

工业用水价格杠杆的有效性 ——基于联立方程模型

胡晓霖¹, 唐 溧², 刘亚慧², 董筱丹²

(1. 中国人民大学财政与金融学院, 北京 100872; 2. 中国人民大学农业与农村发展学院, 北京 100872)

摘要: 对于工业用水而言, 价格杠杆的有效性以及用水价格上涨能否提升工业用水重复利用率, 对推进工业节水以及工业转型发展具有重要意义。基于2016年中国地级以上城市的216个数据, 利用联立方程处理内生性问题, 其三阶段回归结果估计所得工业用水价格弹性为-3.423, 即价格每上涨1%, 工业用水需求量将减少3.42%, 这一结果高于农业、居民生活用水价格弹性。另外, 进一步从工业用水特征出发, 研究讨论价格杠杆能否提高工业用水重复利用率。分别运用普通最小二乘法和加权最小二乘法探讨水价对工业用水重复利用率的影响, 结果表明: 水价与工业用水重复利用率显著正相关。因此, 提高工业水价能促进工业循环用水, 进而实现节约用水。

关键词: 工业用水; 价格弹性; 联立方程; 工业节水

城市化进程中的水资源短缺已成为亟需解决的重要问题。改革开放以来, 中国工业经济迅速发展, 工业用水量不断攀升。2000-2016年间, 工业用水占社会总体用水比例由21%升至22%^[1]。据世界银行预测, 2050年前, 中国工业用水占比将稳步提升^[2]。同时, 工业的特殊性和加速的城市化使这部分用水需求主要集中在大中工业城市。从供给角度而言, 气候变化使得降水模式空间差异更大且降水强度更大, 从而使得水的储存更加困难, 减少水供给的同时也提高了水资源之间地区配置的成本。另外, 中国水资源分布和工业集中存在明显的空间差异, 比如河北省水资源极其匮乏, 却是我国主要的工业强省之一。这种情况也会造成城市工业用水供需矛盾。

近年来, 以提高水价、改善水资源利用效率以及增加节水设施投资等为主要手段的需求管理, 成为应对水资源短缺的主要手段。水资源供给能力提升在解决水资源短缺这一问题上受制于可用水资源逐渐减少、水需求地和水源地空间不匹配引致的高额建设和运营成本等因素, 因而逐步让位于需求管理。充分发挥水价杠杆作用是需求管理的重要内容, 即需求管理的成效与人们对水价变动的反应程度密切相关。因此, 估计工业用水的价格弹性十分重要。

从历史上看, 很长一段时期, 水价难以发挥调节水资源市场供求的作用。现阶段, 工业水价仍具上升空间, 估算工业用水价格弹性对于水价政策具有重要参考价值。新中国成立以来, 供水体系经历了1965年以前的无偿供水阶段、1965-1979年的低标准收费

收稿日期: 2019-01-02; 修订日期: 2019-04-03

基金项目: 中国人民大学“中央高校建设世界一流大学(学科)和特色发展引导专项(16XNLG06)

作者简介: 胡晓霖(1993-), 男, 湖北黄冈人, 博士研究生, 主要从事资源经济与公司治理研究。

E-mail: huxiaojiy3@ruc.edu.cn

通讯作者: 董筱丹(1978-), 女, 黑龙江齐齐哈尔人, 副教授, 主要从事乡村治理和区域经济研究。

E-mail: windyfeng@vip.sina.com

阶段、1980-1997年的成本补偿收费阶段和1997年以后的定价供应阶段，且在上述过程中，全国水价逐步提高^[3]。以工业用水综合价格（包含污水处理费）为例，2016年，中国工业平均用水价格为3.26元/t，50%的城市水价在3.00元/t以下，详见表1对变量 *Price* 的描述性统计。但从工业水费支出能力指数，即工业水费占工业总产值的比例情况来看，2016年该值为1.4%，远低于3.5%的世界水平。因此，工业用水价格还具有上升空间，估算工业用水价格弹性有利于工业水价政策的制定与调整。

表1 变量的选取及描述性统计

Table 1 Selection and descriptive statistics of variables

变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
工业用水量/10 ³ m ³	<i>Water</i>	40991.30	51693.40	300.00	310000.00	25220.00
工业自来水价格/(元/t)	<i>Price</i>	3.26	1.16	1.25	6.60	3.00
工业企业数	<i>Indnum</i>	1461.50	1537.75	87.00	7286.00	951.00
工业企业平均产值/10 ³ 元	<i>Ave_output</i>	32836.70	15698.10	10736.20	100000.00	30303.50
供水固定资产投资/10 ³ 元	<i>Investment</i>	18302.00	39371.60	89.00	240000.00	5980.50
水资源总量/亿 m ³	<i>Resource</i>	72.98	86.89	1.60	419.30	38.36
建成区供水管道密度/(km/km ²)	<i>Density</i>	12.84	6.60	3.55	36.69	11.23
工业企业平均利润/亿元	<i>Ave_profit</i>	0.19	0.15	-0.05	0.97	0.16
工业企业用水重复利用率/%	<i>Reuserate</i>	46.95	40.48	0.00	98.44	50.76

注：工业用水量数据来自于2016年中国各省、直辖市水资源公报；工业用水价格包含工业自来水单价和污水处理费，数据来自于中国水网；工业企业数、工业总产值、水资源总量、工业企业总利润数据来自于2017年《中国城市统计年鉴》，工业企业单位产值由工业总产值/工业企业数计算得到，工业企业平均利润由工业企业总利润/工业企业数；供水固定资产投资、建成区供水管道密度、工业用水重复利用率数据来自于2017年《中国城市建设统计年鉴》。

