

引用格式:金巍,章恒全,张洪波,等.城镇化进程中人口结构变动对用水量的影响[J].资源科学,2018,40(4):784-796. [Jin W, Zhang H Q, Zhang H B, et al. The influence of population structural change on water consumption in urbanization[J]. Resources Science, 2018, 40(4): 784-796.] DOI: 10.18402/resci.2018.04.12

城镇化进程中人口结构变动对用水量的影响

金巍^{1,2}, 章恒全¹, 张洪波², 孔伟², 毛广雄², 张陈俊³, 严翔^{1,4}

(1. 河海大学商学院, 南京 211100; 2. 淮阴师范学院城市与环境学院, 淮安 223300;

3. 河海大学企业管理学院, 常州 213022; 4. 盐城师范学院商学院, 盐城 224007)

摘要:本文在城镇化背景下,利用系统GMM模型和面板门槛模型分析评价中国31个省份及东中西部地区2000—2016年人口结构变动与用水量之间的关系,结果表明:①中国人口结构中人口老龄化对用水量的弹性系数最大(0.042);非人口结构因素中上期用水量对本期的弹性系数最大(0.978),其次是万元GDP用水量(0.020)和人口规模(0.018),产业结构调整显著抑制用水量增加(-0.041),其他变量回归结果不显著;②东部用水量受人口结构变动影响大于其他因素,高端消费、人口城镇化和农业劳动人口每提高1个百分点分别导致用水量分别提高12.1、6.5和3.6个百分点;中西部人口结构变动暂时不能显著影响用水量;③人口年龄结构和产业结构在各自作用下对用水量存在双重门槛效应,弹性系数分别是0.174、0.150、0.139和-0.012、-0.008、-0.020;2016年仅西藏未跨越人口年龄结构的第一门槛值,其他省份均跨越第二门槛值;北京和上海2016年已跨越产业结构的第二门槛值,天津、山西等11个省份处于门槛的第二个阶段,其他18个省份未跨越第一门槛值。因此,需要缓解人口结构变动对用水量的促进作用,适当延长退休年龄,合理控制城镇流动人口,引导居民形成节水消费和理念,推广节水型公共设施及家庭设备,合理配置各产业间人力资源,提高第三产业比重,加快技术创新及技术溢出,实现经济高质量发展和区域协调发展。

关键词:人口结构变动;用水量;城镇化进程;系统GMM;门槛效应;中国

DOI: 10.18402/resci.2018.04.12

1 引言

随着全球城镇化的推进,人类对全球自然资源的消耗达到空前的程度,水资源作为生命之源、生产之要、生态之基是全球城镇化进程中不可缺少的资源要素。而城镇化进程中人口就业结构、居住环境、产业结构、地域空间及生态环境均将发生变化,这些因素的变化必然对用水量产生影响。关于用水量影响因素的研究早已成为国内外学者关注对象,但由于影响用水量的因素纷繁复杂,学者从不同的视角和方法进行研究分析,主要包括以下三个方面。①国内外学者从生态环境和地域空间视角研究用水量影响因素,发现湿润的气候环境能够降

低用水量^[1],并且在森林植被覆盖率高的地区因土壤含水量高而降低了用水量^[2],水资源禀赋好的地区人均用水量高于水资源禀赋差的区域^[3,4]。②随着全球经济快速发展,经济发展及其发展过程中引起的产业结构调整和技术进步对用水量的影响也成为研究焦点之一。经济发展与用水量之间呈非线性关系已被国内外学者证实^[5,6],如澳大利亚水资源社会价值可以分为前期发展、起飞和加速三个阶段^[7]。产业结构与用水量之间的关系表现在产业结构调整过程中,即用水效率低的第一二产业转向用水效率高的第三产业^[8],导致用水量随着产业结构调整而逐渐降低。另外,技术进步作为经济发展的

收稿日期:2017-08-10;修订日期:2018-01-10

基金项目:国家自然科学基金项目(41271135);江苏高校哲学社会科学研究和重点项目(2017ZDIXM028)。

作者简介:金巍,男,河南项城人,博士生,讲师,主要研究方向为水资源经济与管理。E-mail: kingwei1985@foxmail.com

通讯作者:孔伟, E-mail: mingyou0915@163.com

2018年4月

产物,随着节水技术和设施的革新、应用^[9],有利于提高社会各方面的用水效率,降低用水量^[10]。③人口作为社会发展的主要载体与生态环境息息相关,人口与水资源之间的关系亦成为全球学者的关注重点之一。

近年来,国外学者基于人口视角研究用水量变化的因素时主要依托于对家庭及个人的长期跟踪调查,并利用计量模型对采集数据进行定量分析和研究,发现家庭因素中新房用水量低于老旧房屋、家庭节水设施和技术的应用有助于降低用水量^[11],而家庭浴室数量^[12]、收入^[13]和住房面积^[14,15]与用水量之间具有正相关性;国外学者在家庭因素研究的基础上,进一步分析人口结构与水资源之间的关系后认为,人口规模扩大是用水量增加的主要驱动力^[12],且提高女性人口比例将加大用水量增幅^[16],而家庭人均收入增加和年龄增长有利于保护水资源、降低用水量^[17],这些文献为从社会人口特征角度研究用水量变化提供了依据^[18]。中国作为一个水资源分布不均和水资源匮乏的国家,用水安全一直是国家安全的重要内容之一,2000年后随着中国城镇化进程的加快,城乡人口结构变动对用水量的影响已成为学者的主要研究对象。关于中国人口结构与水资源关系的研究主要集中在人水和谐度、水资源人口承载力和人口对水资源的驱动三个方面,其中,人水和谐提出后一直作为中国水资源可持续发展的核心,目前中国人水和谐度已获得大幅提升^[19]。中国学者在人水和谐研究的基础上分析了水资源人口承载力,通过系统动力学和情景模拟量化出区域水资源能够承受的人口规模上限,并分析了提高水资源人口承载力的途径^[20,21]。另外,中国人口对水资源的驱动作用也成为学者研究的重点,并得出与国外一致的结论,即人口规模驱动用水量增加^[22,23];在研究人口规模的基础上进一步分析人口结构发现,提高人均消费水平和富裕程度促进用水量增加^[24,25],而城镇人口比例增加和改善饮食结构也势必加重人水矛盾^[26],并且在城市不同的发展阶段用水量受人口结构的影响存在差异,高消费城市用水量主要取决于人口富裕程度,中低消费城市用水量则取决于居民受教育程度、恩格尔系数等因素^[27]。

