

城市水价预测模型研究与 GMM 参数校验

李翠梅^{1,2}, 刘遂庆¹

(1. 同济大学 环境科学与工程学院, 上海 200092; 2. 苏州科技学院 环境科学与工程学院, 苏州 215011)

摘要: 主要介绍城市水价预测边际成本方法数学模型及其广义二阶矩(GMM)估计的研究. 将水价模型分割为可变成本函数与固定成本函数两部分, 为了减小预测误差对每部分函数参数进行了 GMM 估计与校验. 从水的供应与需求两个方面对水价数学模型进行了详细描述, 并以我国某地区实际数据为样本对水价预测模型与 GMM 估计进行了应用; 在水价预测模型中还以城市给水管网长度为规模参数, 模拟了边际成本定价及其社会剩余变化对管网规模效应的影响. 揭示了水价边际价格与边际成本之间的差异, 以及城市给水管网规模效应范围及其与水价之间的敏感程度, 表明了城市水价预测最优定价的特点.

关键词: 城市水价; 边际成本; 广义二阶矩; 模拟; 预测

中图分类号: TU 993.1

文献标识码: A

Water Pricing Forecast Model and Generalized Method of Moments Estimation

LI Cuimei^{1,2}, LIU Suiqing¹

(1. School of Environmental Science and Engineering, Tongji University, Shanghai 200092, China; 2. School of Environmental Science and Engineering, Suzhou University of Science and Technology, Suzhou 215011, China)

Abstract: The study aims to evaluate the pricing of water utilities by generalized method of moments (GMM) estimation. An econometric model is elaborated in terms of both water supply and demand and applied to study utilities located east in China. Based on the GMM estimated technology and demand parameters, marginal-cost pricing and social surplus variations are simulated. The estimated parameters are derived and estimates of returns to scale and elasticities of water demand are discussed. The current pricing of water utilities is analyzed by comparing marginal costs and marginal prices. These estimates are then used to simulate first-best optimal pricing by solving a supply-demand system in prices

and quantities. It shows that the optimal pricing scheme is characterized first by higher marginal prices and second by a lower fixed charge.

Key words: water price; marginal-cost pricing; generalized method of moments estimation; simulation; forecast

联合国报告曾经预言, 21 世纪淡水将成为全世界最紧张的自然资源. 我国是一个水资源相对匮乏的国家, 同时由于经济发展所带来的水污染和用水需求矛盾突显, 水危机已成为最严峻的现实问题, 极大地阻碍了经济的发展. 据统计, 由于供水不足, 城市工业每年损失达到 1200 亿元人民币以上; 由于城市水污染造成的经济损失估计相当于国家当年财政收入的 6%; 另一方面, 饮用水的短缺和水污染也已危及居民的生活和健康, 影响到社会的安定. 因此, 解决水危机已被政府提上日程, 水价改革成为解决这一问题的有效手段之一.

水价制定与改革在许多发达国家也同样受到高度关注. 在英格兰和威尔士, 经济标准制定者要求供水公司公布长期边际成本. 在葡萄牙, 1994 年开始法令要求新的私人供水服务机构按照等同于长期边际成本的方法制定水价. Swallow 和 Marin 研究表明: 有效水价将在 2% 现实剩余中导致福利增加^[1]. Renzetti 发现季节性提高水价会增加大约 4% 的总剩余^[2].

1 水价制定的原理与方法

确定供水价格的第一个原则就是收入大于或等于成本. 任何水价体系必须体现两个精神: ①按水的用途定价格, 即用途不同价格不同. ②水价应有利于

收稿日期: 2009-01-15

基金项目: 国家自然科学基金青年基金资助项目(50409016); 国家“863”高技术研究发展计划资助项目(2004AA649410); 江苏省环境科学与工程重点实验室开放课题资助项目(Zd081204)

作者简介: 李翠梅(1974—), 女, 博士生, 副教授, 主要研究方向为水资源可持续发展理论. E-mail: cuimeili@163.com

刘遂庆(1946—), 男, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为水资源可持续发展理论. E-mail: liusuiqing@tongji.edu.cn

提高水的使用效率和催进节约用水.

