资源系统的开发利用程度、环境质量管理、用水负荷和自然资源条件4个一级指标所占权重分别为0.293、0.267、0.245和0.195,表明它们对长江流域水资源综合利用水平影响力逐渐减小,即开发利用程度对水资源综合利用水平的影响相对较高,自然资源条件的影响相对较低。在选取的16项指标中,年平均降水量、农业用水量、生活用水量、水资源开发利用率及城市污水日处理能力等因素对长江流域10省市水资源综合利用的作用比较大。

如表2所示,2000—2017年长江流域10省市的水资源系统综合指数呈现波动上升趋势。长江流域水资源综合利用水平的区域特征显著,中下游地区的水资源综合利用水平整体上高于中上游地区。研究时段内水资源综合利用水平由高到低从“中游地区、下游地区、上游地区”逐渐转变为“下游地区、上游地区、中游地区”的空间变化特征,但是,上中下游地区之间的差距在逐渐缩小。其中,江苏省和四川省的水资源综合利用水平提升速度较快,贵州省最慢。在发展趋势上,除四川和贵州两省在研究时段内仍有不断上升的趋势以外,其他各省市在波动变化中趋于平缓。

2.3 长江流域经济社会发展与水资源利用Granger因果关系

2.3.1 单位根检验

本文对经济社会发展($\ln I_E$)和水资源利用

($\ln I_W$)进行单位根检验的方法包括LLC检验、IPS检验、ADF-Fisher检验和PP-Fisher检验,结果见表3。

由表3可知,当对上游、中游和下游地区的经济社会发展和水资源利用的水平值进行检验时,检验结果表明不能完全拒绝“存在单位根”的原假设,即原序列是不平稳的。当对这两个变量的一阶差分值进行检验时,检验结果均显著地拒绝“存在单位根”的原假设,即一阶差分值不存在单位根。由此可以认为,上游、中游和下游地区的 $\ln I_E$ 和 $\ln I_W$ 都是一阶单整序列。

2.3.2 面板协整检验

在面板单位根检验的基础上,通过Pedroni检验方法进行面板协整检验,分析经济社会发展与水资源利用之间是否存在长期面板协整关系,结果如表4所示。由表4可知,上游、中游和下游地区存在部分统计量没有通过显著性检验的情况。但在Pedroni检验方法中,如果出现不一致的情况应该以Panel ADF和Group ADF两个统计量的检验结果为准。因此,上游、中游和下游地区的经济社会发展与水资源利用之间均存在长期协整关系。

2.3.3 面板误差修正模型检验

基于Pedroni检验方法得知经济社会发展与水资源利用之间存在协整性,即变量间存在一种长期均衡关系,在短期波动的影响下,变量可能会暂时偏离均衡状态,但是随着时间的推移,最终还是会恢复到长期均衡状态。根据Granger定理,如果变量间存在协整关系,两者之间的关系可用误差修正模型进行表述。因此,运用EG二步法构建面板误差修正模型对经济社会发展与水资源利用间的因果关系进行检验说明。

首先用最小二乘法构建 $\ln I_E$ (因变量)和 $\ln I_W$ (自变量)、 $\ln I_W$ (因变量)和 $\ln I_E$ (自变量)之间的协整回归模型,以分析两组序列数据的长期影响程度,估计结果如表5所示。

表3 面板单位根检验结果

变量		上游		中游		下游	
		lnI _E	lnI _W	lnI _E	lnI _W	lnI _E	lnI _W
水平值	LLC	0.283 7	-1.908 1 **	-9.872 4 *	0.298 7	-5.7520 *	-1.426 0 ***
	IPS	-1.232 7	-2.046 7 **	-6.763 2 *	0.104 5	-5.322 9 *	0.444 4
	ADF-Fisher	13.781 6 ***	19.401 4 **	33.749 6 *	6.352 0	32.623 9 *	8.825 4
	PP-Fisher	32.188 0 *	24.529 8 *	12.079 5 ***	16.672 5 **	13.287 4 **	7.276 5
一阶差分值	LLC	-2.826 4 *	-8.742 5 *	-6.311 3 *	-5.565 3 *	-9.843 7 *	-3.756 1 *
	IPS	-2.211 2 **	-7.515 7 *	-4.595 2 *	-2.714 4 *	-8.159 8 *	-2.336 9 *
	ADF-Fisher	17.607 6 **	48.219 2 *	28.178 9 *	33.203 9 *	45.826 9 *	25.772 5 *
	PP-Fisher	29.808 7 *	61.570 5 *	22.014 2 *	77.544 0 *	20.848 1 *	67.257 7 *