文献梳理发现,国内外学者关于人水之间关系

的研究成果较多,但关于中国人口结构变动与用水量之间关系的研究还存在进一步的探究空间,主要表现在以下两个方面。①现有文献中人口结构变动对用水量影响的研究多偏重于定性研究,数据对结论的支撑较弱。虽然部分学者引入计量模型量化二者之间的关系,但多停留在某一区域或城市的截面或时序数据,样本量有限,未能在全国和区域层面深入剖析人口结构变动与用水量之间的关系。②学者研究成果表明,无论是经济发展还是消费水平变化对用水量的影响均呈现阶段性,人口作为经济发展和消费的载体,人口的结构变动也势必对用水量产生影响,但现有人水之间关系研究多建立在简单的线性分析基础上,相关人口结构变动与用水量之间的非线性关系的研究较少。

基于以上两点,本文在现有研究基础上拟尝试进行以下两个方面的拓展:①基于中国31个省、自治区、直辖市2000—2016年的面板数据(由于数据统计口径和获取困难,本次研究不包括香港、台湾和澳门),利用系统GMM模型从全国及东中西三大区域(东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南,西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆)全面探究人口结构变动对用水量产生的直接和间接影响;②在分析人口结构变动与用水量线性关系的基础上,尝试利用门槛模型探究人口结构变动过程中对用水量的非线性影响,为不同区域实现人水和谐发展提供决策依据。

2 机理分析

现有文献分析表明,影响用水量的因素涉及到社会经济和生态环境的各个方面,但本文主要基于人口结构变动视角研究用水量的影响因素,因此,机理分析着重梳理人口结构变动对用水量的影响机理。

2.1 人口城乡结构对用水量影响机理

城镇能为人类发展提供良好的工作待遇、教育医疗等资源,导致农村居民向往城镇生活。农村居民家庭用水设施较少,而城镇居民生活中洗衣机、淋浴、马桶等用水量大的设备设施配套完善,从而导致城镇居民生活用水量远高于农村;另外,城镇

居民优越的生活方式对农村居民具有“示范效应”,深刻地改变着农村居民的生活方式,进而提高了农村用水量。同时,由于农村居民生活、生产用水成本低,导致节水习惯较差,在移居城镇后也将加剧人水矛盾。但是,随着城乡节水技术和节水设施普及和阶梯水价等市场机制的实施,城乡居民用水量也将出现下降。

2.2 人口年龄结构对用水量影响机理

生命周期假说将人的一生分为少年时期、中年时期和老年时期三个时间阶段,少年阶段收入水平低,存在超前消费,个人消费受到抑制;中年阶段收入增加,但由于偿还年轻时负债和为老年生活进行储蓄,中年用于消费的收入也会较低;老年时期,个人收入下降,但中年时期的储蓄将使老年时期消费水平呈上升趋势。另外,随着社会医疗水平和福利政策的提高,老龄人口相比青壮年人群拥有更多的时间去追求舒适的生活和娱乐,参加更多的社会经济活动,导致人口老龄化可能不会带来用水量的下降。

2.3 人口消费结构对用水量影响机理

随着居民收入增加,居民消费由最初的生存性消费(如谷物、衣服等)逐渐转向发展型或享受型消费(如肉类、咖啡、汽车等)及高端娱乐消费,消费结构转变使用水量高的经济作物种植量增加,而肉类产品多由家畜通过消耗大量的谷物转换而来,农产品用水量增加。另外,咖啡、汽车等享受型产品在生产过程中也加大了虚拟水的消耗,间接增加社会经济发展中的用水量。但是,消费者在产品消费过程中也给生产者带来了激烈的市场竞争,促使生产者加快产品生产过程中的技术革新,提高资源利用效率,这对降低用水量有一定的促进作用。

2.4 人口就业结构对用水量影响机理

人口就业结构是随着产业结构的变化而变化的。从产业用水量来看农业用水效率低、用水量大,随着农业节水技术和机械化程度提高,农业用水量呈下降趋势;工业用水效率相较农业有所提高,但由于重工业、化工等工业用水量大、水污染严重,导致工业用水量将持续增长;目前中国还没有独立的第三产业用水量数据,但由国外发展经验可知,第三产业在三次产业中用水效率最高,但是,餐饮和住宿作为第三产业中用水量最大的两个行业,

随着居民对餐饮和旅游的需求增加,第三产业用水量可能呈增长态势。另外,人口就业结构也取决于相应行业的需求,如果就业人数超出或低于最佳人数,则可能出现水资源浪费现象。但随着技术进步和节水设施普及,三次产业用水效率均能提高,用水总量整体将呈下降趋势。

2.5 人口教育结构对用水量影响机理

一部分学者认为居民受教育水平越高,对资源的保护意识就越强,有利于实现节水生产和消费。但是,也有学者认为受教育水平越高越倾向于高端消费,如游泳、高尔夫等,造成用水量增加。另外,部分学者还通过情景分析发现,居民受教育水平对用水量的影响可能不显著,居民节水意识暂时无法促进用水量下降。可见,人口教育结构对用水量的影响在学术界还未得到统一,本文将对此进行论证。

2.6 其他因素对用水量影响机理

根据文献梳理发现,人口增长直接增加水资源需求,但可能存在规模效应使人口增长对用水量需求的增幅下降;另外,水资源禀赋高容易产生“水资源取之不尽用之不竭”的假象,导致用水量增加;而随着社会经济发展、节水技术、设施和政策逐渐完善,以及用水效率较高的第三产业占比增加都将有效抑制用水量增加。

3 模型设置及数据来源

3.1 IPAT 等式及 STIRPAT 模型

经典的 IPAT 等式是 20 世纪经过西方学者反复讨论并通过验证的公式,主要用来考察人类活动对环境的影响,公式表示为:

$$I = P \times A \times T \quad (1)$$

式中 I 为环境负荷; P 为人口规模; A 为人均 GDP; T 为单位 GDP 的环境负荷,该公式构建了人文因素与环境影响之间的账户恒等式^[28, 29]。经典 IPAT 等式具有简单、系统和健全的特点^[30]。但是,由于经典 IPAT 等式将人文因素与环境影响解释为简单的比例关系,并不能真实反映实际情况,基于这种情况,York R 等^[29]在原有恒等式的基础上进行拓展,得到以人口规模、富裕程度和技术进步为主要变量的随机回归模型,即 STIRPAT 模型,其公式表示如下:

$$I = a \times P^{\beta_1} \times A^{\beta_2} \times T^{\beta_3} \times \varepsilon \quad (2)$$

式中 a 为该模型的常数项; β_1 、 β_2 、 β_3 分别为 P 、 A 、 T 的

2018年4月

指数项; ε 为随机误差项。若 $a=\beta_1=\beta_2=\beta_3=\varepsilon=1$,则STIRPAT模型将被还原为经典IPAT等式。借鉴经济学中弹性分析的方法,对公式(2)两边进行对数化处理,得到以下公式:

$$\ln I = a + \beta_1 \ln P + \beta_2 \ln A + \beta_3 \ln T + \varepsilon \quad (3)$$

