

长江经济带经济增长进程中的水资源 阻尼效应研究

沈晓梅^{1*}, 夏语欣², 姜明栋³, 许静茹⁴, 郑绍萱²

(1. 盐城工学院, 江苏盐城 224051; 2. 河海大学企业管理学院, 江苏常州 213022;
3. 北京大学环境科学与工程学院, 北京 100871; 4. 天津大学管理与经济学部, 天津 300072)

【摘要】 为量化2000—2016年长江经济带水资源消耗量对经济增长的约束程度, 本文在科布道格拉斯生产函数中加入水资源要素, 构建改进的Romer增长阻尼模型进行实证分析。结果显示: ①研究期内长江经济带水资源增长阻尼系数总体稳定, 水资源对经济增长的约束作用程度经历了明显的强弱变化; ②研究期内水资源增长阻尼显著降低并趋向平稳, 说明水资源对长江经济带经济增长的约束作用减弱并逐渐稳定; ③浙江、上海、江西等7个省份存在明显的水资源增长阻尼, 区域差异显著。由此, 本文建议: 长江经济带各省市应提升水资源利用效率, 同时加大资本投入、优化劳动力结构, 在区域协调发展方面可构建水权交易机制, 以期使长江经济带在水资源“大保护”约束下实现经济的持续发展。

【关键词】 水资源约束; 增长阻尼; Romer模型; 长江经济带

【中图分类号】 F205; F062.1

【文献标识码】 A

【文章编号】 1674-6252(2019)05-0067-07

【DOI】 10.16868/j.cnki.1674-6252.2019.05.067

引言

长江经济带是覆盖中国东、中、西部11个省份的高密度经济区, 被誉为“中国经济脊梁”, 其2016年生产总值达33.72万亿元, 占全国比重近50%, 且增速在全国平均水平之上, 显示出长江经济带的巨大发展潜力。然而, 随着经济的迅猛发展, 各类资源快速消耗对区域经济增长带来的约束效应也日益凸显, 成为提升经济增长质量过程中的重要问题^[1]。资源约束与社会经济发展间制约与促进关系并存, 因此, 实现资源和经济的协调发展、减弱资源对经济增长的约束力是推动可持续发展的重点所在^[2]。经济发展过程必然脱离不了水资源投入, 而水资源的稀缺性限制了其可消耗程度, 因此持续且过度地消耗水资源必将深刻影响经济发展的动力^[3]。然而, 部分学者研究发现, 水资源对经济社会发展的影响呈现为阻碍与促进的动态交替过程^[4]。由此可见, 经济社会能否可持续发展与水资源要素密切相关, 如何针对性地做出科学决策来实现水资源与经济的协调发展是长江经济带城市群所共同面临的问题。长江经济带经济增长正处于由“高速”向“高质量”发展的重要关口, “共抓大保护, 不搞大开发”的经济发展导向已成为共识。同时, 长江经济带各省市间经济发展水平存在显著差异, 水资源供给与利用必将受其影响。解决水资源的最优配置问题、推动区域经济协同发展将为长江经济带平衡充分发展提供动力。因此, 量化水资源消耗与经济增长的关

系将有助于探索在水资源“大保护”约束下实现经济一社会一生态的可持续发展路径, 对长江经济带各省份的经济发展具有重要的现实意义。

1 文献综述

理论界最早探讨资源环境和经济增长之间关系的研究主要运用到的工具为环境库兹涅茨曲线(EKC)。国外学者中, Grossman和Krueger最早用其分析经济增长与环境状况的联系^[5,6], Alper则据此推导出污染与收入之间的“倒U曲线”关系^[7]。由于国内资源环境问题的日益凸显, 一些学者开始尝试使用EKC来反映我国经济增长与资源环境之间的关系, 如郑易生等利用其讨论了实现环境保护质量与经济增长的正相关关系的有效途径^[8]。随着水资源问题的凸显, 越来越多的学者开始针对水资源消耗进行研究, 其与经济增长的关系亦为研究热点。

国内外学者主要从三个方面对水资源消耗与经济增长间的关系进行研究:

其一是对水资源消耗与经济增长脱钩或耦合等相关关系的研究。目前经济合作与发展组织(Organization for Economic Co-operation and Development, 简称OECD)所解释的“脱钩”概念应用最为广泛, 其认为脱钩是用于量化资源环境与经济增长的协调关系的方法^[9]; 而如何促进经济增长与水资源消耗达到脱钩, 进而实现区域全面协调可持

资助项目: 国家社会科学基金(16CZX001); 国家自然科学基金(41501126); 中国科学院创新实践训练计划(20184000907); 江苏社科应用研究精品工程课题(18SYB-045)。

