

居民对递增阶梯电价更敏感吗^{*}

——基于加总 DCC 模型的分析

张昕竹 田露露 马源

内容提要: 本文将微观离散/连续选择(DCC)模型推广为加总 DCC 模型,使其在保留 DCC 模型特有的结构计量特征的同时,还能适用于实践中更容易获得的加总数据,在此基础上用该模型估计中国居民电力需求函数,并分析引入递增阶梯电价前后居民用电需求响应的变化。根据本文的估计结果,在线性定价时代,中国居民用电的价格弹性处在无弹性区间,其中统一定价下的价格弹性为-0.34;但是引入递增阶梯电价后,价格弹性显著增加至-1.0。对价格弹性变化的成因进行初步分析,我们发现从线性定价到非线性定价的定价结构变化,是价格弹性变化的重要原因,即居民用电对阶梯定价结构更敏感。研究结果表明,阶梯电价改善了需求管理,其实施效果与政策目标一致。

关键词: 递增阶梯定价 加总 DCC 模型 价格弹性 定价结构

一、问题的提出

为逐步减少电价的交叉补贴,引导居民合理用电、节约用电,以及促进环境友好型社会的建设,2012年7月1日,中国正式开始在除新疆、西藏外的大陆地区,对居民用电实行递增阶梯定价(Increasing Block Tariff, IBP)政策。这是中国首次在公共事业领域引入阶梯定价,而相比其他国家,中国定价机制改革的起步较晚。以美国为例,早在20世纪80年代,其大部分地区的居民用水、用电领域就已实施阶梯定价。而日本、韩国、马来西亚、澳大利亚、埃及等国家也较早引入了此种定价模式。

相对于统一线性定价的低效率,阶梯定价的特殊结构使得监管机构具有更多的调控工具,因此可以协调多个政策目标(Rietveld et al, 2000; Borenstein, 2009)。以居民用电中的 IBP 为例,最低档的基本电量(也被称为生命线电量)一般低于边际成本

或平均价格,以保证居民(特别是低收入居民)的正常生活,实现公平性目标;最高档的价格一般高于平均价格,甚至等于或接近长期边际成本,以实现配置效率,并弥补厂商低档电量的损失,保证在满足经济性目标的同时,还能促进节约、实现收入再分配等社会性目标(Ruijs, 2009; Maddock & Castano, 1991; Pashardes & Hajispyrou, 2002; Carter et al, 2012)。然而,需要注意的是,社会性目标的实现需要一定前提条件,当没有考虑到家庭人口规模和用户使用替代能源的情况时,政策目标的实现就会大打折扣(Whittington, 1992; Dufty, 2007; Reiss & White, 2005; Filipović & Tanić, 2008)。故监管机构在具体实施过程中,应考虑人口等因素的影响,以便尽可能地最大化 IBP 的效用。由于生命线电量或免费电量的存在,大量对 IBP 实施效果研究的文献都肯定了其兼顾多个监管目标的作用。

国外已有很多文献对阶梯定价下的需求响应进

^{*} 张昕竹,中国社会科学院规制与竞争研究中心、东北财经大学产业组织与企业组织研究中心,邮政编码:100732,电子邮箱:18610705330@163.com;田露露,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心,邮政编码:116023,电子邮箱:tian1929@163.com;马源,工业与信息化部电信研究院政策与经济研究所。本文受到国家自然科学基金项目“利用非线性定价促进能源节约的基础理论与实证研究”(71173236)、国家自然科学基金青年项目“通过结构重组、接入监管与定价机制改革构建中国售电侧市场的理论与实证研究”(71403288)项目的资助。感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

行了分析,其结论不仅有助于理解非线性定价结构下的需求响应,还对价格结构的调整与优化具有重要的指导意义。需要特别强调的是,与统一线性定价不同,在阶梯定价中,边际价格随消费量变化,并且消费是价格的非线性函数,这种定价结构使消费者行为更加复杂与难以预测,对相关估计技术也带来很大挑战。作为文献中的热点与难点,阶梯定价下的需求分析衍生了很多方法与技术,其中具有微观基础的离散/连续选择(Discrete/Continuous Choice, DCC)结构计量模型得到广泛应用。但是,由于 DCC 模型适用的研究对象为微观个体,模型估计一般要求家庭层面的微观数据,这种较高的数据要求,使得 DCC 模型在实际应用中受到很大制约。

鉴于此,本文旨在推广微观 DCC 模型,使其在较易获得加总数据的情形下也能应用。我们将推广后的模型称为加总 DCC 模型,并应用该模型估计中国居民电力需求。通过与其他模型对比分析,将验证加总模型的有效性。另外,利用不同定价结构下的样本进行估计,分析 IBP 实施前后消费者的需求响应,即消费者对定价结构的敏感性,并初步探究其原因。

本文的主要贡献是:第一,对适用于微观数据的 DCC 模型进行推广改进,使其不但具有微观结构模型的特点,同时还能应用于加总数据。这将大大降低应用此模型的数据要求,拓展该模型的应用场景。根据我们所掌握的文献,这是首次对著名的 DCC 模型进行加总推广;第二,运用不同模型对居民需求进行估计,得出 IBP 的引入使居民用电价格弹性增大、消费者在阶梯定价下价格更敏感的结论。最后,对需求响应变化的成因进行了初步探索,得到定价结构本身带来价格弹性差异的实证证据。

二、阶梯定价下的需求估计

(一)需求估计的难点

1. 内生性问题。多重目标的实现使得 IBP 在稀缺性资源、能源领域中得到广泛的应用,加之其定价结构的复杂性,使需求估计成为文献研究的热点与难点。其中,对内生性问题的解决是最关键的。在线性定价结构下,需求估计的内生性问题通常来源于外部因素的冲击,因此难以区分影响消费的因素是来自供给还是需求。而在非线性定价中,消费随边际价格变动,由此带来价格和消费同时决定的问题(Agthe et al, 1986; Deller et al, 1986)。相对于统一线性定价(边际价格不变),递增阶梯定价中