基于现实的考虑，工业用水价格弹性研究是构建不同用途用水综合定价体系研究的基础性工作。中国各省基本上按供水不同用途制定差别水价，一般原则是居民生活水价最低，工业水价次之，商业服务水价最高。不同用途间水价的差异能够在多大程度上协调各经济用水部门用水量差异取决于对中国农业、居民生活、工业水价弹性的测算和比较。已有研究表明，农业水价与需求量之间只在一定的价格区间内有弹性，当水价过低或过高，水的需求对价格变化无反应^[4]。比如国外研究表明，伊朗和印度的水价阈值（指水价与需求量开始呈现出弹性关系时的水价）分别为当地现状水价的11倍和7倍^[5,6]。国内研究表明，宁夏地区水价阈值为0.023，是现状水价的1.9倍^[7]。上述结果表明农业水价阈值远远高出现状水价，因而在现状水价，可认为农业水价价格弹性为0。居民生活用水价格弹性明显区别于农业水价价格弹性。根据郑新业等^[8]的测算，2008年中国居民生活用水价格弹性为-2.43，水价具有明显的杠杆作用。该研究的缺陷在于难以刻画部分采用阶梯水价的城市的特殊性。而廖显春等^[9]在此基础上的研究表明，实施阶梯水价比统一水价的城市能减少16.58%的水消耗。因此，有必要完善工业用水价格弹性的研究，进而构建不同用途用水综合定价体系。

国内对于水资源价格弹性研究较晚，工业用水价格弹性作为其中的一类，尚未引起足够的重视。尽管学界对工业用水杠杆作用的有效性达成了一致，但并未在工业水价弹性估计结果方面形成共识。已有估计工业用水价格弹性的文章存在以下两个缺陷：第一，主要采用某区域、某行业数据估计，且数据量十分有限。比如刘昕等^[10]对咸阳市、李太龙等^[11]对浙江省估计所得工业用水价格弹性分别为-0.711、-1.122，毛春梅^[12]对江苏

省棉纺行业工业用水价格弹性估计值为-0.157。第二,采取的方法主要为超越对数生产函数,难以有效处理内生性问题。超越对数生产函数只需基本的投入产出数量(或价格)数据,即可利用线性模型方法估计,但由于计量模型解释变量的共线性和投入数量和被解释变量间较强的内生性,容易导致估计数量有偏^[13]。陈优优等^[14]采用该方法对2012年除西藏外中国大陆30个省、直辖市和自治区的数据进行估计,得出工业用水价格弹性全国均值为-0.457。由于现有研究在数据量和方法上的不完备,本文拟运用联立方程消除内生性,重新估算工业用水价格弹性值。郑新业等^[8]基于2008年中国地级市数据,运用联立方程法缓解内生性后,估算出居民生活用水的价格弹性为-2.43,而不考虑用水量对价格影响时估算得到的价格弹性-0.23,从而指出消除价格和用水量反向关系引发的内生性对估计价格弹性的重要性。

工业用水价格弹性估计的缺陷不仅局限于用水量和用水价格的反向关系所引致的内生性,还有遗漏变量所引起的内生性,这些都会使得估计结果极不准确。以用水量作为被解释变量时,国外关于水资源价格弹性研究的文章主要的解释变量为价格,而常见的控制变量至少应该包括自然环境和社会经济因素,如水资源量、工业产值、工业规模等^[8]。就国内研究对于工业用水量的影响因素而言,雷玉桃等^[15]指出工业总产值和工业用水量有显著的正相关关系,因此工业产值应该至少作为考虑的控制因素之一。而现有工业用水价格弹性估计的文章中,未将工业产值等明显影响工业用水量的因素作为控制变量,这进一步加剧了估计结果的偏差。因而,为保证不遗漏重要影响因素,在建立回归方程时,将从现有文献及经验层面出发选取变量。

本文基于2016年中国地级及以上城市的数据,利用联立方程处理内生性问题,估计工业用水的需求价格弹性,并进一步分析说明不同于农业用水、居民生活用水,工业用水需求价格弹性很大的原因在于工业用水价格的提高能促进工业企业循环用水,从而节约工业用水。本文可能的贡献在于:第一,现有对工业用水价格弹性的估计,无论是从数据还是方法上,均存在很大的局限性。本文利用全国地级及以上城市数据,拓展了数据量,且采用联立方程处理内生性问题,使得估计更为准确。第二,估计结果表明,农业、居民生活以及工业用水中,工业用水价格弹性最大,在现有研究的基础上,本文认为其可能的原因在于工业用水存在大量的非消耗性用水,因此提高水价,能够提高工业用水重复利用率,进而实现节水目标。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 研究方法

为了研究工业用水的价格弹性,使用工业用水量(*Water*)作为被解释变量,将工业用水价格(*Price*)作为主要的解释变量。在经验研究中,工业用水需求还应该至少考虑工业规模、单位工业总产值这两个变量。工业企业数(*Indnum*)这一变量来表征工业规模,一般而言,当地工业企业数量越多,工业用水量也会越多;单位工业总产值(*Ave_output*)则是为了检验该地区工业企业产值和工业用水关系,已有研究指出工业总产值和工业用水量有显著的正相关关系。综上,回归式(1)建立如下:

$$\ln(\text{Water})_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{Price})_i + \alpha_2 \ln(\text{Indnum})_i + \alpha_3 \ln(\text{Ave_output})_i + \mu_i \quad (1)$$