作者简介: 沈晓梅(1972-), 女, 教授, 主要研究方向为宏观经济管理与可持续发展、环境规划与管理, E-mail: ycitsxm@163.com。

续发展是新时代我国经济社会发展进程中不可避免的重要问题^[10]。国内外学者在研究这一问题时运用较为广泛的方法是 Tapio 脱钩模型^[11]及耦合协调度模型^[12]。从研究方法来看, Khalid 结合生产函数量化经济增长与资源消耗间的相关关系及程度^[13]; 吴丹围绕中国经济发展与水资源利用的脱钩关系, 建立了时态分析模型对二者的脱钩态势进行实证检验^[14]; 刘惠敏则利用脱钩指数分析了 1979—2014 年中国东部地区 10 个省份的脱钩变化趋势^[15]。而耦合概念主要用于衡量两个或以上要素之间相互作用的现象^[16], 耦合协调度是为了测量系统或要素在发展过程中同步共进的度, 随后被引入资源经济学领域用来反映经济社会与资源环境间的协同关系^[17]。马力阳等构建系统耦合协调模型对水资源利用系统与乡村发展进行耦合度测算^[18], 喻笑勇等构建了水资源与经济社会发展程度评价指标体系^[19], 二者均利用耦合协调度模型研究各因素间协调发展关系, 体现出该方法具有较强的实用性。

其二是研究经济发展对水资源消耗的影响。Pearce 等认为随着城市的发展, 城市水生态环境逐步恶化, 并据此提出了一系列促进二者协调发展的策略^[20]。国内外学者中, Stoevener 运用投入产出模型进行水资源利用的效益成本分析^[21], 王成金等设计 TOPSIS 模型和 DEA-SBM 模型, 主要研究资源投入—经济效益—污染排放三者的关系^[22], 马海良等以城镇化进程为视角, 运用格兰杰检验方法探讨中国水资源利用效率与用水结构受城镇化水平的影响程度^[23]。

其三是水资源消耗对经济增长的约束作用。目前国内外对于量化水资源影响经济增长程度的研究尚少, 且覆盖范围较为狭窄。国外学者中, Brown 认为中国经济发展在受到水资源约束的情况下也将影响世界粮食安全^[24]; Badeeb 及 Bruvoll 主要运用动态 CGE 模型, 量化环境约束的影响^[25,26]。王永坤等利用改进后的大卫·罗默生产函数, 用劳动效率变化反映要素替代弹性, 构建阻尼模型, 量化了资源约束对北京经济增长影响程度^[27]。

综上所述, 目前在水资源与经济增长方面的研究大多集中在前两方面。在资源消耗对经济增长约束作用方面, 虽有一些学者开始尝试利用新的模型和方法进行量化测算, 但已有研究主要针对土地资源以及化石能源消耗的约束作用, 鲜有针对水资源的研究。基于此, 本文立足于长江经济带水资源约束问题, 综合考虑水资源消耗总量及水资源消耗结构, 利用 Romer 增长阻尼模型和改进的生产函数量化分析长江经济带水资源消耗对经济增长的影响及影响程度, 以获悉水资源消耗和经济增长间的内在联系, 以此为长江经济带实现水资源“大保护”约束下的经济发展提出针对性的政策建议。

2 研究方法

2.1 水资源增长阻尼模型构建

“阻尼”由学者 Nordhaus 引入经济学领域, 将自然资源与索洛增长模型结合, 建立了存在资源约束和不存在资

源约束的经济模型, 用以描述资源消耗对经济增长的约束作用^[28]。新增长理论认为, 水资源对经济增长约束作用的实现路径是由水资源不足或者水资源过度利用等情况导致人均水资源利用率受到限制, 从而出现经济增长速度和产业转型速度低于没有水资源约束时的情况, 而其速度降低程度即为增长阻尼或增长尾效^[29]。本文引用美国经济学家 Romer 于 2001 年提出的环境约束下的经济增长模型, 在生产函数中加入水资源要素。当存在水资源约束的限制时, $W(t_1)=nW(t)$, 即指水资源随着劳动力的增长而同比增长。上式中, n 为劳动力增长率, $W(t)$ 、 $W(t_1)$ 分别指第 t 年和第 t_1 年的水资源投入量。以上假设改变原模型假设中水资源长期不变的情况, 构建出水资源对经济增长的阻尼模型:

$$Y(t)=K(t)^{\alpha}W(t)^{\beta}[A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

式中, $Y(t)$ 为第 t 年的产出; $K(t)$ 、 $W(t)$ 、 $A(t)$ 及 $L(t)$ 分别为第 t 年的资本投入、水资源投入、技术进步及劳动投入。 α 为资本产出弹性; β 为水资源产出弹性, 且 α 、 $\beta>0$, $\alpha+\beta<1$ 。对 (1) 式两边取对数可得式 (2):

$$\ln Y(t)=\alpha \ln K(t)+\beta \ln W(t)+(1-\alpha-\beta)[\ln A(t)+\ln L(t)] \quad (2)$$

