

长江经济带新型城镇化对水资源与经济协调发展的影响

田泽,徐志鹏,任阳军

(河海大学商学院,江苏南京 211100)

摘要:水资源刚性约束条件的背景下,把握新型城镇化建设机遇,促进水资源与经济协调发展具有重要意义。基于长江经济带2007—2020年省级面板数据,综合利用耦合协调度模型、中介模型以及空间计量模型探究新型城镇化对水资源与经济协调发展的影响以及用水效率的中介效应。结果显示:新型城镇化对地区水资源与经济协调发展具有促进作用,用水效率在其中起到中介作用;新型城镇化的促进作用存在空间溢出性。据此提出扎实推进新型城镇化建设、稳步推动用水效率提升、强化地区联系、推动区域协同发展等政策建议。

关键词:新型城镇化;用水效率;水资源与经济协调发展;中介效应;空间计量模型;长江经济带

中图分类号:F205

文献标志码:A

文章编号:1003-9511(2022)05-0014-09

随着我国经济社会快速发展,人民群众在生产、生活中的用水需求不断扩大,对水质的要求不断提升。与此同时,现阶段我国水资源仍存在着分布不均、总体短缺、过度开发、污染严重等问题,在我国生态文明建设乃至社会主义现代化进程中,水资源逐渐成为刚性约束。水资源压力在长江经济带发展过程中尤为明显,生态环境部2017年发布的《长江经济带生态环境保护规划》显示,长江每年接纳废水量占全国的三分之一,各种水资源污染物排放强度是全国平均的1.5倍以上。水生态问题严重阻碍区域发展,如何协调好长江经济带水资源与经济的关系,做到既保证经济发展又改善水资源环境成为重要话题。

城镇化是指人口、资源从分散向城市集中的过程,是社会发展的趋势,是实现经济社会发展、实现共同富裕的重要途径。党和政府高度重视我国城镇化发展,2005年十六届五中全会首次将新型城镇化建设提高到国家战略层面,随后我国新型城镇化建设不断得到扩展和深化。根据《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》的要求,我国新型城镇化应是绿色的、智慧的、人文的,要求在城镇化过程中摒弃粗放式的发展模式,实现资源节约集约、生态宜居、和谐发展。落实到水资源与经济当中就是要求一方面对水资源的集中采排、节约用水、污染治理,另一

方面推动技术进步、产业优化、结构升级、保障农村发展,这与我国现阶段水资源与经济协调发展的要求一致。随着长江大保护战略的推进,长江经济带城镇化发展进入新的阶段,研究长江经济带新型城镇化对水资源与经济协调发展的促进作用为缓解区域水资源与经济发展紧张关系提供重要的理论和现实意义。

1 文献综述

现有研究对城镇化、水资源与经济协调发展展开多方面讨论,主要集中于分析城镇化与经济发展的关系、城镇化与水资源的关系以及水资源与经济协调发展方面。

国内外学者认识到城镇化与经济发展可能存在的相关性,Bakirtas等^[1]指出新兴市场国家城市化和经济增长之间存在正向的因果关系;朱孔来等^[2]建立反映我国城镇化水平和经济增长动态关系VAR模型,结果显示我国的城镇化发展有助于维持经济增长;Liddle等^[3]的异质性因果关系检验结果显示城市化导致高收入国家的经济增长,而在以非洲国家为主的低收入国家城市化对经济增长具有负面的因果效应。在作用机理方面,孙叶飞等^[4]提出我国的新型城镇化通过“选择效应”优化产业结构、提升企业生产率,促进经济增长;姜安印等^[5]基于

基金项目:中央高校基本科研业务费专项(B220207035,B210207018)

作者简介:田泽(1964—),男,教授,博士,主要从事低碳经济政策、环境科学与资源利用研究。E-mail:tianze21@126.com

双重差分分析,提出我国新型城镇化主要通过提高城市全要素生产率促进经济发展。

城镇化与水资源环境的关系更为复杂,张胜武等^[6]指出在我国干旱地区,城镇人口快速增加、社会化服务水平较低、产业结构不合理的城镇化导致水资源压力增大;马海良等^[7]研究发现我国城镇化率是全国用水总量和水资源利用效率的格兰杰因,且城镇化发展既提升水资源综合利用效率又增大总用水量;章恒全等^[8]提出在我国城镇化过程中人口数量增加、人口集中分布、经济发展扩大水资源消耗,而产业结构升级和技术进步抑制水资源消耗;阚大学等^[9]通过对我国城镇化与水足迹研究提出城镇化带来的要素集聚效应、技术进步效应和人力资本积累效应提高用水效率,从而减少水资源利用。随着水资源对经济发展的刚性约束性加强,学者逐渐将水资源与经济发展共同纳入分析,马骏等^[10]将水资源利用效率引入城镇化与经济增长关系中,发现新型城镇化与水资源利用效率的交互作用能促进经济增长。

梳理文献可以看出,大多数研究仅考虑城镇化对单一系统的影响,随着我国水资源与经济的关系日益紧张,仅从单一视角探究城镇化的作用已经不能满足现实所需,需要从水资源与经济协调发展的视角探究新型城镇化的作用。为此,需要明确水资源与经济协调发展的机理和研究方法。谈飞等^[11]指出水资源环境与经济发展相互影响的机理,水资源的数量和质量对经济发展起到制约或支持作用,经济发展反过来对水资源环境改善产生威胁和促进作用;杜湘红等^[12]利用灰色关联度算法测度洞庭湖生态经济区水资源环境与经济发展耦合状况,并预测 2014—2023 年经济发展对水资源环境呈现越来越显著的胁迫效应,为缓解水资源经济系统矛盾,应着力提高水资源利用效率;邢霞等^[13]利用耦合协调度模型探究黄河流域水资源利用效率和经济发展之间的耦合协调关系;袁汝华等^[14]利用耦合协调度模型评价长江经济带水资源环境与经济发展水平,得出 2004—2018 年耦合协调度呈波动上升趋势,且下游大于中游大于上游的结论。