式中:*i*表示不同城市。

仅仅使用式(1)估计工业用水价格弹性,估计结果会出现偏误。实际上,工业用水价格也会受到用水量的反向影响,这使得式(1)中右侧的解释变量与其随机扰动项相关,从而违反了普通最小二乘法(Ordinary Least Square, OLS)的前提条件,导致回归结果的偏误。解决该问题的常见方法是建立联立方程模型(Simultaneous Equation Model),在估计价格弹性同时,也考虑需求对价格的影响。

在估计需求对价格影响时,应该纳入其他影响水价制定的因素:第一,该市水资源量(*Resource*),这一指标衡量该市水资源丰富程度,水资源供给越丰富,工业用水价格也会越低。第二,城市供水固定资产投资(*Investment*)和建成区供水管道密度(*Density*)用来衡量该地区供水基础设施情况。城市供水固定资产投资代表该年新增供水固定资产投资,用来反映该市供水建设成本,因此该值越高,工业用水价格会越高。建成区供水管道密度衡量该地区现状供水情况,供水设施越完善,供水能力越强,供水价格相应越低。第三,工业企业平均利润(*Ave_profit*),衡量该地区工业企业对于水价的承受能力,其值越高,政府制定的工业用水价格可能也会越高。为了统一量纲并且利于数据平滑,保障模型的平稳性,对所有变量数据处理过程中均取对数,另外,在样本中存在工业企业平均利润为负的情况,因此为保证数值为正有意义,对其加一后取对数。

根据上述讨论,影响水价的回归方程可设为回归式(2):

$$\ln(\text{Price})_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Water})_i + \beta_2 \ln(\text{Resource})_i + \beta_3 \ln(\text{Investment})_i + \beta_4 \ln(\text{Density})_i + \beta_5 \ln(\text{Ave_profit} + 1) + \mu_i \quad (2)$$

在式(1)中,工业用水价格是工业用水量的一个解释变量;而在式(2),水价又由用水量决定。因此,用水价格与式(1)中的随机干扰项 μ_i 相关,违背了最小二乘法的估计假设前提——解释变量与随机干扰项无关。因此,需要采用联立方程模型来估计相关系数。

联立方程组的计量方法分为两类:一类方法是忽略方程之间的相关性,对每个方程单独估计,称为有限信息方法(Limited Information Approach),常用方法为两阶段法(2SLS);另一类方法考虑方程之间的相关性,将方程作为整体进行估计,称为完整信息方法(Full Information Approach),常用方法为三阶段法(3SLS)。本文将分别给出普通最小二乘法、二阶段法和三阶段法的回归结果,并论证运用三阶段法来估计联立方程组的有效性。

1.2 数据定义与来源

选取2016年国内地级及以上城市的横截面数据,地区工业用水量会遗漏工业企业的信息,但由于工业用水价格这个核心解释变量在各地级市之间有很大差距,因此估计得到的结果符合马歇尔函数(同一时间点,个体在不同价格下的需求量)对价格弹性的设定。

本文回归选取的变量及其描述性统计如表1所示,在剔除缺失值后,得到了可用的216个观测城市的相关变量数据。

由表1可知,2016年216个观测城市工业用水量均值约为40991万 m^3 ,远大于其中位数25220万 m^3 ,说明各城市工业用水量分布极不均衡。50%的城市工业用水量不足25220万 m^3 ,少部分城市工业用水量极高,使得工业用水量均值远大于中位数。工业水价如前所述,已有很大提高,其均值为3.26元/t,中位数为3.00元/t,水价分布较之工业用水量

分布更均衡。工业企业数均值约为1462,而标准差为1537.75,与工业用水量一样,工业企业数量分布也极不均衡。工业企业平均产值约为32837万元,略大于其中位数30304万元,说明以工业企业数量调整各地区工业总产值后,各地区工业企业平均产值分布较均衡。供水固定资产投资均值为18302万元,其中50%以下的城市对本市供水固定资产投资小于5980.50万元,说明供水固定投资在各城市分化也十分严重。水资源总量均值为72.98亿 m^3 ,而标准差为86.89,表明各地区水资源总量差异很大。建成区供水管道密度均值为12.84,略大于其中位数11.23,说明供水管道密度分布较为均衡。工业企业平均利润均值为0.19亿元,略大于其中位数0.16亿元,但需要注意的是存在部分城市工业企业平均利润为负的情况。工业用水重复利用率均值为46.95%,有50%的城市工业用水重复利用率低于50.76%,仍具有很大的提升空间。

2 结果分析

2.1 工业用水价格弹性计量结果及分析

在进行实证检验之前,首先对回归方法的选择进行检验。为了比较两阶段最小二乘方法和三阶段最小二乘方法的回归效率和估计的一致性,进行Hausman检验,回归结果显示其 P 值为1.000,无法拒绝原假设,因而相较于两阶段最小二乘方法而言,三阶段的最小二乘方法会更具有效率。另外,本文表2所汇报模型 F 值所对应的 P 值均为0.000,即模型选取的解释变量具有联合显著性,模型设定合理。

下表2分别展示了普通最小二乘法(模型1)、两阶段最小二乘法(模型2)、三阶段最小二乘法(模型3)的估计结果。此外对于三阶段最小二乘法而言,也可以进行迭代,即用3SLS的残差重新估计协方差矩阵 Σ ,然后使用广义最小二乘法(Generalized Least Squares, GLS),如此反复直至收敛^[16]。因而出于稳健性的考虑,在表格中也汇报了采用迭代方式的三阶段最小二乘的结果(模型4)。