变量的对数对时间的导数为该变量的增长率, 因此对式 (2) 左右求导, 同时视经济增长处于平衡路径上时的产出增长率等于资本增长率。计算水资源约束存在与不存在时的单位劳动力产出增长率分别如式 (3)、式 (4) 所示:

$$g_{Y/L}^{bgp}(t)=\frac{\beta g_W(t)+(1-\alpha-\beta)g_A(t)-\beta g_L(t)}{1-\alpha} \quad (3)$$

$$\tilde{g}_{Y/L}^{bgp}(t)=\frac{\beta \tilde{g}_W(t)+(1-\alpha-\beta)g_A(t)-\beta g_L(t)}{1-\alpha} \quad (4)$$

式中, $g_W(t)$ 、 $g_A(t)$ 、 $g_L(t)$ 分别表示相应要素的增长率。根据增长阻尼定义可知, 单位劳动力产出增长率在水资源受约束与不受约束两种情况下的差值为水资源约束产生的阻碍效应大小, 即上述公式 (3) - 公式 (4)。在平衡增长路径下, 令 $\tilde{g}_W(t)=g_L(t)=n$, $g_W(t)=w \geq 0$, 可得水资源增长阻尼系数测算公式为:

$$Z=\frac{\beta(n-w)}{1-\alpha} \quad (5)$$

式中, Z 即为水资源约束而产生的增长阻尼; w 为水资源投入增长率。由公式推导结果可知, 水资源增长阻尼与资本产出弹性、水资源产出弹性和劳动生产率正相关, 而在水资源投入增长率负相关。此外, 对于劳动力增长率 n 和水资源投入增长率 w 的计算, 借鉴米国芳^[30]等的方法, 计算公式如式 (6)、式 (7) 所示:

$$Y_0(n+1)^{t-1}=Y_t \quad (6)$$

$$Y_0(w+1)^{t-1}=Y_t \quad (7)$$

式中, Y_0 为基期该变量的值; Y_t 为末期该变量的数值;

$t-1$ 为增长期。

2.2 数据来源与说明

论文所需数据包括长江经济带 2000—2016 年 11 个省市的相关指标,以及资本投入、劳动力投入以及三次产业的经济产出和水资源消耗情况,具体指标选取和数据来源如下:

长江经济带总产出指标(Y)采用国内生产总值(GDP)表示。数据均来自 2001—2017 年《中国统计年鉴》,并调整至以 2000 年作为基期,从而消除价格因素对数据造成的影响。

资本投入指标(L)用固定资产投资存量表示。由于本文采用的改进的 C-D 生产函数中资本使用量应当使用资本存量衡量,而相关统计年鉴公布的资本投入数据均属于流量而非存量。鉴于此,本文采用永续盘存法估算资本存量,方法如式(9)所示:

$$K(t) = I(t) + (1 - \delta)K(t-1) \quad (9)$$

式中, $K(t)$ 、 $K(t-1)$ 分别为 t 期及 $t-1$ 期期末资本存量; $I(t)$ 为 t 期投资额; δ 为折旧率。数据来源于《中国统计年鉴》及各省统计年鉴,并以 2000 年为基期进行了调整。

劳动投入指标(L)及水资源投入指标(W)分别采用各地区全社会就业人口数和总用水量表示,数据来源于《中国统计年鉴》及各省统计年鉴、水资源公报。对于劳动投入指标,统计年鉴中的数据多为年底就业人数,无法完全代替一年的均值。因此,本文参考熊立春等的做法,取各年就业人口数的中间值^[31],可减少采取年底数时带来的误差。具体方法如式(10)所示:

$$L(t) = \frac{L(t'_0) + L(t'_1)}{2} \quad (10)$$

式中, $L(t)$ 为第 t 年劳动投入量。 $L(t'_0)$ 、 $L(t'_1)$ 分别为上年及该年年末各地区全社会就业人口数。

3 阻尼效应分析

3.1 整体回归分析

本文首先对资本产出弹性 α 以及水资源产出弹性 β 进行

测算,从而计算水资源增长阻尼。对模型整体进行最小二乘估计后的结果如式(11)所示:

$$Y(t) = K(t)^{0.689} + W^{0.193} + [A(t)L(t)]^{0.156} \quad (11)$$

即 $\alpha=0.689$, $\beta=0.193$, $R^2=0.996$, $DW=0.345$ 。计算发现,模型 DW 值 0.345 远小于 2.000,可能存在多重共线性。对模型进行多重共线性检验后的输出结果如表 1 所示,可见水资源投入的变异系数值高于 10% 的显著性水平。此情况说明所选指标之间存在着多重共线性,最小二乘估计不适用。因此,本文采取岭回归分析法作回归测算。岭回归是一种牺牲回归的部分无偏性而达到有效减少均方误差目的的估计方法,有助于得到精度更高且更为稳定的模型,缓解方程的多重共线性^[32]。

表 1 多重共线性检验结果

变量	变异系数	方差膨胀因子检测值
资本投入	0.000	493.885
水资源投入	0.111	102 876.632
劳动投入	0.057	946 19.925

