

引用格式: 张峰, 程雪. 中国工业用水需求价格弹性测算: 基于联立方程模型[J]. 资源科学, 2022, 44(3): 583-594. [Zhang F, Cheng X. China's industrial water demand price elasticity: Based on simultaneous equations model[J]. Resources Science, 2022, 44(3): 583-594.] DOI: 10.18402/resci.2022.03.12

中国工业用水需求价格弹性测算 ——基于联立方程模型

张峰, 程雪

(山东理工大学管理学院, 淄博 255012)

摘要: 水生态文明建设下, 工业用水价格的有效调控关系到水资源管理成效的质量。基于2003—2019年的省级年度面板数据, 利用联立方程解决内生性问题, 估算中国工业用水需求的价格弹性。研究发现: ①三阶段回归结果估计所得工业用水需求的价格弹性为-2.329, 验证了工业企业的用水需求对价格变化较为敏感, 即工业水价上涨, 工业企业的用水需求将会呈现更为显著的下降; ②当前水价存在一定程度的扭曲, 提升水价的杠杆作用可显著缓解工业用水需求的紧张度; ③分区域回归结果表明, 不同区域的工业用水价格弹性存在显著差异, 总体上呈现“西部>东部>中部”的宏观空间分布格局; ④进一步分析发现, 产业结构不合理、经济发展水平因素与水价不成正比, 需求量不能完全决定价格, 水价难以正确反映水资源价值等问题, 抑制了东、中部地区工业水价经济杠杆作用的发挥。本文可为中国工业水价政策制定和水资源管理机制改革提供参考依据。

关键词: 工业用水; 水价; 需求价格弹性; 内生性; 联立方程模型

DOI: 10.18402/resci.2022.03.12

1 引言

党的十八大以来, 中国对生态文明建设和绿色发展的重视程度空前, 而水资源作为基础性自然资源和战略性经济资源, 在生产和生活中发挥着不可替代的作用。近年来, 随着城镇化进程的加快和经济的快速发展, 水环境污染、水资源短缺等问题已成为生态文明建设和绿色发展的瓶颈^[1,2]。新时期, 习近平总书记提出了“节水优先、空间均衡、系统治理、两手发力”新的治水思路。同期, 国家发改委发布《关于创新和完善促进绿色发展价格机制的意见》, 旨在充分运用市场化机制, 完善绿色发展价格体系。水价作为水资源价值的重要体现, 是激励节水、解决水资源配置和利用的主要经济手段^[3,4]。从过去来看, 水价存在一定程度的扭曲, 无法有效传导水资源稀缺性的信号, 更难以有效发挥资源配置的

作用。供水体系大致经历了从“福利水”性质的无偿供水到低标准“水费”的低价供水, 再到“商品水”性质按“水价”供水三大重要阶段, 且在此过程中, 全国水价逐步上涨^[5]。价格机制是市场机制的核心, 估算工业用水需求价格弹性有利于工业水价的灵活调控, 对于推进水生态文明建设, 实现水资源绿色发展有着重要意义。

用水价格弹性研究是需求侧管理研究的重要内容, 但其研究在国内起步较晚且主要集中于居民用水和农业用水方面, 关于工业用水价格弹性的研究较少。一方面因为中国早期用水管理主要集中在供给侧管理, 通过引水来解决缺水问题, 对需求侧管理的研究较少; 另一方面目前农业用水的占比以及中国对居民用水的关注度均比工业用水高, 相对来说工业用水显得并不是很缺乏。然而在水资

收稿日期: 2021-09-09 修订日期: 2021-11-19

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71904108); 国家自然科学基金重点项目(U1501253)。

作者简介: 张峰, 男, 山东济南人, 博士, 副教授, 研究方向为系统工程与工业工程。E-mail: glxyzf@163.com

通讯作者: 程雪, 女, 山东淄博人, 硕士研究生, 研究方向为管理系统工程。E-mail: 974832053@qq.com

源越发紧缺的情况下,水资源管理重点转向需求侧管理,节水也成为其重点工作。工业用水相比其他用水而言,较高的可重复利用性及其水价较强的可市场化程度,使其具有相对较大的节水空间。因此,通过测算中国工业用水需求价格弹性来推进工业水价杠杆作用的发挥显得尤为必要。

现有国内外研究对工业用水价格杠杆的有效性基本达成了一致,但对其实证结果尚未达成共识,其差异性主要体现在工业用水需求价格弹性计算的数据选取、函数形式的设定以及估计方法的选择上。首先,在数据的选取上,由于工业用水需求价格弹性的异质性,众多学者多从微观层面对工业用水需求价格弹性进行分析,主要采用某区域^[6,7]单一行业数据^[8]或截面数据估计^[9],数据量有限。而需求价格弹性系数因时间段及价格波动等因素的影响而有很大差异,通常需经过大量调查分析才能得到。其次,函数形式的设定,一是基于生产函数^[10-12],利用边际生产力模型,把工业用水量等生产指标作为投入要素,工业产值作为产出要素,即可利用线性模型方法估计。但其模型不涉及真实水价,利用工业用水边际收益来代替实际水价,存在一定的局限性;二是基于需求函数^[9,13,14],把工业用水量看作水商品作为需求函数中的因变量,而水价及其他影响因素作为自变量,通过对其回归得到需求价格弹性。需求函数多为双对数需求函数,其一方面消除了异方差现象以及变量量纲不同对方程的影响,另一方面在该模型中其参数具有直接的经济含义,即价格弹性。最后,估计方法的选择主要基于对内生性问题的考虑上,内生性问题不仅由遗漏变量和测量误差所导致,更重要的是由工业水价与用水需求间的潜在因果关系而产生。现有研究很少考虑其内生性问题,而直接利用线性回归模型进行分析^[10,12,15],这很有可能会导致有偏的估计。少数学者利用联立方程模型处理内生性问题^[9,14],其模型本身就会对变量间的内生性作出响应,通过对互为因果的变量同时构建方程,可以更系统地解决变量间的内生性问题。

基于现有的研究,本文采用基于双对数需求函数的联立方程模型,考虑工业水价与用水需求潜在因果关系而导致的内生性问题。部分学者之所以

忽略水价与工业用水量间的内生性,原因可能在于中国水价并不是完全由市场供需调节的,受政府管制的影响,存在一定程度的扭曲。但若增加时间跨度进行考察,水价则容易受用水需求影响。为科学验证两者间是否存在潜在因果关系,本文基于豪斯曼检验以及因果检验对其内生性以及因果进行分析。综上,本文基于2003—2019年中国省级面板数据,利用联立方程模型处理内生性问题,透过全样本和分区域样本回归分别得到工业用水的需求价格弹性,并进一步分析工业用水需求富有弹性的原因,揭示各区域工业用水价格弹性间的差异性,从而更加系统地摸清各地区的工业用水需求价格弹性,为工业水价政策制定和水资源管理机制改革提供更为有效的依据。