首先,比较模型1和其余模型中 $Price$ 变量所对应的回归系数可知,正如郑新业等^[8]的研究结论所示,运用联立方程消除内生性后,估算得出工业用水价格弹性与不考虑用水量对价格影响估算得出的价格弹性相差很大。联立方程模型采用二阶段回归、三阶段回归以及三阶段迭代回归估计系数结果具有稳健性,估计所得工业用水价格弹性分别为-3.412、-3.424和-3.426,且均在1%的水平下显著,而采用普通最小二乘法估计所得工业用水价格弹性为-0.857,该值和已有运用超越对数生产函数估计工业用水价格弹性结果相差不大,说明运用该方法估计工业用水价格弹性存在较大偏误。

其次,将本文运用三阶段回归计算所得工业用水价格弹性(-3.42)与同样运用该方法计算所得的居民生活用水价格弹性(-2.43)比较可知,工业用水价格弹性大于居民生活用水价格弹性,这说明,虽然工业用水和居民生活用水需求均富有弹性,但价格每变动1%,工业用水需求量将减少3.42%,大于居民生活用水需求减少程度。如何理解相较于居民生活用水价格更高的工业用水价格弹性,其背后一个可能原因在于中国工业企业大多为资源粗放型,在较低的工业用水价格下,这部分企业得以生存,当水价提高,工业企业可以选择提高用水效率,进而减少用水需求。另外,工业部门用水用途包括产品处理用水、锅炉用水、冷却用水和清洁用水等非消耗性用水,对于石油、化工、煤炭、电力、钢铁、冶金、造纸等行业,仅冷却用水便占工业用水总量的60%~70%左右,故工

表2 模型回归结果

Table 2 Estimation results of the models

变量名称	模型1 OLS	模型2 2SLS	模型3 3SLS	模型4 3SLS_iter
		<i>Water</i>		
<i>Price</i>	-0.857*** (-4.76)	-3.412*** (-4.42)	-3.424*** (-4.51)	-3.426*** (-4.50)
<i>Indnum</i>	0.797*** (13.41)	0.891*** (10.22)	0.889*** (10.42)	0.889*** (10.38)
<i>Ave_output</i>	0.483*** (3.42)	0.881*** (3.87)	0.895*** (4.45)	0.897*** (4.43)
常数项	0.575 (0.38)	-1.309 (-0.60)	-1.427 (-0.72)	-1.441 (-0.72)
		<i>Price</i>		
<i>Water</i>	-0.031 (-1.35)	0.085** (2.06)	0.112*** (2.89)	0.112*** (2.80)
<i>Resource</i>	-0.074*** (-3.39)	-0.122*** (-4.54)	-0.146*** (-5.88)	-0.147*** (-5.67)
<i>Investment</i>	0.051*** (3.41)	0.031* (1.86)	-0.000 (-0.01)	-0.001 (-0.07)
<i>Density</i>	0.015 (0.29)	-0.047 (-0.82)	-0.091** (-1.99)	-0.092* (-1.93)
<i>Ave_profit</i>	0.174 (0.84)	-0.043 (-0.19)	0.042 (0.22)	0.045 (0.23)
常数项	1.192*** (5.87)	0.565** (2.01)	0.749*** (2.77)	0.755*** (2.68)
<i>N</i>	216	216	216	216
<i>R</i> ²	0.476	-0.021	-0.026	-0.026

注：括号内为标准差，*、**、***分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著，下同。另外，需要说明的是二阶段回归及三阶段回归结果中， R^2 都是负值，这在普通线性回归中不可能出现，然而在2SLS和3SLS中，一些解释变量作为工具变量进入模型中，当利用工具变量拟合结构模型时，测算 R^2 的仍然是内生变量的观测值，因此模型残差测算用到的解释变量就与拟合模型的变量有了差别，残差平方和就很有可能大于总平方和， R^2 就为负值。在联立方程中，不应根据 R^2 判断模型好坏。

业用水总量虽大，但实际消耗并不多，且这部分非消耗性用水对水质要求也不高，90%以上的非消耗性用水在净化降温处理后均可循环使用，因此工业用水需求量具有很大的调节空间^[17]。

工业用水价格弹性大于居民生活用水价格弹性，可以得到以下具有启发性的结论。第一，现有定价策略，即工业水价高于居民生活用水水价，一定程度上也有利于控制总体用水需求。第二，价格杠杆在水资源分配中可发挥不同程度的作用，相比较调整农业用水、居民生活用水所造成的负面影响，调整工业用水价格可能是一个更好的选择。现有对农业、居民生活用水的价格效应相关研究表明，提高农业水价的负面影响表现为农户收入降低、种植结构改变、劳动力减少等^[18]。国内对河北石津灌区、陕西泾惠渠、四川武都灌区的研究结果认为，灌溉水价大幅度提高可能会影响到灌区农民收入的减

少^[19],收入的持续下降将迫使农户调整种植决策由此带来种植结构的改变和单产的下^[7]降。提高居民生活用水价格的负面影响主要表现为对低收入家庭的福利影响。相比高收入家庭,低收入家庭用水开支占比较大,因此当提高水价,这部分家庭会产生明显的节约行为^[9]。