本文利用省际面板数据使用岭回归法对数据进行回归处理后的结果如表 2 所示,可见各系数均通过显著性检验。模型拟合优度为 98.1%, F 检验值为 280.368,在 5% 的显著性水平下显著,回归结果可靠^[31]。此外,资本产出弹性系数为 0.452,水资源产出弹性系数为 0.232,从而计算得出长江经济带 2000—2016 年平均水资源增长阻尼系数约为 0.15% (表 3)。该数据表明长江经济带的经济增长速度由于水资源的约束作用使得经济增速比没有水资源约束的情形降低了 0.15%。

表 2 岭回归结果

变量	系数	t 检验值	伴随概率
资本投入	0.452	13.414	0.000
劳动投入	0.288	7.542	0.000
水资源投入	0.232	5.122	0.000

表 3 2000—2016 年长江经济带年均水资源增长阻尼

名称	资本产出弹性(α)	水资源产出弹性(β)	有效劳动弹性系数	劳动力增长率(n)	水资源投入增长率(w)	水资源增长阻尼(Z)
数值	0.452	0.232	0.288	1.435%	1.081%	0.150%

3.2 时间序列演变

根据研究期内长江经济带 11 个省份各指标的数据,得出 2001—2016 年的劳动力增长率及水资源增长率,并以此计算各年度水资源增长阻尼系数(表 4)。从表 4 反映的水资源增长阻尼系数逐年变化情况来看,2003 年之前,长江经济带经济增长受水资源约束是显著的;在 2004 年经历了一次跌落后基本稳定在 -1 至 1 之间,处于中间水平。

这种现象与劳动力增长率和水资源投入增长率的协调性有关:2005—2013 年长江经济带 11 个省份的平均劳动力增长率是全研究期的 5.75 倍,水资源投入增长率则是全研究期的 7.62 倍;而 2001—2004 年及 2014—2016 年的阻尼数值波动较大,其中 2001 年、2014 年的增长阻尼数值处于峰值。

表4 2001—2016年各年水资源增长阻尼系数变化情况

年份	水资源增长阻尼系数	年份	水资源增长阻尼系数
2001	2.139%	2009	-0.397%
2002	1.373%	2010	-0.009%
2003	1.791%	2011	-0.055%
2004	-2.863%	2012	0.487%
2005	-0.068%	2013	-0.450%
2006	-0.718%	2014	1.175%
2007	-0.030%	2015	0.412%
2008	-0.144%	2016	-0.414%

将研究期等分为前期（2001—2008年）和后期（2009—2016年）两阶段，测算各阶段的水资源增长阻尼系数分别为0.125%和0.034%。由表5可以发现，从前期到后期资本产出弹性明显降低，劳动力增长率和水资源投入增长率的差值有所减少，水资源产出弹性也下降了较大幅度，进而导致了水资源增长阻尼显著降低。由此可见，在研究期内长江经济带经济增长受水资源的约束效用减弱主要是由劳动力增长与水资源投入的协调度改善所贡献的，而在如何降低资本产出弹性、发展集约型经济方面仍有进一步发展的空间。

表5 2001—2008年、2009—2016年水资源增长阻尼

名称 年份	资本产出弹性 (α)	水资源产出弹性 (β)	有效劳动弹性系数	劳动力增长率 (n)	水资源投入增长率 (w)	水资源增长阻尼 (Z)
2001—2008	0.602	0.208	0.181	1.007%	0.768%	0.125%
2009—2016	0.433	0.114	0.432	0.347%	0.176%	0.034%

为进一步反映水资源约束对经济增长的影响，将2000—2016年水资源增长阻尼系数的变化与经济增长率的变化进行比较（图1）。从图1来看，水资源增长阻尼系数于2005—2012年最为稳定，基本上与经济增长呈反向变化，从总体来看水资源对经济增长的约束作用程度经历了较为明显的强弱变化。研究期内，在2009—2010年、2012—2013年、2014—2016年三个时间段期间经济增长率与水资源增长阻尼系数呈现正向变化的情况。究其原因发现，2009—2010年国家经济形势明显好转，尤其金融经济取得高速发展，逐步触底复苏，此阶段水资源对经济的约束作用不明显。2010年开始，经济增长率降低、驱动力不足导致水资源阻尼出现明显波动，在2012年及2014年呈现小的峰值。而后水资源约束在促进开发“长江黄金水道”、2014年“长江经济带战略”等政府多项政策的支持下有所缓解，因此出现了经济增长率与水资源阻尼同步变化的情况。其余时间段水资源对经济增长均显示出阻碍作用。值得注意