基于以上分析,本文建立水资源与经济的耦合协调度模型评价长江经济带水资源与经济协调发展水平,利用长江经济带 11 省(市)的省级面板数据研究新型城镇化对水资源与经济协调发展的影响,并借鉴马骏等^[10]的做法,引入用水效率作为中介变量,进一步探究新型城镇化对水资源与经济协调发展的作用机理。本文研究 2005 年 10 月

我国新型城镇化建设成为到国家战略后的发展状况,考虑数据的可得性,以 2007—2020 年作为研究期。

2 理论分析与研究假设

新型城镇化和水资源与经济协调发展之间既存在着直接作用,也存在着用水效率带来的中介作用。首先,我国新型城镇化建设要求在城镇化过程中注重环境保护、资源节约,落实到水资源上,表现为加强城市水资源的统一规划和集中处理,严格控制水资源开采和污染排放。新型城镇化通过建立集中式的城市供水系统、运输系统和排污系统,避免分散式开采和排放模式,既能减少水资源在开采和运输环节的蒸发和流失,也能减少私自排放污水的规模^[15]。其次,新型城镇化将分散的劳动力、资本和技术集中到城市,促进要素深度融合,为经济发展提供动力^[4]。另外新型城镇化建设还能为水资源重复利用提供条件,既创造经济价值,又改善水生态环境。另一方面,新型城镇化能促进用水效率提升^[7,16-18],而用水效率提升能够促进水资源与经济协调发展^[10,19]。新型城镇化通过产业升级、产业结构优化,促进第三产业份额扩大,促使第二产业集约发展,推动技术成为主要的生产要素,提高用水效率^[20]。另外,新型城镇化有助于教育质量提升和科研环境改善,促进人力资本的形成和积累,有助于技术进步的发生,促进新技术的推广,提高居民节水意识,提升用水效率^[21]。随着用水效率的提高,地区经济发展对水资源的需求减少,有助于缓解水资源供需矛盾,提高经济生产效率^[10],促进区域水资源与经济协调发展水平。据此判断用水效率在新型城镇化促进水资源与经济协调发展中起中介作用,形成“新型城镇化—用水效率提升—水资源与经济协调发展”的作用路径,其机理如图 1 所示。基于以上分析,本文提出两个假设:①新型城镇化能够促进水资源与经济协调发展;②新型城镇化通过提高用水效率促进水资源与经济协调发展。

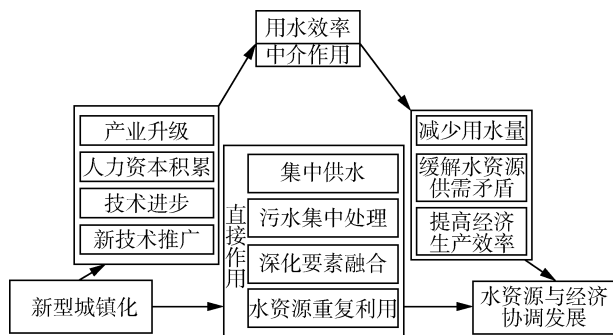


图 1 新型城镇化影响水资源与经济协调发展的作用机理

3 研究方法

3.1 变量选择与处理

3.1.1 水资源与经济协调发展水平

现有研究常用耦合协调度模型来测度几个系统间的协调发展水平^[22]。耦合协调度模型既能揭露地区水资源和经济发展的耦合关系,又能反映两者综合发展水平,适用于度量长江经济带水资源与经济协调发展水平。根据《中共中央 国务院关于深入打好污染防治攻坚战的意见》关于长江水生态保护、水环境治理、水资源保障“三水统筹”的工作指示,本文建立水资源禀赋、水资源开发利用、水污染、水资源保护等4个二级指标用以综合衡量长江经济带水资源系统。同时,参照袁汝华等^[14]的观点,经济发展既要反映现有规模,也要反映增长潜力,还要体现人民生活质量的提升,据此建立包含经济规模、增速、发展潜力以及经济质量4个二级指标的经济子系统。本文参考袁汝华等^[14]、郑德凤等^[23]的做法,建立长江经济带水资源与经济协调发展评价指标体系如表1所示。分别对正向指标和逆向指标采用正向化或逆向化方式标准化处理,以消除量纲和数量级差异,运用熵权法确定各指标权重。耦合协调度计算公式如下:

$$C = \sqrt{\frac{U_1 U_2}{[(U_1 + U_2)/2]^2}} \quad (1)$$

$$T = a_1 U_1 + a_2 U_2 \quad (2)$$

$$D = \sqrt{CT} \quad (3)$$

式中: C 为耦合度,表示地区水资源和经济发展趋势是否和谐一致; U_1 、 U_2 分别为水资源、经济系统综合发展水平,通过熵权法计算而来; T 为综合发展指数,表示地区水资源和经济综合发展水平; a_1 、 a_2 分别为水资源、经济系统权重,两者之和为1,本文认为在长江经济带发展过程中水资源和经

济同等重要,故设置为 $a_1 = a_2 = 0.5$; D 为耦合协调度,综合反映地区水资源和经济协调发展水平。 T 、 C 、 D 的取值范围为 $[0, 1]$,越接近于1,说明水平越高。