注: *、**和***分别表示在1%、5%和10%的显著水平上通过检验。下同。

表 4 面板协整检验结果

统计量	因变量为 $\ln I_E$			因变量为 $\ln I_W$		
	上游	中游	下游	上游	中游	下游
Panel v	2.0146 **	14.2707 *	23.6153 *	1.7009 **	0.1535	0.4804
Panel rho	-2.4014 *	-0.8018	0.1768	-1.4118 ***	-4.0343 *	-2.2604 **
Panel PP	-2.9636 *	-3.2486 *	-1.9522 **	-5.5961 *	-8.3062 *	-2.4154 *
Panel ADF	-2.8926 *	-3.3718 **	-2.2861 **	-6.2227 *	-8.4360 *	-2.2948 *
Group rho	-1.8997 **	-0.2893	0.7586	0.2349	-2.4283 *	-1.0532
Group PP	-3.5541 *	-2.7848 *	-1.7831 **	-6.3968 *	-7.0332 *	-1.9036 **
Group ADF	-3.5611 *	-2.8056 *	-4.0436 *	-6.0965 *	-7.0218 *	-1.7500 **

表 5 回归分析结果

统计量	因变量为 $\ln I_E$			因变量为 $\ln I_W$		
	上游	中游	下游	上游	中游	下游
系数	4.7640 *	4.3237 *	2.2107 *	0.1302 *	0.1547 *	0.1778 *
c	2.8950 *	1.8046 *	0.4755	-0.7438	0.5268 *	-0.5339 *

注:c 为常数项。

在方程回归分析中,回归系数均通过了 1% 的显著性检验。就长期发展趋势而言,长江流域上游、中游和下游地区的水资源利用每变动 1 个单位,经济社会的增长变化幅度均大于 1,分别为 4.7640、4.3237 和 2.2107 个单位,而经济社会发展每变动 1 个单位,水资源利用程度分别变化 0.1302、0.1547 和 0.1778 个单位。表明在长江流域经济社会发展与水资源利用关系中,水资源利用对经济社会发展的影响更大,其原因是长江流域水资源丰富的资源禀赋条件决定的。其中,上游和中游地区水资源利用对经济社会发展的影响明显大于下游地区,表明上游和中游地区水资源利用的潜力很大。长江流域水资源利用对经济社会发展的影响表现为上游地区最大、中游地区次之、下游地区最小,而经济社会发展对水资源利用的影响表现为下游地区最大、中游地区次之、上游地区最小。这是由于上游地区经济社会发展较中下游地区落后,可用于水利开发的投资有限,加上上游地区水资源开发利用成本高,因此

其经济社会发展对水资源利用的贡献程度相对较低。而中下游地区经济社会发展较快,水资源利用成本相对较低,因而经济社会发展对水资源利用的贡献程度相对较大。

在协整回归模型的基础上,利用公式(9)和(10)中的误差修正模型来反映变量间的 Granger 因果关系,结果见表 6。

由表 6 可知,在上游地区,长期调整系数 λ_1 、 λ_2 均显著为负,反向误差修正机制成立,表明经济社会发展和水资源利用之间存在长期双向因果关系。长期调整系数 λ_1 、 λ_2 反映了对变量偏离长期均衡关系的调整力度,其绝对值越大,从非均衡状态恢复到均衡的速度就会越快。在上游地区,当发生短期波动偏离长期均衡关系时,系统将以 -0.5377(-0.1400)个单位的自我修正速度进行反向调节,促使变量恢复到长期均衡状态。短期内,上游地区经济社会发展和水资源利用之间的因果关系系数均不显著。