的是，2004年水资源增长阻尼系数出现了较大幅度的下降，经济增长受水资源约束有所减弱。而2002年通过的《中华人民共和国水法》，对国家治水方针进行了修订。因此可以认为，在积极的政策导向下，水环境改善成效于2004年有了显著体现。同时，从经济增长层面来看，2004年之前我国为缓解通货紧缩对经济发展的不利影响，长期放松货币政策与财政政策，使得国民经济取得较快发展。因此，经济增长率保持上升态势，至2004年达到峰值，从而出现了低阻尼情况。2004年之后的水资源阻尼系数波动减缓，且在2014年后经济增速有明显回升，同时水资源阻尼呈下降趋势。究其原因不难发现，2014年底开始，《水污染防治行动计划》的实施被提上日程，其影响范围逐步扩大。在该政策的指导下，各地对污染物排放的控制力度不断增强，因此水资源利用效率得到显著提高，水资源在各区域、各产业间的配置趋向合理。综上可见，长江经济带水资源对经济增长的影响呈现阻碍和促进交替作用的动态过程。从

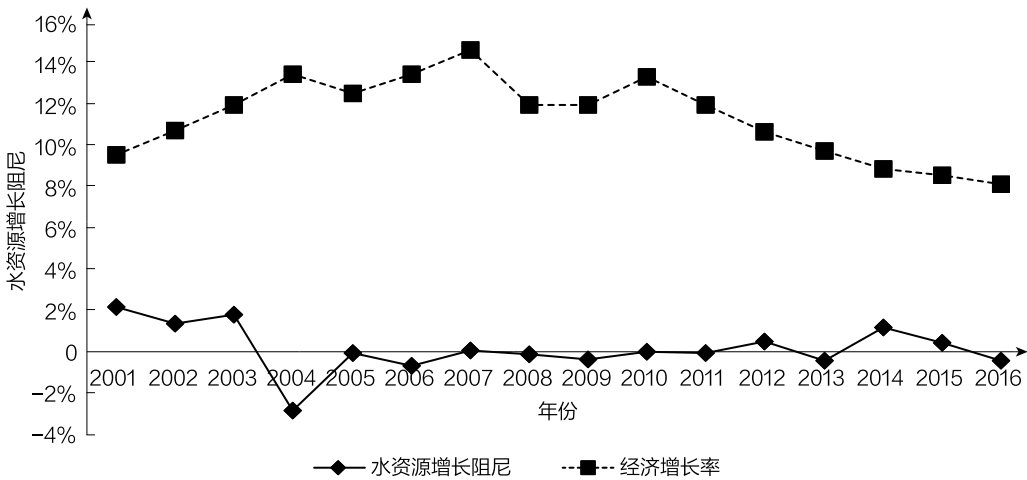


图1 2001—2016年经济增长与水资源增长阻尼系数对比

总体来看，在研究期内长江经济带水资源增长阻尼系数有降低的趋势，显示了长江经济带建设的成效以及水资源对经济发展约束力逐步减弱的良好前景。

3.3 空间特征探讨

2001—2016 年长江经济带省际水资源增长阻尼系数以及其他各要素的弹性系数结果如表 6 所示。不难发现，在研究期内长江经济带 11 个省份中有 7 个省（市）存在明显的水资源增长阻尼，按阻尼大小排序如下：浙江（0.679%）、上海（0.402%）、江西（0.397%）、湖北（0.326%）、云南（0.126%）、湖南（0.108%）和江苏（0.075%）；其中 4 个省份水资源增长阻尼系数超过了 0.150%。

表 6 2001—2016 年分省市水资源增长阻尼系数

省份	资本产出弹性 (α)	水资源产出弹性 (β)	有效劳动弹性系数	劳动力增长率 (n)	水资源投入增长率 (w)	水资源增长阻尼 (Z)
上海	0.524	0.042	0.428	4.150%	-0.407%	0.402%
江苏	0.562	-0.059	0.393	1.079%	1.633%	0.075%
浙江	0.575	0.103	0.283	2.084%	-0.717%	0.679%
安徽	0.450	0.141	0.377	1.589%	3.161%	-0.403%
江西	0.493	0.117	0.361	2.474%	0.753%	0.397%
湖北	0.603	0.128	0.258	1.271%	0.261%	0.326%
湖南	0.666	0.074	0.226	0.693%	0.207%	0.108%
重庆	0.594	0.258	0.249	0.231%	1.989%	-1.117%
四川	0.424	0.162	0.389	1.525%	1.564%	-0.011%
贵州	0.827	0.064	-0.111	0.142%	3.578%	-1.271%
云南	0.486	0.052	0.434	1.655%	0.411%	0.126%

其中江苏的水资源产出弹性为负值，出现这种现象的原因之一是江苏经济较为发达，出现用水量随经济增长而降低的趋势。对于水资源增长阻尼最高的浙江省来说，劳动力增长率（2.084%）显著高于水资源增长率（-0.717%）是造成其增长阻尼过高的主要原因。此外，产出弹性对各省份的阻尼系数亦产生了影响。具有代表性的省市为湖南、湖北，两个省份的资本产出弹性（0.666、0.603）明显高于大多数省市，以至于其增长阻尼受劳动力增长率与水资源增长率的影响不显著，但是其增长阻尼依旧较高。而