的边际价格会随着消费量的增加而升高,故价格与消费量同时决定产生了内生性问题(Nieswiadomy & Molina, 1988, 1989)。我们以图 1 中的 3 档阶梯定价结构为例加以说明。

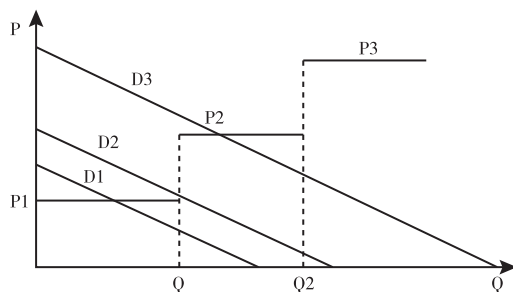


图 1 3 档 IBP 的定价结构及消费者需求曲线

图 1 中,当消费者需求曲线为 D1 时,消费落在第 1 档内,价格为 P1,随着消费量的增加,当需求落在第 2 档内时,价格上升为 P2,此时消费者有可能会因为过高的价格而减少消费量。因此,相对于统一线性定价(边际价格不变),递增阶梯定价中的边际价格会随着消费量的增加而升高,而价格的变化又会改变消费者的需求,二者共同决定的特性使得内生性问题十分严重。

2. 预算约束分段线性问题。不仅如此,价格的不连续使得消费者的预算约束呈现分段线性,由此产生尖点(Kink)问题(Taylor, 1975; Moffitt, 1986),形成尖点(Kink)形状的需求曲线,造成需求聚集现象。图 1 中,当消费者的需求曲线为 D1 时,其在第一档上的需求量小于 Q1,但随着用户收入的增加或家用电器的上升,电力需求逐渐提升到 Q1,当进一步增加时,面临着价格由 P1 上升到 P2,且需求曲线由 D1 变为 D2,此时用户在 P2 下的需求甚至低于 Q1,故用户最优的选择应该是 Q1,而不是进一步提高电力需求。当大多数人的电力消费都落在 Q1 上时,就会形成需求聚集现象。这些问题对传统的估计方法提出了挑战。

理论上,消费者的最优选择就是预算约束下的效用最大化。而在 IBP 中,由于尖点的存在,导致消费者的预算约束是分段线性的,故若求此种定价结构下的效用最大化,必须进行某种程度的线性化。Nordin(1976)引入了“虚拟收入”的概念,认为 IBP 下效用最大化的结果就是需求量与该档次下的“虚拟收入”呈线性关系,如图 2 所示。

图 2 显示,当消费者面临不同的边际价格时,其效用最大化时的最优选择是不一样的。在价格为 P1 时,

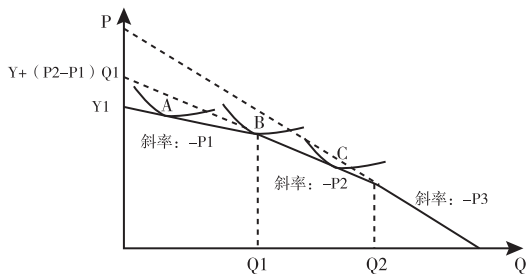


图2 IBP下预算约束的分段线性及虚拟收入

预算约束线与效用曲线相切于A点,消费者消费量落在第一档上,此时的价格即为边际价格,收入不需要调整。当消费量继续上升,落在第2档上时,消费者面临的边际价格为 P_2 ,由于不同消费者的偏好不同,最优选择点可能为B点,也可能为C点,此时对需求量进行估计时,收入 Y 应调整为虚拟收入 $\tilde{Y} = Y + (P_2 - P_1)Q_1$,以反映定价结构的实际影响。对于 K 档IBP来说,当消费者落在某档 k 上时,其虚拟收入计算公式为 $\tilde{Y} = Y + \sum_{j=1}^{k-1} [P(j+1) - P(j)] \cdot Q(k-1)$, $Q(k-1)$ 为临界电量。

(二) 相关估计方法与模型简介

在DCC模型引入之前,对阶梯定价下的需求估计方法较多。在早期的需求设定中,一般使用平均价格(Billings & Agthe, 1980; Hogarty & Mackay, 1975)或边际价格(Danielson, 1979),或将二者同时包括在内(Opaluch, 1982, 1984),模型也是使用较为简单的两步/三步最小二乘法(Two/Three-stage Least Squares),用联立方程来解决内生性问题。但将统一定价下的需求估计方法直接套用在阶梯定价上,未考虑定价结构的特殊性,导致估计有重大的缺陷。后来的简化估计方法考虑了定价结构对消费者的影响,在使用边际价格和工具变量的同时引入了Nordin(1976)“虚拟收入”的概念,以此将阶梯定价下的价格线性化(Nieswiadomy & Molina (1988, 1989)),较最小二乘法有了进步。但其也并未考虑消费者在需求曲线上位置选择的问题,只是对落在档内的消费量进行估计,忽略了对落在尖点上的样本的分析,对于尖点上的消费,只能人为地将他们归到前、后档上去,或直接从样本中剔除掉,因此估计结果是不准确的。

Hanemann(1984)首次将劳动经济学中研究累进所得税率下劳动力供给效应的DCC模型引入到阶梯定价的分析中。在DCC模型中,总体的需求估计函数是由每部分的函数乘以相应的概率后加总求