最后,三阶段回归结果显示,工业企业数、工业企业平均产值均会显著地影响工业用水量。工业用水量、水资源量、建成区供水管道密度会显著地影响工业用水价格,且上述符号与预期一致。另外,供水固定资产投资、工业企业平均利润对水价影响不显著。供水固定资产无显著影响的原因可能是固定资产从投入使用到发挥效用需要一定的时间,因而难以在当期看到显著的影响。固定资产投资越大,一定程度表明该城市供水现有基础设施越差,供水成本越高,两种效应的并存,因此难以如预期对价格产生正向影响。工业企业平均利润无显著影响的原因可能是工业水价的制定更多地从供水角度考虑,对工业企业支付能力考虑不足。

2.2 分区域工业用水价格弹性计量结果及分析

进一步地,为了比较工业用水价格弹性的区域差异,根据中国区域划分标准^①,分组回归分析东、中、西部三个地区的工业用水价格弹性。表3列示了分区域的三阶段最小二乘法回归结果。

首先,上述回归结果显示,水价系数在东部地区、中部地区均在1%和5%的置信水平上显著,表明水价杠杆作用在该地区有效,但在西部地区水价杠杆作用并不显著,这可能和西部地区欠发达的市场经济环境以及较落后的工业发展水平有关。其次,从模型中 *Price* 变量所对应的回归系数可知,东部地区水价杠杆作用强于中部地区,这和陈优优等^[14]的研究结果一致。该差异表明,中部地区在承接东部地区产业转移时应有所选择,优化产业布局,改进企业清洁用水与节水技术,促使价格杠杆发挥更大的调节作用。

2.3 稳健性检验

现有水资源公报提供的工业用水

表3 分区域3SLS回归结果

Table 3 Subregion estimation results of 3SLS model

变量名称	东部地区	中部地区	西部地区
<i>Water</i>			
<i>Price</i>	-2.346*** (-3.60)	-1.852** (-2.36)	-9.387 (-1.43)
<i>Indnum</i>	0.515** (2.23)	0.015 (0.04)	0.755 (0.65)
<i>Ave_Output</i>	0.371* (1.77)	0.703** (2.12)	1.461** (2.45)
常数项	2.652 (1.19)	0.012 (0.00)	-8.299 (-1.03)
<i>Price</i>			
<i>Water</i>	0.062 (1.41)	-0.003 (-0.05)	0.168** (2.55)
<i>Resource</i>	-0.158*** (-4.65)	-0.133*** (-4.05)	-0.076** (-2.39)
<i>Investment</i>	0.034* (1.66)	0.025 (1.38)	-0.025 (-1.19)
<i>Density</i>	-0.153** (-2.36)	-0.186** (-2.33)	-0.126 (-1.46)
<i>Ave_profit</i>	-0.297 (-0.87)	0.300 (0.82)	-0.017 (-0.08)
常数项	1.366*** (4.77)	1.620*** (3.07)	0.273 (0.62)
<i>N</i>	97	66	53
<i>R</i> ²	0.379	0.310	-4.157

① 东部包括:北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、辽宁、吉林和黑龙江;中部包括:山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;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、宁夏和新疆。

量为工业企业报告用水量,其中包含自备井用水量部分。考虑其与水价并非完全对应的关系,对于水价的解释因素中另外加入生产经营用水中自备井用水量比例(*Selfrate*)作为控制变量以说明本文回归结果的稳健性。由于数据缺失的原因,本文选择用中国城市建设统计年鉴中生产经营用水中自建设施用水量比例作为自备井工业用水比例的替代指标。这一考虑的合理性在于生产经营用水大部分来源于工业企业用水,是在当前可得数据的条件下较为精确的度量。

回归结果表明,自建设施用水量比例这一数值在高估的情况下依然不显著,且与正文模型3比较(括号内数值),联立方程组采用二阶段回归、三阶段回归以及三阶段迭代回归估计系数结果具有稳健性。估计所得工业用水价格弹性分别为-3.431(-3.412)、-3.177(-3.424)和-3.216(-3.426),且均在1%的水平下显著,而采用最小二乘法估计所得工业用水价格弹性为-0.794(-0.857),该结果与之前估计数值相差不大,模型回归结果具有稳健性^②。

另外,上述模型采用工业企业平均利润度量工业企业水价承受能力,认为利润越高的工业企业,其水价承受能力也会越强,对于大多数企业,上述关系存在。但利润已经扣除了支出,因而可能存在一定的偏差,即利润越高,可能也存在水价支出过低的情况^③。现有文献在表征工业企业水价承受能力,一般运用企业成本指标分析承受能力,即采用水费支出与工业产值的比例衡量,但是如果将其作为水价制定的影响因素之一,存在严重的内生性,因为水费支出等于水价和用水量的乘积。另外,存在水价提高后,企业采取调整产品结构、改革工艺等手段消化生产成本的增加,以保持其竞争力,因而在水价较低的情况下,采取该指标可能低估企业水价承受能力。为了进一步说明回归结果的稳健性,运用由工业企业总利润除以工业企业总产值计算得到的工业产值利润率指标测算不同地区的工业竞争力,并以工业竞争力指标表征工业水价承受能力^[20]。

回归结果表明,以工业产值利润率测算的工业水价承受能力(*Affordability*)这一数值依然不显著,且与正文模型3比较(括号内数值),联立方程组采用二阶段回归、三阶段回归以及三阶段迭代回归估计系数结果具有稳健性,估计所得工业用水价格弹性分别为-3.346(-3.412)、-3.353(-3.424)和-3.353(-3.426),且均在1%的水平下显著,而采用最小二乘法估计所得工业用水价格弹性为-0.854(-0.857),该结果与之前估计数值相差不大,模型回归结果具有稳健性^④。