表2呈现了长江经济带各省市历年水资源与经济耦合协调度,可以看出,长江经济带各省市水资源与经济的耦合协调度总体上呈现上升趋势,耦合协调度均值从0.428逐步上升至0.635。地理分布方面,位于长江下游的上海、江苏和浙江在研究期间内的耦合协调度处于领先地位,相对地,位于上游的贵州在研究期间内耦合协调度处于相对落后状态。图2展示长江经济带历年各区域子系统综合评价指数与耦合协调度的变化情况,据此进一步分析耦合协调度发生变化的原因。结果显示,经济子系统综合评价系数在2019年以前均呈现上升趋势,且下游地区表现最好,中游地区在2014年以后逐渐扩大与上游地区的优势。2020年各区域经济子系统综合评价指数均出现下滑,出现这种情况可能由2019年底爆发的新冠肺炎疫情对产业经济负面冲击造成的^[24],经济子系统受到的冲击最终拉低区域水资源与经济耦合协调度。水资源子系统得分总体上呈现出波动上升趋势,下游地区常年表现最好,中游地区除2010、2016、2019、2020年外表现均落后于上游地区。2011年各区域水资源子系统综合评价指数出现较大规模的下滑,且中游的下滑幅度最大,可能是由当年长江流域严重的春夏连旱灾情所致。水利部发布的《2011中国水旱灾害公报》显示,中下游地区受旱情影响最为严重,湖南、湖北、江西、安徽和江苏5省累计降水量比同期平均偏少5成以上,受水资源子系统影响导致中游地区耦合协调度在2011年落后于上游地区。

3.1.2 新型城镇化

现有研究通常从人口城镇化、经济城镇化以及

表1 长江经济带水资源与经济协调发展水平评价指标体系

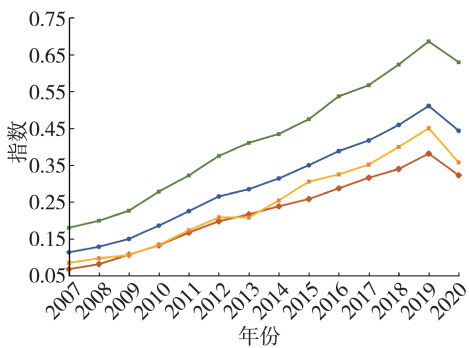
一级指标	二级指标	三级指标
水资源 A	水资源禀赋 A_1	人均水资源量 A_{11} (+); 人均地下水资源量 A_{12} (+)
	水资源开发利用 A_2	水资源开发利用率 A_{21} (-); 人均城市供水综合生产能力 A_{22} (+); 人均用水量 A_{23} (-); 地下水供水占比 A_{24} (-); 城市用水普及率 A_{25} (+)
	水污染 A_3	人均氨氮排放量 A_{31} (-); 人均化学需氧量排放量 A_{32} (-); 万元工业增加值工业废水排放量 A_{33} (-)
	水资源保护 A_4	人均生态补水 A_{41} (+); 人均城市污水处理能力 A_{42} (+); 人均废水治理投资 A_{43} (+)
经济 B	经济规模 B_1	人均地区生产总值 B_{11} (+); 城镇居民人均可支配收入 B_{12} (+); 人均工业增加值 B_{13} (+)
	增速 B_2	地区生产总值增长率 B_{21} (+)
	发展潜力 B_3	人均固定资产投资 B_{31} (+); 人均教育投入 B_{32} (+); 万人申请专利数 B_{33} (+); 常住人口增长率 B_{34} (+)
	经济质量 B_4	农村家庭恩格尔系数 B_{41} (-); 城镇居民家庭恩格尔系数 B_{42} (-); 人均社会消费品总额 B_{43} (+)

注:“(+)”表示该指标为正向指标,“(−)”表示该指标为负向指标。

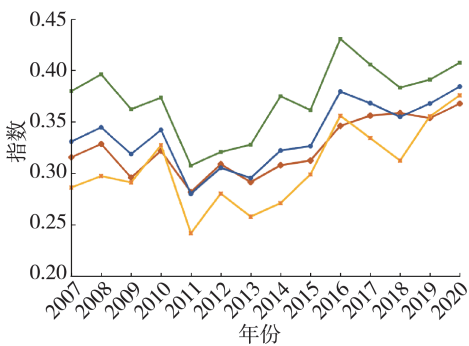
表 2 长江经济带各省市历年水资源与经济耦合协调度

年份	上海	江苏	浙江	安徽	江西	湖北	湖南	重庆	四川	贵州	云南	均值
2007	0.583	0.511	0.544	0.372	0.361	0.411	0.407	0.385	0.391	0.333	0.407	0.428
2008	0.586	0.543	0.571	0.388	0.395	0.430	0.409	0.418	0.399	0.380	0.404	0.448
2009	0.601	0.538	0.557	0.420	0.404	0.429	0.420	0.428	0.443	0.375	0.427	0.458
2010	0.634	0.564	0.590	0.460	0.451	0.463	0.453	0.483	0.449	0.410	0.458	0.492
2011	0.603	0.608	0.582	0.426	0.437	0.475	0.441	0.481	0.482	0.420	0.468	0.493
2012	0.623	0.609	0.639	0.464	0.493	0.483	0.496	0.497	0.498	0.478	0.505	0.526
2013	0.632	0.631	0.652	0.488	0.467	0.486	0.486	0.499	0.503	0.477	0.520	0.531
2014	0.686	0.632	0.691	0.507	0.501	0.526	0.506	0.521	0.527	0.505	0.524	0.557
2015	0.675	0.661	0.691	0.531	0.560	0.553	0.532	0.539	0.534	0.512	0.538	0.575
2016	0.751	0.704	0.723	0.580	0.577	0.591	0.581	0.574	0.565	0.531	0.568	0.613
2017	0.765	0.705	0.706	0.572	0.584	0.601	0.569	0.580	0.598	0.545	0.587	0.619
2018	0.744	0.711	0.740	0.588	0.583	0.621	0.576	0.588	0.596	0.571	0.601	0.629
2019	0.775	0.725	0.749	0.615	0.637	0.631	0.626	0.611	0.612	0.582	0.617	0.653
2020	0.785	0.734	0.725	0.585	0.592	0.634	0.588	0.610	0.585	0.563	0.583	0.635