根据上述文献中涉及到的人口结构变动对用水量的分析,在STIRPAT模型的基础上拓展出本文的计量模型,表达式为:

$$\ln W_{it} = a + \beta_1 \ln W_{it-1} + \beta_{n+1} \ln \rho_{it} + \varepsilon + \omega_{it}^* \quad (4)$$

式中 i 为全国31个省级单位; t 为年份; β_{n+1} 为各参数系数; $\ln W$ 为用水量; $\ln \rho_{it}$ 为影响用水量的变量集,包括: $\ln P$ 表示人口规模, $\ln UP$ 表示人口城乡比重, $\ln AP$ 表示人口年龄结构, $\ln RP$ 表示人口就业比重, $\ln EYP$ 表示地区人口教育程度, $\ln EGE$ 表示人口消费结构, $\ln PW$ 表示水资源禀赋, $\ln PGDP$ 表示社会经济发展程度, $\ln IS$ 表示产业结构, $\ln WGDP$ 表示万元GDP用水量; ε 为随机误差项; ω^* 为面板模型的固定效应。另外,引入前期用水量 $\ln W_{it-1}$ 反映用水惯性,检验前期用水量对本期的影响。

3.2 系统GMM估计

系统GMM估计法是一种比较成熟的方法,其产生和发展过程不再赘述。采用系统GMM估计法主要是因为其能够控制模型中变量之间可能存在的内生性和异方差问题,系统GMM能够在估计时对模型进行差分处理,从而使模型中外生变量的滞后项作为相应的工具变量,达到一致有效估计的目的。其他计量回归模型,如OLS、变截距固定效应等模型的原假设仅仅是简单地将自变量与误差项的协方差为零且不存在异方差,不能有效解决变量的内生性和异方差问题。而本文在数据处理时发现,自变量之间可能会存在内生性问题,如人口城乡结构、人口消费结构、人口教育结构等可能同时被社会经济发展水平决定;另外,误差项也可能存在序列相关性,而非独立同分布,从而导致最终估计结果产生有偏性和不一致性,各自变量的参数也可能出现偏差。基于上述原因,文章采用系统GMM估计法,以得到较准确的估计结果。

系统GMM估算过程中,需要对模型的适当性和工具变量的有效性进行检验,检验包括两个方面:首先,利用差分法检验模型的适当性,先对模型

进行一阶差分,然后利用一阶差分的残差 n 阶序列自相关的统计量 $m(n)$ 来判别工具变量的有效性,其原假设是无序列相关,且服从渐近正太分布。若检验存在一阶序列相关,则进行二阶或更高阶进行检验,以此类推,直到差分残差不存在序列相关,表示模型设置正确。其次,运用Hansen/Sargan估计(J 统计量)检验工具变量是否过度识别,若原假设无过度识别,则服从渐近卡方分布,工具变量个数与参数个数之差为自由度。

3.3 门槛模型

本文在系统GMM估计基础上,采用Hansen BE的门槛面板模型^[31],进一步检验人口结构变动和非人口结构因素在各自作用下与用水量之间是否存在非线性关系。门槛模型原理是选取一个变量作为门槛值,在回归模型中加入门槛值,建立分段函数,并通过模型估算门槛值。门槛模型首先需要检验门槛的存在性,然后在门槛存在的基础上估算出相应的门槛值及门槛依赖变量系数,从而证明非线性关系和门槛效应的存在。

3.4 变量说明及数据来源

(1)被解释变量。用水量($\ln W$),采用各省用水总量表示。数据来源于2000—2016年《中国水资源公报》^[32]。

(2)解释变量。人口结构主要指人口的自然结构、社会经济结构和空间结构,包括人口城乡结构、年龄结构、就业结构、教育结构、消费结构等^[33]。另外,根据前人对用水量影响因素研究成果^[34],本文将引入人口规模、气候环境、经济发展、产业结构和技术进步等变量。各变量说明见表1。

由于数据获取困难,本次研究不包括香港、台湾和澳门。

4 实证结果及分析

本文采用Xtabonds2程序和Stata13.0对全国及东中西部动态面板数据进行系统GMM估计。表2为中国31个省份2000—2016年数据的估计结果,包含OLS、固定效应(FE)和系统GMM。三种模型估计结果中OLS与固定效应模型中的自变量弹性系数显著性最高,而系统GMM的估计结果则大为不同。这与上文模型分析相一致,OLS仅假设自变量与误差项不相关,但实际上人口结构变动可能被

表1 解释变量指标说明及数据来源

Table 1 Explanatory variable indicator description and data source

变量名	变量代码	指标说明	数据来源
人口结构变量	人口城乡结构 lnUP	采用各省年末城镇常住人口比重表示	2001—2017年《中国人口和就业统计年鉴》 ^[36] 、《中国农村统计年鉴》 ^[37] 、《中国统计年鉴》 ^[38] 及各省份统计年鉴
	人口年龄结构 lnAP	采用各省65岁以上老龄人口比重表示	
	人口就业结构 lnRP	采用第一产业人口比重,即农林牧渔从业人口表示	
	人口教育结构 lnEYP	采用城乡居民受教育程度 ^{[35]*} 表示	
	人口消费结构 lnEGE	采用各省城乡恩格尔系数表示	
非人口结构变量	人口规模 lnP	借鉴李超等 ^[33] 对人口自然结构的定义,同时考虑到人口规模变化是驱动水资源消耗增加的直接因素,将人口规模作为解释变量进行回归,采用各省年末人口数表示	
	气候环境 lnPW	气候环境能够直接决定地区水资源是否丰沛,故采用地区水资源禀赋表示气候环境	
	社会经济发展 lnPGDP	人均GDP表示地区社会经济发展程度表示	
	产业结构 lnIS	采用第三产业产值占比表示产业结构变动表示	
	技术进步 lnWGDP	技术进步对用水量的影响直接体现在经济增长过程中水资源产生的价值,用万元GDP用水量衡量技术进步程度表示	

注:*借鉴文献[35]提出的劳动力平均受教育年限进行近似计算各省人口受教育程度,具体算法是将小学、初中、高中和大专及以上学历的受教育年限分别设定为6年、9年、12年和16年,所以各省居民受教育程度计算公式为:lnEYP=6×小学人口比重+9×初中人口比重+12×g高中人口比重+16×大专及以上学历人口比重。自2001年起,大专及以上学历数据细分为大专、本科、研究生,本文统一放入大专及以上学历人口比重中,教育年限仍取16年。

表2 全国动态面板系统GMM估计结果及稳健性检验

Table 2 GMM estimation results and robustness test of the national dynamic panel system