反观资本产出弹性最高的贵州（0.827），其劳动力增长率（0.142%）显著低于水资源增长率（3.578%），使得其增长阻尼系数最小，经济增长几乎不受水资源约束。在水资源增长阻尼系数为负数的四个省市中，重庆和安徽的情况与贵州类似，劳动力增长率显著低于水资源增长率。作为传统农业大省，两省近年来也在不断推进实施工业强省战略，努力向新型工业化发展，而在转型过程中水资源用量也随之增长。因此，虽然“十二五”期间绿色发展和新型城镇化成果显著，导致 2010 年之后用水量呈缩减趋势，但较基期相比，2016 年的用水量增幅较大；此外，长江经济带各省份资本产出弹性均明显大于水资源产出弹性，其中江苏省的水资源产出弹性甚至为负值。由此表明长江经济带的经济发展对资本和技术的依赖性有所提升。

4 结论与建议

4.1 研究结论

本文基于改进的 C-D 生产函数并结合 Romer 阻尼模型，利用 2000—2016 年长江经济带各省市生产总值、资本存量、从业人数和水资源投入量等数据，对长江经济带水资源增长阻尼进行了时间和空间两个层面的探讨，研究得出结论如下：

（1）2000—2016 年，长江经济带经济增长受水资源约束作用显著。在受到水资源约束的情况下，经济增长速度比不受约束时降低了 0.15%。从水资源阻尼形成原因来看，较高的资本弹性系数及劳动力增长率与水资源增长投入增长率间的过大差距是水资源对经济增长的约束效用为正的主要原因。

（2）从水资源增长阻尼变化的时间差异来看，研究期内水资源对长江经济带经济增长的影响呈现约束和促进作用交替进行的动态过程，以约束作用为主；2003 年之前水资源对长江经济带经济增长的约束作用较高，峰值达到 2.139%，而之后水资源对经济增长的约束作用显著降低，基本稳定在 0 附近，仅有微弱波动。此外，研究期前半段的水资源增长阻尼值为 0.125%，后半段降至 0.034%。此结果

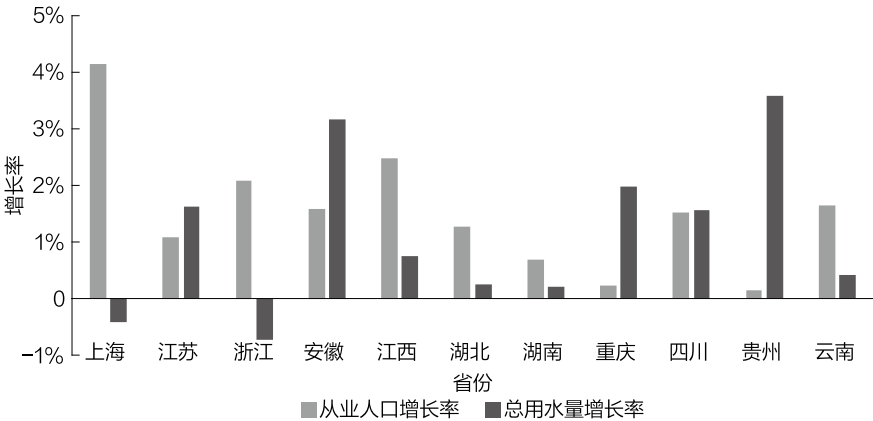


图 2 各省市从业人口增长率与总用水量增长率对比

表明,长江经济带经济增长受水资源的约束作用依旧是正向的,但从整体来看有减弱的趋势,主要原因是水资源产出弹性系数降低和劳动力增长与水资源投入协调度的明显改善。因此,促进水资源的高效利用以降低经济增长对水资源的依赖程度并促进劳动力投入与水资源投入的协调性是减弱约束效应的有效措施。

(3) 从水资源增长阻尼分布的空间差异来看,各省份经济增长受水资源约束的程度及影响因素存在显著不同。安徽、重庆、四川及贵州水资源阻尼为负,经济增长受到水资源的促进作用。其他7个省份的水资源阻尼为正,经济增长受到水资源的约束作用。就原因而言,浙江、上海、江西和云南4个省份由于劳动力增长率与水资源增长率不协调使得水资源约束显著;湖北和湖南两省的资本产出弹性过大、江西省的水资源产出弹性为负数使得水资源阻尼系数较大,反映经济增长受水资源约束程度高。因此,水资源对长江经济带经济增长的约束作用在作用程度和形成原因上均具有显著空间差异,实现长江经济带各省份间的协调发展依然有较大空间。劳动力增长率与水资源增长率的协调性有待提高,而对资本投入的依赖性亟须进一步减弱。

4.2 政策建议

为了响应政府在长江经济带发展问题上坚持的“生态优先”“共抓大保护”原则,促进经济持续健康发展及水环境改善,本文结合研究结论和“长江大保护”的实现条件提出以下针对性建议,以期促进区域间、省(区、市)间在降低水资源约束、促进经济高效增长方面的协同发展。