1.1 最优水价制定原理

根据公共设施定价理论可以确定出水价制定的最优价格形式. 即, 使用边际成本定价 (marginal-cost pricing, MCP), 当公共效益到达最大社会福利, 而总的最大净剩余导致的价格应等于社会边际成本的原理

$$P = \frac{\partial C(Q)}{\partial Q} + \lambda \tag{1}$$

式中: Q 是水厂生产的水量, $C(Q)$ 是它的成本函数, $C' > 0, C'' > 0, \lambda$ 是水的边际影子价格. 当水资源缺乏或者水量受到环境冲击而减少时, 这个影子价格是正的.

MCP 曾受到大量批评, 并且确实有相当多的实际应用困难. 例如, 由于缺少预算约束会使管理者对降低成本缺少动机. 这是平均价格曾经长期占主导地位的原因之一. 其次, MCP 没有揭示是否能够偿还固定成本. 第三, 如果运行时成本随着规模扩大而增加, MCP 将会导致财务赤字出现的可能性增大.

1.2 次优水价制定原理

收入-支出平衡原则作为制定水价最重要的理论, 因此, 水价通常按照平均价格方法 (average-cost pricing, ACP) 制定

$$P = \frac{C(Q)}{Q} \tag{2}$$

式中: Q 是水厂生产的水量, $C(Q)$ 是它的成本函数, P 表示价格.

ACP 定价的主要缺点在于: 在既定目标的指导下确定整体价格. 这种方法通过价格只能反映微小的资源稀缺性差别. 消费者需求被作为外因, 这样就不会尝试通过适当水价的选择来最大化消费者剩余. 而且, 由于消费者需求是外因, 就不会进行水的市场评价. 没有市场评价, 供水系统容量和水价就不会是一个社会最优.

在次优价格制定方法中必须平衡自来水公司的财务预算, 替代 ACP 的可以是“Ramsey-Boiteux”定价方法:

$$\frac{P - \frac{\partial C(Q)}{\partial Q}}{P} = \frac{\mu}{1 + \mu} \frac{1}{\epsilon} \tag{3}$$

式中: ϵ 表示水需求的价格弹性系数, $\mu/(1 + \mu)$ 表示成本对预算的约束. “Ramsey-Boiteux”定价能够保证在一定预算约束下的最大经济福利.

1.3 水价预测边际成本模型

为了克服传统水价预测模型包含内容过于笼统的缺点, 本研究将水价模型分为固定成本与可变成本两部分. 其中 FC 表示固定成本, 以固定资产年折旧费表示, 用 P 表示边际价格, 每年用水量为 q , 则相应的两部分水价每年总成本为: $FC + Pq$, 其中固定成本可以写成:

$$FC = (FC_w^d + FC_s^d + FC_w^k + FC_s^k)(1 + V_{AT}) \tag{4}$$

式中: 上标 d, lc 分别表示投资公司和地方政府, 这里 FC_i^d 和 FC_i^{lc} , $i = w, s$ 是固定成本中分别偿还给投资公司 (FC_i^d) 和地方政府 (FC_i^{lc}) 的部分. $i = w$ 表示由供水服务机构偿还部分, $i = s$ 表示由卫生实施服务机构偿还部分. V_{AT} 表示消费者缴纳的税.

水的边际价格数学模型可以写成下式:

$$P = (P_w^d + P_s^d + P_w^k + P_s^k)(1 + V_{AT}) + T_{AX} \tag{5}$$

式中: T_{AX} 表示流域水资源费, 即: 消费者交给流域管理机构取水和污染治理费用.

2 模型说明

分析水价模型必须剖析供水需求特点和成本结构特点. 有两点前提条件须指出: ①由于缺少卫生设施的数据, 因此制定水价中只考虑供水成本; ②由于税费水平可能与社会边际价值不一致, 最终用户面临的水价可能与完全经济成本不完全相符. 但是可以通过提高税收来减小社会边际成本与水价之间的差距.