自变量	OLS		固定效应FE		系统GMM	
	Coef.	T Statistics	Coef.	T Statistics	Coef.	T Statistics
lnW _{t,t-1}	0.539***	18.030	0.549***	25.600	0.978***	92.890
lnP	0.458***	15.040	0.450***	20.980	0.018*	1.680
lnUP	0.056***	3.790	0.058***	3.560	0.027	1.390
lnAP	0.111***	10.770	0.122***	10.560	0.042***	2.690
lnRP	0.035***	4.480	0.038***	5.350	-0.007	-0.900
lnEYP	-0.163***	-5.560	-0.171***	-6.660	-0.053	-1.540
lnEGE	-0.038***	-3.220	-0.072***	-4.450	-0.020	-0.770
lnPW	0.004**	2.030	0.005***	2.750	0.001	0.750
lnPGDP	0.423***	14.750	0.409***	19.110	0.001	0.140
lnIS	-0.069***	-4.450	-0.043***	-2.910	-0.041**	-2.150
lnWGDP	0.458***	15.380	0.450***	20.980	0.020*	1.910
_cons	-7.989***	-14.100	-7.802***	-19.960	—	—
A-R ²	0.998		0.998		—	
AR(1)	—		—		0.000	
AR(2)	—		—		0.278	
Sargan test	—		—		0.911	

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

同时决定,即存在内生性。另外,虽然固定效应模型能够控制没有观察到的用水量异质性,但依然无法解决变量间内生性的问题。并且OLS和固定效应不存在异方差的原假设违背社会经济发展规律,导

致二者的回归结果有偏。而系统GMM模型则能够解决上述问题,模型一阶差分的二阶序列相关接受原假设,即不存在序列相关;而萨甘检验(Sargan test/ J统计量)的P值为0.911,接受原假设(不存在

2018年4月

过度识别),表明该动态面板模型设置合理。因此,下文实证分析部分将根据系统GMM估计结果进行。

4.1 全国实证分析

从人口因素的视角来看,对用水量影响的弹性系数较大的是人口教育结构(-0.053),其次是人口年龄结构(0.042)、人口城乡结构(0.027)、人口消费结构(-0.020)和人口就业结构(-0.007),人口规模作为非人口结构因素对用水量的弹性系数较小(0.018),但仅人口年龄结构和人口规模的弹性系数显著。上述结果表明:

(1)人口年龄结构对用水量的弹性系数显著为正,这与前文人口年龄结构机理分析相一致,即得益于中年时期的储蓄,老年时期消费水平将呈上升趋势,用水量也将增加。另外,随着医疗、生活水平提高,中国男女寿命分别由1990年的66.84岁和70.47岁提高至2015年的73.64岁和79.43岁,而男女的退休年龄分别为60岁和55岁,导致在完善的退休养老机制和福利制度下,退休老人将比中青年人群拥有更多的时间参加文化娱乐、旅游等社会活动,也可能增加用水量;而老龄人口社会活动将促进第三产业发展^[39],尤其是住宿、餐饮、旅游等第三产业中高耗水行业的发展^[8],从而进一步加剧用水量增加。

(2)人口数量增长显著增加用水量,这与其他学者的研究成果相似。

(3)城镇人口增加对用水量的弹性系数为0.027,但不显著。这可能因为城镇良好的医疗、教育资源和就业机会吸引大量的农村居民,而农村居民的用水习惯,以及城镇相较农村完善的生活设施(如洗衣机、卫生洁具等)都将使城镇用水量随着农村人口迁入而快速增加;另外,全面推进小康社会过程中,城镇居民优越的生活条件对农村居民具有一定的“示范效应”,深刻地改变着农村居民的生活方式,进而增大了对用水量贡献。但是,在技术创新推动下,城乡节水技术、设施逐渐普及,提高了城乡用水效率,在一定程度上抑制了城乡用水量增加,从而使自变量弹性系数虽然为正,但不显著。

(4)人口就业结构的弹性系数为-0.007且不显著,表明农业人口增加不能显著降低用水量。可能

因为虽然目前中国农业机械化程度逐渐提高,但由于从事农业生产的人口持续下降,导致农业生产过程中对用水量控制不足,从而产生一定浪费,增加劳动人口可以缓解浪费;但是,农业转移人口大多转向用水效率高的第三产业,增加农业劳动人口可能间接降低用水效率,增加用水量。

(5)人口教育结构与用水量之间呈负相关性,意味着提高人口受教育水平能够抑制用水量增加,可惜抑制作用不明显。可能因为受教育水平高虽然对水资源保护意识强,且更容易接受家庭节水技术、设施。但是,居民教育程度高也意味着对生活品质要求较高,易产生用水量高的消费(如游泳),造成用水量增加,最终导致居民教育程度提高不能显著抑制用水量增加。

(6)人口消费结构变动对用水量的弹性影响系数为-0.020,即用水量随着恩格尔系数增加而下降,表明居民高端消费将引起用水量增加,如汽车、电脑等高端产品生产过程中使用的水资源远高于食品等生存性产品。令人欣慰的是居民增加高端消费对用水量的促进作用不明显,可能因为工业产品和服务业的用水效率高于农业,导致同产值下工业、第三产业用水量小于或等于农业。

其他非人口结构变量分析:

(1)上期用水量对本期用水量正向影响的弹性系数最大(0.978),表明社会经济发展过程中用水量具有一定的延续性,降低用水量是一个循序渐进的过程。

(2)气候环境对用水量的弹性系数为0.001,但不显著。说明气候环境对用水量影响不明显,但仍要警惕其他学者的研究结论——水资源禀赋高的地区用水量大,在水资源禀赋高的地区要引导居民和企业合理用水、提高用水效率。

(3)社会经济发展水平与用水量呈正相关性,但不显著。意味着社会经济发展将增加用水量的需求,但随着社会进步,节水技术创新速度加快,社会生产和居民生活过程中用水效率提高,使用水量随着社会经济发展的增幅不明显。

(4)产业结构调整能够显著降低用水量,即提高第三产业比重有助于降低用水量。表明第一二产业向第三产业转变有利于抑制用水量增加,也进

一步说明第三产业用水效率高。

(5)万元GDP用水量的弹性系数在10%水平下显著为正,即万元GDP用水量增加将扩大对水资源的需求,由于学者已证明技术进步能够有效降低万元GDP用水量,也意味着技术进步能够降低用水量。

系统GMM模型稳健性检验。由于模型回归过程中涉及的影响用水量指标较多,为保证回归结果的准确性,本文通过指标替换的方法对模型进行稳健性检验。考虑到目前中国人口规模较稳定,而居民消费随着社会经济发展在规模和结构上均发生巨大变化,因此,本文利用居民消费水平替代人口消费结构对模型进行稳健性检验。将居民消费水平代入系统GMM模型,估计结果如表3所示,模型一阶差分的二阶序列相关接受原假设,萨甘检验

(Sargan test/ J统计量)的P值为0.981,表明该动态面板模型设置合理;各自变量弹性系数的方向与原系统GMM估计保持一致,意味着原系统GMM模型设置是稳健的。