2 模型构建与数据来源

2.1 联立方程模型的构建

联立方程模型是相对于单一方程而言的,其包含两个或两个以上的方程,其中一个方程参数有效估计的前提是要考虑系统中其他方程所提供的信息,最常见的便是互为因果关系。当两个变量互为因果时,用单一方程模型很难将两个变量之间的关系完整地描述出来,此时就需要将相关方程联立进行系统地分析。本文中,由于工业水价与用水需求间关系的复杂性,需通过对工业用水需求与工业水价变量分别建立方程将其联立分析。

2.1.1 工业用水需求方程

需求方程主要观察价格等影响因素对需求量的影响,因此选取工业用水量作为被解释变量,工业水价为主要解释变量。同时,基于现有文献研究成果选取控制变量,工业用水量除受水价影响外,还受工业经济增长、工业企业规模、节水水平和政府水管制等因素的影响^[16-18]。工业经济增长采用地区工业增加值测度,并假定工业经济增长越快,工业用水需求越高。另外,相关研究表明,工业用水需求与工业经济增长间可能存在库兹涅茨曲线非线性关系,对此引入工业经济增长的平方项进行检验^[19]。选取地区工业增加值与地区GDP的比值作为工业产业规模的指标,并将此指标的平方项添加到模型中,以抵消工业产业规模所带来的用水规

2022年3月

模效应,并假定工业企业规模越大,工业用水需求越高。选取工业用水重复利用率代表工业企业的节水能力,在既定的生产水平下,认为工业用水重复率越高,工业取水量越少。最后,采用地区虚拟变量的方式来刻画地区政府用水管制对工业用水需求的影响,参考童绍玉等^[20]对省际水资源短缺程度的划分,包括水资源富余区、不缺水地区、紧缺区以及极度紧缺区,分别记为 $d1$ 、 $d2$ 和 $d3$ ^①。同时,由于存在遗漏变量的可能,所以在回归方程中加入残差项 ε_{it} 。工业用水需求方程的模型设定如下:

$$\ln water_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln price_{it} + \alpha_2 \ln add_{it} + \alpha_3 \ln add_{it}^2 + \alpha_4 scale_{it} + \alpha_5 scale_{it}^2 + \alpha_6 reuse_{it} + \alpha_7 d1_{it} + \alpha_8 d2_{it} + \alpha_9 d3_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 和 t 分别表示地区和时间; $water$ 表示工业用水量; $price$ 表示工业水价; add 指工业增加值; add^2 为工业增加值的平方项; $scale$ 指工业产业规模; $scale^2$ 为工业产业规模的平方项; $reuse$ 为工业用水重复利用率; $d1$ 、 $d2$ 和 $d3$ 为考虑政府管制影响因素的地区虚拟变量; α_0 为常数项; α_1 为工业用水需求价格弹性; $\alpha_2 \sim \alpha_9$ 为对应变量的回归系数; ε_{it} 为残差项。

2.1.2 工业水价方程

在估计需求对价格影响时,水价作为被解释变量,工业用水量为主要解释变量,影响水价制定的其他影响因素作为控制变量。工业水价使用城市终端水价,其构成体系为工程水价、水资源费与环境水价之和,因而水价制定一方面主要受到为企业供水所发生成本的影响,另一方面还受到当地水资源稀缺度以及经济发展水平的影响^[21-23]。其中,企业供水所发生的成本主要体现在供水企业取水和水务企业运水的成本上,选取城市供水固定资产投资作为供水企业取水成本的指标,并假定城市供水固定资产投资越大,获取水资源的成本也就越高,水价越高;选取人均城市供水管道长度作为水务企业运水成本的指标,并假定人均供水管道长度越长,运输水资源的成本也就越高,水价越高。选取水资源丰富程度作为衡量当地水资源禀赋情况的指标,并假定水资源越丰富,工业水价就会相对较

低。选取人均地区生产总值作为地区经济发展水平的指标,并假定地区人均生产总值越大,地区经济发展水平越高,水价相对较高。同样,采用虚拟变量的方式来刻画地区差异对工业水价的影响。工业用水价格方程的模型设定如下:

$$\ln price_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln water_{it} + \beta_2 \ln investment_{it} + \beta_3 \ln plength_{it} + \beta_4 \ln resource_{it} + \beta_5 \ln pgdp_{it} + \beta_6 d1_{it} + \beta_7 d2_{it} + \beta_8 d3_{it} + v_{it} \quad (2)$$

式中: $investment$ 表示城市供水固定资产投资; $plength$ 表示人均城市供水管道长度; $resource$ 为地区水资源总量; $pgdp$ 为人均地区生产总值; β_0 为常数项; $\beta_1 \sim \beta_8$ 为相关变量的回归系数; v_{it} 为残差项。

2.2 数据来源与描述性统计

本文研究样本为2003—2019年中国30个省(市、区)的面板数据(因数据缺失,不包括西藏、港澳台地区),其主要源于《中国统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国物价统计年鉴》以及中国水网等相关资料。其中,限于各省份水价数据的可获得性,采用省会城市水价数据代替。之所以进行上述替代,一方面因为同省份间水价无明显差异^[24];另一方面,省会城市作为全省的经济活动中心,工业用水比重偏大,具有一定的代表性。另外,为消除价格因素的影响,以2003年为基准对相关变量进行平减处理。相关数据的描述性统计如表1所示。

本文重点关注工业用水量与工业用水价格之间的关系(图1),工业水价总体呈现上升趋势,工业用水量呈现为先上涨后回落趋势。全国工业用水量从2000年的1139.10亿 m^3 增加到2019年的1217.60亿 m^3 ,其中工业用水量在2006年出现小幅度下降,其可能是“十五”期间大力倡议的节水型社会建设热潮所致,在2011年达到最高点1461.80亿 m^3 ,随后又开始回落,这可能是中国积极贯彻执行最严格水资源管理制度的成效。在2000—2011年间,工业用水量增加了28.33%,年增长率为2.29%;在2011—2019年回落期间,工业用水量减少了20.06%,年降低率为2.26%。与此同时,平均工业用

① 其中,水资源富余区有上海、浙江、福建、江西、广东、海南和西藏;水资源不缺水区域包括辽宁、江苏、安徽、湖北、湖南、广西、重庆、四川和新疆;水资源紧缺区为北京、吉林、黑龙江、山东、河南、贵州、云南、陕西和青海;水资源极度紧缺区包括天津、河北、山西、内蒙古、甘肃和宁夏。同时,为避免采用虚拟变量而导致的严格多重共线问题,未对水资源极度紧缺区进行变量标记。