在中游地区,长期调整系数 λ_2 在 1% 水平上显著为负,反向误差修正机制成立,表明中游地区经济社会发展对水资源利用存在长期影响,但长期调整系数 λ_1 未能通过显著性检验,因此,中游地区在长期内仅存在从经济社会发展到水资源利用的单向因果关系。表明经济社会发展与水资源利用之间的长

表 6 面板误差修正模型结果

自变量	因变量为 $\ln I_E$			因变量为 $\ln I_W$		
	上游	中游	下游	上游	中游	下游
$d(\ln I_E(-1))$	0.0366	0.0271	0.1224	0.0805	0.3921 *	0.5814 *
$d(\ln I_E(-2))$	0.1070	0.1159	0.0062	-0.0452	-0.1408	-0.3725 **
$d(\ln I_W(-1))$	0.2258	-0.0879	-0.1296	-0.3533 **	-0.2712	-0.3062 **
$d(\ln I_W(-2))$	0.4545 *	0.0442	-0.0670	-0.0343	0.1043	0.1697
$ECM(-1)$	-0.5377 *	-0.0288	-0.0253 *	-0.1400 ***	-0.5879 *	-0.0455
R^2	0.3100	0.1454	0.2206	0.2864	0.6377	0.4428
DW	2.1042	1.7750	2.1454	1.7198	2.0632	2.0521

注:-1、-2 分别表示滞后一期和两期。

期均衡关系对经济社会发展的偏离没有起到修正作用,但是对水资源利用的偏离起到了修正作用,当发生短期波动偏离长期均衡关系时,误差修正项会以-0.5879个单位的调整力度反向作用,促使水资源利用恢复到长期均衡状态。短期内,中游地区经济社会发展和水资源利用之间的因果关系系数均不显著。

在下游地区,长期调整系数 λ_1 在1%水平上显著为负,反向误差修正机制成立,但长期调整系数 λ_2 未能通过显著性检验,表明下游地区水资源利用对经济社会发展存在长期影响。因此,在长期内,下游地区仅存在从水资源利用到经济社会发展的单向因果关系。表明经济社会发展与水资源利用之间的长期均衡关系对水资源利用的偏离没有起到修正作用,但是对经济社会发展的偏离起到了修正作用,当发生短期波动偏离长期均衡关系时,误差修正项会以-0.0253个单位的调整力度反向作用,促使经济社会发展恢复到长期均衡状态。短期内,下游地区经济社会发展与水资源利用之间因果关系系数显著,而水资源利用和经济社会发展之间的因果关系系数不显著,表明从经济社会发展到水资源开发利用存在单向的因果关系。

长期内,上游地区经济社会发展和水资源利用之间的双向因果关系表明上游地区两者之间相比中下游地区存在更高的关联度。上游地区对经济社会发展偏离长期均衡的调整力度大于下游地区,表明在经济社会发展发生波动后上游地区的调整修正速度最快,且上游地区的水资源开发利用在经济社会发展中的影响程度要高于下游地区,所以应对经济社会发展波动的能力也较强。中游地区对水资源利用的调整力度大于上游地区,即中游地区的经济社会发展在水资源利用出现波动时的反映速度较快,可能与中游地区的经济基础优于上游地区有关。短期内,上游和中游地区经济社会发展和水资源利用之间的因果关系系数均不显著,这是因为上游和中游地区的经济社会发展和水资源利用之间的相互影响具有滞后效应,短期内一方的变化并不能使对方发生明显变化。而下游地区的经济社会综合发展水平高于中上游地区,且发展速度快,短期内水资源的开发利用将受到经济发展速度的影响,经济的短期快速增长会导致水资源需求的上升,进而加快水资源的开发利用。

