

# 非线性定价下的居民能源需求特征测度

## ——基于条件与无条件需求的比较

刘自敏<sup>1</sup> 杨丹<sup>1</sup> 方燕<sup>2</sup>

(1. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400716; 2. 北京交通大学 经济管理学院, 北京 100732)

**摘要:** 随着能源领域复杂非线性定价的广泛使用, 对居民能源需求特征的准确测度, 是政府规制者和学术界评估与实施能源发展战略的基础问题。以居民用电的分时阶梯定价为例, 首先从理论上刻画了非线性定价下的条件需求与无条件需求; 然后利用 2009—2011 年杭州和上海的电网公司行政数据, 分别估计了条件需求与无条件需求收入与价格特征, 并通过分解需求弹性探索了阶梯定价结构与需求特征间的关系。结果显示: 不同阶梯下的条件价格弹性差异明显, 在峰和谷时段分别为  $-0.24 \sim -3.93$  和  $-0.06 \sim -1.19$ ; 利用参数与非参数估计得出的分时阶梯电价下的无条件需求的价格弹性分别为  $-1.051$  与  $-1.032$ , 均大于纯分时电价下的需求弹性  $-0.688$ 。理论与实证分析表明, 定价结构显著影响需求特征, 阶梯定价相对于线性定价将提高居民的能源价格弹性; 而对条件弹性与无条件弹性的分解显示, 非线性定价的价格弹性受到尖点黏贴效应与阶梯虚拟收入效应的联合影响。研究为我国正在实施的能源价格改革提供了参考。

**关键词:** 纯阶梯定价; 分时阶梯定价; 条件与无条件需求; 离散-连续选择模型; 弹性结构分解

**中图分类号:** F407.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2017)05-0075-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2017.05.007

### 一、引言

随着全球资源与环境约束的日益严重及收入分配状况的不断恶化, 从 20 世纪 70 年代开始, 很多西方国家就资源和能源的使用出台了旨在促进节能环保和改善收入分配的价格改革, 居民能源市场大量引入非线性的定价方式<sup>[1]</sup>。其中, 递增阶梯定价(Increasing block pricing, IBP)是一种使用最为广泛的非线性定价。目前, 递增阶梯电价已经在美国、加拿大、澳大利亚的部分地区、大部分东南欧国家(如捷克、意大利等)、部分中东国家(如沙特等)以及东亚的日本、韩国、我国的香港和台湾地区及菲律宾、马来西亚等得到了广泛应用<sup>[2-3]</sup>。

2004 年我国相继在四川、浙江和福建试点居民电力阶梯定价, 2012 年正式在全国范围内实施递增阶梯电价<sup>①</sup>。进一步地, 2015 年底, 在居民用水与用气领域正式实施阶梯水价与阶梯气价, 并在十二届人大三次会议《政府工作报告》中, 正式提出了加快价格改革, 完善资源性产品价格, 全面实行居民资源性消费阶梯价格制度的基本方向。2015 年 11 月底, 为推进结构调整, 我国正式提出在包括能

收稿日期: 2017-05-15; 修回日期: 2017-07-10

**作者简介:** 刘自敏(1981—), 男, 四川德阳人, 经济学博士, 西南大学经济管理学院副教授, 研究方向为规制与竞争; 杨丹(1981—), 女, 湖北宜昌人, 管理学博士, 西南大学经济管理学院教授, 研究方向为产业经济学, 本文通讯作者; 方燕(1981—), 男, 江西赣州人, 经济学博士, 北京交通大学经济管理学院讲师, 研究方向为产业经济学。

**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目(71603218); 教育部人文社科青年项目(13YJC790101); 西南大学中央高校重大培育项目(SWU1609112)

源在内的多个领域内实施供给侧结构性改革,而阶梯定价的参数设定与调整是政府规制者实施供给侧改革的重要手段。

利用阶梯定价进行供给侧改革的有效性,取决于递增阶梯定价结构下的需求响应程度,目前很多文献研究了分时及阶梯定价下的需求响应问题<sup>[4]</sup>,即价格与收入弹性的数值问题。也有一些文献开始关注 IBP 等复杂定价结构对需求的价格和收入弹性的影响。Hewitt and Hanemann<sup>[5]</sup>使用离散-连续选择方法,得出阶梯水价的价格弹性为 -1.898 9,收入弹性为 0.178 2。在对阶梯水价的分析中,他们将需求弹性细化为条件需求弹性与无条件需求弹性,并估计出无条件需求的价格和收入弹性分别为 -1.586 和 0.154 3。类似地,Olmstead<sup>[6]</sup>估计的条件和无条件需求的价格弹性分别为 -0.641 1 与 -0.589 3; Miyawaki *et al.*<sup>[7]</sup>得到的(平均)条件需求价格弹性<sup>②</sup>为 -1.09,而基于分层贝叶斯方法得到的无条件需求价格弹性小于条件需求价格弹性。

为了探索价格结构变化本身对价格弹性的影响,一些实证文献对不同定价结构下的价格弹性进行了比较。Hausman *et al.*<sup>[8]</sup>首次提出条件需求与无条件需求概念。Dalhuisen *et al.*<sup>[9]</sup>研究显示,IBP 下的(无条件)需求价格弹性要高于统一定价下的价格弹性。Nieswiadomy *et al.*<sup>[10]</sup>得出,IBP 下的无条件需求价格弹性比递减阶梯定价(DBP)要高。Bockstael and McConnell<sup>[11]</sup>、Strong and Smith<sup>[12]</sup>探讨了条件需求的局限性,并进一步分析了条件与无条件需求的适用范围。Olmstead *et al.*<sup>[4]</sup>分析了可能导致不同定价结构下的需求弹性存在差异的原因:首先,IBP 与统一定价下价格弹性的定义本身存在很大差异。IBP 下的无条件需求的价格弹性要比统一定价下的价格弹性更为复杂,其中前者包括:(1)用户选择在哪一个阶梯内或尖点处消费的概率;(2)价格变动会对超边际价格产生补贴反应,即虚拟收入效应。其次,类似于纳税人在累进税的征收与转移过程中的行为反应,IBP 下的各阶梯上的边际价格的跳跃向消费者提供了一个账单提醒的信号<sup>[13]</sup>。

国内的现有研究主要在于比较不同定价方式(如纯分时定价、纯递增阶梯定价和分时递增阶梯混合定价等)的政策意义。主要观点包括:出于兼顾效率和公平的考虑,峰谷定价与阶梯定价结合更能实现多元政策目标<sup>[14]</sup>。此时,IBP 则更多承担社会调节和公平公正功能,而分时定价主要承担实现效率与有效定价的目标<sup>[15]</sup>。李媛等<sup>[16]</sup>认为,随着用电量的增加,分时 IBP 下的无条件需求的自价格弹性呈现倒 U 型变动;模拟分析也发现分时 IBP 兼顾了纯分时定价和纯 IBP 的优点。刘自敏等<sup>[17]</sup>分析了分时 IBP 结构下的再分配效应。田露露等<sup>[18]</sup>对递增阶梯定价的估计方法、价格选择和实施效果等问题进行了综述。国内对于 IBP 和分时 IBP 等复杂定价的实证研究则刚刚起步。