2.1 成本与需求函数说明

向最终用户提供的水量为 Q , r 表示管网漏损率, 漏损率普遍为 15% 左右, 这个必须考虑到水的成本函数中. 生产过程包括四种投入: 劳动力费 (L), 电费 (E), 材料费 (M), 资金费用 (K). 假设生产技术在一段时期内逐步适应技术革新, 对一个既定的管网, 生产单位的技术水平是相同的. 供水服务面临不同的生产与管网环境, 以水表连接的数量表示供水服务的面积, 定义其服务人口数为 n , 服务范围以管网长度 L_{eng} 计, 资金以 K 计, 既定管网长度为固定不变的, 其他参数是可变的, 供水价格的短期可变成本函数可以定义为:

$$VC = VC(W, Q; r, n, L_{eng}) \tag{6}$$

这里 VC 表示最小的可变成本, $W = (W_L, W_E, W_M)$ 表示可变成本价格的输入向量.

作为一个效用最大化的结果, 居民生活用水由一套变量决定, 包括水的居民生活用水边际价格 P^D ; 参数 X^D 表示用户的特征, 例如用户年龄、住宅

大小和家庭收入. 工业用水也是生产者根据需求输入的一个典型部分^[3], 工业用户对水需求的典型性决定于水的边际价格 P^I 和其特征系数 X^I , X^I 表示工业企业的特点, 例如: 工业雇员人数及活动类型. 考虑到最终用户可能是居民或者工业企业, 对于特定区域每个用户用水量计算公式如下:

$$\frac{Q}{n} = f(P^D, X^D, P^I, X^I, X^{LC}) \quad (7)$$

X^{LC} 表示区域变量特征的向量值, 这个向量可以表示工业用户在某一区域占的比例或者区域降雨特征. 式(7)需要详细的需求函数, 为简化, 这里采用对数的形式, 并在需求函数中使用一个简单边际价格 P :

$$\ln\left(\frac{Q}{n}\right) = \alpha_0 + \alpha_P \ln(P) + \sum_k \alpha_k \ln(X_k) \quad (8)$$

这里 $X = (X^D, X^I, X^{LC})$, α_0 , α_P , α_k 分别表示对数需求函数中的需求成本弹性系数、价格弹性系数、资金弹性系数.

2.2 基于广义二阶矩 GMM 方法的参数校验

分别单独估计成本函数和需求函数是可以的, 但会导致部分效用的损失. 一般情况下, 水价的制定必须基于水的供需平衡, 并且内部变量(价格与数量)同时受到系列外部因素的影响. 如果每个方程有一个误差, 会造成较大的累计误差. 为了减小这个错误, 就应使用全信息方法构建变化成本方程、单一劳动成本方程和需求方程. 研究中采用了在线数据, 具有准确、详细的特点, 独立而同一的分布. 因此, 用一个简洁的形式来表示以上误差:

$$Y = R\beta + \varepsilon \quad (9)$$

这里 Y 是 $(MHT \times 1)$ 中各个变量的向量, M 是成本系统中方程数量, H 是效用的数量, T 表示时段, MHT 表示实时水价预测方程组, K 是参数数量, R 是矩阵 $MHT \times K$ 的回归量, β 是参数向量, ε 是一个 $MHT \times 1$ 矩阵的误差向量.

式(9)右边的变量是内在的变化因素(自变量), 使用 GMM^[4] 利用在线数据来估计参数向量 β , 按照 Cornwell 等^[5], 基于 L 的正交状态: $E[A'(Y - R\beta)] = 0$, A 是一个 $MHT \times L$ 矩阵的转置矩阵, 对 m 个方程, 选择 Hausman 和 Taylor^[6]: $A_m = [WX_m, X(1)_m, Z(1)_m]$, $WX = \{X_{it} - \bar{X}_i\}$ 对所有的 i 和 t , X 是随时间变化内因和外因矩阵. $X(1)$ 是随时间变化的外因变量矩阵, $Z(1)$ 是不随时间变化的外因变量矩阵的回归量. 当实际情况与预期估计近似时, 最小广义二阶矩标准形式为:

$$\left[\frac{1}{HT} A'(Y - R\beta) \right]' V \left[\frac{1}{HT} A'(Y - R\beta) \right] \quad (10)$$

其中, V 是一个任意正的附加矩阵 $(L \times L)$. 通过替代这个附加矩阵可以有效的表达出 GMM, 也可以通过倒置变化的协方差矩阵来设置正交状态.

预测一般按以下两个典型步骤进行: 首先用一个变化不一致的单位协方差矩阵作为误差来估计参数 β (工具变数方法); 然后采用如式(10)所示的最小广义二阶矩标准形式.