4.2 区域对比分析

本文在全国分析的基础上,进一步对比分析东中西部三大区域人口结构变动对用水量影响的弹性系数,东中西部系统GMM估计结果如表4所示。结果表明:

(1)东部人口结构变动过程中城乡结构和就业结构对用水量影响的弹性系数显著为正,而消费结构显著为负。东部人口城乡结构和消费结构对用水量的影响方向与全国一致,而人口就业结构相反,可能因为东部大量农业人口转向用水效率更高

表3 系统GMM模型稳健性检验结果

Table 3 Robustness test results of GMM model system

自变量	$\ln W_{it-1}$	$\ln P$	$\ln UP$	$\ln AP$	$\ln RP$	$\ln EYP$	$\ln EGE$	$\ln PW$	$\ln PGDP$	$\ln IS$	$\ln WGDP$
Coef.	0.987***	0.010	0.030	0.043**	-0.004	-0.045	-0.025	0.001	0.014	-0.029	0.012*
T Statistics	132.820	1.410	1.560	2.890	-0.490	-1.400	-1.560	0.620	1.080	-1.420	1.790
AR(1)	0.000										
AR(2)	0.261										
Sargan test	0.981										

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

表4 各区域动态面板系统GMM估计结果

Table 4 GMM estimation results of dynamic panel systems in each region

自变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	Coef.	T Statistics	Coef.	T Statistics	Coef.	T Statistics
$\ln W_{it-1}$	0.998***	51.260	0.957***	19.990	0.982***	41.370
$\ln P$	-0.014	-0.860	-0.015	-0.280	0.025	0.890
$\ln UP$	0.065**	1.970	-0.090	-1.330	0.061	1.010
$\ln AP$	-0.016	-0.620	0.076	0.720	0.039	0.800
$\ln RP$	0.036**	2.510	-0.035	-0.630	0.026	0.590
$\ln EYP$	-0.133	-1.340	-0.050	-0.220	-0.107	-0.980
$\ln EGE$	-0.121*	-1.720	-0.000	-0.000	-0.117	-1.450
$\ln PW$	-0.009*	-1.660	-0.027*	-1.700	0.009**	2.060
$\ln PGDP$	0.042**	1.970	0.078*	1.560	-0.004	-0.180
$\ln IS$	-0.010	-0.230	-0.064	-0.980	-0.014**	-0.270
$\ln WGDP$	0.034	1.330	0.080	1.450	0.028	1.010
AR(1)	0.000		0.000		0.000	
AR(2)	0.488		0.147		0.864	
Sargan test	0.969		0.357		0.619	

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

2018年4月

的第二和第三产业,如果增加农村就业人口将间接降低产业用水效率,增加用水量。东部非人口结构因素中上期用水量(0.998)和经济发展水平(0.042)显著促进用水量增加,且影响方向与全国一致,而东部气候环境的弹性系数显著为负(-0.009),但与全国相反,这因为东部水资源禀赋仅为中西部70%和10%,较低的水资源禀赋使居民和企业形成了良好的节水习惯,因此,随着东部水资源禀赋提高不会增加用水量。

(2)中部人口结构变动对用水量的弹性系数均不显著,其他因素中上期用水量(0.957)、经济发展(0.078)和气候环境(-0.027)的弹性系数分别显著为正和负;非人口结构因素的弹性系数与东部一致,不再解释。

(3)西部人口结构变动的弹性系数也不显著;而其他因素中上期用水量(0.982)和气候环境(0.009)的弹性系数均显著为正,产业结构调整的弹性系数显著为负(-0.014),这与全国估计结果相一致,此处不再赘述。

对比分析东中西部估计结果发现:

(1)人口结构变动过程中仅东部人口城乡结构、人口就业结构和人口消费结构对用水量影响显著,中西部均不显著。表明中西部人口结构变动对用水量的影响不明显,可能因为中西部仍处于社会经济高速发展阶段,用水量受经济发展、气候环境、产业结构调整影响更明显。

(2)从人口结构弹性系数值来看,东部城乡人口结构变动对用水量影响最大,比弹性系数同为正的西部高出0.1个百分点,进一步验证了东部城镇作为全国流动人口主要聚集地区,2015年东部地区流动人口占全国流动人口的74.7%(来源于《中国流动人口发展报告2016》),提高东部城镇人口将显著增加用水量。中西部人口老龄化弹性系数为正,东部为负,主要因为东部经济发达、节水设施完善,能够满足老龄人口社会活动过程中的节水需求;而中西部地区节水设施有待完善,节水设施无法承载老龄人口社会活动,导致中西部老龄人口增加扩大了用水量需求。东中西部人口教育水平提高可能抑

制用水量增加,东部抑制作用最强,中部最弱,这主要因为东部高素质人才聚集度高与中西部。在人口消费结构方面,东中西部均能够降低用水量增加,这与全国回归结果相似,表明中国在实施扩大居民消费政策时需要居民高端消费进行引导或抑制。

(3)非人口结构变量对比分析发现,中部弹性系数均比东部大,表明经济发展转向高质量发展阶段的东部地区用水量受经济发展、产业结构调整等因素的影响比中部弱,东部用水量主要受制于人口结构变动。

4.3 门槛效应分析

根据系统GMM估计结果,中国老龄人口成为人口结构变动过程中对用水量影响最大人口因素,并且对不同区域的影响可能存在差异性。另外,非人口因素考察过程中,产业结构调整对用水量的影响最大。因此,本文将在模型(4)的基础上构建门槛模型,分别检验人口老龄化和产业结构调整与用水量之间的非线性关系,模型设置如下:

$$W_{it} = \mu_{it} + \theta x_{it} + \eta_1 \ln \phi_{it} I_{it}(\text{thr } r_{it} \leq \gamma_1) + \eta_2 \ln \phi_{it} I_{it}(\text{thr } r_{it} > \gamma_2) + \varphi_{it} \quad (5)$$

式中 x_{it} 为影响被解释变量的控制变量集,包括模型(4)中的人口结构和其他因素; θ 为相应的系数变量;门槛依赖变量 $\ln \phi_{it}$ 分别是人口年龄结构和产业结构; η 为门槛依赖变量系数; $I(\cdot)$ 为指标函数; thr 为门槛变量分别包括人口年龄结构和产业结构; γ 为待估门槛值; φ_{it} 为模型随机扰动项。双重门槛模型或者多重门槛可在模型(5)的基础上扩展得到。

首先,检验模型是否存在门槛及门槛个数。针对人口年龄结构和产业结构的门槛依赖变量分别进行无门槛、单一门槛、双重门槛的原假设检验¹⁾,然后,利用“自抽样法”(Bootstrap)和最小二乘似然比统计量LR估算相应P值和临界值(如表5)。