本文可能的研究贡献在于:(1)区分、识别并估计了阶梯定价下的条件与无条件需求,由此能够准确有效地比较不同定价方式(尤其是线性与非线性定价)的需求特征,并进一步评估不同定价方式的政策效果。(2)对于非线性定价方式,条件需求与无条件需求特征存在差异。以阶梯定价为例,对定价结构与需求弹性之间的关系进行识别并进行分解,探索估计了阶梯定价参数特征(阶梯价格、阶梯长度、尖点等)对总弹性的影响,相对于线性定价,为规制者提供了多样化的政策规制工具,为实施精准化的供给侧管理提供了理论和实证基础。

## 二、阶梯定价下的条件需求与无条件需求:理论分析

在阶梯定价形式下,本部分分析阶梯定价下的不同类型价格弹性。首先对条件需求与无条件需求的概念进行界定,并比较条件需求与无条件需求的特征差异;然后基于阶梯定价下条件需求弹性的估计方法——DCC 模型,构建阶梯定价下无条件需求的理论模型,并求出无条件需求弹性;进一步地,基于阶梯定价形式中存在尖点与虚拟收入两大特征,从理论上对需求弹性进行结构分解。

### (一) 条件需求与无条件需求的特征比较

我们首先基于 Taylor<sup>[19]</sup>与 Hausman *et al.*<sup>[8]</sup>对一般化的虚拟收入(Virtual Income, VI)与条件需求的定义,结合 Hewitt and Hanemann<sup>[5]</sup>、Olmstead<sup>[6]</sup>在阶梯定价中的应用,给出递增阶梯定价下条件

需求与无条件需求的严格定义。

在任意给定的定价结构下,需求函数描述的是需求量与价格和其他需求影响变量(如收入等)间的关系。Hausman *et al.* [8] 给出了在一般非线性定价下的条件需求概念,具体到阶梯定价中,由于价格差异存在于不同的阶梯上,因此消费者在不同阶梯上对价格的需求反应不同。阶梯定价下的条件需求特征即在某一既定阶梯上某一变量(如收入或价格)与需求量之间的关系。那么给定  $k$  级递增阶梯定价结构,一共存在  $k$  个条件需求。以一个二级阶梯定价为例,第  $k$  个阶梯的条件需求  $w_{-k}^*$  可表示为:

$$w_{-k}^* = \begin{cases} w^*(p_1, y_1) & w_{-1}^* < w_1 \\ w_1 & w_{-1}^* (\text{或 } w_{-2}^*) = w_1 \\ w^*(p_2, y_2) & w_{-2}^* > w_1 \end{cases} \quad (1)$$

其中  $(p_1, p_2)$  与  $(y_1, y_2)$  是对应第一阶梯和第二阶梯上各自的价格与收入特征组合,而  $w^*(p_i, y_i)$  是消费者在个体理性下基于收入约束的最优消费反应。一个理性的消费者将在既定阶梯上选择最优消费,实现效用最大化。需要说明的是,其中  $y_i$  为虚拟收入,即  $y_k = y + d_i = C + p_i w$ 。

在阶梯定价下,不仅有基于特定阶梯的条件需求,还有另外一类需求,即从所有阶梯的角度考虑的需求与其他变量(收入、价格等)间的关系,它描绘的是需求量受到非线性定价结构中的因素影响后,在全部、所有阶梯上搜索最优解,并刻画价格或收入与需求量之间的关系<sup>③</sup>。为了区别于条件需求并更方便地比较不同定价结构下的需求特征,将这个需求称为无条件需求。“无条件”的涵义是允许最优消费可以在不同阶梯上变化。由此可见,无条件需求具有全局需求特征,它既包含了在既定阶梯上消费者的选择,还包括在哪个阶梯上进行消费的离散选择。一个阶梯定价结构,在每个阶梯上都有一个条件需求,但是只有一个无条件需求。实际上,无条件需求是条件需求与尖点处需求的联合函数。严格地,给定二级递增阶梯定价结构下的无条件需求可表示为:

$$w = \begin{cases} w^*(p_1, y_1) & w_{-1}^*(p_1, y_1) < w_1 \\ w_1 & w_{-2}^*(p_2, y_2) \leq w_1 \leq w_{-1}^*(p_1, y_1) \\ w^*(p_2, y_2) & w_{-2}^*(p_2, y_2) > w_1 \end{cases} \quad (2)$$

比较式(1)与式(2)可以得出,条件需求描述的是阶梯选择既定条件下的最优消费量;而无条件需求刻画的是在所有可能情形下的最优消费(含阶梯内、尖点处、跨阶梯等多种可能)。在同一个阶梯内部,无条件需求特征与条件需求特征是一致的,但对于位于两个阶梯之间的尖点,无条件需求特征的刻画受到相邻两个阶梯内的条件需求特征的共同影响。例如,位于阶梯1和阶梯2之间的尖点,此点的无条件需求需要满足的条件如下:尖点处的需求  $w_1$  应该不大于由阶梯1内的条件需求特征所刻画出的需求  $w_{-1}^*(p_1, y_1)$ ,由于尖点本身定义为阶梯1与阶梯2间的跳跃点,此条件保证尖点是第一阶梯上消费量的最大值;且尖点处的需求  $w_1$  同时满足不小于由阶梯2内的条件需求函数得出的需求  $w_{-2}^*(p_2, y_2)$ ,同理,此条件保证尖点是第二阶梯上消费量的最小值。

阶梯定价下条件需求与无条件需求的区别在于,是否要求真实消费量落在(不变的)既定阶梯上,即是从局部(某一阶梯内部)还是从全局(整个阶梯定价系统)来分析需求特征。因此,无条件需求弹性既包含了条件需求弹性的阶梯内部行为选择,也包含价格改变对阶梯选择或尖点转换概率的影响。我们将首先介绍局部条件需求的求解方法,以刻画每一阶梯的需求特征;在此基础上分析全局的条件需求,以刻画整个阶梯定价系统的需求特征。

## (二) 阶梯定价下的条件需求与无条件需求弹性估计

由条件需求与无条件需求的定义可知,所有的非线性定价都会因为定价特征而存在条件需求,而线性定价仅存在无条件需求。同时,即使不考虑消费特征的异质性,由于式(1)与式(2)的定义不

同,非线性定价下的条件需求与无条件需求也存在差异,而线性定价下的无条件需求则与条件需求完全一致。此时,要比较非线性定价与线性定价的消费特征,只有相互比较无条件需求时才有意义。

在线性化的消费者预算约束下,递增阶梯定价导致消费者的最优消费量可能在一个阶梯电量段的内部,也可能存在于两个阶梯间的尖点处。与统一定价相比,尖点处的消费反映了递增阶梯定价下的价格、收入和消费数量之间的复杂关系。对于整个递增阶梯定价结构,代表性消费者的消费数量应与价格负相关,与收入正相关。但当该消费者的最优消费量位于尖点处时,收入和价格的边际变动对其消费量的影响效应均可能为零<sup>[4, 20]</sup>。这种消费刚性特征导致该消费者的个人需求曲线不连续。