(1) 提升水资源利用效率,降低水资源产出弹性。首先,发展新型作业技术和节水技术,完善各地区农田灌溉及排水系统,从技术和硬件设施方面入手推动水资源利用效率的提升。其次,当前我国缺水问题由水量性缺水和水质性缺水共同构成,在关注水资源使用量约束的同时,水质性缺水问题的缓解亦会减弱水资源的供需矛盾。各省份应加强对农工业用水污染情况的监督及生活污水的治理。

(2) 优化劳动力结构,提高就业人员质量。首先,加大高新技术人才和高层次创新人才的培养和引入力度,完善就业政策和创新激励机制。其次,各省份应进一步优化高校和科研院所等创新要素,以促进劳动力资源在各产业间的合理配置及产学研协同发展。

(3) 加大资本投入,强化技术支撑。根据各地产业发展情况合理安排资本投入并积极引导资本向发展现代化农业、高新技术等领域流动,对经济相对不发达地区给予生态补偿。其次,各省份应高度重视核心技术的发展。由科技部门牵头引导,重点研发先进农田灌溉及疏浚技术、可利用水资源开发技术、污水废水净化处理和其他前沿技术。

(4) 加强区域间合作,构建跨省水权市场交易机制。实现“长江大保护”的关键条件是要打破各区域“各自为政”的现状,构建水权交易机制便是调控区域经济—生态差异的重要手段之一。各省份水行政主管部门应协调推进,以水资源需求量为基础合理分配水权,发挥市场机制作用,

缓解用水需求大的区域的缺水问题,促进长江经济带区域间平衡发展,经济—社会—生态系统充分发展。

5 总结与展望

经济增长脱离不了水资源投入,因此在水资源稀缺的情况下量化其对经济增长的约束效应并分析约束力形成的原因对促进经济绿色可持续发展具有重要意义。本文将水资源要素纳入科布道格拉斯生产函数,结合Romer阻尼模型探讨了长江经济带11个省份经济增长受水资源的约束程度。然而,本研究仍存在以下局限:其一,在研究方法层面,本文以科布道格拉斯生产函数为基础,采用国内学者的常用做法,用劳动投入与技术进步的乘积表示有效劳动,进而探讨水资源消耗对经济增长的阻尼效应,但该方法在解释内生性问题时仍存在一定的缺陷,因此本文使用的理论模型还有进一步优化的空间。其二,在研究对象层面,本文主要从整体和区域层面考虑水资源约束下的经济增长阻尼效应,而若针对不同产业的情况展开探讨则具有更大的指导意义。针对本文研究的局限性,从研究方法改进、研究对象细化等层面进一步探讨水资源高效利用与经济高质量发展的“双赢”路径将成为今后的研究方向。

参考文献

- [1] 秦腾,章恒全,佟金萍,等.长江经济带城镇化进程中的水资源约束效应分析[J].中国人口·资源与环境,2018,28(3):39-45.
- [2] 华坚,张瑶瑶,王丹,等.西北五省水资源消耗对经济增长的影响[J].水利经济,2018,36(4):1-6.
- [3] 赵亚莉.长三角地区城市建设用地扩展的水资源约束[J].中国人口·资源与环境,2016,26(5):123-128.
- [4] 赵敏娟,刘羿瑶.水资源多目标协同配置:全价值基础上的框架研究[J].中国环境管理,2018,10(5):8-14.
- [5] KUZNETS S. Economic growth and income inequality[J]. The American economic review, 1955, 45(1): 1-28.
- [6] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement[R]. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 3914. Cambridge MA: NBER, 1991.
- [7] ALPER A, ONUR G. Environmental Kuznets curve hypothesis for sub-elements of the carbon emissions in China[J]. Natural hazards, 2016, 82(2): 1327-1340.
- [8] 郑易生. 环境与经济双赢乌托邦的误区与现实选择[J]. 中国人口·资源与环境, 2000, 10(3): 112-114.
- [9] DIZDAROGLU D. Developing micro-level urban ecosystem indicators for sustainability assessment[J]. Environmental impact assessment review, 2015, 54: 119-124.
- [10] 于忠华,孙瑞玲,李宗尧. 资源环境约束下南京城市发展质量评价[J]. 中国环境管理, 2018, 10(2): 56-61.
- [11] TAPIO P. Towards a theory of decoupling: degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 2001[J]. Transport policy, 2005, 12(2): 137-151.
- [12] 刘耀彬,李仁东,宋学锋. 中国城市化与生态环境耦合度分析[J]. 自然资源学报, 2005, 20(1): 105-112.
- [13] AHMED K, MAHALIK M K, SHAHBAZ M. Dynamics between economic growth, labor, capital and natural resource abundance in Iran: an application of the combined cointegration approach[J].