表1 数据的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of the data

变量	定义	单位	观察值	平均值	标准差	中间值	最大值	最小值
<i>water</i>	工业用水量	亿 m ³	510	44.41	45.11	26.91	255.20	2.40
<i>price</i>	工业水价	元/m ³	510	2.98	1.25	2.84	9.36	0.79
<i>add</i>	工业增加值	亿元	510	5413.00	5880.00	3523.00	35662.00	102.50
<i>scale</i>	工业增加值/GDP	—	510	0.39	0.09	0.39	0.56	0.11
<i>reuse</i>	工业用水重复率	%	500	72.33	24.39	81.49	97.01	0.00
<i>investment</i>	供水固定资产投资	亿元	510	102872.00	109324.00	67483.00	791014.00	1772.00
<i>plength</i>	人均供水管道长度	m/人	510	4.89	8.50	3.34	180.30	0.85
<i>resource</i>	水资源总量	亿 m ³	510	766.80	693.30	538.90	2953.00	8.10
<i>pgdp</i>	人均 GDP	元/人	510	13999.00	7810.00	11540.00	48411.00	3603.00

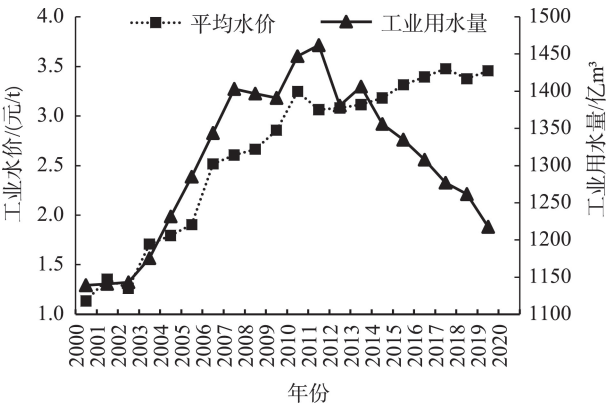


图1 2000—2019年全国工业用水量和平均工业水价变化趋势

Figure 1 Trend of change of national industrial water consumption and average industrial water price, 2000-2019

水价格从2003年的1.71元/m³增加到2019年的3.46元/m³,增加了1.02倍,年均增长率为4.50%。

3 估计方法讨论

3.1 内生性检验

上述模型是在假设工业水价与工业用水需求两者之间存在相互作用的基础上设定的,但为科学

验证两者的关系还要分别检验方程中*water*与*price*是否为内生变量。根据改进的豪斯曼检验对方程进行内生性分析,检验结果为:方程(1)(2)中的检验值分别为 $P(chi^2=73.1386)=0.0000$, $P(chi^2=57.6678)=0.0000$ 。结果表明, $\ln price$ 和 $\ln water$ 的内生性检验均拒绝了变量为外生变量,因此,工业用水量与水价为内生变量,两者之间相互作用。

3.2 因果关系检验

内生性检验一定程度上能证实两者间互为因果的关系,为了使结果更加稳健,采用DH(Dumitrescu-Hurlin)面板因果检验对数据进行因果分析(表2)。

从表2中可以看出:在一阶滞后的条件下,*water*接受*price*不是其Granger原因,*price*在1%显著性水平上拒绝原假设;而在2阶、3阶滞后的情形下,两个统计量均在1%的显著性水平上拒绝了原假设。这说明短期内工业水价并不是影响工业用水量的决定性因素,但从长期来看两者之间存在显著的双向Granger因果关系,进一步验证了水价因受政府管控影响具有一定的时滞效应。

表2 2003—2019年工业水价和工业用水量的Granger因果关系检验

Table 2 Granger causality test for industrial water prices and industrial water use, 2003-2019

滞后阶数	K=1	K=1	K=2	K=2	K=3	K=3
原假设	工业水价不会影响工业用水需求	工业用水需求不会影响工业水价	工业水价不会影响工业用水需求	工业用水需求不会影响工业水价	工业水价不会影响工业用水需求	工业用水需求不会影响工业水价
<i>W-bar</i>	3.460	1.427	4.587	9.484	7.574	28.155
<i>Z-bar</i> (P值)	9.528(0.000)	1.655(0.098)	7.085(0.000)	20.495(0.000)	10.227(0.000)	56.248(0.000)
<i>Z-bar tilde</i> (P值)	6.466(0.000)	0.697(0.486)	3.542(0.000)	11.852(0.000)	3.299(0.000)	23.499(0.000)
结论	拒绝	接受	拒绝	拒绝	拒绝	拒绝

2022年3月

3.3 方法选择

联立方程模型进行估计的前提是参数必须可识别,即同时满足可识别的阶条件和秩条件,具体到本文的模型,可以发现所构建的模型均为可识别且为过度识别的情形,因而可以运用联立方程模型进行分析。联立方程模型的估计方法分为两类,一是单一估计法,是对联立方程组中的每一个方程分别进行估计;二是系统估计法,是将整个联立方程看作为一个系统进行联合估计。其中,前者常利用普通最小二乘法(OLS)和两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归分析,后者主要是基于三阶段最小二乘法(3SLS)以及迭代三阶段(3SLS~r)进行估计。单一估计法和系统估计法各有优劣,前者虽操作简单,但其忽略了方程间的相关性;后者估计虽更有效率,但前提是要保证方程设定的准确性。

基于此,对模型是否存在设定误差进行 Linktest 检验和 Reset 检验分析(表3)。Linktest 检验结果显示,其拟合值平方项系数不显著,因此函数形式设定无误。另外,Reset 检验结果为,两个方程在1%的显著性水平下均无法拒绝原假设,即模型不存在遗漏变量的问题。综上,模型设定基本恰当,因而采用更为有效的系统估计法。

4 结果与分析

4.1 全样本估计结果

为了进一步增强研究结论的稳健性,采用不同计量方法对上述模型进行回归检验。对方程(1)、(2)分别使用 OLS、2SLS、3SLS 以及迭代三阶段回归进行估计。

在上述估计方程中, F 检验的 P 值均为0.000,表明方程中的解释变量具有联合显著性,模型设定恰当。多数解释变量在3SLS中多在1%水平上显著,据此可以判断,该模型恰当地估计了本文所要研究的工业用水价格弹性。对比上述4种方法对模型的估计结果不难发现,2SLS、3SLS 以及迭代式 3SLS 估计

结果大致近似,变量的正负号与显著性基本一致,表明结果具有稳健性。但 OLS 与 3SLS 的参数估计结果存在明显差异,表明是否考虑内生性问题将会对估计结果产生较大影响。在考虑内生性的基础上,采用 2SLS、3SLS 以及迭代式 3SLS 估计所得工业用水价格需求弹性分别为-2.649、-2.329、-2.339,且均在1%的水平下显著;而不考虑内生性问题,回归得到的工业用水需求价格弹性为-1.093,该结果和已有基于生产函数回归估计的结果近似,说明忽略内生性问题估算的工业用水需求价格弹性将会导致较为明显的偏误。根据以上的分析和检验结果,重点对 3SLS 估计结果进行分析。