为处理递增阶梯定价的这一消费特性,当前对阶梯定价的标准估计方法为离散-连续选择模型(DCC)<sup>[21]</sup>。基于式(3),张昕竹等<sup>[15]</sup>对DCC模型进行了重点阐述,典型的 $k$ 级递增阶梯定价下的消费者需求计量模型设定为:

$$\ln w = \delta z + \alpha \ln p + \gamma \ln y + \eta + \varepsilon \quad (3)$$

式(3)中的DCC模型及其似然函数表明,当价格变化时,若消费者在阶梯内进行消费量调整,则似然函数同样在阶梯内根据价格变化进行调整;而尖点处的调整仍然是通过尖点左右两个阶梯内的似然函数进行联合分析。那么,基于式(3)所得出的需求特征是受约束的,即需求弹性为条件需求弹性。因此,利用DCC模型估计出的弹性结果与线性定价下的弹性结果进行直接比较存在问题。事实上,用DCC模型估计结果直接进行政策评估的做法受到Bockstael and McConnell<sup>[11]</sup>、Strong and Smith<sup>[12]</sup>的批评。他们认为,单纯的DCC模型并不是全局的一致估计,因此,对于阶梯定价某一阶梯内部的弹性分析可以使用条件需求弹性,但是对于整个阶梯定价系统的弹性分析则需要使用无条件需求弹性。

根据Strong and Smith<sup>[12]</sup>的定义,由效用理论得出,无条件效用函数是条件效用函数的最大值泛函。构建似然函数时,消费者在任意处消费的无条件需求弹性需要包含所有阶梯与尖点处的概率<sup>[22]</sup>。参考Hewitt and Hanemann<sup>[5]</sup>,求解无条件需求函数即构造出无条件需求消费量 $w$ 与价格 $p$ 及虚拟收入 $y$ 的关系表达式。阶梯内的条件需求与无条件需求一致,而尖点处的无条件需求由式(4)中该尖点左右阶梯上的最优消费量共同决定。

我们使用参数估计与非参数估计两种方法分别得到 $k$ 级递增阶梯定价结构下的无条件需求。具体的无条件需求弹性求解过程可见Olmstead *et al.*<sup>[4]</sup>与刘自敏等<sup>[23]</sup>的文献。两类方法的差异在于,非参数估计方法下,不需要再次使用DCC计量模型求价格(或收入)弹性,仅仅计算价格变化1%(或一定百分比)时的需求变化比例即可。但是,在参数估计下,需要从样本中随机抽取 $m$ 份子样本,依次计算 $m$ 次DCC模型,然后才能得到无条件需求的价格(或收入)弹性特征。

### (三) 需求弹性的结构分解: 无条件需求弹性与条件需求弹性的差异比较

比较两类需求特征的定义式(1)与式(2)可知,它们的差异在于居民用电决策时是否具有在不同阶梯之间进行选择以进行阶梯转换的可能。事实上,正是由于两个相邻阶梯间电量的连续而电价的递增跳跃,削弱了用电需求对价格变动的敏感程度。为了对问题的分析更清晰,这里把条件需求与无条件需求的弹性特征间的差异进行结构分解,如式(4)所示。

$$\begin{aligned} \Delta e_p &= e_{\text{条件}}^p - e_{\text{无条件}}^p = f(\text{dampen}, \nu_i, \text{others}) \\ \Delta e_i &= e_{\text{条件}}^i - e_{\text{无条件}}^i = f(\nu_i, \text{others}) \end{aligned} \quad (4)$$

其中 $\Delta e_p$ 与 $\Delta e_i$ 为条件与无条件价格弹性与收入弹性的差异,dampen、 $\nu_i$ 及others为导致弹性差异的尖点黏贴因素、虚拟收入及其他因素。进一步地,在探讨阶梯定价结构下的无条件需求价格弹性时,需要考虑到阶梯定价所带来的黏贴效应和虚拟收入效应这两种影响效应。以一个二级递增阶梯定价为例,一种影响是尖点黏贴效应(Dampening Effect),如图1所示,即消费者在尖点处或第二阶

梯上位于尖点附近的最优选择点会被第一阶梯上较低的价格  $p_1$  黏住。此时,即使消费点落在第一阶梯的居民的收入由  $y$  增至  $y'$ ,或消费点落在第二阶梯的居民的收入增至  $y'$ ,最优选择曲线均可能由曲线  $b$  或  $c$  移至曲线  $a$ 。这样,黏贴效应可能会导致价格发生变化而消费量保持不变的情况,这就使无条件需求价格弹性降低了。另一种影响被称为阶梯的虚拟收入效应(Virtual Income Effect),如图2所示。由于递增阶梯定价下存在补贴,导致虚拟收入大于真实收入,此时预算线与更高的效用曲线相切,即图2中曲线  $d$  移至曲线  $e$ ,再移至曲线  $f$ 。此时虽然价格未变化而消费量可能发生变化,这将增加无条件需求的价格弹性。

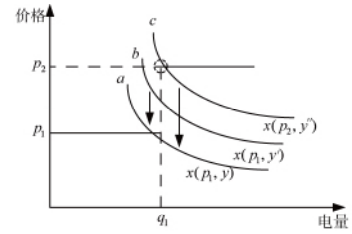


图1 二级递增阶梯定价的黏贴效应

与此不同的是,探究阶梯定价下的无条件需求收入弹性时,只需要考虑阶梯定价的虚拟收入效应,不需关注尖点黏贴效应。虚拟收入效应让居民在更高的收入约束下选择了与真实收入下等量的电力消费量,进而可能减小无条件需求的收入弹性。同时,该效应也会影响递增阶梯定价下的居民在预算约束下选择消费数量阶梯档和消费量落在尖点处的概率,但此影响较为复杂,对收入弹性影响的方向不确定。

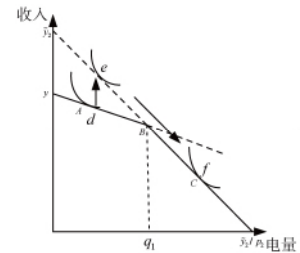


图2 二级递增阶梯定价下的虚拟收入效应

更具体地,由图1与图2的分析可知,阶梯定价下的无条件弹性与条件弹性间的关系可以做如下分解:

$$\begin{aligned}
 IBP \text{ 无条件价格弹性} &= \underbrace{\text{分段线性定价的价格弹性}}_{\text{条件弹性}} + \underbrace{(\text{黏贴效应} + \text{虚拟收入效应})}_{\text{尖点弹性}} \\
 IBP \text{ 无条件收入弹性} &= \underbrace{\text{分段线性定价的收入弹性}}_{\text{条件弹性}} + \underbrace{\text{虚拟收入效应}}_{\text{尖点弹性}}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

基于式(4)与式(5)对条件需求与无条件需求弹性的理论分析,我们可以得出如下推论:

推论1: 递增阶梯电价下的无条件需求价格弹性小于条件需求价格弹性。

进一步地,我们对条件弹性与无条件弹性的差异进行理论分析和分解。基于我国阶梯定价的实践可知,阶梯定价间级差较小因而虚拟收入较小,并且阶梯电价电费占总收入比例很小。由此可以推测虚拟收入效应较弱<sup>④</sup>,黏贴效应强度较大。具体有如下两种可能:(1)用户在尖点处黏住,此处的边际收入与价格效应可能为零<sup>[24]</sup>。而尖点处的需求弹性则更复杂地影响无条件需求弹性,因为弹性

$$\varepsilon = \frac{\Delta Q/Q}{\Delta P/P} = \frac{dQ}{dP} / \left( \frac{Q}{P} \right), \text{ 每一个尖点处的左(导数导致的)弹性为 } \varepsilon'_-(w_k) = \frac{dQ}{dP_k} / \left( \frac{Q}{P} \right), \text{ 而右(导数导}$$

致的)弹性为  $\varepsilon'_+(w_k) = \frac{dQ}{dP_{k+1}} / \left( \frac{Q}{P} \right)$ ,在递增阶梯定价下  $P_k < P_{k+1}$ ,导致  $\varepsilon'_-(w_k) > \varepsilon'_+(w_k)$ 。随着阶梯价差的拉大,这种趋势更为明显。(2)当价格水平下降时,理论最优消费量在增长得足够多的情况下,会使用户选择将实际消费量落在边际价格更高的数量阶梯档次上。此时面临更高边际价格的消费增加量,相比原来不变的边际价格时要小。也就是说,与统一电价相比,递增阶梯定价结构会一定程度上抑制价格下降对需求量的推动效应。显然,当价格上升时,结论同样成立。总之,阶梯电价下的黏贴效应与虚拟收入效应,会对条件需求价格弹性与无条件需求价格弹性间的差异产生完全不同的作用。对式(5)阶梯定价下无条件收入弹性与价格弹性分解的符号分析如表1。

表1 阶梯定价无条件弹性分解

位置 指标	全阶梯 总弹性	阶梯内		
		分段线性定价弹性	黏贴效应	虚拟收入效应
无条件价格弹性	-	-	+	-
无条件收入弹性	+	+	0	未定

基于图 1、图 2 及表 1 对黏贴效应与虚拟收入效应的理论分析,我们可以得出如下推论:

推论 2: 递增阶梯电价中弹性分解的虚拟收入效应较弱,而黏贴效应较强。

三、数据说明

本研究所使用的数据来源于三部分,电量数据直接来自国家电网数据库,数据期为 2009 年 1 月至 2011 年 12 月;而样本控制变量中的家庭特征变量如家庭规模、家庭收入等来自研究组在杭州和上海的抽样调查;控制变量中的气候变量来自中国气象网与《中国气象年鉴》。杭州与上海的电价如表 2 所示。

数据中的电量与气候数据可以直接获取,而家庭特征数据则通过调研完成。相对于其

他微观调查数据,本数据的最大优势在于数据的准确性,电量数据直接来自电网公司数据库,即符合 Chetty<sup>[25]</sup>提出的由高质量的行政机构提供数据(Administrative Data)而非调查数据(Survey Data),这保证了数据的精度,电力消费数据的真实性与可靠性更高。样本的描述性统计如表 3 所示。

四、弹性特征估计和条件、无条件需求比较:实证分析在分时阶梯与纯分时两种定价场景下,我们将基于杭州与上海两地的微观数据,分析比较它们的条件与无条件需求弹性。本部分分别采用 DCC 模型与工具变量法,来分析阶梯定价下的条件需求特征,并比较阶梯电价系统中尖

点对电力需求特征的影响。同时,分别用参数与非参数估计得出杭州分时阶梯电价下的全局无条件需求特征。

(一) 条件与无条件需求弹性估计

基于杭州市居民用电的样本数据,我们用工具变量法估计递增阶梯电价下的需求特征。具体有两种思路:一种是始于 McFadden<sup>[26]</sup>,并经 Nieswadomy and Molina<sup>[10]</sup>修正和应用的二阶段估计,其中第一阶段是,利用电力消费量与实际的边际价格和外生控制变量等直接回归,得到预测的消费电量,并由此获得预测的消费电量所在阶梯的边际价格与虚拟收入变量,第二阶段再根据这些预测的变量回归;另一种思路是像 Olmstead<sup>[4]</sup>那样,将各个阶梯上的边际价格作为观测到的边际(或平均)价格

表 2 杭州与上海电价结构

杭州	电量 (千瓦时)	峰时电价 (8:00~22:00) (元)	谷时电价 (22:00~次日8:00) (元)
阶梯 1	0~50	0.568	0.288
阶梯 2	51~200	0.598	0.318
阶梯 3	201~	0.668	0.388
上海	电量	峰时电价 (6:00~22:00)	谷时电价 (22:00~次日6:00)
无阶梯	0~	0.617	0.307

数据来源:国家发改委公告,阶梯电量是指峰谷合计的总电量。

表 3 描述性统计

变量名	平均值	标准差	最小值	最大值
电量信息				
月峰时用电量 (千瓦时)	151.856	105.816	2.448	963
月谷时用电量	94.097	70.303	0.365	701.176
月总用电量	245.953	155.142	6	1258.078
家庭信息				
家庭总人口 (个)	3.295	1.134	1	8
65 岁以上人口	0.739	0.890	0	3
65 岁以下成年人口	2.262	1.205	0	6
住房建筑面积(平方米)	81.185	34.954	29	300
卧室数	2.254	0.760	1	8
电器信息				
电脑数 (个)	1.217	0.840	0	4
电视数	2.043	0.831	1	6
空调数	2.423	0.993	0	6
冰箱冰柜数	1.095	0.350	0	4
是否有微波炉	0.830	0.376	0	1
冬天是否取暖	0.775	0.418	0	1
是否用电煮饭	0.670	0.470	0	1
是否用电洗澡	0.534	0.499	0	1
收入信息				
<0.8 万 (元)	0.457	0.498	0	1
0.8 万~1.5 万	0.390	0.488	0	1
>1.5 万	0.154	0.361	0	1
气候信息				
月最高气温(1/10 度)	287.366	80.435	73	397
月平均气温(1/10 度)	172.854	86.665	13.548	307
月平均湿度(RH 相对湿度)	69.419	7.526	35.100	81.200
月平均日照数(小时)	192.520	1212.147	11.750	191.499

数据来源:作者根据调研问卷、中国气象网、国家电网数据等整理。

的工具变量。由于本文所用数据中有关家庭收入、家庭电器设备等控制变量数据均为一次调查完成,难以完全保证 McFadden<sup>[26]</sup>方法中的控制变量如家庭电器设备购置等与阶梯电价政策实施之间的独立无关性。例如,递增阶梯电价政策的实施会抑制各家庭对电器设备的需求,但受政策影响的电器设备变动量无法从现有调查数据中剔除。因此,现有数据中存在家庭电器拥有量和电价结构(尤其是边际价格)相关的可能,这就使基于两阶段估计和考虑外生控制变量的估计思路不满足工具变量的外生性条件。鉴于此,本文采用第二种思路。