和。因此,不同于前述使用联立性或工具变量方法来解决内生性问题的线性化估计模型,基于离散/连续选择问题分析的DCC模型将需求分成了一个连续的子集,连续选择中不存在价格与消费共同决定的问题。另外,将总需求分成若干部分的DCC模型不仅考虑了阶梯上的消费选择,还同时考虑了尖点问题,需求函数包含了临界点上的样本,故在阶梯定价领域得到了广泛的应用。另外,在标准的计量经济学模型中,随机误差项代表了不可观测的因素或被遗漏的变量。由于离散/连续选择模型描述了一个更加复杂的需求行为,故随机误差项的引入应该更谨慎,对不同方法加入的随机误差项都有不同的解释。与普通的单误差模型不同的是,DCC模型中包含两个误差项,第一个误差项为不能了解或不能观察到的代表消费者偏好的异质性误差,第二个为普通的随机误差项。

(三) 价格弹性

价格弹性是衡量需求响应的主要参数,因此是需求分析关注的重点。从实证结果来看,由于研究样本不同,不同文献的估计结果存在一定差异。以用电弹性为例,在线性定价下,Kamerschen & Porter(2004)测得长期内居民的用电弹性在 $-0.85 \sim -0.94$ 之间;Holtedahl & Joutz(2004)估计的台湾居民的用电弹性为 -0.15 ;Espey et al(2004)对1971—2000年研究用电需求的文献使用元分析法后发现,居民用电价格弹性在短期内的均值为 -0.35 ,中值为 -0.28 ,长期内均值为 -0.85 ,中值为 -0.81 。另外,Espey et al(1997)使用同样的方法对用水需求的文献分析后,也发现大部分的估计结果都在 0 与 -0.75 的无弹性区间。竺文杰、郁义鸿(2009)利用加总数据,估计出中国短期与长期的价格弹性分别为 -0.092 , -0.156 ,Y. X. He et al(2011)使用CGE方法估计中国居民电力需求的价格弹性为 -0.3 。由此可以看出,由于所处地区、适用费率或研究群体的不同,价格弹性的数值有较大变化,但总体看来,在线性定价机制下,多数的用电需求都处于无弹性区间。

但对于非线性定价机制,Houthakker(1974)对IBP不同档次上的数据分别估计后得出价格弹性分别为 -1 , -1.2 , -0.45 。Acton(1976)估计的洛杉矶居民在递减阶梯定价下的用电弹性短期内为 -0.35 ,长期内为 -0.7 ;Dalhuisen(2003)使用元分析法,发现IBP下的价格弹性较平均定价、递减阶梯定价下要大。一些研究更是得出IBP下的价格弹性

介于-1与-2间,也就是处在弹性区间(Hewitt & Hanemann,1995; Pint, 1999)。Olmstead(2009)发现引入IBP后,电力价格弹性会提高。同样,对居民生活阶梯用水的研究也得出类似的结论(2007)^①。通过对相关因素(如时间长短、价格变化、电费占收入比重等)的分析与排除,Olmstead(2007)认为,实施阶梯定价前后价格弹性不同的原因,可能与IBP本身的定价结构有关,但由于数据的限制,无法从实证上得到证实。实际上,现有文献对定价机制变化导致的需求响应变化及其成因的研究还处于空白状态,这主要是因为当定价结构发生变化,而不仅仅是价格水平变化时,无法根据Slutsky等式将价格结构变化分解为替代效应和收入效应。

本文根据上述文献得出,线性统一定价机制下,居民的用电弹性处于无弹性区间,但在IBP机制下,其价格弹性值会变大。也就是说,无论是由IBP本身的定价结构直接引起的,还是通过其他影响因素造成的,IBP会提高用电价格弹性,即消费者对IBP的反应更敏感。尽管如此,虽然国外许多文献都验证了此结论,但由于自然环境、社会因素的不同,国外的研究结论是否适用于中国,或者说中国引入IBP后,居民的用电行为是否发生类似的变化,仍是一个亟待研究的实证问题。

三、模型的构建与拓展

DCC模型应用的前提就是知悉微观个体的具体情况与掌握准确的数据信息,然而实际中满足此种条件的情况较少,阻碍了模型的应用。这里根据国内现有3档的阶梯电价结构,放开DCC模型的前提条件与研究假设,拓展模型的应用范围,推导出加总DCC模型。

(一)基本条件与假设

需要说明的是,居民面临复杂定价结构时,按照新古典的理性假设,居民做出反应的价格应该是边际价格。当然,在复杂定价结构下,可能存在消费者有限理性,或其受某些心理认知和社会认知效应影响的问题,消费者可能对预期边际价格或平均价格做出反应,一些文献对此问题进行了初步探讨(Borenstein,2009;Ito,2014)。但本文主要基于理性假设分析阶梯定价下的需求响应,因而假定消费者对边际价格做出反应。

另外,除了阶梯定价外,部分城市还试运行了可自主选择的分时(峰谷)定价政策,即用户可自主决定在阶梯定价的基础上是否再加入分时定价的

征费形式,由于两种定价相结合进行计费的用户总体比较少,不会影响本文以省为单位的全国性样本,可以将其影响忽略不计。另外,分时定价削峰填谷的作用能够平滑用户的用电量,调节相应用电行为。刘自敏等(2015)对杭州市同时实行分时和阶梯两种计费形式的用户分析后,发现分时定价阻碍了阶梯定价的再分配效应,这在一定程度上说明即使分时定价会对阶梯定价有影响,也是一种反向的削弱作用,反而会对本文的价格弹性分析更有利。因此,本文的研究仅针对阶梯定价进行,不考虑分时定价政策。