4.2 工业用水需求方程估计结果分析

工业用水价格与需求量之间存在很强的负相关关系(表4),回归得到的工业用水需求价格弹性

表4 工业用水需求方程联立回归结果

Table 4 Combined regression results of the industrial water demand equation

变量名称	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) 3SLS	(4) 3SLS~r
$\ln price$	-1.093*** (0.086)	-2.649*** (0.272)	-2.329*** (0.265)	-2.339*** (0.252)
$\ln add$	1.709*** (0.222)	2.381*** (0.307)	1.762*** (0.273)	1.784*** (0.257)
$\ln add^2$	-0.065*** (0.014)	-0.081*** (0.018)	-0.054*** (0.016)	-0.055*** (0.015)
$scale$	10.250*** (1.692)	1.076 (2.634)	6.955*** (2.350)	6.757*** (2.217)
$scale^2$	-12.740*** (2.299)	-3.341 (3.332)	-8.527*** (2.935)	-8.335*** (2.766)
$reuse$	-0.029 (0.113)	-0.469*** (0.163)	-0.261* (0.143)	-0.269** (0.135)
$d1$	0.654*** (0.097)	-0.341* (0.202)	-0.012 (0.195)	-0.021 (0.185)
$d2$	0.738*** (0.090)	-0.166 (0.185)	0.145 (0.179)	0.136 (0.170)
$d3$	0.399*** (0.072)	0.105 (0.104)	0.266*** (0.101)	0.261*** (0.096)
常数项	-7.512*** (0.890)	-7.336*** (1.153)	-6.306*** (1.004)	-6.346*** (0.946)
N	500	500	500	500
R^2	0.786	0.641	0.676	0.676

注:括号内为标准差,***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。下同。

表3 函数设定检验结果

Table 3 Test results of the function sets

检验	原假设	工业用水需求方程 F 统计量(P 值)	工业水价方程 F 统计量(P 值)
Linktest	拟合值平方项系数为0	0.004(0.872)	0.076(0.468)
Reset	无遗漏变量	1.330(0.265)	2.050(0.106)

为2.329。这一结果表明中国的工业用水需求富有弹性,原因可能是研究前期中国工业企业多为资源粗放型发展模式,在作为生产要素的资源价格较低的情况下,这部分企业得以生存,但随着水资源供需矛盾突出和水价的不断上涨,工业企业需转变其发展模式,对节水措施进行不断优化,用水需求调节空间随之增大。另外,工业用水大体分为冷却用水、工艺用水和洗涤用水三大部分。其中,除了作为工业原料直接参加生产工艺的工艺用水外,其余用水多为间接用水,可在企业内部重复利用,其约占工业用水的60%~70%。工业用水虽为“第二大用水户”,但其用水特性决定了工业用水实际耗水量相对有限,加上水资源的可重复利用性以及工业用水对水质要求的灵活性,90%以上的间接用水通过简单工艺处理后均可实现重复利用,因此工业用水需求尚具有较大调节的空间。

工业经济水平因素和工业发展规模因素都与工业用水需求量之间存在很强的正相关关系,其中工业增加值($\ln add$)及平方项($\ln add^2$)的系数符号分别为“+”和“-”,且都在1%统计水平上显著,说明工业用水量与工业经济增长之间近似呈现“倒U型”形态,进一步证明了工业用水与经济增长之间的非线性关系。工业用水量随着经济的快速发展而逐渐增加,当经济发展到一定程度后,工业用水量会出现下降趋势,主要诱因包括工业增长过程中会伴随着行业结构优化引起用水量转移以及节水技术进步引起用水效率提高等。同时,工业发展规模也显著影响工业用水需求,从经济显著性上可以看出,工业发展规模的扩大是驱动工业用水量增加的重要因素,然而两者之间并非是简单的线性关系,而是呈现近似“倒U型”的非线性关系,说明工业用水量会随着工业规模的扩大而出现规模经济效应。具体表现为:水资源作为重要的生产要素,工业规模的扩大会正向影响工业用水量;而工业规模的集中会充分发挥水资源利用的规模经济效应,减少浪费从而提高工业用水效率,对工业用水量具有反向影响。

节水水平因素以及地区差异因素对工业用水需求量的显著性影响要相对弱一点。其中,工业用水重复利用率($reuse$)与工业用水量存在负相关关系,从系数估计结果看,工业用水效率每提高1%,

工业用水量将减少0.261%。总体来看,中国工业用水重复利用率稳步提升,各省份的平均工业用水重复利用率从2003年的63%,提高到2019年的79%左右。2019年,近一半省份的工业用水重复利用率达到了85%及以上,接近发达国家水平。但与此同时,仍有一些省份的工业用水重复利用率极低,只有25%左右,区域差异明显,具体表现为东高西低的态势。同时,除水资源紧缺区对工业用水需求量的影响显著为正外,其他地区差异对工业用水需求量无显著影响。从回归结果看, $d3$ 的估计系数为0.283且在1%显著性水平下通过了检验,表明在此区间内的地区对工业用水需求量更大。

4.3 工业水价方程估计结果分析

需求决定价格,需求量与水价之间存在很强的正相关关系。从估计结果可以看出, $\ln water$ 的估计系数为0.095,即工业用水需求量每增加1%,工业水价将增加0.095%(表5)。对一般商品而言,在其他因素不变的情况下,需求下降导致商品降价以期扩大销售,而需求量上升则刺激商品涨价以实现效率

表5 工业水价方程联立回归结果

Table 5 Combined regression results of the industrial water price equations

变量名称	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) 3SLS	(4) 3SLS~r
$\ln water$	-0.056*** (0.018)	0.081*** (0.028)	0.095*** (0.026)	0.096*** (0.026)
$\ln investment$	0.043** (0.018)	-0.019 (0.021)	-0.037* (0.019)	-0.039** (0.019)
$\ln plength$	0.189*** (0.036)	0.230*** (0.038)	0.187*** (0.034)	0.182*** (0.034)
$\ln resource$	0.083*** (0.017)	0.051*** (0.019)	0.044*** (0.016)	0.043*** (0.016)
$\ln pgdp$	0.367*** (0.066)	0.344*** (0.069)	0.408*** (0.062)	0.414*** (0.062)
$d1$	-0.717*** (0.061)	-0.801*** (0.066)	-0.788*** (0.063)	-0.787*** (0.063)
$d2$	-0.502*** (0.053)	-0.591*** (0.058)	-0.564*** (0.055)	-0.562*** (0.056)
$d3$	-0.118*** (0.045)	-0.107** (0.047)	-0.0934** (0.045)	-0.0924** (0.046)
常数项	-3.157*** (0.562)	-2.528*** (0.600)	-2.886*** (0.535)	-2.927*** (0.538)
N	500	500	500	500
R^2	0.786	0.641	0.676	0.676

2022年3月

最大化。从回归结果来看,水商品和一般商品无本质的区别,均满足商品价格影响需求、需求决定价格的需求定律,不同的是水作为一种特殊商品,其本身所具备的公共属性及自然属性,导致水价定制受行政因素影响稍强,需求对价格的反应较慢,而一般商品的价格由市场供求决定,反应较为灵敏。