对于上海居民的用电样本数据,首先使用 OLS 作为基准估计。然后基于样本数据的家庭特征变量为一次调研完成,在数据期内保持不变的特征,使用 Hausman and Taylor<sup>[27]</sup>方法进行估计<sup>⑤</sup>。这种估计方法克服了使用面板数据固定效应模型不能有效估计不随时间变化的变量的不足。各模型的估计结果如表 4 所示<sup>⑥</sup>。

表 4 条件需求弹性估计结果

模型	全样本 DCC	杭州 DCC	杭州 IV	杭州 OLS	上海 OLS	上海 Hausman and Taylor
对数(价格)	-0.861 1*** (-10.377)	-1.058 2*** (-8.931)	-0.685*** (0.111)	0.784*** (0.096)	-0.165 (-1.019)	-0.688*** (-3.481)
对数(收入)	0.268 3*** (29.006)	0.228*** (14.586)	0.062*** (0.019)	0.023 (0.019)	0.070*** (4.011)	0.047 (0.751)
家庭变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
电器变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
气候变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\sigma_{\eta}$	0.594 3*** (46.245)	0.553 5*** (25.102)				
$\sigma_{\varepsilon}$	0.167 1*** (4.15)	0.196*** (3.697)				
N	7 920	4 262	4 262	4 262	3 658	3 658

在 DCC 模型的估计中,本文还尝试使用不同的气候控制变量,包括在电力消费中使用的 HDD(采暖度日数)与 CDD(制冷度日数)<sup>⑦</sup>,作为最高气温、平均气温、平均湿度及平均日照等变量的替代变量,但无论采用哪一组气候变量,价格与收入弹性的估计值基本保持不变。这也说明了 DCC 模型估计得出的价格与收入弹性是较为稳健的。限于篇幅,本文并未列出这些变量的估计结果。

表 4 首先比较了杭州居民用电分时阶梯电价下的 DCC 模型与 IV 模型。实证分析发现,DCC 模型估计出的价格弹性结果(-1.058),与 Szabo<sup>[24]</sup>、Miyawaki *et al.*<sup>[7]</sup>及 Hewitt and Hanemann<sup>[5]</sup>等用 DCC 模型估计出的结果(分别为 -1.139、-1.09 与 -1.898 9)一致,均为富有弹性。而与 Olmstead *et al.*<sup>[4]</sup>中缺乏弹性的估计结果(-0.641 1)有差异,但与其相类似的是,价格及收入弹性均大大高于 IV 法。Olmstead *et al.*<sup>[4]</sup>认为,由于 IV 法无法分离及刻画尖点识别问题,所以无法使用 IV 法估计无条件需求。此外,对于该问题,使用 IV 法还要求住户观察到的阶梯(由边际价格与虚拟收入导致)与住户真实消费的阶梯一致。使用 IV 法时,在其一阶段估计中,无法准确估计消费者的消费位于哪一阶梯,因为存在误差项,消费者的实际选择与一阶段预测的选择可能存在差异,尤其对那些落在尖点附近的用户更是如此,这将直接导致二阶段估计中消费者的边际价格设定错误。总之,IV 法未识别阶梯电价中的尖点问题,而 DCC 模型考虑了这一点,使得 DCC 模型的估计弹性大于 IV 法。基于两种估计方法的比较分析,可以初步推断,阶梯电价中的尖点抬升了价格与收入弹性。

同时,我们比较了杭州和上海居民的电力需求特征。杭州居民在分时阶梯混合电价下的价格与收入弹性(分别是 -1.058 和 0.221)均明显高于上海纯分时电价下的 -0.688 和 0.047,而杭州与上海的总样本估计所得出的弹性值介于单独估计的阶梯分时定价杭州样本与纯分时定价上海样本的弹性值之间。上海居民电力需求弹性结果与 Vaage<sup>[28]</sup>等的估计结果相似。将(上海)分时电价下的电力需求价格弹性与(杭州)分时阶梯混合电价下的价格弹性相比较,可以看出后者更高。与大量的

实证研究类似,这一结果可能再次验证了定价结构对价格弹性有着显著的影响<sup>[4-5]</sup>。当然这并不意味着较高的价格弹性与定价结构直接相关,后面将对此问题作进一步分析。

我们进一步使用前文的参数模拟与非参数模拟两种方法来估计无条件需求弹性。分别设定价格变化1%、5%与10%,估计得出杭州与上海的价格与收入弹性如表5所示。

通过对价格变化1%、5%及10%的模拟估计发现,无论是使用参数模拟还是非参数模拟,杭州居民在阶梯电价下的无条件需求价格弹性与收入弹性(在数值上)均小于条件需求下的弹性。这

与Olmstead *et al.*<sup>[4]</sup>、Hewitt and Hanemann<sup>[5]</sup>及Miyawaki *et al.*<sup>[7]</sup>等的估计结果相吻合。另外,参数模拟结果显示,价格变化后基于DCC模型的其他变量估计值,与对原始样本的DCC估计结果(如表5)的差异很小。

比较表4与表5的分析结果发现,基于参数模拟与非参数模拟两种方法,无论是价格弹性还是收入弹性,其无条件需求弹性特征均小于条件需求特征,这与理论分析的推论1结论一致。同时,使用两种不同的估计方法对弹性特征进行估计,也能评估使用DCC模型估计结果的稳健性。类似地,对于实施统一电价的上海居民样本,由于不存在阶梯选择问题,条件需求特征与无条件需求特征完全相同。

## (二) 各阶梯的条件需求弹性估计

本部分估计各个阶梯的条件需求,更确切地讲,估计杭州居民在三级分时阶梯电价结构的峰谷时段下,各阶梯的条件需求下相应的价格和收入弹性,以此分析各阶梯下条件需求特征的异质化程度。

表6中, $N$ 为处于峰谷不同阶梯上的样本数。结果显示,不同阶梯间条件需求的价格和收入的弹性差异都很大。在峰时,第一阶梯的价格弹性小于1,缺乏弹性,而第二、第三阶梯上的弹性值均大于1,富有弹性。这符合第一和第三阶梯分别满足基本生活需求和差异化需求的阶梯电价

表6 峰谷时段中不同阶梯下的条件需求估计结果

杭州	峰时			谷时		
	阶梯1	阶梯2	阶梯3	阶梯1	阶梯2	阶梯3
价格	-0.240 6*** (-0.001)	-1.650 9*** (0.129 6)	-3.933 8*** (0.595 7)	-0.061 2 (0.174 2)	-1.194 8*** (0.122 9)	-0.823 ** (0.340 9)
收入	-0.240 6*** (-0.041 7)	0.178 7*** (0.015 3)	0.271 8*** (0.054 5)	0.212 *** (0.03)	0.240 9*** (0.014 9)	0.352 4*** (0.051 9)
家庭变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
电器变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
气候变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\sigma_\eta$	-0.009 9*** (-0.002 0)	0.479 6*** (0.012 7)	0.581 8*** (0.031 8)	0.483 8*** (0.012 3)	0.457 2*** (0.019 8)	-0.000 1 (0.131 1)
$\sigma_\varepsilon$	0.424 3*** (0.002 8)	0.148 *** (0.029 2)	0.205 8*** (0.030 2)	0.024 1 (0.036 4)	0.184 2*** (0.040 1)	0.465 6*** (0.017 8)
$N$	550	3 167	545	901	3 003	358