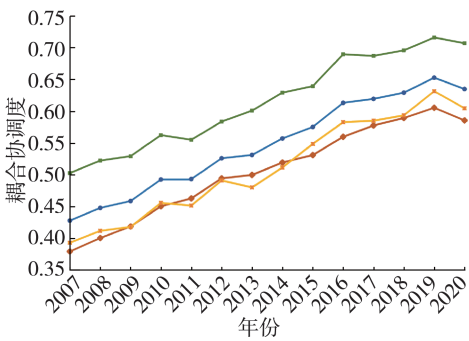
— 上游均值 — 中游均值 — 下游均值 — 流域均值



(a) 经济子系统综合评价指数



(b) 水资源子系统综合评价指数



(c) 耦合协调度

图 2 长江经济带各区域子系统综合评价指数与耦合协调度
土地城镇化等视角出发衡量区域城镇化发展水平^[25-26]。新型城镇化在此基础上加入生态文明的

新要求,因此需要引入反映生态城镇化的指标^[23]。为了综合评价地区新型城镇化水平,又不与经济系统重复,本文采用城镇人口占比^[27]、二三产业产值占比^[28]、建成区土地面积占比^[26]以及建成区绿化覆盖率^[29]分别来衡量地区人口、经济、土地以及生态城镇化发展水平,对数据标准化后,用熵权法计算得到地区新型城镇化综合发展水平,记为 u 。

3.1.3 用水效率

现有研究关于用水效率衡量通常采用统计指标或水资源投入产出效率分析两种方式。前者如农田灌溉水利用系数^[30]、农田灌溉亩均用水量^[31]等指标衡量农业生产中的用水效率,工业用水重复利用率^[30]、工业万元产值用水量^[30]等指标衡量工业生产用水效率,人均生活用水量^[31]衡量生活用水效率,万元国内生产总值用水量^[31]衡量生产过程中的综合用水。后者常用随机前沿分析法(SFA)^[32]、数据包络分析(DEA)以及超效率SBM-DEA模型^[10]等方法计算水资源作为生产要素投入时的利用效率。为了简化变量,减少计算过程中的信息丢失,本文按照《中国水资源公报》和相关文献^[30-31]的做法,采用万元国内生产总值用水量(w)指标用来综合代表地区用水效率,其数值越大,说明地区用水效率越低。

3.1.4 控制变量

为了使研究结果符合实际,本文在参考已有文献的基础上引入一系列可能影响地区水资源与经济协调发展的影响因素作为控制变量,分别为:化肥施用强度(c)一方面维持农业生产,另一方面会增大地区农业水污染,破坏水环境,用单位有效灌溉耕地折纯化肥施用量衡量^[33];人口密度(p)一方面增加用水压力,另一方面扩大生产规模,用单位面积人口数衡量^[10];对外开放水平(o)不仅影响地区的生产,还存在技术溢出效应,用地区人均进出口总额来衡量^[10];政府财政在环保上的支出(f)有助于地区环

境的治理,具有促进水环境改善的动力,用人均环保财政支出衡量^[34];绿色能源(g)的使用一方面减少煤炭等高污染能源使用,有助于水环境改善,另一方面增加生产成本,用能源总量中天然气占比衡量^[35];不同能源换算成标准煤计算;能源使用效率(e)一方面降低生产成本,减少污染排放的来源,另一方面促进生产扩大从而增加用水量,用单位地区生产总值能耗衡量^[36];数字化建设(d)不仅加强地区间联系,活跃地区经济,同时有助于减少本地区重污染生产行为,促进水环境改善,用人均互联网宽带接入端口衡量^[37]。

3.1.5 变量描述性统计

本文所用指标数据来自研究期间《中国统计年鉴》《中国水资源公报》《长江经济带统计年鉴》、长江经济带 11 省(市)统计年鉴以及 CSMAR 数据库等,对于缺失部分采用插补法补全。为了消除量纲和降低数据异方差性所产生的结果偏差风险,将所有变量取自然对数处理^[10],对处理后变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量描述性统计

变量	观测值	最小值	最大值	均值	标准差
lnD	154	-1.100	-0.242	-0.620	0.186
lnu	154	-4.334	-0.023	-1.722	0.754
lnw	154	3.227	6.004	4.622	0.635
lnc	154	-0.930	0.388	-0.161	0.304
lnp	154	-4.863	1.161	-1.275	1.226
lno	154	4.858	9.885	7.283	1.239
lnf	154	3.459	6.849	5.371	0.613
lng	154	-5.901	-1.829	-3.381	1.000
lne	154	-1.503	0.981	-0.451	0.447
lnd	154	-3.628	-0.014	-1.431	0.927

3.2 模型构建

为了验证新型城镇化、水资源与经济协调发展的关系,建立基础回归模型如下:

$$\ln D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln u_{it} + \alpha_v V_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: D_{it} 为*i*地区第*t*年水资源与经济耦合协调度; u_{it} 为*i*地区第*t*年新型城镇化率; V_{it} 为一系列控制变量; α_1 为新型城镇化对地区水资源与经济协调发展的总效应; μ_i 、 σ_t 分别为个体效应与时间效应; ε_{it} 为随机扰动项。

为了进一步探究用水效率在新型城镇化、水资源与经济协调发展中的中介作用,参考温忠麟等^[38]的做法,采用分布回归法建立中介效应模型:

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln u_{it} + \beta_v V_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln D_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln u_{it} + \gamma_2 \ln w_{it} + \gamma_v V_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中: w_{it} 为*i*地区第*t*年用水效率; β_0 、 γ_0 为常数项; β_1 、 γ_1 、 γ_2 为各解释变量系数; β_v 、 γ_v 为控制变量