水务成本对工业水价的影响表现不一,其中人均供水管道长度与工业水价显著正相关,结果符合预期。但供水固定资产投资对水价的影响与预期不符,表现为水价与成本倒挂,其估计结果为-0.037,且只在10%水平上显著。其原因一方面可能是由于供水服务属于公共服务项目,其基础设施建设等非公益性成本大多数是由政府承担,少部分非公益性成本才计入水价。而一般地区的供水固定资产投资越大,在某种程度上反映了当地供水基础设施的不完善,其供水能力越差。另一方面,由于供水固定资产从投资建设到投入使用需要一定的时间,加上城市供水价格调整一系列流程的复杂性使得水价调价周期较长,短期内难以调整到位,因而很难在当期看到其效用。

水资源总量对水价影响不符合预期,原因可能是工业水价的制定对水资源价值考虑不足,即水资源费占水价的比重过低。一般来说,价格高低体现了资源的稀缺性,某区域水资源量越大,水资源价格就会偏低。但中国工业用水价格长期以来属于政府管制,存在一定程度的扭曲,实际上很难真正体现水资源的稀缺程度。而且,各地区水资源费标准异质性特征明显,且主要与当地物价水平挂钩,而非所处地区的水资源稀缺性。据水资源费最低征收标准的统计结果来看,“十二五”末北京和天津市的地表和地下水资源费平均征收标准为1.6元/m³和4.0元/m³,收费标准最高,而其他省份均较低,最低标准分别为0.1元/m³和0.2元/m³。

经济发展水平因素与工业水价显著正相关,人均GDP变量的回归系数为0.408,说明人均GDP每增加1%,工业水价将提高0.408%。地方的物价水平在某种程度上是经济发展水平的体现,因而经济

发展水平越高,工业水价也就越高。2019年位于经济发展水平前列的北京、上海,工业水价分别为9.50元/m³和4.73元/m³远高于当年各省份水价的平均值4.50元/m³。地区差异因素都与工业水价之间存在很强的负相关关系,水资源富余区d1、不缺水地区d2、紧缺区d3等3个变量对工业水价的影响强度依次减弱,回归系数分别为-0.788、-0.564和-0.093,符合理论预期,地区水资源越丰富,政府对用水管制就相对宽松,水价相对而言就越低。

4.4 分地区回归结果

为了更深入地探究不同地区工业用水价格弹性的影响,进一步分区域研究。按照国家统计局的划分,分别分析东、中、西部3个地区的工业用水价格弹性^②。

首先,回归结果显示,东、中、西部地区工业用水的价格弹性分别为-1.493、-0.304和-2.853(表6)。其中,东部、西部回归结果均在1%显著性水平下通过检验,而中部地区回归结果仅在10%的统计水平上显著,通过分析可以看出,在分区域回归中引用地区虚拟变量会放大其地区差异性,而低估了工业水价对工业用水需求量的影响。因此,通过无地区虚拟变量方式对3个地区分别进行回归,得到东、中、西部地区工业用水的价格弹性分别为-2.164、-1.597和-2.540,且回归结果均在1%显著性水平下通过检验。这一结果表明不同地区之间工业用水价格弹性的较大差异,进一步说明研究各区域工业用水与工业水价关系的必要性。

其次,通过分析工业用水需求方程来对比东、中、西部地区工业用水需求价格弹性的差异。结果显示,在工业经济水平及工业发展规模对用水需求的影响关系上,只有中部地区表现不显著,与全国趋势不符。这说明中部地区工业产业结构对工业用水需求无显著激励作用,其诱因可能与中部地区高耗能、高污染以及低产出的重化工产业结构相关,加上现阶段中国重化工业整体治污增效、节水减排等技术水平较差,一定程度上限制了中部地区工业水价经济杠杆效用的发挥。此外,在节水水平

② 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南共11个省(市);中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南共8个省份;西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古共12个省(市、区)。其中西藏地区由于部分数据缺失,暂不纳入研究范围。

表6 分地区模型回归结果

Table 6 Regression results of the model by region

变量名称	东部地区	中部地区	西部地区	全国
<i>lnwater</i>				
<i>lnprice</i>	-1.493*** (0.274)	-0.304* (0.173)	-2.853*** (0.305)	-2.329*** (0.265)
<i>lnadd</i>	0.174 (0.345)	-0.471 (0.923)	1.825*** (0.565)	1.762*** (0.273)
<i>lnadd</i> ²	0.039** (0.020)	0.044 (0.055)	-0.037 (0.039)	-0.054*** (0.016)
<i>scale</i>	7.569** (3.036)	-1.422 (2.136)	11.700** (5.875)	6.955*** (2.350)
<i>scale</i> ²	-7.960** (3.729)	4.566* (2.678)	-14.810* (7.969)	-8.527*** (2.935)
<i>reuse</i>	-0.688*** (0.184)	-0.258** (0.110)	-0.369 (0.231)	-0.261* (0.143)
<i>d1</i>	0.346 (0.252)	1.375*** (0.126)	0.000 (.)	-0.012 (0.195)
<i>d2</i>	0.445* (0.235)	1.741*** (0.132)	-0.211 (0.210)	0.145 (0.179)
<i>d3</i>	-0.034 (0.175)	0.907*** (0.070)	0.104 (0.136)	0.266*** (0.101)
常数项	-0.834 (1.208)	3.869 (3.677)	-7.866*** (2.373)	-6.306*** (1.004)
<i>lnprice</i>				
<i>lnwater</i>	-0.055* (0.028)	-0.062 (0.086)	0.339*** (0.040)	0.095*** (0.026)
<i>lninvestment</i>	0.017 (0.022)	0.044 (0.031)	-0.015 (0.022)	-0.037* (0.019)
<i>lnplength</i>	0.646*** (0.054)	0.127*** (0.038)	0.145*** (0.056)	0.187*** (0.034)
<i>lnresource</i>	0.130*** (0.024)	0.020 (0.041)	-0.047** (0.021)	0.044*** (0.016)
<i>lnpgdp</i>	-0.298*** (0.112)	0.834*** (0.128)	1.071*** (0.098)	0.408*** (0.062)
<i>d1</i>	-1.186*** (0.073)	-0.314 (0.195)	0.000 (.)	-0.788*** (0.063)
<i>d2</i>	-1.135*** (0.075)	-0.357* (0.209)	-0.338*** (0.065)	-0.564*** (0.055)
<i>d3</i>	-0.373*** (0.068)	-0.045 (0.120)	0.283*** (0.062)	-0.093** (0.045)
常数项	2.986*** (1.019)	-7.079*** (1.080)	-9.447*** (0.843)	-2.886*** (0.535)
<i>N</i>	177	136	187	500
<i>R</i> ²	0.870	0.896	0.313	0.6760

注:西部地区由于没有属于 范围内的,所以此处为空值。

因素对工业用水需求的影响上,东、中部地区分别在1%和5%的统计水平上显著,而西部地区表现不显著。这在一定程度上表明东部地区的水资源配置和利用效率相对高于中、西部地区,这可能与东部地区集约型的经济模式以及更为科学的水资源管理模式相关。而西部地区发展较为落后,工艺技术、节水技术以及管理水平远不如中、东部地区,大多数工业企业目前仍为粗放型发展模式,因而用水效率低下。由于工业用水的高重复利用性,使得西部地区工业节水变化空间相对较大,因而面对水价的变化会呈现出更为灵敏的反应。