按照国家发改委的要求,中国的阶梯电价以省(自治区、直辖市)为单位进行实施,且均实行3档阶梯电价结构。假定某地区*i*在时期*t*的价格结构为:

$$P = \begin{cases} P1_{it} & 0 < Q_{ijt} \leq Q1_{it} \\ P2_{it} & Q1_{it} < Q_{ijt} \leq Q2_{it} \\ P3_{it} & Q_{ijt} > Q2_{it} \end{cases} \quad (1)$$

其中, $P1_{it}$ 、 $P2_{it}$ 、 $P3_{it}$ 分别表示地区*i*在*t*期第1、2、3档上的价格, $Q1_{it}$ 、 $Q2_{it}$ 表示第1档与第2档、第2档与第3档之间的临界电量。

居民电力需求一般会受到外在环境因素(如天气、温度)和内部家庭条件(如人口、收入)的影响。具体可分为地域、气候、价格、家庭特征和电力替代品五个方面。在此给出电力需求量的一般表达式:

$$Q_{ijt} = \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} + \beta P_{it} + \gamma_1 H_{ijt} + \gamma_2 A_{ijt} + \gamma_3 Y_{ijt} + \delta_1 C_{ijt} + \delta_2 L_{ijt} + \rho_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (2)$$

式(2)为当消费者*j*面临边际价格 P_{it} 时的需求量表表达式。 Q_{ijt} 表示地区*i*中的用户*j*在*t*期的需求量。其中,对于影响电力消费的地域情况,用南北方地区虚拟变量 D_{it} 表示(以秦岭——淮河为界,北方为1,南方为0)。对于气候因素用温度表示,但并非使用简单的日常温度数据。由于电力是通过家用电器的使用而被间接消耗掉的,故电力需求是一个引致性需求。对于空调、电热风等调节温度的电器,一般只有在气温高于或低于某一值时才会使用。为了描述更为准确,参照Silk & Joutz(1997),Kamerschen & Porter(2004)等的研究,取采暖度日数(Heating Degree Days,HDD)和制冷度日数(Cooling Degree Days,CDD)两个气象指标对温度变量进行刻画。其计算公式为:

$$\text{第 } m \text{ 天的度日数: } HDD_m = \max\{[0; (T_{ref} - T_{avg})]\},$$

$$CDD_m = \max\{[0; (T_{avg} - T_{ref})]\}$$

年度日数:

$$HDD = \int_m \max\{[0; (T_{ref} - T_{avg})]\},$$

$$CDD = \int_m \max\{[0; (T_{avg} - T_{ref})]\}$$

其中, T_{ref} 为基础温度, T_{avg} 为日平均温度。一般而言, HDD 中的基础温度为 18°C , CDD 的基础温度为 26°C (曹洁等, 2013)。当温度低于 18°C 或高于 26°C 时, 才可能会启用空调等电器设备, 进而影响电力消费量, 故我们使用 HDD18 与 CDD26 两个年度日数指标来作为温度变量。对于价格, 用 i 地区的消费者 j 在 t 期面临的边际价格 P_{it} 表示。对于反映不同用户间异质性的家庭特征变量, 分别用家庭人口数 H_{ijt} , 家用电器数量 A_{ijt} , 人均可支配收入 Y_{ijt} 表示。而对电力替代品的变量, 分别用煤气用量 C_{ijt} 、液化石油气用量 L_{ijt} 表示。另外, 本模型包含两个误差项: (1) 代表不能够用家庭特征解释但影响家庭用电选择偏好的异质性误差 ρ_{ijt} ; (2) 一个代表不能同时被消费者与分析者观测到的随机误差 ε_{ijt} 。假定这两个误差项都服从均值为 0, 方差为 σ_{ρ}^2 、 σ_{ε}^2 的独立正态分布。

(二) 加总 DCC 模型的推导

式(2)是电力需求函数的一般表达式, 对 3 档 IBP 下的用户而言, 其消费量被分成了 5 部分(第一档内、第一档与第二档的分界点上、第二档内、第二档与第三档的分界点上、第三档内), 因此需要将每部分的电力需求表达式联合起来才能得到最终的似然函数(相关的推导过程在前文提到的文献中都有), 对于微观家庭 j 而言, 其电力需求模型可简写为:

$$\begin{aligned} Q_{ijt} &= \sum_{k=1}^5 Q_{ijt-k} | \rho_{ijt-k} \\ &= \int_{c_1} Q_{ijt-1} + \int_{c_2} Q_{ijt-2} + \int_{c_3} Q_{ijt-3} \\ &\quad + \int_{c_4} Q_{ijt-4} + \int_{c_5} Q_{ijt-5} \end{aligned} \quad (3)$$

将每部分的电力需求表达式代入式(3)中。其中, 第一项 $\int_{c_1} Q_{ijt-1}$ 即为:

$$\begin{aligned} \int_{c_1} Q_{ijt-1} &= \int_{-\infty}^{B1_{ijt}} (\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} \\ &\quad + \beta P1_{it} + \gamma_1 H_{ijt} + \gamma_2 A_{ijt} + \gamma_3 Y_{ijt} \\ &\quad + \delta_1 C_{ijt} + \delta_2 L_{ijt} + \rho_{ijt} \\ &\quad + \varepsilon_{ijt}) f(\rho_{ijt}) d\rho_{ijt} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= (\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} \\ &\quad + \beta P1_{it} + \gamma_1 H_{ijt} + \gamma_2 A_{ijt} + \gamma_3 Y_{ijt} \\ &\quad + \delta_1 C_{ijt} + \delta_2 L_{ijt} + \varepsilon_{ijt}) \Phi\left(\frac{B1_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) \\ &\quad + \int_{-\infty}^{B1_{ijt}} \rho_{ijt} f(\rho_{ijt}) d\rho_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