系数。

此外,由于水流的强流动性,长江经济带某地区的用水或水污染易传导到周边地区,经济发展与城镇化同样具有空间上外溢性^[10]。为了考察空间作用,建立长江经济带新型城镇化、水环境与经济协调发展的空间计量模型:

$$\ln D_{it} = \rho (WD')_{it} + \theta_0 + \theta_1 \ln u_{it} + \theta_v V_{it} + \delta_1 (Wu')_{it} + \delta_v (WV')_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中

$$\varepsilon_{it} = \lambda (W\varepsilon')_{it} + \omega_{it}$$

式中: W 为反映长江经济带 11 省市地理距离的权重矩阵, D' 、 u' 和 V' 为由 $\ln D_{it}$ 、 $\ln u_{it}$ 及 V_{it} 组成的矩阵; ρ 、 δ_1 分别为周边地区的水资源与经济协调发展和新型城镇化对本地区水资源与经济协调发展的影响水平; λ 为空间误差系数。如果 δ_1 、 δ_v 、 λ 为 0,则转化为空间自回归(SAR)模型;如果 δ_1 、 δ_v 为 0,则转化为空间误差(SEM)模型;如果 λ 为 0 时,则转化为空间杜宾(SDM)模型。

4 研究结果与分析

4.1 基础回归与中介模型

为防止出现伪回归与多重共线性问题,在进行回归分析前须对变量进行单位根检验、协整检验以及多重共线性检验,结果如表 4 和表 5 所示。不同方法的单位根检验结果证明本文所用数据是平稳的,协整检验结果进一步显示变量间存在长期协整关系,所有 VIF 值均小于 10 证明变量不存在严重的多重共线性问题,适合展开进一步分析。利用 Stata 软件估计公式(4)(5)(6),对中介模型展开 Sobel 检验和 Bootstrap 检验,结果如表 6 所示。模型(4)中新型城镇化回归系数在 1% 显著性水平下表现为正,说明新型城镇化对地区水资源与经济协调发展水平提升具有正向促进作用,证明假设 1。另一方面,模型(5)(6)以及 Sobel、Bootstrap 检验研究用水效率的中介作用。模型(5)新型城镇化的回归系数在 1% 显著性水平下为负,说明随着新型城镇化建设推进,每万元 GDP 用水量下降,用水效率提升。模型(6)显示用水效率系数在 1% 显著性水平下为负,说明用水效率的提升会促进地区水资源与经济协调发展,此外,模型(6)中新型城镇化的回归系数相比于模型(5)有所下降,说明用水效率在新型城镇化促进地区水资源与经济协调发展过程中起到部分中介作用。进一步地,Sobel、Bootstrap 检验结果证明中介效应的显著性,且中介效应在总效应中的比重为 15.1939%,证明“新型城镇化—用水效率—水资源与经济协调发展”这一传导机制。新型城镇化通过产业优化、结构升级以及人力资本积累、技术

进步等提高用水效率,而用水效率提高促进用水量下降、降低生产成本,缓解区域水资源与经济协调发展的紧张关系,从而促进水资源与经济协调发展。

表4 单位根检验和多重共线性检验结果

变量	LLC	IPS	ADF	VIF 值
lnD	0.0002***	0.0000***	0.0059***	
lnu	0.0000***	0.0044***	0.0000***	3.21
lnw	0.0004***	0.0057***	0.0646*	5.13
lnc	0.0546*	0.0120**	0.0778*	1.64
lnp	0.0000***	0.0000***	0.0000***	2.20
lno	0.0001***	0.0000***	0.0165**	2.10
lnf	0.0000***	0.0000***	0.0403**	3.52
lng	0.0000***	0.0011**	0.0867*	2.18
lne	0.0902*	0.0508*	0.0696*	3.67
lnd	0.0000***	0.0000***	0.0000***	6.51

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下同。

表5 协整检验结果

检验方法	统计量名称	统计量值
Kao 检验	ADF	-2.7127***
Pedroni 检验	PP	-9.5246***
	ADF	-6.0762***
Westerlund 检验	Variance ratio	1.5587*

表6 基础回归与中介模型结果

变量	模型(4)	模型(5)	模型(6)
lnu	0.0570*** (5.82)	-0.1217*** (-2.70)	0.0483*** (5.08)
lnw			-0.0711*** (-4.16)
lnc	-0.0609*** (-3.43)	0.0819 (1.00)	-0.0550*** (-3.26)
lnp	-0.028 (-0.55)	-0.0056 (-0.24)	-0.0032 (-0.66)
lno	-0.0057 (-1.16)	0.0143 (0.63)	-0.0047 (-1.00)
lnf	0.0159*** (3.72)	-0.2067*** (-3.36)	0.0012*** (3.42)
lng	-0.0128** (-2.21)	-0.1344*** (-5.04)	-0.0224*** (-3.76)
lne	0.0091 (0.40)	-0.4170*** (-3.95)	-0.0206 (-0.90)
lnd	0.1525*** (10.94)	-0.5100*** (-7.94)	0.1162*** (7.34)
Constant	-0.4004*** (-3.94)	4.0522*** (8.66)	0.5448*** (26.73)
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
R-squared	0.9214	0.8567	0.9294
N	154	154	154
Sobel 检验	Z=2.2650 P=0.0235 中介效应/总效应=15.1939%		
Bootstrap 检验	95%置信区间[0.0012,0.0161]		

注:括号内为t值;Bootstrap法共随机抽样500次。

控制变量方面,化肥施用强度在模型(4)(6)通过显著性检验,系数为负,表明农业生产中化肥施用一定程度上带来水资源污染问题,破坏地区

水资源与经济协调发展水平。财政的环保支出在模型(4)(6)通过显著性检验,系数为正,在模型(5)系数显著为负,表明环保力度加强对水资源起到保护作用,促进用水效率提升,同时财政扩张又能促进经济发展。数字化建设在3个模型中均通过显著性检验,且系数在模型(4)(6)中为正,在模型(5)中为负,说明其不仅能直接促进地区水资源与经济协调发展,还可以改善用水效率进而提高水资源与经济协调发展水平。绿色能源的系数在模型(4)(5)(6)中均通过显著性检验,表现为负,说明其带来的水污染减少不能弥补生产成本上升给经济带来的负面影响。能源使用效率系数只在模型(5)中通过显著性检验,系数为负,说明能源使用效率提升促使生产规模扩大,在此过程中对水资源需求扩大,降低用水效率。其余变量未通过显著性检验。