最后,通过分析工业水价方程来对比东、中、西部地区工业用水需求价格弹性的差异。结果表明,在水务成本对工业水价的影响关系上,3个地区的表现与全国趋势大体相符。而在工业用水需求对工业水价的影响关系上,只有西部地区较为显著且与全国趋势相符,表现为工业用水需求决定工业用水价格的需求定理。且在水资源总量对水价的影响关系上,也只有西部地区符合预期,表现为工业水价在一定程度上能体现出水资源的稀缺度。此外,在经济发展水平对工业水价影响的关系上,3个地区的表现虽然通过了1%的显著性水平,但东部地区的表现却不符合预期,表现为经济发展水平与工业水价负相关。综合上述分析来看,西部地区工业水价方程的回归更符合预期,一定程度上说明其水价设定相对而言更为合理,间接表明西部地区工业用水需求对工业水价变动更为灵敏的诱因。而对东部、中部地区而言,其水价不能正确反映水资源价值、需求量不能决定价格、水价与物价不成正比等因素都会成为抑制其工业水价经济杠杆有效发挥的原因。

4.5 稳健性检验

上文中,通过对样本运用不同的估计方法进行实证检验,其估计结果近似,在一定程度上证明了结果的稳健性。为了进一步确保结果的可靠性,通过增加控制变量的方式进行检验(表7)。根据前人的研究,增加两个控制变量—科技进步水平以及管网漏损率^[25,26],两者在一定程度上表征着工业的用水效率,间接影响工业用水需求。选取规模以上工业企业研究与试验发展经费与生产总值的比值作

2022年3月

表7 稳健性检验回归结果

Table 7 Robustness test regression results

变量名称	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) 3SLS	(4) 3SLS-r
<i>lnwater</i>				
<i>lnprice</i>	-1.075*** (0.086)	-2.682*** (0.269)	-2.556*** (0.256)	-2.539*** (0.254)
<i>lnadd</i>	1.752*** (0.230)	2.442*** (0.320)	1.994*** (0.276)	1.957*** (0.265)
<i>lnadd</i> ²	-0.068*** (0.015)	-0.085*** (0.020)	-0.068*** (0.017)	-0.067*** (0.016)
<i>scale</i>	10.160*** (1.688)	0.805 (2.633)	5.481** (2.282)	6.066*** (2.197)
<i>scale</i> ²	-12.470*** (2.294)	-3.062 (3.334)	-7.092** (2.863)	-7.575*** (2.747)
<i>reuse</i>	0.008 (0.114)	-0.466*** (0.166)	-0.294** (0.143)	-0.270* (0.138)
<i>teh</i>	-0.028 (0.054)	0.024 (0.071)	0.148** (0.062)	0.166*** (0.060)
<i>leakloss</i>	-0.011** (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.005)
<i>d1</i>	0.696*** (0.099)	-0.353* (0.206)	-0.138 (0.193)	-0.106 (0.192)
<i>d2</i>	0.794*** (0.093)	-0.172 (0.191)	0.040 (0.180)	0.070 (0.178)
<i>d3</i>	0.455*** (0.077)	0.120 (0.113)	0.272** (0.107)	0.294*** (0.107)
常数项	-7.574*** (0.912)	-7.471*** (1.197)	-6.713*** (1.025)	-6.689*** (0.984)
<i>lnprice</i>				
<i>lnwater</i>	-0.056*** (0.018)	0.063** (0.027)	0.081*** (0.025)	0.088*** (0.025)
<i>lninvestment</i>	0.043** (0.018)	-0.011 (0.021)	-0.029 (0.018)	-0.035* (0.018)
<i>lnplength</i>	0.189*** (0.036)	0.224*** (0.038)	0.175*** (0.033)	0.166*** (0.033)
<i>lnresource</i>	0.083*** (0.017)	0.056*** (0.018)	0.039** (0.016)	0.034** (0.015)
<i>lnpgdp</i>	0.367*** (0.065)	0.348*** (0.068)	0.399*** (0.060)	0.408*** (0.059)
<i>d1</i>	-0.717*** (0.061)	-0.790*** (0.065)	-0.757*** (0.061)	-0.749*** (0.062)
<i>d2</i>	-0.502*** (0.053)	-0.579*** (0.057)	-0.537*** (0.054)	-0.528*** (0.055)
<i>d3</i>	-0.118*** (0.045)	-0.109** (0.047)	-0.083* (0.045)	-0.076* (0.045)
常数项	-3.157*** (0.562)	-2.612*** (0.591)	-2.833*** (0.522)	-2.838*** (0.513)
<i>N</i>	500	500	500	500
<i>R</i> ²	0.788	0.635	0.635	0.631

为科技进步指标(*teh*),技术进步对于工业用水需求的影响是双面的,一方面科技进步会促进节水技术的发展,提高工业用水效率,进而减少工业用水量;另一方面科技进步在提高工业用水效率的同时,也促进了经济增长,进而引发了新的用水需求。选取城市漏损水量与总供水量的比值作为管网漏损率,管网漏损率是指因设备、技术或管理原因所导致的城市漏损水量与总用水量的比值,是城市供水效率的重要组成部分。对增加控制变量后的方程分别OLS、2SLS、3SLS以及迭代三阶段回归进行稳健性检验(表7)。

回归结果表明,在增加控制变量后,模型的系数、显著性水平均没有发生明显的变化,可以认为模型稳健。首先,观察主要解释变量,稳健性检验基于2SLS、3SLS以及迭代三阶段回归估计所得的工业用水需求价格弹性分别为-2.682、-2.556、-2.539,与之前估计数值(-2.469、-2.329、-2.339)相差不大,且均在1%的显著性水平下通过检验,说明模型回归结果具有稳健性。其次,观察增加的控制变量,科技进步对工业用水需求的影响呈现为正相关,*teh*的估计系数为0.148,且在10%的显著性水平下通过检验。这在一定程度上说明由科技进步所引发的新的工业水需求高于科技进步所节约的工业用水量,进一步验证了水资源利用效率存在回弹效应^[27]。城市公共管网漏损率对工业用水量的影响虽与预期不符,但并不显著。

5 结论与建议

5.1 结论

本文通过建立工业用水需求与工业水价的联立方程模型,选取2003—2019年省级面板数据,运用三阶段回归方法估计中国工业用水需求的价格弹性。主要结论如下:

(1)工业水价与用水需求在短期内不存在内生性问题,而从长期来看两者是互相影响的,且两者间的关系通过了内生性以及Granger因果检验。由于水价实行政府管控,不完全取决于市场,仍受行政影响较多,因而短期内的水价具有黏性。短期的水价黏性导致工业用水量对水价变动不敏感,从而造成两者间的不完全匹配,水价政策对用水需求会有一定的时滞效应。而从长期来看,水价则容易受