3 结论与讨论

3.1 结论

本文利用中国2016年地级及以上城市的横截面数据,通过建立工业水价与工业用水量的联立方程模型,运用三阶段回归方法,研究了工业用水的需求价格弹性,并进一步分析说明不同于农业用水、居民生活用水,工业用水需求价格弹性很大的原因,得出如下结论:

已有运用超越对数生产函数估计工业用水价格弹性的方法,没有充分考虑工业用水

② 由于篇幅限制,未列出回归结果,如有需要,可向作者索取。

③ 这种情况对结果的影响非常小,数据表明,2016年水费支出占工业产值的比例仅为1.4%。

④ 同样地,由于篇幅限制,未列出回归结果,如有需要,可向作者索取。

量对工业用水价格的反向影响,因此单纯地运用普通最小二乘法将得到有偏的工业用水价格弹性。建立联立方程组,运用三阶段回归,本文得到的工业用水价格弹性为-3.42,说明工业用水价格每变动1%,工业需求量将减少3.42%。且对于东、中部区域,工业用水价格弹性值均较高,因此,将价格作为工业用水需求管理政策工具有很好的效果,该结果可为中国在工业用水需求管理中发挥价格的杠杆作用提供理论依据。

比较农业用水、居民生活用水以及工业用水价格弹性,本文估计所得工业用水价格弹性与已有研究估计得出农业、居民生活用水价格弹性相比更高,说明调整工业用水价格能达到更好的效果。虽然目前中国用水结构以农业用水为主、工业用水次之,农业用水量约是工业用水量的3倍,但已有研究也表明,由于农业用水在低价范围内缺乏价格弹性,因此工业用水价格弹性远大于农业用水价格弹性的3倍,因此,工业用水价格能更好地发挥价格杠杆作用。

提高农业、居民生活、工业用水价格均具有一定的负面影响,但是,提高工业用水价格,所带来的工业总产值减少的负面影响,却会被工业用水效率以及工业用水重复利用率的提高所抵消。本文的进一步研究表明,提高工业水价能促进工业用水重复利用率提高,即能鼓励工业企业循环用水。因此,提高工业用水价格,对于工业节水具有显著正向影响,进而促进工业的健康发展。

3.2 讨论

如前所述,本文分析已经指出工业用水需求富有弹性,工业用水价格可以作为需求管理的政策工具。但提高工业用水价格,工业用水需求量的减少并不一定都是政策决策者希望看到的结果,提高工业用水价格可能会使得部分利润微薄的工业企业难以维持,从而减少工业用水量。同时工业用水量往往和经济增长具有正向关联性,因此,用水量的减少会限制工业经济的进一步增长^[15]。另一方面,提高工业用水价格也可能会迫使工业企业提高工业用水效率或者工业用水重复利用率,以提升经济效率,这可以从各区域趋同的工业用水效率得到验证^[21,22]。也正如此,在提高水价时,对该政策有效性的评估不应该仅仅从工业用水需求量减少这一个层面展开,还应该关注水价对工业用水效率以及工业用水重复利用率的影响。如果水价提高能提高工业用水效率、能促进工业用水重复利用率,那么从某种程度上而言,就不会对工业经济增长产生很大影响。水价对工业用水效率的影响,现有文献已有探讨,认为现行工业水价存在很大程度的扭曲,没有起到应有的提高水资源有效配置的作用^[23],而水价上升对提高工业用水效率十分显著^[24]。本节将研究聚焦于更少被关注的工业水价与工业用水重复利用率的关系上。

已有相当多的文献从理论层面分析工业水价影响工业节水的机理,认为提高工业水价能促进循环用水进而实现工业节水^[17],正如前文所述,工业用水不同于农业用水、居民生活用水,存在大量的非消耗性用水,因此,当水价提高时,工业企业可能会对再生水技术或循环供水系统进行固定成本投入,而且水价提升幅度越大,企业采用循环用水的积极性将越高,工业节水效果越明显。然而实证层面的研究较少,杨大楷等^[25]利用2002-2008年的113个城市的数据考察了丰水区和缺水区的经济发展水平、产业结构和水价对于工业循环利用水平的影响,最后得出产业结构对于工业用水循环利用没有影响,而经济发展水平对工业用水循环利用有正向影响,而水价在丰水区对工业用水循环利用没有影响,但是缺水区的的水价对于工业用水循环利用具有促进作用。在此基础上,用城市的工业企业数量作为工业经济发展水平的衡量变量,同时保留水价变量,将水资源总

量作为水资源丰富程度的控制变量。

因此,在本节,将以工业用水重复利用率 (*Reuserate*) 作为被解释变量,对该变量的描述性统计描述表明,2016年中国216个地级及以上城市,重复利用率均值为46.95%,有50%的城市工业用水重复利用率低于50.76%,仍具有很大的提升空间。工业水价 (*Price*) 作为主要的解释变量放入模型中,另外,工业用水重复利用率可能受到当地水资源量 (*Resource*) 的影响,因此将其作为控制变量。一般而言,当地水资源量越大,供水成本越低,因而工业用水重复利用率越低。工业企业数量 (*Indum*) 越大,意味着当地工业企业发展集群效应更加明显,因此,循环用水配套设施越完善,工业用水重复利用率越高。因此,有如下回归等式:

$$\ln(\text{Reuserate})_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{Price})_i + \alpha_2 \ln(\text{Resource})_i + \alpha_3 \ln(\text{Indum})_i + \mu_i \quad (3)$$