- Resources policy, 2016, 49: 213-221.
- [14] 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.
- [15] 刘惠敏. 中国经济增长与能源消耗的脱钩——东部地区的时空分异研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(12): 157-163.
- [16] 于洪雁, 刘继生. 供给侧改革背景下的黑龙江省旅游需求和旅游供给耦合协调发展 [J]. 地理科学, 2017, 37(9): 1374-1381.
- [17] 魏金义, 祁春节. 农业技术进步与要素禀赋的耦合协调度测算 [J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(1): 90-96.
- [18] 马力阳, 罗其友, 李同昇, 等. 半干旱区水资源—乡村发展耦合协调评价与实证研究——以通辽市为例 [J]. 经济地理, 2017, 37(9): 152-159.
- [19] 喻笑勇, 张利平, 陈心池, 等. 湖北省水资源与社会经济耦合协调发展分析 [J]. 长江流域资源与环境, 2018, 27(4): 809-817.
- [20] PEARCE D W, TURNER R K. Economics of Natural Resources and the Environment[M]. New York: Harvester Wheatsheaf, 1990: 215-289.
- [21] STOEVENER H H, CASTLE E N. Input-output models and benefit-cost analysis in water resources research[J]. Journal of farm economics, 1965, 47(5): 1572-1599.
- [22] 王成金, 杨威, 许旭, 等. 工业经济发展的资源环境效率评价方法与实证——以广东和广西为例 [J]. 自然资源学报, 2011, 26(1): 97-109.
- [23] 马海良, 徐佳, 王普查. 中国城镇化进程中的水资源利用研究 [J]. 资源科学, 2014, 36(2): 334-341.
- [24] BROWN L R, HALWEIL B. China's water shortage could shake world food security[J]. World watch, 1998, 11(4): 10-16.
- [25] BADEEB R A, LEAN H H, CLARK J. The evolution of the natural resource curse thesis: a critical literature survey[J]. Resources policy, 2017, 51: 123-134.
- [26] BRUVOLL A, GLOMSRØD S, VENNEMO H. Environmental drag: evidence from Norway[J]. Ecological economics, 1999, 30(2): 235-249.
- [27] 万永坤, 董锁成, 王隽妮, 等. 北京市水土资源对经济增长的阻尼效应研究 [J]. 资源科学, 2012, 34(3): 475-480.
- [28] NORDHAUS W D, STAVINS R N, WEITZMAN M L. Lethal model 2: the limits to growth revisited[J]. Brookings papers on economic activity, 1992, 1992(2): 1-59.
- [29] 曹雪, 金晓斌, 周寅康. 资源环境对南京市经济发展的“增长阻尼” [J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(3): 558-561.
- [30] 米国芳, 长青. 能源结构和碳排放约束下中国经济增长“尾效”研究 [J]. 干旱区资源与环境, 2017, 31(2): 50-55.
- [31] 熊立春, 程宝栋. 财政分权、从业人口与产业结构优化——基于京津冀地区的实证分析 [J]. 管理现代化, 2018, 38(3): 31-34.
- [32] BIN J, AI F F, LIU N, et al. Supervised principal components: a new method for multivariate spectral analysis[J]. Journal of chemometrics, 2013, 27(12): 457-465.
- [33] 马海良, 施陈玲, 王蕾. 城镇化进程中的江苏水资源承载力研究——基于组合赋权和升半 Γ 型分布函数 [J]. 长江流域资源与环境, 2016, 25(11): 1697-1703.

Damping Effect of Economic Growth in Yangtze River Economic Belt Under Water Resources Constraint

SHEN Xiaomei^{1*}, XIA Yuxin², JIANG Mingdong³, XU Jingru⁴, ZHENG Shaoxuan²

(1.Yancheng Institute of Technology, Yancheng 224051, China; 2. School of Business Administration, Hohai University, Changzhou 213022, China; 3. College of Environment Science and Engineering, Peking University, Beijing 100871, China; 4.College of Management and Economics, Tianjin University, Tianjin 300072, China)

Abstract: In order to quantify the constraint degree of water resource consumption against economic growth in the Yangtze River Economic Belt from 2000 to 2016, this study make empirical analysis after constructing an improved Romer growth damping model by adding water resource element into the Cobb Douglas production function. The results show that the damping coefficient of water resource growth is generally stable in the Yangtze River Economic Zone, while the degree of influence fluctuates significantly during the study period. During the research period, the water resources growth damping has decreased significantly and tended to be stable, indicating that the restraint effect of water resources on the economic growth of the Yangtze River Economic Belt has weakened and gradually stabilized. There are obvious water resources growth damping in seven provinces and cities, such as Zhejiang, Shanghai and Jiangxi, with significant regional differences. The finding suggests that the provinces in the Yangtze River Economic Belt should improve the efficiency of water resource utilization, increase capital investment and optimize the labor structure. In the area of regional coordinated development, water rights trading mechanism can be established to achieve sustainable economic development under the restraint of the Great Protection of water resource in the Yangtze River Economic Belt.

Keywords: water resource constraint; growth damping; Romer model; Yangtze River Economic Belt