3 结 论

a. 2000—2017年长江流域10省市的经济社会综合发展水平呈逐年增加的趋势,而水资源综合利用水平呈波动上升趋势。流域内地区之间经济社会综合发

展水平和水资源综合利用水平差异明显,中下游地区普遍高于上游地区。流域内水资源利用对经济社会发展的影响表现为上游地区最大、中游地区次之、下游地区最小,而经济社会发展对水资源利用的影响表现为下游地区最大、中游地区次之、上游地区最小。

b. 在长期关系中,长江流域仅上游地区存在经济社会发展和水资源利用之间的双向因果关系,两者互为对方变化的长期影响因素。中游地区仅存在从经济社会发展到水资源利用的单向因果关系,对水资源利用的调整力度而言,中游地区的调整力度大于上游地区。下游地区仅存在从水资源利用到经济社会发展的单向因果关系,对经济社会发展的调整力度而言,下游地区的调整力度小于上游地区。

c. 在短期关系中,长江流域仅下游地区存在从经济社会发展到水资源利用的单向因果关系。上游和中游地区的经济社会发展和水资源利用在短期内对对方的影响可能存在滞后效应,故不存在显著的短期因果关系。

参考文献:

[1] 钱文婧,贺灿飞. 中国水资源利用效率区域差异及影响因素研究[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(2): 54-60.

[2] 孙才志,赵良仕. 环境规制下的中国水资源利用环境技术效率测度及空间关联特征分析[J]. 经济地理,2013, 33(2):26-32.

[3] 王雅晴,冼超凡,欧阳志云. 基于灰水足迹的中国城市水资源可持续利用综合评价[J]. 生态学报,2021,41 (8):2983-2995.

[4] 吕越,陈忠清. 中国城市化、经济增长与氮排放的关系: 基于面板数据和 Granger 因果关系的实证研究[J]. 水土保持通报,2017,37(4):271-276.

[5] 李强,王洪川,胡鞍钢. 中国电力消费与经济增长:基于省际面板数据的因果分析[J]. 中国工业经济,2013, (9):19-30.

[6] GRANGER C W J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods [J]. Econometrica, 1969, 37(3):424-438.

[7] 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.

[8] 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.

[9] 乔旭宁,张婷,杨永菊,等. 渭干河流域生态系统服务的空间溢出及对居民福祉的影响[J]. 资源科学,2017,39 (3):533-544.

(下转第30页)

- [9] 何志鹏. 国际法治: 一个概念的界定[J]. 政法论坛, 2009, 27(4): 63-81.
- [10] 康晓. 逆全球化下的全球治理: 中国与全球气候治理转型[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2020.
- [11] 何志鹏. “一带一路”: 中国国际法治观的区域经济映射[J]. 环球法律评论, 2018, 40(1): 148-162.
- [12] 刘晓红. 论“一带一路”建设中的软法治理[J]. 东方法学, 2022(5): 100-115.
- [13] 吴永辉. 全球治理中国际软法的勃兴[J]. 国际经济法学刊, 2008, 15(1): 62-86.
- [14] 李浩培. 条约法概论[M]. 北京: 法律出版社, 2003.
- [15] 宋丽, 翁国民. 数字服务贸易规则的发展趋势及中国的因应之策: 以海南自贸港为视角[J]. 上海政法学院学报(法治论丛), 2021, 36(2): 46-56.
- [16] 何志鹏. 逆全球化潮流与国际软法的趋势[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2017, 70(4): 54-69.
- [17] 何志鹏, 孙璐. 国际软法何以可能: 一个以环境为视角的展开[J]. 当代法学, 2012, 26(1): 36-46.
- [18] 刘华. 以软法深化周边跨界河流合作治理[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2017, 19(4): 135-143.
- [19] 黄炎. 澜沧江-湄公河流域水资源国际合作的动因、基础与路径选择[J]. 国际法研究, 2019(2): 50-62.
- [20] 卢光盛, 段涛, 金珍. 澜湄合作的方向、路径与云南的参与[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2018.
- [21] 孔玥. 中国对湄公河国家经济外交研究(1992—2016)[D]. 昆明: 云南大学, 2018.
- [22] 陈思. 携手将澜湄水资源合作推向新高度[N]. 中国水利报, 2021-12-02(004).
- [23] 李克强. 在澜沧江-湄公河合作第三次领导人会议上的讲话[N]. 人民日报, 2020-08-25(003).
- [24] 李海川. 携手应对水旱灾害的大国担当[N]. 中国水利报, 2020-11-07(001).
- [25] 梁岱桐, 黄德凯. 澜沧江-湄公河合作框架下跨境水资源合作的作用及意义[J]. 东南亚纵横, 2021(2): 97-104.
- [26] 澜沧江-湄公河合作中国秘书处. 2018 年澜湄合作大事记. [EB/OL]. (2022-07-25). http://www.lmcchina.org/2021-02/26/content_41463036.htm
- [27] 黄汉文, 李昌文, 徐驰. 澜沧江-湄公河水资源合作的现实、挑战与方向[J]. 人民长江, 2021, 52(7): 88-94.
- [28] 王菡娟. 水利部部长李国英: 澜湄水资源合作进入“快车道”[N]. 人民政协报, 2021-12-09(006).
- [29] 卢光盛. 澜湄合作: 制度设计的逻辑与实践效果[J]. 当代世界, 2021(8): 48-52.
- [30] 王庆忠. 国际河流水资源治理及成效: 湄公河与莱茵河的比较研究[J]. 安徽广播电视大学学报, 2017(1): 9-13.
- [31] 李志斐. 中美博弈背景下的澜湄水资源安全问题研究[J]. 世界经济与政治, 2021(10): 130-155.
- [32] 尹君. 美国非政府组织参与湄公河流域国家社会治理的机制研究[J]. 南洋问题研究, 2019(3): 41-50.