其他各项依次代入, 得出家庭 j 的无条件电力需求模型为:

$$\begin{aligned} Q_{ijt} &= (\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} + \beta P1_{it} \\ &\quad + \gamma_1 H_{ijt} + \gamma_2 A_{ijt} + \gamma_3 Y_{ijt} + \delta_1 C_{ijt} + \delta_2 L_{ijt}) \\ &\quad \Phi\left(\frac{B1_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) + Q1_{it} \left[\Phi\left(\frac{B2_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B1_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) \right] \\ &\quad + [\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} \\ &\quad + \beta P2_{it} + \gamma_1 H_{ijt} + \gamma_2 A_{ijt} + \gamma_3 (Y_{ijt} + I_{it-2}) \\ &\quad + \delta_1 C_{ijt} + \delta_2 L_{ijt}] \left[\Phi\left(\frac{B3_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B2_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) \right] \\ &\quad + Q2_{it} \left[\Phi\left(\frac{B4_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B3_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) \right] \\ &\quad + [\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} \\ &\quad + \beta P3_{it} + \gamma_1 H_{ijt} + \gamma_2 A_{ijt} + \gamma_3 (Y_{ijt} + I_{it-2} \\ &\quad + I_{it-3}) + \delta_1 C_{ijt} + \delta_2 L_{ijt}] \\ &\quad \left[\Phi\left(\frac{B5_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B4_{ijt}}{\sigma_{\rho_{it}}}\right) \right] + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (5)$$

用 EQ_{ijt} 表示预期的消费量, 将式(5)简化为:

$$Q_{ijt} = EQ_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

将地区 i 中 N_i 个家庭的电力消费量加总取平均, 得到:

$$\frac{\sum_{j=1}^{N_i} Q_{ijt}}{N_i} = \frac{\sum_{j=1}^{N_i} EQ_{ijt}}{N_i} + \frac{\sum_{j=1}^{N_i} \varepsilon_{ijt}}{N_i} \quad (7)$$

式(7)等号左边即为地区 i 中平均每户的电力需求量, 右边第一项 $\frac{\sum_{j=1}^{N_i} EQ_{ijt}}{N_i}$ 涉及每个家庭的人口、家用电器、收入等信息, 当无法观察到时, 还必须对其积分。可假定 $(\gamma_1 H_{ijt} + \gamma_2 A_{ijt} + \gamma_3 Y_{ijt})$ 服从正态分布 $N(0, \sigma_{u_{it}}^2)$, 则:

$$\frac{\sum_{j=1}^{N_i} EQ_{ijt}}{N_i} = \int (EQ_{ijt}) f(\mu_{ijt}) d\mu_{ijt} \quad (8)$$

式(8)非常复杂, 没有线性表达式, 必须采用数值模拟方式进行估计。为了估计该模型, 在模型设计阶段, 我们假设对具体家庭特征及替代品消费情况并不知悉, 只能观察到地区家庭用户的平均特征。这时假定表示家庭特征的变量和替代品消费量均服从独立正态分布, 即 $H_{ijt} \sim N(\bar{H}_{it}, \sigma_{H_{it}}^2)$; $Y_{ijt} \sim N(\bar{Y}_{it}, \sigma_{Y_{it}}^2)$; $A_{ijt} \sim N(\bar{A}_{it}, \sigma_{A_{it}}^2)$; $C_{ijt} \sim N(\bar{C}_{it}, \sigma_{C_{it}}^2)$; $L_{ijt} \sim N(\bar{L}_{it}, \sigma_{L_{it}}^2)$ 。令 \bar{H}_{it} 、 \bar{A}_{it} 、 \bar{Y}_{it} 、 \bar{C}_{it} 、 \bar{L}_{it} 表示可观

测到的平均值。首先仍对单个的用户需求进行分析,然后再将其拓展到多个用户需求。

当单个用户 j 的电力需求落在第一档内时,其表达式为:

$$Q_{ijt-1} = \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} + \beta \ln P1_{it} + \gamma_1 \bar{H}_{it} + \gamma_2 \bar{A}_{it} + \gamma_3 \bar{Y}_{it} + \delta_1 \bar{C}_{it} + \delta_2 \bar{L}_{it} + \mu_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

此时的前提条件为: $Q_{ijt-1} < Q1_{it}$

进一步转换后,得到:

$$\mu_{ijt} < Q1_{it} - [\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} + \beta \ln P1_{it} + \gamma_1 \bar{H}_{it} + \gamma_2 \bar{A}_{it} + \gamma_3 \bar{Y}_{it} + \delta_1 \bar{C}_{it} + \delta_2 \bar{L}_{it}] \quad (10)$$

定义 1:

$$B1_{it} = Q1_{it} - (\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} + \beta P1_{it} + \gamma_1 \bar{H}_{it} + \gamma_2 \bar{A}_{it} + \gamma_3 \bar{Y}_{it} + \delta_1 \bar{C}_{it} + \delta_2 \bar{L}_{it})$$

其他部分的电力需求依次类推(与微观家庭 j 的电力需求分析过程类似),并定义 $B2_{it}$ 、 $B3_{it}$ 、 $B4_{it}$ 、 $B5_{it}$,得出单个家庭 j 的电力需求方程为:

$$Q_{ijt} = (\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} + \beta P1_{it} + \gamma_1 \bar{H}_{it} + \gamma_2 \bar{A}_{it} + \gamma_3 \bar{Y}_{it} + \delta_1 \bar{C}_{it} + \delta_2 \bar{L}_{it}) \Phi\left(\frac{B1_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) + Q1_{it} \left[\Phi\left(\frac{B2_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B1_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + [\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} + \beta P2_{it} + \gamma_1 \bar{H}_{it} + \gamma_2 \bar{A}_{it} + \gamma_3 (\bar{Y}_{ijt} + I_{it-2}) + \delta_1 \bar{C}_{it} + \delta_2 \bar{L}_{it}] \left[\Phi\left(\frac{B3_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B2_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + Q2_{it} \left[\Phi\left(\frac{B4_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B3_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + [\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} + \beta P3_{it} + \gamma_1 \bar{H}_{it} + \gamma_2 \bar{A}_{it} + \gamma_3 (\bar{Y}_{ijt} + I_{it-2} + I_{it-3}) + \delta_1 C_{ijt} + \delta_2 L_{ijt}] \left[\Phi\left(\frac{B5_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B4_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