通过模型门槛存在性检验可知,人口年龄结构和产业结构在各自作用下对用水量存在门槛效应。从检验结果来看,人口年龄结构在自身作用下对用水量的单一门槛和双重门槛在1%水平下显著,三重门槛在10%水平下显著;而产业结构的单一门槛和双重门槛均在5%水平下显著,三重门槛

1) 三种情景下的假设分别设定为无门槛(原假设)和单一门槛(备择假设)、单一门槛(原假设)和双重门槛(备择假设)、双重门槛(原假设)和三重门槛(备择假设)。

表5 人口年龄结构、产业结构门槛存在性检验

Table 5 Existence check of age structure and industrial structure threshold

门槛依赖变量及门槛顺序	lnAP			lnIS		
	单一	双重	三重	单一	双重	三重
F值	18.621***	7.250***	6.168*	8.194**	9.302**	4.534
P值	0.003	0.007	0.083	0.050	0.043	0.333
1%临界值	13.936	5.975	12.671	11.584	13.405	16.935
5%临界值	7.927	3.957	7.531	8.460	9.794	12.977
10%临界值	5.615	2.593	5.343	6.180	7.779	10.570

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

不显著。因此,本文将基于双重门槛分析人口年龄结构和产业结构对用水量的影响。基于此,利用最小二乘似然比统计量分别估算出人口年龄结构和产业结构门槛值和95%置信区间,如表6所示。

门槛模型回归结果如表7所示:①老龄人口比重增加将导致用水量增加,弹性系数(0.174,0.150,0.139)呈阶段性下降趋势,但降幅收窄,第一阶段降幅达到24个百分点,第二阶段降幅缩小至11个百

分点。2016年中国31个省份中仅西藏还未跨越第一个门槛,其他省份均已跨越第二个门槛;②提高第三产业比重能够抑制用水量增加,抑制作用呈“U”型走势,且第三阶段的抑制作用强于第一阶段。2016年仅北京和上海跨越第二门槛,而天津、山西、辽宁、黑龙江、江苏、浙江、广东、海南、重庆、西藏、甘肃处于第二阶段,其他省份则仍未跨越第一门槛。

表6 人口年龄结构、产业结构门槛值及95%置信区间

Table 6 Age structure, industry structure threshold and 95% confidence interval

门槛依赖变量	lnAP		lnIS	
	γ_1	γ_2	γ_1	γ_2
门槛值	1.696	1.859	3.869	4.130
95%置信区间	[1.642, 1.740]	[1.771, 2.558]	[3.431, 4.060]	[4.018, 4.236]

表7 人口年龄结构、产业结构门槛面板模型回归结果

Table 7 Regression results of age structure and threshold panel model of industrial structure

门槛依赖变量	lnAP		门槛依赖变量	LnIS	
	Coef.	T Statistics		Coef.	T Statistics
lnW _{t-1}	0.543***	25.780	lnW _{t-1}	0.619***	28.240
lnP	0.460***	21.620	lnP	0.391***	17.390
lnUP	0.056***	3.440	lnUP	0.077***	4.140
lnRP	0.052***	8.200	lnRP	0.026***	3.290
lnEYP	-0.141***	-5.430	lnEYP	-0.129***	-4.500
lnEGE	-0.080***	-5.060	lnEGE	-0.051***	-2.900
lnPW	0.005***	3.010	lnPW	0.004**	2.270
lnPGDP	0.415***	19.670	lnPGDP	0.332***	15.350
lnWGDP	0.453***	21.490	lnWGDP	0.370***	17.180
lnAP ₁	0.174***	10.950	lnIS ₁	-0.012*	-0.560
lnAP ₂	0.150***	10.900	LnIS ₂	-0.008*	-0.410
lnAP ₃	0.139***	11.480	LnIS ₃	-0.020*	-1.080
_cons	-8.206***	-20.930	_cons	-6.509***	-16.280

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

2018年4月

上述现象表明,中国人口老龄化促进用水量增加,但随着老龄人口比例增加促进作用呈下降趋势,可能由于国家一方面,不断出台严格的水资源保护政策,并通过价格、水权交易等手段调节用水量;另一方面,国家近年来也不断完善基础设施等硬件,以提高企业、居民的用水效率,从而使老年人在参加社会活动的过程中降低用水量。虽然2016年全国仅西藏处于门槛第一阶段,其他省份老龄人口对用水量的影响已进入第三阶段,但对用水量的弹性系数依然大于其他人口结构因素,因此,国家仍需要从政策层面尽快扭转人口老龄化对用水量的影响方向。

提高第三产业比重有利于抑制用水量增加,主要得益于第三产业用水效率远高于一二产业,并且第三产业比重增加往往代表社会经济高度发达、节水技术成熟、节水设施完善,社会的用水效率大幅度提高。而第三产业在门槛第二阶段时抑制效应出现下降,比较合理的解释是第三产业的高附加值使其发展存在一定程度的“野蛮生长”,即第三产业发展至第二阶段时,由于政策配套和硬件设施无法满足其发展需求,减弱了第三产业对用水量的抑制效应。但是,第三产业经历“野蛮生长”后在国家和行业协会的规范下有序发展,其对用水量的抑制效应也超过第一阶段。针对处于第三产业发展处于第一阶段的省份应该制定超前的政策,避免进入抑制效应减弱的第二阶段;而处于第二阶段的省份应尽快完善政策及硬件配套,使第三阶段提前实现。

5 结论及建议

5.1 结论

本文利用系统GMM模型和门槛模型对中国31个省份2000—2016年人口结构变动对用水量影响进行研究分析,得出以下结论。

(1)全国层面,人口结构因素中人口老龄化对用水量的弹性系数最大(0.042),其他人口结构变动对用水量影响不显著,意味着城镇化进程不一定引起用水量需求增加,而现阶段增加农村就业人口、提高居民受教育程度和抑制高端消费对降低用水量的作用也不显著。非人口结构因素中,上期用水量对本期用水量正向影响的弹性系数最大(0.978);万元GDP用水量增加将扩大对水资源的需求,即技

术进步能够有效降低水资源需求;人口规模变化对用水量的弹性系数为0.018,且显著;产业结构调整过程中,提高第三产业占比有利于抑制用水量增加(-0.041);社会经济发展和水资源禀赋虽然提高了用水量,但回归结果不显著。

(2)区域对比分析,东部用水量受人口结构变动影响大于其他因素,高端消费(恩格尔系数下降)、人口城镇化和农业劳动人口每提高1个百分点将分别导致用水量增加12.1、6.5和3.6个百分点;人口老龄化和居民教育程度提高有可能抑制用水量,但不显著;非人口结构中仅水资源禀赋的弹性系数与全国在符号上不一致,其他变量与全国方向一致。中西部人口结构变动暂时不能显著影响用水量,中部非人口结构因素的弹性系数在方向上和符号上与东部一致;西部与东中部不同的是水资源禀赋的弹性系数显著为正(0.009),产业结构的弹性系数显著性高于东中部(-0.014)。