用水需求的影响。因此,在没有充分考虑用水需求量对用水价格的反向影响下,将得到有偏差的用水需求价格弹性。

(2)在运用联立方程模型解决工业水价与用水需求内生性问题的基础上,得到的工业用水需求的价格弹性为-2.329,说明工业用水价格每提高1%,工业用水需求量将减少2.329%,这表明工业用水富有弹性,其诱因主要在于水资源利用的可重复性以及工业用水的独特性上。同时,对工业水价方程回归结果进行分析发现,水价存在调整周期过长、成本倒挂、水价不能正确反映水资源的稀缺性等问题,进一步导致资源配置的不合理性。因此水价改革正是充分发挥水资源利用的可重复性,利用水价杠杆调整用水需求。

(3)通过对东中西部地区分别进行回归,得到3个地区的工业用水价格弹性为-2.164、-1.597和-2.540,发现其地区差异明显,差异诱因一方面体现在地区用水特点、产业模式、管理模式等用水需求的差异性上,另一方面体现在水价设置的差异性上。具体表现为,工业用水需求价格弹性西部地区最高,一方面西部地区的水价更为合理,更能体现出水资源的稀缺性;另一方面西部地区较为粗放的发展模式以及以煤电用水为主的用水大户,使得西部地区用水需求空间变动较灵活。中部地区最低,其特殊产业结构及节水水平限制了中部地区工业用水价格杠杆效用的发挥。而东部地区的集约型经济模式和更为科学的水资源管理模式,使得东部水资源配置和利用效率相对较高,水需求对水价的变化空间更为有限。

5.2 建议

依据以上结果,提出相关建议如下:

(1)基于两手发力的治水思路,政府部门充分利用价格杠杆、灵活调控水价是促进中国工业节水的有效需求侧管理途径。适度提高水资源费占比,建立充分反映供水成本、正确反映资源稀缺性的水价机制,实现工业用水的合理调度和分配。对于水资源匮乏地区,较低的水资源承载力和较高的水资源短缺性要求全面采取用水计划累进加价制度,科学制定计划水量并根据用水状况、技术发展情况及时进行动态调整,合理确定分档水量和加价标准。

对于高污染、高能耗以及产能过剩等行业应实行更加严格的差别化加价标准,按照“污染者付费”原则以全面充分反映其环境污染成本,推进节能减排,促进产业结构优化升级。

(2)推行水资源费改税,全面覆盖水资源有偿机制。从资源费改税的总体布局来看,水资源费改税自2016年开始在河北省试点,到2017年底已逐步拓展到北京、天津、山西等10个省(市)。而当前,水资源费改税试点实施比较成功,节水效果初显,且试点实施已为其他地区的水资源费改税工作创造了可借鉴、可参考的经验和制度机制。因此基于各试点工作的成果上,结合各地实际,总结经验,进一步扩大水资源费改税范围。

(3)工业水价政策的制定应紧密结合各省(市、区)的实际情况,依托国家战略灵活调度,实现产业结构优化升级、生产工艺节水化改造之间的联动。西部地区价格弹性高于其他地区,应充分发挥市场机制下水价的杠杆调节作用,适当提高工业水价,借此加快“两高一剩”等行业的转型,迫使工业企业进行高效率用水和节水技术改造。东部的经济发展水平高于中西部,工艺技术节水技术也明显优于中西部,用水效率较高。因此东部地区除了继续发挥其资本和技术密集优势外,还要适当提高水资源费占比,以增强水价机制的正确导向,实现水资源的有效配置。中部地区价格弹性最弱且用水效率低下,这与中部地区的产业结构有很大的关系,尤其是随着中部地区承接东部产业转移规模的扩大,加大了中部地区产业结构的不合理性。因而中部地区应优化布局产业结构,积极引进生产技术和节水技术,充分发挥水价经济杠杆的调控效用。

参考文献(References):

- [1] 梁缘毅,吕爱锋.中国水资源安全风险评价[J].资源科学,2019,41(4): 775-789. [Liang Y Y, Lv A F. Risk assessment of water resource security in China[J]. Resources Science, 2019, 41(4): 775-789.]
- [2] Li Y J, Zhang Z Y, Shi M J. Restrictive effects of water scarcity on urban economic development in the Beijing-Tianjin-Hebei city region[J]. Sustainability, 2019, DOI: 10.3390/su11082452.
- [3] 冯欣,姜文来,刘洋,等.水资源价值模糊数学模型研究进展[J].资源科学,2021,43(9): 1834-1848. [Feng X, Jiang W L, Liu Y,