4.2 空间计量

长江经济带各省市通过密布的水网、公路、铁路等紧密联系,各省市的新型城镇化发展能够通过地理渠道影响周边地区的水资源与经济协调发展。为了验证新型城镇化空间上的作用,需要对公式(7)展开分析。

在空间计量之前,采用莫兰指数验证各地区新型城镇化和水资源与经济协调发展是否具有空间相关性^[22],结果如表7所示。表7显示研究期间内新型城镇化和水资源与经济协调发展的莫兰指数均为正,且均通过显著性检验,表明长江经济带新型城镇化和水资源与经济协调发展存在正向的空间相关性,适合展开空间计量分析。

表7 2007—2020年水资源与经济协调发展和新型城镇化的全局莫兰指数

年份	水资源与经济协调发展	新型城镇化
2007	0.157***	0.235***
2008	0.174***	0.204***
2009	0.182***	0.166***
2010	0.200***	0.156***
2011	0.074*	0.155***
2012	0.128***	0.151***
2013	0.161***	0.156***
2014	0.190***	0.158***
2015	0.209***	0.157***
2016	0.241***	0.158***
2017	0.179***	0.157***
2018	0.200***	0.146***
2019	0.234***	0.147***
2020	0.177***	0.152***

本文在经过LM、LR检验以及比较Log-likelihood值后确定选用空间杜宾(SDM)模型,空间计量回归结果如表8所示。表8同时呈现SAR、

SEM 模型结果用以检验系数的稳健性。SDM 模型结果显示空间自相关系数 (ρ) 在 1% 显著性水平下为正,说明水资源与经济协调发展具有正向的空间溢出效应,本地水资源与经济协调发展水平提高有助于促进周边地区水资源与经济发展关系改善。空间杜宾模型结果显示新型城镇化的系数在 5% 显著性水平下为正,表明某地区的新型城镇化会促进当地水资源与经济协调发展,与模型(4)得到的结果一致,同时用水效率的系数在 5% 显著性水平下为负,与模型(6)结果一致。SAR 与 SEM 模型的结

表 8 空间计量回归结果

变量	空间自回归模型	空间误差模型	空间杜宾模型
lnu	0.0566*** (3.53)	0.0379*** (2.62)	0.0495*** (2.22)
lnw	-0.0206*** (-4.26)	-0.0441* (-1.73)	-0.0369*** (-2.33)
lnc	-0.0409 (-1.54)	-0.0383 (-1.33)	-0.0511*** (-2.78)
lnp	0.0010 (0.36)	0.0011 (0.43)	-0.0024 (-0.64)
lno	-0.0060* (-2.28)	-0.0053** (-2.12)	0.0019 (0.44)
lnf	0.0209* (1.69)	0.0376*** (3.09)	0.0639*** (3.28)
lng	0.0136 (1.55)	0.0079 (0.91)	-0.0278*** (-4.98)
lne	-0.0004 (-0.02)	-0.0248 (-1.01)	-0.0008 (-0.02)
lnd	0.0743*** (5.33)	0.0901*** (7.73)	0.1329*** (7.44)
W_x lnu			0.1931*** (2.92)
W_x lnw			-0.2580*** (-2.45)
W_x lnc			-0.3615*** (-3.85)
W_x lnp			-0.0058 (-0.35)
W_x lno			0.0346* (1.76)
W_x lnf			0.1917** (2.29)
W_x lng			-0.0803 (-1.59)
W_x lne			0.2421* (1.79)
W_x lnd			0.0919 (1.05)
rho/ lambda	0.2766*** (3.07)	0.4116*** (3.96)	0.2944*** (2.61)
sigma2_e	0.0008*** (8.34)	0.0007*** (8.30)	0.0009*** (7.67)
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
R-squared	0.8503	0.8988	0.9314
N	154	154	154
Log-likelihood	363.3818	365.4766	372.5724

注:括号内为 z 值。下同。

果为上述研究提供稳健性证明。空间杜宾模型输出的 W_x 系数反映某地区自变量对周边地区因变量的影响程度。一方面, W_x lnu 的系数在 1% 显著性水平下为正,说明某地区新型城镇化发展会提高周边地区的水资源与经济协调发展水平;另一方面, W_x lnw 的系数在 1% 显著性水平下为负,说明某地区用水效率提升改善周边地区水资源与经济协调发展水平。可能的原因是新型城镇化建设和用水效率提升对水资源与经济协调发展的促进作用可以随着水、人、生产要素和技术的流动进入周边地区,此过程中清洁的水资源进入周边地区,带动周边地区水资源环境改善,而人力资本、高质量生产要素和新技术会改善流入地的经济环境。

空间杜宾模型可以将变量的空间效应进一步分解,结果如表 9 所示。其中新型城镇化在空间上的直接效应、间接效应和总效应均通过显著性检验,系数为正,分别说明本地区新型城镇化水平提升会促进本地水资源与经济协调发展、本地区新型城镇化水平提升会促进周边地区水资源与经济协调发展以及长江经济带所有地区新型城镇化水平提升会促进某地区水资源与经济协调发展,且空间上的直接效应与间接效应占总效应的比重分别为 30.6404% 和 69.3596%,其中间接效应占主要部分。可见,由于长江经济带各省市交通网密布,省际水资源、经济要素流通便利,新型城镇化促进水资源与经济协调发展的空间外溢性较强。