设计目标。同时,第一阶梯内的收入弹性与第二、第三阶梯上的收入弹性差异巨大,这说明了低收入家庭的电力需求特征与中高收入阶层存在显著差异,低收入阶层的电力需求是生活保障的基本需求,且第一阶梯内的两类误差特征也与第二、第三阶梯内的两类误差项特征存在显著差异。



在谷时,各个阶梯下的需求特征也有明显差异:第一阶梯的价格弹性不明显,而第二阶梯的价格弹性为富有弹性,第三阶梯为显著缺乏弹性。由表2的描述性统计分析可知,绝大多数家庭的谷时电量消费集中在第二阶梯,处于谷时第一阶梯的居民为基本消费人群,而处于谷时消费第三阶梯的家庭为极少数对价格变化不敏感的高收入人群。双误差特征分析显示,低收入人群与高收入人群的最优化误差及异质性误差都不显著。

最后对表4及表6的DCC双误差模型进行分析。两表中,无论是全样本还是分阶梯的子样本,双误差项均显著。因此可以看出,DCC模型中的异质性误差与测量误差均显著存在,使用DCC模型进行阶梯电价估计恰当合理。

表7结果说明,在总误差中,除峰时第一阶梯外,消费者的异质性误差占比更大。而谷时第一阶梯的随机测量误差不显著,谷时第三阶梯的异质性误差不显著。除峰时第一阶梯外,异质性误差与随机误差的比例介于2.5~3.6之间,这与Moffitt<sup>[29]</sup>、Hewitt and Hanemann<sup>[5]</sup>、Pint<sup>[30]</sup>和Olmstead *et al.*<sup>[4]</sup>等的测算一致。

表7 条件需求的双误差特征分析

参数	全样本	杭州样本	峰时			谷时		
			第一阶梯	第二阶梯	第三阶梯	第一阶梯	第二阶梯	第三阶梯
$\sigma_{\eta}/\sigma_{\varepsilon}$	3.5566	2.8239	-0.0233	3.2405	2.827	/	2.4821	/
$\sigma_{\eta}(\%)$	78.05	73.85	2.28	76.42	73.87		71.28	
$\sigma_{\varepsilon}(\%)$	21.95	26.15	97.72	23.58	26.13		28.72	

### (三) 定价结构与需求弹性间关系的检验

与现有诸多相关的实证文献一样,本文发现,递增阶梯定价相对于统一定价会增加价格弹性。这里将基于现有理论分析,探讨价格结构与需求弹性间的关系,并对阶梯定价的弹性特征进行结构分解,以识别影响阶梯定价弹性大小的各类因素。

检验价格结构对价格弹性是否存在显著影响的一个理想方式是,像McFadden<sup>[26]</sup>、Terza<sup>[31]</sup>和Nieswadowy and Molina<sup>[10]</sup>那样去估计一个两阶段模型。在这个两阶段估计模型的第一阶段,预测阶梯电价结构参数(包括价格高低、阶梯数量、分割点选择等)受到哪些因素的影响;在第二阶段,依据所预测的价格结构参数来确定合适的工具变量,进行无偏的价格弹性估计。由此推断定价结构对价格弹性的影响。但可能存在的问题是,理论上在两阶段估计思路的第一阶段,确定所有影响定价结构的因素很困难。鉴于此,本文提出的可行策略为,在保持其他变量不变的前提下分析价格结构参数变动对价格弹性的影响,这也是因果关系识别中常用的方式。

具体做法与Olmstead *et al.*<sup>[4]</sup>类似,基于杭州居民用电数据,在前面的DCC模型中,引入对数(平均)价格乘以阶梯边际价格的交叉项。在其他变量相同的情况下,考察新引入交叉项是否显著影响价格弹性。首先,阶梯定价与统一定价相比,其定价方式仅在边际价格是否有变化这一特征上存在差异,而交叉项刻画与包含了这一点;其次,通过交叉项可以很好地刻画阶梯定价中价格弹性有多大一部分是通过阶梯边际价格差异这个机制来影响价格弹性的,即很好地刻画递增阶梯定价的偏效应强度;同时,由于边际价格并不是消费者在阶梯定价下对需求的直接反应<sup>[26]</sup>,所以不宜将阶梯边际价格和对数(平均)价格并列纳入方程。因此,引入对数(平均)价格乘以阶梯边际价格的交叉项,能够在一定程度上分析定价结构与需求弹性间的关系,对包含杭州和上海地区居民用电数据的全样本以及杭州样本作较好分析。具体模拟的分析结果见表8。

表8结果显示,对于面临三级阶梯电价结构的杭州居民用电样本,带有价格乘以阶梯边际价格的交叉项的DCC模型,交叉项的估计系数-0.056并不显著。这是由于样本内的所有居民都面临同一个三级递增阶梯电价结构,引入阶梯边际价格因素并不带来显著影响,也就不能显著改变阶梯电

价结构下的价格弹性。但是,对于由杭州与上海样本所组成的总样本,交叉项的估计系数  $-0.782$  显著为负,也就是说阶梯边际电价显著地负向影响电力消费量。价格弹性为负,意味着阶梯电价的引入显著提高了价格弹性;而统一定价下边际价格等于平均价格则并无此效应。无论是表 4 的条件需求弹性估计还是表 5 的无条件需求弹性估计均显示,阶梯定价下的价格弹性大于统一定价下的弹性。由此我们进一步推论,阶梯价格是通过递增的边际阶梯价格(即交叉项)提升了价格弹性。以下我们将进一步剖析递增边际阶梯价格的特征及其对价格弹性的影响机制。

比较表 4 与表 5 可知,分时阶梯电价下的无条件用电需求的价格弹性(数值)比条件需求价格弹性要小  $1\% \sim 4.7\%$ 。参数与非参数模拟估计结果还显示,无条件需求收入弹性也比条件需求收入弹性小  $0.3\% \sim 3.4\%$ 。与之对应,纯分时电价下的条件需求与无条件需求的价格和收入弹性特征完全相同。类似研究中, *Olmstead et al.* [4] 得出的无条件需求价格弹性比条件需求价格弹性小  $2.5\%$ ,无条件需求收入弹性比条件需求收入弹性小  $4.7\%$ ;而 *Hewitt and Hanemann* [5] 得到的无条件价格与收入弹性数值也小于 DCC 模型估计的条件弹性值。*Miyawaki et al.* [7] 在消费者偏好可积与可分离的假定下用贝叶斯 DCC 模型估计得出,无条件需求的价格弹性数值同样小于条件需求价格弹性。以上几位研究者对此的共同解释是,价格离散变化令消费需求聚集于尖点处。