进一步简化后可得:

$$Q_{ijt} = (\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 HDD18_{it} + \alpha_3 CDD26_{it} + \beta P1_{it} + \gamma_1 \bar{H}_{it} + \gamma_2 \bar{A}_{it} + \gamma_3 \bar{Y}_{it} + \delta_1 \bar{C}_{it} + \delta_2 \bar{L}_{it}) + Q1_{it} \left[\Phi\left(\frac{B2_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B1_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + \gamma_3 I_{it-2} \left[\Phi\left(\frac{B3_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B2_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + Q2_{it} \left[\Phi\left(\frac{B4_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B3_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + \gamma_3 I_{it-3} \left[\Phi\left(\frac{B5_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B4_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] \quad (12)$$

将地区 i 中 N_i 个用户的电力消费量加总取平均,最终得到在无法观测到微观家庭的用电情况、家庭特征等变量数据,只有地区均值的情形下,根据 DCC 模型推导出的加总 DCC 模型的需求函数:

$$\frac{\sum_{j=1}^{N_i} Q_{ijt}}{N_i} = (\alpha_1 D_{it} + \alpha_2 T_{it} + \beta \ln P1_{it} + \gamma_1 \bar{H}_{it} + \gamma_2 \bar{A}_{it} + \gamma_3 \bar{Y}_{it} + \delta_1 \bar{C}_{it} + \delta_2 \bar{L}_{it}) \Phi\left(\frac{B1_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) + Q1_{it} \left[\Phi\left(\frac{B2_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B1_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + \gamma_3 I_{it-2} \left[\Phi\left(\frac{B3_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B2_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + Q2_{it} \left[\Phi\left(\frac{B4_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B3_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + \gamma_3 I_{it-3} \left[\Phi\left(\frac{B5_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) - \Phi\left(\frac{B4_{it}}{\sigma_{\mu_{it}}}\right) \right] + \frac{\sum_{j=1}^{N_i} \varepsilon_{ijt}}{N_i} \quad (13)$$

本文将式(13)称为加总 DCC 模型的最大似然函数,即在无法观测到具体家庭,仅对地区平均情况有所了解时可使用。其中,最后一项误差项 ε_{it} 服从标准正态分布 $N(0, \sigma_{\varepsilon_{it}}^2)$ 。此时,本文只需要知道地区 i 在 t 期的居民平均电力消费量 Q_{it} 、天气情况 T_{it} 、南北方虚拟变量 D_{it} 、用电价格 P_{it} 、平均家庭人口数 \bar{H}_{it} 、家用电器量 \bar{A}_{it} 、人均可支配收入 \bar{Y}_{it} 、表示替代品的家庭年均煤气消费量 \bar{C}_{it} 、液化石油气消费量 \bar{L}_{it} ,以及表示家庭异质性的三个变量的方差 $\sigma_{H_{it}}$ 、 $\sigma_{A_{it}}$ 、 $\sigma_{Y_{it}}$,并应用相关软件进行编程,就可以求出相应的估计结果。

相对而言,虽然微观 DCC 模型对个体用电行为刻画的更为准确与深入,但对微观数据的较高要求限制了其应用场景,而加总 DCC 模型的优点包括:(1)所需数据信息较少,观测者不必进行烦琐的微观调查,这既缩减了调研的工作量与成本,同时还能避免受访者提供虚假有误的信息,从而在源头上杜绝或减少可能导致估计结果出现偏差的因素;(2)由设定过程可知,在加总模型中,保留了原 DCC 模型的微观结构;(3)由于微观家庭数据一般来源于局部地区,虽然得出的结论对其他地区也有相应的借鉴意义,但仍会因较小的适用范围而不能代表更大乃至全国的平均情况;(4)如上文推导所示,即便每个地区的微观家庭数据都能获得,当对用电需求估计时,简单地将微观数据平均,最终的积分过程也相对复杂,需要采取数值模拟方式进行,而加总 DCC 模型一开始就假定微观数据不可获得,仅针对地区均值的情况进行估计,使得过程相对简单。

四、变量选取与估计方法

(一) 变量选取与检验

在数据收集过程中发现若以城市为单位,相关家庭变量的缺失比较严重,加之电价的实施与调整均以省(自治区、直辖市)为单位进行,故本文也以省(自治区、直辖市)为单位进行样本的搜集。在中国大陆31个省(自治区、直辖市)中,除去变量数据缺失比较严重的重庆、湖南、河北,以及未实行阶梯定价的新疆、西藏地区外,剩余的26个省(自治区、直辖市)均在本文的研究范围内。其中,浙江、福建于2004年,四川于2006年就开始在居民用电领域试点实施IBP。由于重要变量的月度数据没有相关统计(如家庭年均生活用电量),且相关电价调整的文件只可查询到2007年,故本文搜集的数据均以年度为单位,观察期为2007—2013年。其中,2007—2011年为实行统一定价的时期,2012、2013年为实行IBP的时期^⑥。