表 9 空间杜宾模型效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnu	0.0311* (1.76)	0.0704** (2.23)	0.1015*** (3.72)
lnw	-0.0048 (-1.33)	-0.1159** (-2.18)	-0.1206*** (-2.61)
lnc	-0.0048 (-0.25)	-0.1585*** (-3.31)	-0.1633*** (-3.66)
lnp	-0.0019 (-0.52)	-0.0017 (-0.23)	-0.0037 (-0.48)
lno	-0.0033 (-0.85)	0.0189** (2.01)	0.0156 (1.60)
lnf	0.0494** (2.53)	0.0564* (1.76)	0.1059*** (2.74)
lng	-0.0226** (-2.23)	-0.0209 (-0.74)	-0.0434** (-2.08)
lne	-0.0415 (-1.57)	0.1418** (2.27)	0.1002 (1.44)
lnd	0.1497*** (7.63)	-0.0603 (-1.33)	0.0895** (2.32)

5 结论与建议

5.1 结论

a. 长江经济带水资源与经济耦合协调度在研

究期间内呈现总体上升的趋势,其均值在 14 年里从 0.428 的低水平发展到 0.635 的中上水平。耦合协调度多数年份里在地理上呈现“下游—中游—上游”依次递减的分布特点,长江下游的上海市、江苏省和浙江省在研究期间内处于领先发展地位,上游的贵州省处于相对落后地位。

b. 长江经济带新型城镇化发展能够促进地区水资源与经济协调发展水平提升,用水效率在其中起到部分中介作用,呈现出“新型城镇化提升—用水效率提高—水资源与经济协调发展”的影响路径,Sobel 检验结果显示中介效应占总效应的比重为 15.1939%。

c. 莫兰指数显示长江经济带水资源与经济协调发展和新型城镇化具有正向的空间相关性,空间计量结果显示新型城镇化对水资源与经济协调发展的促进作用具有空间溢出性,且对新型城镇化的空间效应分解后可知空间上的间接效应占主要地位。

5.1 建议

a. 扎实推进生态文明的新型城镇化建设,提高地区城镇化质量。新型城镇化建设过程中应注重水资源保护的新要求,在新型城镇化建设的同时做到扩大绿化种植面积、扩大集中供水覆盖范围、建设城市水网、推进污水集中处理、建立污水排放标准、规范采水用水排水行为、强化水资源监督管理、推进水资源重复利用、增加水治理水保护财政投入,改善水资源环境,促进地区水资源与经济协调发展。

b. 稳步推动用水效率提升,强化用水效率的中介作用。坚持新型城镇化建设中以技术创新为核心、以人力资本积累为基础多种手段并举促进用水效率提升,发挥新型城镇化建设中产业升级、产业结构优化对用水效率提升的辅助作用,促进工业用水、农业用水和生活用水效率全面提高。

c. 强化地区联系,推动区域协同发展。要打通各省之间的沟通联系渠道,加强长江黄金水道的保护和利用,继续建设省际公路、铁路网,推动区域一体化建设,坚持长江经济带整体视角看问题,坚持“长江大保护”,鼓励高水平发展地区输出人才、要素和技术,推动地区间新型城镇化协同发展,推动水资源环境整体治理,促进水资源与经济协调发展全面改善。

参考文献:

[1] BAKIRTAS T, AKPOLAT A G. The relationship between energy consumption, urbanization, and economic growth in new emerging-market countries [J]. Energy, 2018 (147): 110-121.

[2] 朱孔来,李静静,乐菲菲. 中国城镇化进程与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究,2011,28(9):80-87.

[3] LIDDLE B, MESSINIS G. Which comes first - urbanization or economic growth? Evidence from heterogeneous panel causality tests [J]. Applied Economics Letters, 2015, 22(5): 349-355.

[4] 孙叶飞,夏青,周敏. 新型城镇化发展与产业结构变迁的经济增长效应[J]. 数量经济技术经济研究,2016,33(11):23-40.

[5] 姜安印,杨志良. 新型城镇化建设与城市经济高质量增长:基于双重差分法的实证分析[J]. 经济问题探索,2020(3):84-99.

[6] 张胜武,石培基,王祖静. 干旱区内陆河流域城镇化与水资源环境系统耦合分析:以石羊河流域为例[J]. 经济地理,2012,32(8):142-148.

[7] 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.

[8] 章恒全,林龚键,李阳,等. 城镇化进程中水资源消耗的动态演进和影响因素[J]. 统计与决策,2021,37(1):77-82.

[9] 阚大学,吕连菊. 中国城镇化对水资源利用的影响研究:基于水足迹视角和空间动态面板数据[J]. 上海经济研究,2017(12):37-46.

[10] 马骏,彭苏雅. 新型城镇化、水资源利用效率与经济增长的关系研究[J]. 水利经济,2021,39(4):8-13.

[11] 谈飞,史玉莹. 江苏省水资源环境与经济发展耦合协调度测评[J]. 水利经济,2019,37(3):8-12.

[12] 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.

[13] 邢霞,修长百,刘玉春. 黄河流域水资源利用效率与经济发展的耦合协调关系研究[J]. 软科学,2020,34(8):44-50.

[14] 袁汝华,臧艳秋. 长江经济带经济发展与水资源环境耦合协调性实证分析[J]. 水利经济,2021,39(2):1-8.

[15] 王保乾,朱希镭. 新型城镇化、产业结构升级与水污染关系研究[J]. 水利经济,2021,39(1):6-14.

[16] 杨亮,丁金宏. 城镇化进程中人口因素对水资源消耗的驱动作用分析:以太湖流域为例[J]. 南方人口,2014,29(2):72-80.

[17] 马远. 干旱区城镇化进程对水资源利用效率影响的实证研究:基于 DEA 模型与 IPAT 模型[J]. 技术经济,2016,35(4):85-90.

[18] 阚大学,吕连菊. 中国城镇化对水资源利用的影响[J]. 城市问题,2018(7):4-12.