由于回归中用到的变量是各城市辖区工业企业的平均值,而不是工业企业个体,因此对用水需求的实际决策者工业企业的行为估计是有偏误的。因此应该使用分析权重 (Analytic Weights) 即加权最小二乘法 (Weighted Least Squares, WLS)。在本文中使用工业企业个数作为权重,调整异方差,消除异质性。

表4列示了普通最小二乘法 (OLS) 和加权最小二乘法 (WLS) 的回归结果。WLS的回归效果优于OLS的回归结果,在WLS回归中,方程的R-squared高于OLS回归中的值。就回归结果而言,工业用水价格在两个模型中均在5%的程度上显著,且其值为正,说明提高水价对提高工业用水的重复利用率具有显著正向影响。由此可见,提高工业水价可促进循环用水,进而实现工业节水。另外,回归中水资源量和工业企业数均在1%的程度上显著,且符号与预期一致。

表4 工业用水重复利用率的模型回归结果
Table 4 Estimation results of industrial water's reuse rate

变量名称	OLS	WLS
<i>Price</i>	16.870** (2.28)	17.850** (2.43)
<i>Resource</i>	-7.370*** (-3.39)	-7.470*** (-3.45)
<i>Indnum</i>	13.080*** (5.20)	13.570*** (5.54)
常数项	-33.940* (-1.89)	-38.000** (-2.13)
<i>N</i>	216	216
<i>R</i> ²	0.177	0.187

参考文献(References):

- [1] 中华人民共和国水利部. 中国水资源公报2016. 北京: 中国水利水电出版社, 2017. [The Ministry of Water Resources of the People's Republic of China. China Resources Bulletin 2016. Beijing: China Water and Power Press, 2017.]
- [2] The World Bank. China: Air, Land and Water-environmental Priorities for A New Millennium. US: The World Bank, 2001.
- [3] 金碚. 资源与增长. 北京: 经济管理出版社, 2008: 80-117. [JIN B. Resources and Growth. Beijing: Economy and Management Publishing House, 2008: 80-117.]
- [4] BERBEL J, GOMEZ-LIMON J A. The impact of water-pricing policy in Spain: An analysis of three irrigated areas. *Agricultural Water*, 2000, 43(2): 219-238.
- [5] PERRY C J. Charging for Irrigation Water: The Issues and Options, with A Case Study from Iran. Colombo: International Water Management Institute, 2001.
- [6] RAY I. Farm-level incentives for irrigation efficiency: Some lessons from an Indian canal. *Journal of Contemporary Water Research and Education*, 2011, 121(1): 10.