进一步地,基于前文的理论分析,我们将试图分离出黏贴效应和虚拟收入效应各自对条件需求和无条件需求下价格弹性差异的具体影响。目前,在非线性定价下,对定价结构与需求弹性特征间关系的探讨还非常粗略,仍停留在理论探索阶段,尚未出现统一的实证分解方法 [32]。实证分析中有必要深入开发诸如贝叶斯估计、MCMC、半参数估计等计量工具或充分统计量模型 [25] 来测度定价结构对需求特征的影响。或者继续沿用 DCC 模型的思路,通过对双误差模型中误差比例的分析,为探究价格结构与价格弹性间的关系提供一定的实证基础。条件需求和无条件需求的异质性和随机性误差项的标准误特征结果如表 9 所示。

表 9 结果显示,无论在条件需求还是在无条件需求下,异质性误差 ( $\sigma_\eta$ ) 都比随机测量误差 ( $\sigma_\varepsilon$ ) 大很多。这就使得消费者的异质性差异占比也很大,既定阶梯下的居民用电消费选择存在差异。同时,相对于条件需求情形,无条件需求时的测量误差占总误差比例更大。相对于条件需求局限于消费者在阶梯内选择,无条件需求下消费者有权利进

行阶梯自由选择时,电力消费量在尖点处聚集的现象更为集中和明显,消费者的理性选择行为即为向尖点处聚集,式(9)中的黏贴效应在电力需求的无条件需求分析中起到了比条件需求分析中更强的作用。因此,表 9 的结论支持了理论分析部分的推论 2。

## 五、结论和政策建议

本文的结论和政策建议主要包括:

首先,利用 IV 法估计出的阶梯定价无条件需求价格弹性远低于 DCC 法估计出的结果。电力规制者应重视对递增阶梯电价结构的阶梯分割电量点进行合理设定,这可以扩展政府规制者电力供给侧改革的政策空间。规制者为实现合理的政策目标,确定恰当的阶梯数和各阶梯档的分割电量不失

表 8 定价结构与价格弹性关系分析

模型	杭州 DCC	全样本 DCC
对数(价格)	-1.048 6 *** (0.125 9)	-0.542 3 *** (0.09)
对数(收入)	0.22 *** (0.015 5)	0.153 5 *** (0.010 8)
对数(价格) × 阶梯边际价格	-0.056 1 (0.190 9)	-0.781 5 *** (0.069 3)
家庭变量	控制	控制
电器变量	控制	控制
气候变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
$\sigma_\eta$	0.551 7 *** (0.024 2)	0.576 1 *** (0.015 5)
$\sigma_\varepsilon$	0.197 9 *** (0.058 1)	0.157 2 *** (0.052 6)

表 9 条件需求与无条件需求双误差特征分析

参数	条件需求	无条件需求		
		1%	5%	10%
$\sigma_\eta/\sigma_\varepsilon$	3.556 6	2.778 3	2.802 5	2.789 8
$\sigma_\eta$ (%)	78.05	63.01	63.32	64.15
$\sigma_\varepsilon$ (%)	21.95	35.99	35.68	35.85

为一个可行工具。

其次,条件与无条件需求下的分时阶梯价格弹性均大于纯分时定价下的价格弹性,同时阶梯定价的条件价格弹性与无条件价格弹性存在差异。阶梯定价为规制者提供了更为灵活的电力供给侧价格管理工具。阶梯跳跃可作为调节消费量分布与消费者区隔的有效手段;分阶梯的条件需求弹性差异有助于利用不同阶梯的弹性特征来兼顾实现不同的政策目标。

更进一步,对定价结构与需求弹性间关系的检验显示,与统一定价不变的边际价格相比,变化的阶梯边际价格显著影响需求价格弹性,阶梯边际价格上升提高了阶梯价格的价格弹性数值。因此,即使政府或电力提供商受到收益中性条件的规制,即平均价格保持不变或不能改变<sup>⑧</sup>,政府也可以通过调整阶梯间的价格差异,通过扩大或缩小不同阶梯间的边际价差来实现需求弹性的调整,最终在不同用户间进行需求行为的调整,实现效率与公平等多个目标间的平衡。

最后,递增阶梯定价结构下的尖点黏贴效应与虚拟收入效应会同时对无条件需求弹性产生影响,但方向相反。这有利于政府厘清阶梯定价系统设计中的可操作变量(阶梯数、分割点和各阶梯的边际价格)是如何通过中介变量传导并影响最终的消费者需求的。这为政府实施电力供给侧价格管理拓宽了思路,并可很好地利用两类效应的相对大小来实现既定目标。

注释:

- ①国家发展和改革委员会新闻发布会 [http://xwzx.ndrc.gov.cn/mtfy/dfmt/201207/t20120719\\_492559.html](http://xwzx.ndrc.gov.cn/mtfy/dfmt/201207/t20120719_492559.html).
- ②如果没有特别说明是哪一阶梯的条件弹性,即为平均条件弹性。平均条件需求是将所有阶梯上的似然函数加总,然后求出对应的需求弹性值。
- ③而与之对应的是,在线性定价结构下,条件需求与无条件需求无差异,或者说不存在条件需求。因此,我们需要在同一条件下比较不同定价(尤其是线性定价与非线性定价)间的需求特征,否则将会导致错误结果。
- ④但在劳动力市场的累进税制效应分析中,该效应强度很大。
- ⑤回归方程  $Y = \alpha X + \beta Z + \mu_i + \varepsilon_{it}$  中,时变自变量  $X = (X_1, X_2)$ , 非时变自变量  $Z = (Z_1, Z_2)$ ,  $X_1$  和  $Z_1$  是外生变量,与  $\mu_i$  不相关;  $X_2$  和  $Z_2$  是内生变量,与  $\mu_i$  相关,所有自变量均与  $\varepsilon_{it}$  不相关。Hausman and Taylor 指出,使用  $X_2$  均值的离差和  $X_1$  作为  $X_2$  和  $Z_2$  的工具变量并进行两阶段最小二乘(2SLS)估计,得到的 Hausman-Taylor 估计量不仅可得到非时变变量的估计值,还通过工具变量克服了内生性偏误。
- ⑥限于篇幅,正文中未列出各类控制变量的估计结果,如有兴趣,可向作者索取。
- ⑦HDD( Monthly Heating Degree Days in 100s) 为采暖度日数,是当某天室外日平均温度低于 18℃ 时,将该日平均温度与 18℃ 的差值度数乘以 1 天,所得出的乘积的累加值  $\sum_{i=1}^{30} (18 - t_i)$ 。其单位为摄氏度·天(℃·d); CDD( Monthly Cooling Degree Days in 100s) 为制冷度日数,为当某天室外日平均温度高于 26℃ 时,将高于 26℃ 的度数乘以 1 天,所得出的乘积的累加值  $\sum_{i=1}^{30} (t_i - 26)$ 。其单位为摄氏度·天(℃·d)。
- ⑧对于社会公共事业,普遍的提高价格(即平均价格上升)可能会带来对政府的满意度下降及其他社会问题。

参考文献:

- [1]史丹,王蕾. 能源革命及其对经济发展的作用[J]. 产业经济研究, 2015 (1): 1-8.
- [2]OECD. Managing water for all: an OECD perspective on pricing and financing [R]. OECD, 2009.
- [3]杨娟,刘树杰. 阶梯电价的国际实践[J]. 中国经贸导刊, 2010 (10): 27-28.
- [4]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): 181-198.
- [5]HEWITT J A, HANEMANN W M. A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing [J]. Land economics, 1995, 71(2): 173-192.