GMM 是一个 χ^2 的分布, 在 $L-K$ 自由度零假设的条件下是正确的. 这里 $L-K$ 自由度零假设过度地把约束条件看成一样, 就不需要确定 β , 但是可以来检查模型的详细说明. 特殊情况下, 如果已设计的工具矩阵包含内部变量, Hansen 检测发现会偏离零假设, 工具矩阵必须相应的改进.

2.3 数据来源

使用某自来水公司的一组在线数据为样本, 样本时间从 1995 年 ~ 2007 年, 数据共计 200 000 个左右.

2.4 预测结果讨论

为了构建 GMM 方程的正交性必须进行一些假设. 结合系统方程中内部潜在的影响源作以下假设:

①自来水公司输入价格与输出水平是固定的, 在需求方程中, 销售水量是内部变化因素; ②由于单位材料价格被作为水价的输出函数一项来计算, 它也是内部变化的. 所以, 假定材料价格和水的边际价格是内部变量.

工具矩阵由时间回归变量为每个方程集中转换 (WX_m) , $X(1)_m$ 包含所有随时间变化的回归量, 但是除了上述的内因变量 (Q, W_m, P) 和他们的交叉向量 $X(2)_m$. 工具矩阵也包括 $Z(1)_m$, 随时间变化的外因向量, 用 56 个工具矩阵估计 30 个参数, 检验在瞬间条件下 Hansen 试验统计量的有效性, 经过 36 次计算等于 11.013 6. 测试的 P 值等于 0.984 5, 工具矩阵既不和个体误差有关, 也不与随时间变化的误差相关, 因此, 模型得到较好的验证. 估计参数列于表 1 中.

由表 1 可知: 第一, 供水需求的价格弹性系数 $\alpha_P = -0.254 6$, 这个数值与在经验文献中找到的关于住宅和工业用水需求相一致, 见文献[7]和文献[8]; 第二, 收入弹性系数是正的, 但是与 0 并无重大区别; 第三, 另一个利益相关点是由 $H82$ 决定的系数, $H82$ 的符号为正, 表示近期居民用水量增加较快. 也许是配备了较多用水设备, 例如游泳池或者空调系统. 如估计的, 与供水规模相关的符号是正的, 并且与 0 有着重大的区别, 工业用水占的比例越大,

每个消费者平均用水量越大.

表 1 参数估计表
Tab.1 Parameter estimates

参数	变量	估计值	标准差
成本参数			
α_{c1}	常量 1	8.439 9***	0.016 1
α_E	w_E	0.095 2***	0.001 6
α_M	w_M	0.451 0***	0.005 6
α_Q	Q (流量)	0.726 3***	0.048 5
α_r	r (管网漏损率)	- 0.672 3***	0.047 6
α_1	L_{eng} (长度)	- 0.138 0***	0.022 4
α_2	n (消费者总数)	0.390 2***	0.053 1
α_{EE}	$w_E \times w_E$	0.043 6***	0.002 3
α_{MM}	$w_M \times w_M$	0.194 9***	0.004 5
α_{EM}	$w_E \times w_M$	- 0.040 2***	0.002 3
α_{QQ}	$Q \times Q$	- 0.002 6	0.250 8
α_{11}	$L_{eng} \times L_{eng}$	0.332 1***	0.064 3
α_{22}	$n \times n$	0.018 4	0.254 6
α_{12}	$L_{eng} \times n$	- 0.328 4***	0.083 5
α_{E1}	$w_E \times L_{eng}$	0.031 7***	0.003 3
α_{E2}	$w_E \times n$	- 0.029 5***	0.003 5
α_{M1}	$w_M \times L_{eng}$	0.084 3***	0.010 8
α_{M2}	$w_M \times n$	- 0.063 6***	0.011 4
α_{Q1}	$Q \times L_{eng}$	0.069 2	0.074 8
α_{Q2}	$Q \times n$	0.093 0	0.240 8
需求参数			
α_{c2}	常量 2	4.499 3***	0.267 5
α_i	income(平均收入)	0.027 1	0.042 3
α_p	P (边际价格)	- 0.254 6***	0.052 8
α_D	Size ^D (每个家庭人数)	0.059 9**	0.027 7
α_I	Size ^I (工业人数)	0.180 8***	0.026 2
α_{Sect}	Sect(费用比例)	0.057 0***	0.016 0
α_{Bath}	Bath(没有卫生设施家庭比例)	- 0.051 4	0.030 0
α_{Prop}	Prop(工业用户比例)	0.324 4***	0.040 2
α_{H82}	H 82(1982 年后建成房屋数量比例)	0.045 9*	0.027 0
α_{Rain}	Rain(夏季降雨量)	- 0.000 3	0.006 0