[19] 中华人民共和国国家发展改革委员会,中华人民共和国水利部. 国家节水行动方案 [EB/OL]. (2019-04-18) [2022-01-02]. https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcflb/gxwj/201904/t20190418_960963_ext.html.

[20] 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.

- [21] 范建双,任逸蓉,虞晓芬. 人口城镇化影响区域绿色经济效率的中介机制分析:基于随机边界模型的检验[J]. 宏观质量研究,2017,5(4):52-65.
- [22] 田泽,景晓栋,肖钦文. 长江经济带碳排放-产业结构-区域创新耦合度及时空演化[J]. 华东经济管理,2020,34(2):10-17.
- [23] 郑德凤,徐文瑾,姜俊超,等. 中国水资源承载力与城镇化质量演化趋势及协调发展分析[J]. 经济地理,2021,41(2):72-81.
- [24] 何诚颖,闻岳春,常雅丽,等. 新冠病毒肺炎疫情对中国经济影响的测度分析[J]. 数量经济技术经济研究,2020,37(5):3-22.
- [25] 贺三维,邵玺. 京津冀地区人口-土地-经济城镇化空间集聚及耦合协调发展研究[J]. 经济地理,2018,38(1):95-102.
- [26] 朱纪广,侯智星,李小建,等. 中国城镇化对乡村振兴的影响效应[J]. 经济地理,2022,42(3):200-209.
- [27] 刘舫,郑洁,李红勋. 城市化、结构变迁与生态环境[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2021,23(5):37-47.
- [28] 许长新,吴晓远. 水环境承载力约束下区域城镇化发展合理速度分析[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(3):135-142.
- [29] 薛阳,胡丽娜,刘海滨,等. 京津冀城市群城镇化质量提升的系统动力学仿真模型构建[J]. 统计与决策,2021,37(24):185-188.
- [30] 中国工程院“21世纪中国可持续发展水资源战略研究”项目组. 中国可持续发展水资源战略研究综合报告[J]. 中国工程科学,2000(8):1-17.
- [31] 李世祥,成金华,吴巧生. 中国水资源利用效率区域差异分析[J]. 中国人口·资源与环境,2008(3):215-220.
- [32] 许晶荣,黄德春,方隽敏. 中国区域全要素水资源利用效率及其影响[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2021,23(6):77-84.
- [33] 张晓楠,邱国玉. 化肥对我国水环境安全的影响及过量施用的成因分析[J]. 南水北调与水利科技,2019,17(4):104-114.
- [34] 李子豪,白婷婷. 政府环保支出、绿色技术创新与雾霾污染[J]. 科研管理,2021,42(2):52-63.
- [35] 李洪兵,张吉军. 中国能源消费结构及天然气需求预测[J]. 生态经济,2021,37(8):71-78.
- [36] 李颖. 产业协同集聚影响全要素能源效率的“U”型关系再检验:基于集聚质量和深度的双重视角[J]. 生态经济,2022,38(1):69-76.
- [37] 郭家堂,骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界,2016(10):34-49.
- [38] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.

(收稿日期:2022-04-20 编辑:陈玉国)

(上接第13页)

d. 引导生产要素流通,促进区域协调发展。长江经济带地区发展不平衡问题突出,各地区需打破行政壁垒,引导生产要素在更大范围畅通流动,促进区域协同高质量发展。

参考文献:

- [1] 于法稳,李来胜. 西部地区农业资源利用的效率分析及政策建议[J]. 中国人口·资源与环境,2005,15(6):35-39.
- [2] 李世祥,成金华,吴巧生. 中国水资源利用效率区域差异分析[J]. 中国人口·资源与环境,2008,18(3):215-220.
- [3] 佟金萍,马剑锋,王慧敏,等. 中国农业全要素用水效率及其影响因素分析[J]. 经济问题,2014(6):101-106.
- [4] 杨骞,刘华军. 污染排放约束下中国农业水资源效率的区域差异与影响因素[J]. 数量经济技术经济研究,2015,32(1):114-128.
- [5] GADANAKIS Y, BENNETT R, PARK J, et al. Improving productivity and water use efficiency: a case study of farms in England [J]. Agricultural Water Management, 2015,160:22-32.
- [6] 甘天琦,李波. 资源环境约束下农业用水效率及成本分析[J]. 中南民族大学学报(自然科学版),2021,40(5):530-536.
- [7] 刘渝,宋阳. 基于超效率SBM的中国农业水资源环境效率评价及影响因素分析[J]. 中国农村水利水电,2019(1):102-107.
- [8] 沈晓梅,谢雨涵. 农业绿色水资源利用效率及其影响因素研究[J]. 中国农村水利水电,2022(3):13-18.
- [9] KANEKO S, TANAKA K, TOYOTA T, et al. Water efficiency of agricultural production in China: regional comparison from 1999 to 2002 [J]. International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology, 2004, 3(3-4):231-251.
- [10] 章恒全,蔡晓莹,黄元龙,等. 中国绿色水资源利用效率的时空分布差异[J]. 水利经济,2020,38(3):1-6.
- [11] OH D. A global Malmquist-Luenberger productivity index [J]. Journal of Productivity Analysis, 2010, 34(3):183-197.
- [12] 肖琴,周振亚,罗其友. 长江经济带农业绿色生产效率及其时空分异特征研究[J]. 中国农业资源与区划,2020,41(10):15-24.
- [13] 罗芳,田苗,孙彩虹,等. 长江经济带农业水资源利用效率时空差异分析[J]. 人民长江,2020,51(2):1-7.
- [14] PAN Zhengwei, WANG Yanhua, ZHOU Yuliang, et al. Analysis of the water use efficiency using super-efficiency data envelopment analysis [J]. Applied Water Science, 2020,10(6):139.

(收稿日期:2022-03-17 编辑:陈玉国)