本文以城镇居民家庭为研究对象。在数据收集过程中发现城镇家庭年均生活用电量没有统计,故根据各地人均生活用电量与城镇家庭户均人口相乘而间接得出,单位为千瓦时;描述温度变量的两个指标,采暖度日数HDD18与制冷度日数CDD26,根据美国国家海洋和大气管理局(NOAA)CDO数据库

中提供的每日城市温度数据计算得到,单位为摄氏度/天,且除直辖市外,其余省份的温度指标均用省会城市来代替;南北方的划分以秦岭——淮河为界,北方为1,南方为0;对于家用电器,只统计了居民生活中耗电量较多且使用频率较高的五种,分别是彩色电视机、电冰箱、家用电脑、空调器、洗衣机;家庭收入、人口变量用城镇家庭人均可支配收入、城镇家庭户均人口数来表示,单位分别为元/人;另外,在程序的实际运行中,加总DCC模型需要用到表示家庭异质性的收入、家用电器、家庭人口的方差,由于难以对每个家庭逐一进行统计并计算,故对各地统计年鉴中按家庭收入五等分下的收入、电器数量、家庭人口数据分别进行搜集,以这三个变量在五种收入阶层中的方差来代替;由于缺乏直接的统计,根据中国城市统计年鉴中提供的数据计算出人均煤气、液化气生活用量,并与城镇家庭户均人口相乘得出城镇家庭年均生活用煤气、液化气用量。

本文的数据主要来源于各省(自治区、直辖市)的地方统计年鉴,部分来源于美国国家海洋和大气管理局(NOAA CDO)数据库、中国城市统计年鉴,国家发展改革委网站上的电价调整文件。另外,相关数据基本统计量见表1,并一并给出了后文将用到的价格一阶滞后项LNP1和交叉项block·lnp的相关统计量。

表1 基本统计量

变量名	平均值	标准差	最小值	最大值
家庭用电量(LNQ)	6.973	0.413	5.999	7.889
电价(LNP)	-0.658	0.103	-0.975	-0.483
电价一阶滞后(LNP1)	-0.654	0.114	-0.975	0
可支配收入(LNY)	9.814	0.331	9.212	10.689
平均人口数(H)	2.895	0.161	2.500	3.440
家用电器数量(A)	4.814	1.180	3.190	7.677
采暖度日数(HDD18)	2304.360	1357.161	62.500	5822
制冷度日数(CDD26)	138.019	129.572	0.000	442.200
家庭煤气用量(C)	113.960	114.550	5.902	856.300
家庭液化气用量(L)	34.995	31.513	5.125	184.339
南北方虚拟变量(NB)	0.538	0.500	0	1
交叉项(block·lnp)	-0.187	0.250	-0.660	0
收入方差(IF)	207708913.788	134507345.500	37387140.062	704049595.143
人口方差(HF)	0.191	0.252	0.009	2.063
电器方差(AF)	0.755	0.540	0.055	2.417

注:为方便价格弹性与收入弹性的计算,本文对用电量、价格和收入的数据均取对数。

为了避免多重共线性,对解释变量进行了相关系数检验。发现家用电器数量 A,采暖度日数 HDD18 和制冷度日数 CDD26 与其他解释变量之间的系数相对较大。进一步将这三个变量分别作为被解释变量,对其余的解释变量进行回归,得出可决系数(相应校正的 R^2)为 0.692,0.697,0.671,拟合度并不算高,说明并不存在完全的或严重的多重共线性问题。在相关估计居民电力需求的文献中,选取解释变量时都考虑了家用电器数量、温度等会直接影响用电量的因素,如 Hauseman(1979)、Silk & Joutz(1997)、Kamerschen & Porter(2004)、Narayan & Smyth(2005)、Dergiades & Tsoulfidis(2008)、郁义鸿、李会(2014)等人,本文仿照了前人的做法。由于解释变量间的多重共线性问题是无法完全避免的,除非存在完全的共线性问题,否则对一些重要的解释变量应该予以保留。因此,本文保留选取的所有影响电力需求的变量。

(二)估计方法说明

中国大范围实施阶梯电价始于 2012 年,之前除了三个试点地区(浙江、四川、福建)外,其余都实行统一线性定价。由于阶梯电价的样本太少,无法对其进行单独估计,故本文对混合样本^⑥与统一线性定价样本^⑦分别进行估计(需要说明的是,虽然 DCC 模型针对的是阶梯定价下的需求估计,但基于其结构特性,可将混合样本中统一定价部分看作仅有一档的阶梯定价来进行估计)。然后,对二者的价格弹性进行比较,若差异较大,则一定程度上说明 IBP 的引入会造成弹性的变化。同时,在混合样本的估计中分离出阶梯样本的价格变量,根据其显著性来进一步判断 IBP 的引入是否确实对消费及弹性带来影响。另外,由于消费习惯的存在,前期消费也许会对本期造成影响,为排除此种因素,建立动态回归,在解释变量中引入需求量的一阶滞后,重新对以上步骤进行估

计,在增强稳健性的同时再次巩固本文的结论。最后,为探析引起弹性变化的原因,在排除了一些潜在影响因素的基础上,借鉴 Olmstead et al(2007)提出的引入交叉项(block · ln p)的方法,来判断此变化究竟是定价结构引起的,还是其他因素变化造成的。