(3)门槛分析,基于人口年龄结构和产业结构的双重门槛回归表明,人口老龄化在自身作用下对用水量的弹性系数分别是0.174、0.150、0.139,呈阶段性下降,但降幅逐渐收窄分别为0.24、0.11;2016年全国仅西藏未跨越第一门槛值,其他省份均已跨越第二个门槛值。第三产业作为门槛依赖变量和门槛变量时,第三产业对用水量的弹性系数分别是-0.012、-0.008、-0.020,抑制效应呈“U”型走势,但第三阶段的抑制作用强于第一阶段;2016年仅北京和上海跨越第二门槛,而天津、山西、辽宁、黑龙江、江苏、浙江、广东、海南、重庆、西藏、甘肃处于第二阶段,其他省份则仍未跨越第一门槛。

5.2 建议

基于以上结论,提出以下建议。

(1)针对人口结构变动对用水量的影响:①适度延长退休年龄,延迟退休人口增加对用水量的冲击,同时引导、邀请老年人适当参加节水等有意义的社会公益活动;②制定合理的城镇流动人口政策,避免城镇人口爆炸式增长而超出城镇基础设施承载力,同时加强资源节约型城镇建设,推广低用水的家庭设备;③提高全民受教育水平,强化公众节水意识和企业节水行为,使意识形态在建设节水型社会过程中发挥显著影响;④引导居民消费方式

的合理转变,提高高端消费产品中的低用水量和高品质的产品比例,反对高耗水消费,形成节水的消费意识和观念;⑤根据各产业发展和生产的需要合理配置社会人力资源,充分利用工艺改进和技术创新实现各产业的节水生产。

(2)尽快实现经济高质量发展,推动质量变革、效率变革和动力变革,充分发挥技术创新在经济发展中的作用,提高经济发展过程中的资源利用效率。另外,进一步推动第一二产业向第三产业逐步升级,同时,加强第一产业节水灌溉技术和作物改良工作,实现第二产业自身内部的结构优化,发展附加值高、用水量低的高新技术产业。

(3)各地区在降低用水量过程中,要根据影响用水量的主要因素,有针对性的制定和实施节水政策。同时,加强区域间协调发展,提高技术转移速率和共享程度,为全面建设节水社会和生态文明建设提供有力支撑。

(4)对于人口年龄结构未跨越第一门槛值的西藏应积极利用国家的政策扶持,加快节水基础设施建设,保护高原水环境,尽快实现跨越第二门槛值;对于产业结构已跨越第二门槛值的省份,要通过技术溢出效应,向处于第一和第二阶段的省份输入先进的生产工艺、管理理念,避免处于第一阶段省份在产业调整过程中对用水量的抑制效应下降,同时帮助第二阶段的省份提高第三产业对用水量的抑制效应。

参考文献(References):

- [1] Kundzewicz Z W, Krysanova V, Benestad R E, *et al.* Uncertainty in climate change impacts on water resources [J]. *Environmental Science & Policy*, 2018, 79: 1-8.
- [2] Luo P, Zhou M, Deng H, *et al.* Impact of forest maintenance on water shortages: hydrologic modeling and effects of climate change [J]. *Science of the Total Environment*, 2018, 615: 1355-1363.
- [3] Senthilkumar K, Lubbers M T M H, Ridder N D, *et al.* Policies to support economic and environmental goals at farm and regional scales: outcomes for rice farmers in Southern India depend on their resource endowment [J]. *Agricultural Systems*, 2011, 104(1): 82-93.
- [4] 马海良,王若梅,訾永成. 中国省际水资源利用的公平性研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(12): 70-77.[Ma H L, Wang R M, Zi Y C. Fairness analysis of the difference of Chinese provincial water use [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(12): 70-77.]
- [5] Duarte R, Pinilla V, Serrano A. Is there an environmental Kuznets curve for water use? A panel smooth transition regression approach [J]. *Economic Modelling*, 2013, 31(38): 518-527.
- [6] Katz D. Water use and economic growth: reconsidering the Environmental Kuznets Curve relationship [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 88: 205-213.
- [7] Wei J, Wei Y, Western A. Evolution of the societal value of water resources for economic development versus environmental sustainability in Australia from 1843 to 2011 [J]. *Global Environmental Change*, 2017, 42: 82-92.
- [8] 洪思扬,王红瑞,程涛,等. 北京市第三产业用水特征及其发展策略[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(5): 108-116.[Hong S Y, Wang H R, Cheng T, *et al.* Water features and development strategy of tertiary industry in Beijing[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2016, 26(5): 108-116.]
- [9] Doungmanee P. The nexus of agricultural water use and economic development level [J]. *Kasetsart Journal of Social Sciences*, 2016, 37(1): 38-45.
- [10] 秦腾,章恒全,佟金萍,等. 城镇化进程中用水量增长的门槛效应与动态作用机制分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(5): 45-53.[Qin T, Zhang H Q, Tong J P, *et al.* Analysis on threshold effects and dynamic mechanism of water consumption growth in the process of urbanization [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2017, 27(5): 45-53.]
- [11] Brelsford C, Abbott J K. Growing into water conservation? Decomposing the drivers of reduced water consumption in Las Vegas, NV [J]. *Ecological Economics*, 2017, 133: 99-110.
- [12] Ashoori N, Dzombak D A, Small M J. Identifying water price and population criteria for meeting future urban water demand targets [J]. *Journal of Hydrology*, 2017, 555: 547-556.
- [13] Kim S H, Choi S H, Koo J Y, *et al.* Trend analysis of domestic water consumption depending upon social, cultural, economic parameters [J]. *Water Science & Technology Water Supply*, 2007, 7(5): 61-68.
- [14] Willis R M, Stewart R A, Giurco D P, *et al.* End use water consumption in households: Impact of socio-demographic factors and efficient devices [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2013, 60(6): 107-115.
- [15] Rathnayaka K, Maheepala S, Nawarathna B, *et al.* Factors affecting the variability of household water use in Melbourne, Australia [J]. *Resources Conservation & Recycling*, 2014, 92: 85-94.
- [16] Cruz A O D L, Alvarez-Chavez C R, Ramos-Corella M A, *et al.* Determinants of domestic water consumption in Hermosillo, Sonora, Mexico [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 142: 1901-1910.