注: ①取 $H = 50, T = 4. \bar{R}^2$ 对 VC, $Q/n, S_E$ 和 S_M 分别是 0.959 2, 0.256 1, 0.459 4 和 0.669 6. α_i 表示对应各种组合情况变化时相应参数的弹性系数; L, E, M, K 分别表示劳动力费、电费、材料费和资金费用; ②“*”表示精度为 1%; “**”表示精度为 5%; “***”表示精度为 10%.

所研究的样本表明, 密度造成规模回报的差别从 1%~ 5%, 是比较大的($D_{ENS} = 1.377 1$, 当标准误差为 0.093 0 时). 密度经济的存在, 说明每个用户用水量的增加就意味着平均成本的降低. 在样本中, 和 1 比较时规模的回报并没有较大的差别($S_{CE} = 1.019 6$, 当标准误差为 0.011 6 时). 这个结论与普遍的观点相矛盾, 普遍观点认为水的生产与输配是一个完全自然垄断. 这个结论与研究的样本规模较

大有关. 为此, 按管网长度计算了三种规模自来水公司的弹性系数, 发现重大节约对应的最小自来水公司规模为 1.048, 结果在表 2 中. 发现供水服务虽然是地方垄断的事业, 但有一个上限限制管网的持续扩大而带来规模效应.

表 2 规模效应估计
Tab.2 Estimates of returns to scale

管网长度/km	平均自来水公司数量/个	规模弹性系数	标准差
500~ 1 500	2~ 5	1.048	0.021
1 500~ 2 500	6~ 7	1.016	0.013
2 500~ 5 500	8~ 9	0.987	0.026

注: 管网长度指管径大于 300 mm 以上的管道累计值.

以样本地区数据进行水价预测模拟得出该地区居民生活水价约为 $10 \text{ 元} \cdot \text{m}^{-3}$, 工业用水平均水价达到近 $35 \text{ 元} \cdot \text{m}^{-3}$, 商业用水平均水价约为 $52 \text{ 元} \cdot \text{m}^{-3}$, 大大高于现在水价. 预测结果与实际存在较大的差异, 笔者认为: 一方面是当前水价制定内容不完整; 另一方面是当前水价偏低. 但结合国际水价情况看^[9- 11], 预测结果并没有太大的偏离, 是基本符合国际发达国家情况的.

3 结论

本研究在边际成本理论上, 建立了水价预测模型以及成本函数模拟, 居民和工业用水需求函数用一个对数形式表示, 建立了需求系统 GMM 估计平衡方程, 计算了与需求和成本相关的弹性系数. 发现低的需求价格弹性系数(- 0.20) 和收入弹性(0.05) 与先前凭经验估计的一致. 显示了由于用水量消费和社会剩余的强烈变化, 不同的水价政策是需要的. 从供应一方来看, 发现规模经济效益仅仅存在于一定规模的自来水公司中. 这个结论表明: 第一, 自来水公司的规模并不是越大越好; 其次, 大型自来水公司的水价不一定比小自来水公司的水价低.

参考文献:

[1] Swallow S, Marin C. Long-run price inflexibility and efficiency loss for municipal water supply[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1988, 15(2): 233.
[2] Renzetti S. Evaluating the welfare effects of reforming municipal water prices [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1992b, 22(2): 147.