2022年3月

- et al. Progress of research on fuzzy mathematical model of water resources value[J]. *Resources Science*, 2021, 43(9): 1834–1848.]
- [4] 李昂臻, 龚道孝, 王丽红, 等. 关于我国城市节水激励政策的思考[J]. *给水排水*, 2021, 57(1): 28–32. [Li A Z, Gong D X, Wang L H, et al. Thoughts on incentive mechanism of water-saving cities in China[J]. *Water & Wastewater Engineering*, 2021, 57(1): 28–32.]
- [5] 李云雁, 江小平. 我国深化城市供水价格形成机制改革的路径选择: 基于激励约束机制及收入校核补偿机制的探索[J]. *价格理论与实践*, 2021, (8): 50–53. [Li Y Y, Jiang X P. Path choice for deepening the reform of water supply price formation mechanism: Exploration based on incentive and restraint mechanism and income check and compensation mechanism[J]. *Price: Theory & Practice*, 2021, (8): 50–53.]
- [6] Arbués F, García-Valiñas M Á, Villanúa I. Urban water demand for service and industrial use: The case of Zaragoza[J]. *Water resources management*, 2010, 24(14): 4033–4048.
- [7] 张志霞, 秦昌波, 贾仰文, 等. 缺水地区水资源经济价值的异同辨析: 以北京市和陕西省为例[J]. *中国人口·资源与环境*, 2012, 22(10): 19–25. [Zhang Z X, Qin C B, Jia Y W, et al. Comparative analysis of the economic value of water deficient areas with different development levels: Case study of Beijing and Shaanxi, China[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2012, 22(10): 19–25.]
- [8] 毛春梅. 工业用水量的价格弹性计算[J]. *工业用水与废水*, 2005, (3): 1–4. [Mao C M. Calculation of price elasticity of industrial water[J]. *Industrial Water & Wastewater*, 2005, (3): 1–4.]
- [9] 胡晓霁, 唐漂, 刘亚慧, 等. 工业用水价格杠杆的有效性: 基于联立方程模型[J]. *自然资源学报*, 2020, 35(2): 413–424. [Hu X J, Tang L, Liu Y H, et al. Effectiveness of industrial water price leverage: Based on simultaneous equation model[J]. *Journal of Natural Resources*, 2020, 35(2): 413–424.]
- [10] 陈优优, 李太龙, 鲍抄抄, 等. 中国工业用水价格弹性测算: 基于边际生产力模型[J]. *浙江理工大学学报(社会科学版)*, 2016, 36(3): 232–237. [Chen Y Y, Li T L, Bao C C, et al. Measurement of price elasticity on China's industrial water: Based on marginal productivity model[J]. *Journal of Zhejiang Sci-Tech University (Social Sciences Edition)*, 2016, 36(3): 232–237.]
- [11] Vasquez-Lavin F, Vargas L, Hernandez J I, et al. Water demand in the Chilean manufacturing industry: Analysis of the economic value of water and demand elasticities[J]. *Water Resources and Economics*, 2020, DOI: 10.1016/j.wre.2020.100159.
- [12] Gracia-de-Rentería P, Barberán R, Mur J. Urban water demand for manufacturing, construction and service industries: A microdata analysis[J]. *AQUA: Water Infrastructure, Ecosystems and Society*, 2021, 70(3): 274–288.
- [13] Féres J, Reynaud A, Thomas A. Water reuse in Brazilian manufacturing firms[J]. *Applied Economics*, 2012, 44(11): 1417–1427.
- [14] Bruneau J F, Renzetti S. A panel study of water recirculation in manufacturing plants[J]. *Canadian Water Resources Journal/Revue Canadienne Des Ressources Hydriques*, 2014, 39(4): 384–394.
- [15] Gracia-De-Renteria P, Barberan R, Mur J. Urban water demand for industrial uses in Spain[J]. *Urban Water Journal*, 2019, 16(2): 114–124.
- [16] 贾绍凤. 水资源经济学[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2006. [Jia S F. *Economics of Water Resources*[M]. Beijing: China Water Conservancy and Hydropower Press, 2006.]
- [17] 张峰, 薛惠锋. 基于绿色发展的工业全要素水资源效率时空特征[J]. *资源科学*, 2021, 43(5): 964–973. [Zhang F, Xue H F. Spatiotemporal characteristics of industrial total factor water resource efficiency based on green development[J]. *Resources Science*, 2021, 43(5): 964–973.]
- [18] 孙思奥, 汤秋鸿. 黄河流域水资源利用时空演变特征及驱动要素[J]. *资源科学*, 2020, 42(12): 2261–2273. [Sun S A, Tang Q H. Spatiotemporal patterns and driving factors of water resources uses in the Yellow River Basin [J]. *Resources Science*, 2020, 42(12): 2261–2273.]
- [19] 许莹莹. 工业用水库兹涅茨曲线及其形成机制[J/OL]. *长江科学院院报*, (2021–03–30) [2021–11–18]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1171.TV.20210329.1659.008.html>. [Xu Y Y. Kuznets curve of industrial water use and its formation mechanism[J/OL]. *Journal of Yangtze River Scientific Research Institute*, (2021–03–30) [2021–11–18]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1171.TV.20210329.1659.008.html>.]
- [20] 童绍玉, 周振宇, 彭海英. 中国水资源短缺的空间格局及缺水类型[J]. *生态经济*, 2016, 32(7): 168–173. [Tong S Y, Zhou Z Y, Peng H Y. Spatial pattern of scarcity of water and its shortage types in China[J]. *Ecological Economy*, 2016, 32(7): 168–173.]
- [21] 谢慧明, 强滕滕, 沈满洪. 中国工业水价结构性改革研究: 水资源费的视角[J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 2018, 48(4): 54–73. [Xie H M, Qiang M M, Shen M H. Structural rectification of industrial water rate in China: A perspective of water resource fee[J]. *Journal of Zhejiang University (Humanities and Social Sciences)*, 2018, 48(4): 54–73.]
- [22] 秦长海, 赵勇, 李海红, 等. 厘清水资源公益性和市场性推进水价改革的思考[J]. *中国水利*, 2020, (9): 14–17. [Qin C H, Zhao Y, Li H H, et al. Understanding public good and market nature of water resources for water tariff reform[J]. *China Water Resources*, 2020, (9): 14–17.]
- [23] 朱永彬, 史雅娟. 中国主要城市水资源价值评价与定价研究[J]. *资源科学*, 2018, 40(5): 1040–1050. [Zhu Y B, Shi Y J. Value evaluation and pricing of water resources in major cities in China

- [J]. *Resources Science*, 2018, 40(5): 1040–1050.]
- [24] 姬鹏程, 张璐琴. 珍惜生命之水, 构建生态文明: 供水价格体系研究[M]. 北京: 北京科学技术出版社, 2015. [Ji P C, Zhang L Q. Cherish the Water of Life and Build an Ecological Civilization—Research on the Price System of Water Supply[M]. Beijing: Beijing Science and Technology Press, 2015.]
- [25] 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. [Wang K L, Liu Y, Shi L J, et al. Yangtze River Economic Zone spatial and temporal disparities in industrial green water resource efficiency and influencing factors based on two-step analysis of EBM-Tobit Model[J]. *Resources Science*, 2017, 39(8): 1522–1534.]
- [26] 姚亭亭, 刘苏峡. 京津冀水资源利用多效率指标的变化特征比较[J]. *地理科学进展*, 2021, 40(7): 1195–1207. [Yao T T, Liu S X. Comparison of the variation characteristics of water resource use efficiency indicators in the Beijing-Tianjin-Hebei region[J]. *Progress in Geography*, 2021, 40(7): 1195–1207.]
- [27] 许莹莹, 崔正星. 中国工业用水回弹效应的测算[J]. *统计与决策*, 2021, 37(3): 121–124. [Xu Y Y, Cui Z X. Measurement of the rebound effect of water use in China's industry[J]. *Statistics & Decision*, 2021, 37(3): 121–124.]

China's industrial water demand price elasticity: Based on simultaneous equations model

ZHANG Feng, CHENG Xue

(School of Management, Shandong University of Technology, Zibo 255012, China)

Abstract: Under the development of water ecological civilization, the effective regulation of industrial water prices will affect the quality of water resources management effectiveness. Based on the provincial annual panel data from 2003 to 2019 and using simultaneous equations model to deal with the endogenous problem, this study estimated the price elasticity of China's industrial water demand. The results show that: (1) The three-stage regression estimated the price elasticity of industrial water demand to be -2.329 . This shows that the water demand of industrial enterprises is more sensitive to price changes, that is, when the price of industrial water rises, the water demand of industrial enterprises will show a great decline. (2) There is a certain degree of distortion in the current water price, and the leverage of increasing the water price can significantly alleviate the tension of industrial water demand. (3) The results of the regional regression show that there are significant differences in the price elasticity of industrial water in different regions, with a spatial pattern of western region > eastern region > central region. (4) Further analysis found that problems such as suboptimal industrial structure, unbalanced economic development levels and water prices, price insensitivity to demands, water price not accurately reflecting the value of water resources inhibited the effectiveness of industrial water price economic leverage in the eastern and central regions. The research results can provide a reference for the formulation of industrial water price policy and the reform of the water resources management system in China.

Key words: industrial water; water prices; demand price elasticity; endogenous; simultaneous equations model