(收稿日期: 2022-08-09 编辑: 陈玉国)

(上接第 16 页)

- [10] 刘柏君, 彭少明, 崔长勇. 新战略与规划工程下的黄河流域未来水资源配置格局研究[J]. 水资源与水工程学报, 2020, 31(2): 1-7.
- [11] 宋冬凌, 马悦. 黄河流域绿色水资源利用率与经济高质量发展耦合研究: 以河南省为例[J]. 生态经济, 2021, 37(5): 14-19.
- [12] 郑春喜. 辽河流域水资源现状与社会经济发展匹配程度研究[J]. 水利规划与设计, 2018(6): 1-3.
- [13] 杜鑫, 许东, 付晓, 等. 辽河流域辽宁段水环境演变与流域经济发展的关系[J]. 生态学报, 2015, 35(6): 1955-1960.
- [14] 周亮. 淮河流域经济发展的水资源环境支撑力研究[D]. 南京: 南京大学, 2015.
- [15] 王晓宇, 袁汝华. 长江经济带水资源开发利用与社会经济协调发展协调演进分析[J]. 软科学, 2021, 35(11): 106-114.
- [16] 王保乾, 严蕾. 长江经济带水足迹与经济高质量发展的脱钩效应[J]. 水利经济, 2022, 40(1): 6-12.
- [17] 李明, 赵茹昕, 王贵文, 等. 长江中下游流域降水分区及其气象干旱时间变化特征[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(12): 2719-2726.
- [18] 郭广芬, 杜良敏, 肖莺, 等. 长江流域夏季极端降水时空分布特征[J]. 干旱气象, 2021, 39(2): 235-243.
- [19] 汪克亮, 刘悦, 史利娟, 等. 长江经济带工业绿色水资源效率的时空分异与影响因素: 基于 EBM-Tobit 模型的两阶段分析[J]. 资源科学, 2017, 39(8): 1522-1534.
- [20] 黄长生, 周耘, 张胜男, 等. 长江流域地下水资源特征与开发利用现状[J]. 中国地质, 2021, 48(4): 979-1000.
- [21] 张全发, 苏荣辉, 江明喜, 等. 南水北调工程及其生态安全: 优先研究领域[J]. 长江流域资源与环境, 2007, (2): 217-221.
- [22] 杨胜苏, 张利国, 喻玲, 等. 湖南省社会经济与水资源利用协调发展演化[J]. 经济地理, 2020, 40(11): 86-94.

(收稿日期: 2022-08-22 编辑: 陈玉国)