- [3] Reynaud A. An econometric estimation of industrial water demand in France [J]. Environmental and Resource Economics, 2003, 25(2): 213.
- [4] Hansen L. Large sample properties of generalized method of moment estimators [J]. Econometrica, 1982, 50(4): 1029.
- [5] Cornwell C, Schmidt P, Wyhowski D. Simultaneous equations and panel data [J]. Journal of Econometrics, 1992, 51(1): 151.
- [6] Hausman J A, Taylor W E. Panel data and unobservable individual effects [J]. Econometrica, 1981, 49(1): 1377.
- [7] Nauges C, Reynaud A. Estimation de la demande domestique d' eau potable en France [J]. Revue Economique, 2001, 52(1): 167.
- [8] Renzetti S. Estimating the structure of industrial water demands: the case of Canadian manufacturing [J]. Land Economics, 1992a, 68(4): 396.
- [9] Raymundo G. Price setting for water use charges in Brazil [J]. Water Resources Development, 2005, 21(1): 99.
- [10] Roberto G A, Jay R L. Derived willingness to pay for household water use with price and probabilistic supply [J]. Journal of Water Resources Planning and Management, 2006, 132(1): 424.
- [11] Olmstead S M, Hanemann W M, Stavins R N. Water demand under alternative price structures [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2007, 54(2): 181.

(上接第 1156 页)

本试验所选用的炸药作用下,从起爆时刻开始计时,大约经过 0.05 s,压力迅速达到最大值,之后以近似直线的方式相对平缓下降,逐步进入平稳阶段.放大的压力时程图表明:图 7 各压力时程曲线在任何时刻都是反复振荡的图形,只是振荡的周期非常小,构件根本来不及对振荡有所反应,故从宏观上看,压力是瞬间增大,继而相对平缓下降.由图 7 中可看出,在时刻 1 s 之后,压力值已经很小且基本稳定.

3.3 位移分析

当压力较小时,梁的变形处于弹性阶段,其最大正负位移的变化的幅度较大,且位移值振荡的周期较长,表明此时的梁混凝土未曾破坏,钢筋正在受反复的振荡作用.

当压力较大或为第 2, 3 次加载时,梁的位移峰值虽然较大,但两峰值之间的幅度不大,且位移值的振荡周期较小,表明此时混凝土已破坏,钢筋在经历了硬化阶段之后,屈服强度提高.

4 结论

通过对三根两端铰接低配箍钢筋混凝土梁在爆炸荷载作用下的受力性能进行试验研究,分析了在不同爆炸荷载作用下裂缝开展、应变和位移变化等情况,得出以下初步结论:

(1) 由于试验材料和制作的不均匀性,梁的破坏首先从相对薄弱的一端开始.

(2) 在爆炸破坏中,由于配箍率较低,在剪切作

用下,混凝土首先破坏,因此提高混凝土强度和增大配箍率具有重要意义.

(3) 爆炸破坏裂缝主要从受力点开始向支座延伸,直至梁构件破坏,其跨中部分未有大量裂缝存在,因此须对构件两端进行箍筋加密.

参考文献:

- [1] 贝克 W E, 考克斯 P A, 威斯汀 P S. 爆炸危险性及其评估 [M]. 张国顺, 文以民, 刘定吉译. 北京: 群众出版社, 1988.
- Baker W E, Cox P A, Westine P S. Danger and evaluation of blast [M]. Translated by ZHANG Guoshun, WEN Yimin, LIU Dingji. Beijing: Mass Press, 1988.
- [2] 周昕清. 爆炸动力学及其应用 [M]. 合肥: 中国科学技术大学出版社, 1992.
- ZHOU Tingqing. Blast dynamics and its application [M]. Hefei: University of Science and Technology of China Press, 1992.
- [3] 张守中. 爆炸基本原理 [M]. 北京: 国防工业出版社, 1988.
- ZHANG Shouzhong. Element principle of blast [M]. Beijing: National Defence Industry Press, 1988.
- [4] 张传爱. 碳纤维布加固钢筋混凝土结构的抗爆能力 [J]. 高科技纤维与应用, 2003, 28(4): 18.
- ZHANG Chuanai. The anti-blast capability of reinforced concrete structures reinforced with CFRP composites [J]. Hi-Tech Fiber & Application, 2003, 28(4): 18.
- [5] 方秦, 吴平安. 爆炸荷载作用下影响 RC 梁破坏形态的主要因素分析 [J]. 计算机力学学报, 2003, 20(1): 39.
- FANG Qin, WU Pingan. Main factors affecting failure modes of blast loaded RC beams [J]. Chinese Journal of Computational Mechanics, 2003, 20(1): 39.