- [6] OLMSTEAD S M. Reduced-form versus structural models of water demand under nonlinear prices [J]. *Journal of business and economic statistics*, 2009, 27(1): 84-94.
- [7] MIYAWAKI K, OMORI Y, HIBIKI A. Exact estimation of demand functions under block-rate pricing [J]. *Econometric reviews*, 2016, 35(3): 311-343.
- [8] HAUSMAN J A, TAYLOR W E. Panel data and unobservable individual effects [J]. *Econometrica*, 1981, 49(6): 1377-1398.
- [9] DALHUISEN J M, FLORAX R J G M, DE GROOT H L F, et al. Price and income elasticities of residential water demand: a meta-analysis [J]. *Land economics*, 2003, 79(2): 292-308.
- [10] NIESWIADOMY M L, MOLINA D J. Comparing residential water demand estimates under decreasing and increasing block rates using household data [J]. *Land economics*, 1989, 65(3): 280-289.
- [11] BOCKSTAEL N E, MCCONNELL K E. Welfare measurement in the household production framework [J]. *American economic review*, 1983, 73(4): 806-814.
- [12] STRONG A, SMITH V K. Reconsidering the economics of demand analysis with kinked budget constraints [J]. *Land economics*, 2010, 86(1): 173-190.
- [13] LIEBMAN J B, ZECKHAUSER R J. Schmeduling [R]. Harvard University working paper, 2004.
- [14] 华昱. 能源税问题探析——基于实例与模型的分析 [J]. *南京财经大学学报*, 2008(3): 54-57.
- [15] 张昕竹, 刘自敏. 分时与阶梯混合定价下的居民电力需求: 基于 DCC 模型的分析 [J]. *经济研究*, 2015(3): 146-158.
- [16] 李媛 罗琴 宋依群 等. 基于需求响应的居民分时阶梯电价档位制定方法研究 [J]. *电力系统保护与控制* 2012(18): 65-68 + 74.
- [17] 刘自敏 张昕竹. 递增阶梯定价、收入再分配效应和效率成本估算 [J]. *经济学动态* 2015(3): 31-43.
- [18] 田露露 张昕竹. 递增阶梯定价研究综述——估计方法、价格选择及实施效果测算 [J]. *产业经济评论* 2015(1): 1-11.
- [19] TAYLOR L D. The demand for electricity: a survey [J]. *Bell journal of economics*, 1975, 6(1): 74-110.
- [20] MOFFITT R. The econometrics of kinked budget constraints [J]. *Journal of economic perspectives*, 1990, 4(2): 119-139.
- [21] ITO K. Do consumers respond to marginal or average price? Evidence from nonlinear electricity pricing [J]. *American economic review*, 2014, 104(2): 537-563.
- [22] ASCI S, BORISOVA T. The effect of price and non-price conservation programs on residential water demand [C]//Annual Meeting of Agricultural and Applied Economics Association, Minneapolis, Minnesota: July 27-29, 2014.
- [23] 刘自敏 杨丹 冯永晟. 递增阶梯定价的政策评估与优化设计: 基于充分统计量 [J]. *经济研究* 2017(3): 171-186.
- [24] SZABÓ A. The value of free water: analyzing South Africa's free basic water policy [J]. *Econometrica*, 2015, 83(5): 1913-1961.
- [25] CHETTY R. Sufficient statistics for welfare analysis: a bridge between structural and reduced-form methods [J]. *Annual review of economics*, 2009, 1: 451-488.
- [26] MCFADDEN D L. Econometric analysis of qualitative response models [M]//GRILICHES Z, INTRILIGATOR M D. *Handbook of econometrics*. Elsevier, 1984, 2: 1395-1457.
- [27] HAUSMAN J A, TAYLOR W E. Panel data and unobservable individual effects [J]. *Econometrica*, 1981, 49(6): 1377-1398.
- [28] VAAGE K. Heating technology and energy use: a discrete/continuous choice approach to Norwegian household energy demand [J]. *Energy economics*, 2000, 22(6): 649-666.
- [29] MOFFITT R. The econometrics of piecewise-linear budget constraints: a survey and exposition of the maximum likelihood method [J]. *Journal of business and economic statistics*, 1986, 4(3): 317-328.
- [30] PINT E M. Household responses to increased water rates during the California drought [J]. *Land economics*, 1999,

75(2) : 246-266.

[31] TERZA J V. Determinants of household electricity demand: a two-stage probit approach [J]. Southern economic journal, 1986, 52(4) : 1131-1139.

[32] BLOMQUIST N S. Comparative statics for utility maximization models with nonlinear budget constraints [J]. International economic review, 1989, 30(2) : 275-296.

(责任编辑: 雨 珊)

## Measurement of residents' energy demand under nonlinear pricing: based on comparison between conditional and unconditional demand

LIU Zimin<sup>1</sup>, YANG Dan<sup>1</sup>, FANG Yan<sup>2</sup>

(1. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400716, China;

2. School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University, Beijing 100732, China)

**Abstract:** With the widespread use of complex non-linear pricing in the energy sector, the accurate measurement of the energy demand characteristics of residents is the basis for the policymakers and scholars to assess and implement energy development strategies. In this paper, the time-of-use block pricing of residential electricity is taken as an example. First, the conditional demand and unconditional demand under nonlinear pricing are described theoretically. Then we empirically estimate the income and price elasticity of conditional demand and unconditional demand separately and explore the relationship between block pricing structure and demand elasticity through decomposition of the demand elasticity, using the administrative data of grid companies in Hangzhou and Shanghai during 2009—2011. The results show that the conditional price elasticity fluctuates under different blocks obviously, from  $-0.24 \sim -3.93$  in the peak periods to  $-0.06 \sim -1.19$  in the valley. The unconditional elasticity under time-of-use block pricing is  $-1.051$  by parameter estimation and  $-1.032$  by nonparametric estimation, both greater than the demand elasticity under the pure time-of-use block pricing which is  $-0.688$ . The theoretical and empirical analysis shows that the pricing structure significantly affects the demand characteristics, and the energy price elasticity of the residents is higher under block pricing than that under linear pricing. And the decomposition of the conditional elasticity and unconditional elasticity shows that the price elasticity of nonlinear pricing is jointly affected by the sharp point sticking effect and block virtual income effect. This paper provides some references for our country to implement energy price reform.

**Key words:** pure block pricing; time-of-use block pricing; conditional and unconditional demand elasticity; discrete-continuous choice model; elasticity structure decomposition