- [7] 刘莹, 黄季焜, 王金霞. 水价政策对灌溉用水及种植收入的影响. 经济学: 季刊, 2015, 14(4): 1376-1392. [LIU Y, HUANG J K, WANG J X. The impact of water pricing policy on water use in irrigation and crop income. *China Economic Quarterly*, 2015, 14(4): 1376-1392.]
- [8] 郑新业, 李芳华, 李夕璐, 等. 水价提升是有效的政策工具吗?. 管理世界, 2012, 28(4): 47-59. [ZHENG X Y, LI F H, LI X L, et al. Is the increase in the water price an effective policy instrument?. *Management World*, 2012, 28(4): 47-59.]
- [9] 廖显春, 夏恩龙, 王自锋. 阶梯水价对城市居民用水量及低收入家庭福利的影响. 资源科学, 2016, 38(10): 1935-1947. [LIAO X C, XIA E L, WANG Z F. The impact of increasing block water tariffs on residential water usage and the welfare of low income families in Chinese cities. *Resources Science*, 2016, 38(10): 1935-1947.]
- [10] 刘昕, 李继伟, 朱崇辉, 等. 工业用水量的价格弹性分析. 节水灌溉, 2009, 34(10): 68-70. [LIU X, LI J W, ZHU C W, et al. Analysis of price elasticity of industrial water amount. *Water Saving Irrigation*, 2009, 34(10): 68-70.]
- [11] 李太龙, 陈瀛洲, 鲍抄抄, 等. 浙江省工业用水效率与价格弹性测算研究. 浙江理工大学学报: 社会科学版, 2017, 38(3): 189-194. [LI T L, CHEN Y Z, BAO C C, et al. Study on the measurement of industrial water use efficiency and price elasticity in Zhejiang. *Journal of Zhejiang Sci-Tech University: Social Sciences*, 2017, 38(3): 189-194.]
- [12] 毛春梅. 工业用水量的价格弹性计算. 工业用水与废水, 2005, 32(3): 1-4. [MAO C M. Calculation of price elasticity of industrial water. *Industrial Water and Wastewater*, 2005, 32(3): 1-4.]
- [13] 郝枫. 超越对数函数要素替代弹性公式修正与估计方法比较. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(4): 88-105, 122. [HAO F. Formula correction and estimation methods comparison on elasticity of substitution within Tran slog functions. *Journal of Quantitative and Technical Economics*, 2015, 32(4): 88-105, 122.]
- [14] 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. 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. *Journal of Zhejiang Sci-Tech University: Social Sciences*, 2016, 36(3): 232-237.]
- [15] 雷玉桃, 黎锐锋. 中国工业用水影响因素的长期动态作用机理. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(2): 1-8. [LEI Y T, LI R F. Study on the dynamic long-term interaction-mechanism of Chinese industry water consumption and influencing factors. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(2): 1-8.]
- [16] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用. 北京: 高等教育出版社, 2014: 135-141. [CHEN Q. *Advanced Econometrics and Stata Applications*. Beijing: Higher Education Press, 2014: 135-141.]
- [17] 李太龙, 沈满洪. 促进工业节水的水价调控战略研究. 河海大学学报: 哲学社会科学版, 2015, 17(4): 82-88, 92. [LI T L, SHENG M H. Research into regulating strategies of water pricing for industrial water consumption. *Journal of Hohai University: Philosophy and Social Sciences*, 2015, 17(4): 82-88, 92.]
- [18] WANG J X, HUANG J K, ZHANG L J, et al. Water governance and water use efficiency: The five principles of WUA management and performance in China. *Journal of the American Water Resources Association*, 2010, 46(4): 665-685.
- [19] 廖永松. 灌溉水价改革对灌溉用水、粮食生产和农民收入的影响分析. 中国农村经济, 2009, 24(1): 39-48. [LIAO Y S. Analysis of the impact of irrigation water price reform on water consumption, food production and farmers' income. *China Rural Economy*, 2009, 24(1): 39-48.]
- [20] 耿六成. 工业水价承受能力分析方法探讨. 南水北调与水利科技, 2003, (6): 28-29. [GENG L C. Approach to the analysis methods of tolerance of industrial water fee. *South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology*, 2003, (6): 28-29.]
- [21] 周迪, 周丰年. 中国水资源利用效率俱乐部趋同的检验、测度及解释: 2003-2015年. 自然资源学报, 2018, 33(7): 1103-1115. [ZHOU D, ZHOU F N. Inspection, measurement and interpretation of club convergence of water resources utilization efficiency in China: 2003-2015. *Journal of Natural Resources*, 2018, 33(7): 1103-1115.]
- [22] 孙才志, 姜坤, 赵良仕. 中国水资源绿色效率测度及空间格局研究. 自然资源学报, 2017, 32(12): 1999-2011. [SUN C Z, JIANG K, ZHAO L S. Measurement of green efficiency of water utilization and its spatial pattern in China. *Journal of Natural Resources*, 2017, 32(12): 1999-2011.]
- [23] 李静, 马潇璨. 资源与环境双重约束下的工业用水效率: 基于SBM-Undesirable和Meta-frontier模型的实证研究. 自然资源学报, 2014, 29(6): 920-933. [LI J, MA X C. The utilization efficiency of industrial water under the dual constraints of resource and environment: An empirical study based on SBM-undesirable and Meta-frontier model. *Journal of Natural Resources*, 2014, 29(6): 920-933.]
- [24] 时间, 沈大军. 高耗水工业用水量控制和水价调整政策效果研究: 基于水资源动态CGE的分析. 自然资源学报, 2016, 31(9): 1587-1598. [SHI J, SHEN D J. Policy effectiveness of water volume control and pricing regulation in wa-

ter-intensive industrial in China: A dynamic CGE analysis. *Journal of Natural Resources*, 2016, 31(9): 1587-1598.]

- [25] 杨大楷, 汪若君. 工业用水循环利用影响因素差异分析: 基于全国重点城市的面板数据. *经济问题*, 2011, (7): 82-85. [YANG D K, WANG R J. Analysis on differences of factors affecting water recycling: Based on panel data from China's major cities. *On Economic Problems*, 2011, (7): 82-85.]

Effectiveness of industrial water price leverage: Based on simultaneous equation model

HU Xiao-ji¹, TANG Li², LIU Ya-hui², DONG Xiao-dan²

(1. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2. School of Agriculture Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: As for industrial water, the effectiveness of price leverage to reduce water consumption and improve the reuse rate is significant for water saving and industrial transformation and development. Historically, for a long period, it is difficult for water prices to play a role in regulating the supply and demand of water resources. At this stage, industrial water prices still have room for growth. That is why so many existing studies deal with the estimation of water price elasticity. Estimating the price elasticity of industrial water by logarithmic production function is not considered to be the reverse effect of water consumption on price, which will lead to bias in results. This research, based on the data of 216 Chinese cities in 2016, builds simultaneous equations to solve endogenous problems and estimate the price elasticity of demand for industrial water. Results showed that average results of 3SLS in China are -3.423, which is above the estimated results of agriculture and livelihood in existing literature, scilicet 1% addition of price will lead to 3.42% decrease of water consumption. At the region level, improving industrial water price is effective to save water, especially in eastern and central China. The possible reason for the highest industrial water price elasticity is that there is a large amount of non-consumptive water used in industry expressed as reuse rate of water consumption. Moreover, the assessment of the effectiveness of the policy should be based on not only the reduction of industrial water demand when water prices rise, but also the impact of water prices on water efficiency and water reuse. If the rising water price can improve the efficiency of industrial water use and promote the reuse of industrial water, it will not have a great impact on industrial economic growth to some extent. Therefore, from the perspective of characteristics of industrial water, reuse rate will be used as an explained variable to set up an equation to estimate the effect of price on water conservation. Results showed that water price and reuse rate are positively correlated, indicating that there exists negative impact of increasing industrial water price, which will be an offset by improving reuse rate of water. What is more, it also means that raising the price of industrial water can encourage the recycling of water, and finally promote the industrial development.

Keywords: industrial water consumption; price elasticity; simultaneous equation; industrial water conservation