2018年4月

- [17] Wolters E A. Attitude-behavior consistency in household water consumption [J]. *The Social Science Journal*, 2014, 51(3): 455-463.
- [18] Matos C, Teixeira C A, Duarte A A L S, *et al.* Domestic water uses: Characterization of daily cycles in the north region of Portugal [J]. *Science of the Total Environment*, 2013, 458-460(3): 444-450.
- [19] 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.[Guo W, Zuo Q T, Ma J X. Spatial and temporal change analysis of harmony development among population-water resources-economics in Henan, China [J]. *Resources Science*, 2015, 37(11): 2251-2260.]
- [20] 童玉芬. 北京市水资源人口承载力的动态模拟与分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(9): 42-47.[Tong Y F. Dynamic simulation and analysis to population carrying capacity of Beijing [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2010, 20(9): 42-47.]
- [21] 李焕, 黄贤金, 金雨泽, 等. 长江经济带水资源人口承载力研究[J]. 经济地理, 2017, 37(1): 181-186.[Li H, Huang X J, Jin Y Z, *et al.* Population carrying capacity of water resources in the Yangtze River Economic Belt [J]. *Economic Geography*, 2017, 37(1): 181-186.]
- [22] 徐中民, 程国栋. 中国人口和富裕对环境的影响[J]. 冰川冻土, 2005, 27(5): 767-773.[Xu Z M, Cheng G D. Impacts of population and affluence on environment in China [J]. *Journal of Glaciology and Geocryology*, 2005, 27(5): 767-773.]
- [23] 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.[Yang L, Ding J H. A measurement of population's driving effects on water resources consumption in the progress of urbanization: a case study of Taihu basin [J]. *South China Population*, 2014, 29(2): 72-80.]
- [24] 金巍, 章恒全, 秦腾, 等. 地区差异下居民消费对用水量的影响分析-基于门槛模型的实证研究[J]. 软科学, 2017, 31(6): 51-54.[Jin W, Zhang H Q, Qin T, *et al.* Analysis on impact of household consumption on water consumption in consideration of regional disparity-empirical study based on threshold model[J]. *Soft Science*, 2017, 31(6): 51-54.]
- [25] 童玉芬, 李铮. 人口因素在北京市水资源压力中的驱动作用分析[J]. 人口学刊, 2012, (5): 30-38.[Tong Y F, Li Z. An analysis on what role population factors play for water resource pressure in Beijing [J]. *Population Journal*, 2012, (5): 30-38.]
- [26] 田贵良, 吴茜. 居民畜产品消费增长对农业用水量的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(5): 109-115.[Tian G L, Wu X. Impact of livestock consumption growth on regional water consumption [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2014, 24(5): 109-115.]
- [27] Fan L, Gai L, Tong Y, *et al.* Urban water consumption and its influencing factors in China: evidence from 286 cities [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 166: 124-133.
- [28] Ehrlich P R, Holdren J P. The impact of population growth [J]. *Science*, 1971, 171: 1212-1217.
- [29] York R, Rosa E A, Dietz T. STIRPAT, IPAT and ImPACT: Analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts [J]. *Ecological Economics*, 2003, 46(3): 351-365.
- [30] Dietz T, Rosa E A. Effects of population and affluence on CO₂ emissions [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 1997, 94(1): 175-179.
- [31] Hansen B E. Threshold effect in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [32] 中华人民共和国水利部. 中国水资源公报[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2000-2016.[The Ministry of Water Resources of the People's Republic of China. *China Water Resources Bulletin* [M]. Beijing: China Water & Power Press, 2000-2016.]
- [33] 李超, 倪鹏飞, 万海远. 中国住房需求持续高涨之谜: 基于人口结构视角[J]. 经济研究, 2015, (5): 118-133.[Li C, Ni P F, Wan H Y. The mystery of China's high demand for housing: based on the demographic characteristics [J]. *Economic Research Journal*, 2015, (5): 118-133.]
- [34] 贾绍凤, 王国, 夏军, 等. 社会经济系统水循环研究进展[J]. 地理学报, 2003, 58(2): 255-262.[Jia S F, Wang G, Xia J, *et al.* Research progress in socio-economic water cycle [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2003, 58(2): 255-262.]
- [35] Barro R, Lee J W. International comparison of educational attainment [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3): 363-394.
- [36] 中华人民共和国国家统计局. 中国人口和就业统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001-2017.[National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. *China Population & Employment Statistics Yearbook* [M]. Beijing: China Statistics Press, 2001-2017.]
- [37] 中华人民共和国国家统计局. 中国农村统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001-2017.[National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. *China Rural Statistical Yearbook* [M]. Beijing: China Statistics Press, 2001-2017.]
- [38] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001-2017.[National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. *China Statistical Yearbook* [M]. Beijing: China Statistics Press, 2001-2017.]
- [39] 范洪敏, 穆怀申. 中国人口结构与产业结构耦合分析[J]. 经济地理, 2015, 35(12): 11-17.[Fan H M, Mu H Z. The coupling between population structure and industrial structure of China [J]. *Economic Geography*, 2015, 35(12): 11-17.]

The influence of population structural change on water consumption in urbanization

JIN Wei^{1,2}, ZHANG Hengquan¹, ZHANG Hongbo², KONG Wei²,
MAO Guangxiong², ZHANG Chenjun³, YAN Xiang^{1,4}

(1. School of Business, Hohai University, Nanjing 211100, China;

2. School of Urban and Environmental Sciences, Huaiyin Normal University, Huai'an 223300, China;

3. School of Business Administration, Hohai University, Changzhou 213022, China;

4. Business School of Yancheng Teachers University, Yancheng 224007, China)

Abstract: We used the dynamical system GMM and panel threshold model to analyze the relationship between population structure change and water consumption in 31 provinces of China from 2000 to 2016. We found that the elasticity coefficient of aging population to water consumption is the largest (0.042). Among non-population structure factors, the elasticity coefficient of the water consumption of previous period to this period is the largest (0.978), followed by the water consumption by million CNY of GDP (0.020) and population scale (0.018). Industrial restructuring significantly inhibits water increases (-0.041); other regression results were not significant. Water use in the east is more affected by changes in population structure than other factors. With one percentage point increase in high-end consumption, population urbanization and rural labor force, water consumption respectively increased by 12.1, 6.5 and 3.6 percentage points respectively. Population structure changes in central and western regions did not significantly affect water consumption. The age and industrial structures have a threshold effect on water consumption, and the elastic coefficients are 0.174, 0.150, 0.139 and -0.012 , -0.008 and -0.020 , respectively. In 2016, only Tibet did not cross the first threshold of the population age structure, while other provinces crossed the second threshold. Beijing and Shanghai have crossed the second threshold of industrial structure in 2016, with 11 provinces in the second phase of the threshold, while the other 18 provinces have not crossed the first threshold. It is necessary to reduce the promoting effect of population structural change on water consumption, appropriately extend the retirement age and rationally control urban floating population. Other measures such as guiding residents to form water-saving ideas and achieving coordinated regional development are also needed.

Key words: population structure change; water consumption; urbanization; system GMM; threshold effect; China