本文在对混合样本的估计中,除了使用加总 DCC 模型外,还使用 OLS 估计与简化估计^⑧两个模型,以作实际说明。OLS 会因价格内生性问题产生有偏且不一致的估计量,而简化估计虽然通过线性化价格解决了此问题,但并未解决尖点问题,其在 DCC 模型出现之前一直得到广泛的应用。另外,虽然 DCC 模型完美规避了定价结构带来的内生性问题,可以不使用工具变量(相关文献也并未使用),但在加总 DCC 模型中,无法排除加总数据可能会带来内生性问题。考虑到还没有相关理论对此进行探讨,我们为了确保估计结果的稳健,决定引入工具变量进行初步尝试。一些文献对 IBP 中价格工具变量采用一阶差分形式(Borenstein, 2009; Blomquist & Selin, 2010; Saez et al, 2012),但由于本文的居民用电价格数据在阶梯电价实施之前变化较少,部分差分后为 0,故采用价格的一阶滞后 $P_{i(t-1)}$ 来做工具变量。相关检验如表 2 所示。

表 2 内生性检验结果显示,豪斯曼的检验结果在 5%的水平上拒绝“解释变量为外生的”原假设,即认为价格为内生变量,而当存在异方差时,DWH 的检验结果在 1%的水平上同样认为价格为内生解释变量。对弱工具变量的检验显示,F 统计量为 63.309(超过 10),且 P 值为 0.000,故不存在弱工具变量。进一步地,Cragg-Donald Wald F 统计量的值为 176.362,大于 10%下的临界值 16.38,同样可拒绝弱工具变量的假设。可见,有必要在加总 DCC 模型的估计中引入 $P_{i(t-1)}$ 工具变量,以进一步验证估计结果,增强稳健性。

表 2 工具变量检验结果

内生性检验		弱工具变量检验	
豪斯曼检验(P 值)	7.33(0.007)	F 统计量(P 值)	63.309(0.000)
DWH 检验(P 值)	7.611(0.006)	Cragg-Donald Wald F 统计量	176.362

注:Cragg-Donald Wald F 统计量在 10%的临界值为 16.38。

五、实证结果及分析

(一)需求估计与弹性比较

首先,本文使用 OLS 估计模型、简化估计模型、

加总 DCC 模型以及进一步加入了工具变量的加总 DCC(IV)模型对混合样本进行估计,而后使用 OLS 对统一定价样本进行估计,以对比不同样本与估计方法下的价格弹性。估计结果如表 3 所示。

表3 居民用电需求估计结果

变量	OLS 估计 (混合样本)	简化估计 (混合样本)	加总 DCC (混合样本)	加总 DCC(IV) (混合样本)	OLS 估计 (统一定价)
价格(对数)	-0.785*** (0.176)	-1.231*** (0.257)	-1.036*** (0.152)	-1.079*** (0.026)	-0.341* (0.265)
收入(对数)	0.877*** (0.064)	0.866*** (0.064)	0.829*** (0.030)	0.817*** (0.033)	0.952*** (0.096)
人口	0.270*** (0.094)	0.195** (0.099)	0.232*** (0.006)	0.188*** (0.005)	0.345*** (0.132)
家用电器	0.084*** (0.027)	0.084*** (0.025)	0.094*** (0.006)	0.094*** (0.006)	0.102*** (0.028)
HDD18	7.13×10^{-5} *** (0.000)	7.15×10^{-5} *** (0.000)	7.519×10^{-5} *** (0.000)	7.614×10^{-5} *** (0.000)	9.9×10^{-5} *** (0.000)
CDD26	3.395×10^{-4} * (0.000)	5.895×10^{-4} *** (0.000)	4.291×10^{-35} *** (0.000)	6.298×10^{-35} *** (0.000)	0.001 (0.001)
家庭煤气用量	3.211×10^{-4} * (0.000)	2.933×10^{-4} *** (0.000)	3.81×10^{-4} *** (0.000)	3.436×10^{-5} *** (0.000)	4.69×10^{-4} *** (0.000)
家庭液化气用量	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001 (0.000)
南北方	-0.111*** (0.030)	-0.123*** (0.030)	-0.101*** (0.009)	-1.627*** (0.239)	-0.123*** (0.033)
常数项	-3.574*** (0.654)	-3.572*** (0.646)	-4.211*** (0.424)	-4.284*** (0.432)	-4.295*** (0.988)
δ_{μ}			0.112*** (0.072)	0.121*** (0.083)	
δ_{ε}			0.068*** (0.069)	0.073*** (0.078)	

注:①***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,下表同;② δ_{μ} 与 δ_{ε} 分别表示加总 DCC 模型中的异质性误差与测量误差;③简化估计模型是在 OLS 基础上引入工具变量并调整虚拟收入进行的。

由表 3 结果可知,在混合样本下,简化估计、加总 DCC 估计与加总 DCC(IV)估计的价格弹性分别为 -1.231, -1.036, -1.079, OLS 估计的 -0.785 与这三个值有较大差别。如前所述,OLS 无法解决阶梯定价下的内生性、分段线性问题,导致估计的有偏和不一致,从而与考虑了特殊定价结构的其余三个模型的结果有较大的差别。进一步地,我们发现简化估计与加总 DCC、加总 DCC(IV)的价格弹性有一定的差异。这与 Hewitt & Hanemann(1995)、Olmstead(2009)得出的结论类似。Olmstead(2009)发现简化估计的价格弹性统计上较不显著(仅在 10% 的水平下显著),且与 DCC 模型的估计值相差 0.349。Hewitt & Hanemann(1995)发现较 DCC 显著的负值弹性,简化模型估计的价格弹性不

仅不显著且为正。本文中简化估计的价格弹性值与加总 DCC 估计值相差 0.195,虽然没有上述二者的大,但也存在一定差距。Olmstead(2009)与 Hewitt & Hanemann(1995)均未对此现象给出较清晰、明确的解释,但都认为与模型本身有一定的关联,即相较于简化模型只能估计消费者已选择的档内样本而言,DCC 模型既能对档内又能对尖点样本估计,并考虑了居民用电异质性的特点,使结果更准确。由实际的估计结果可看出,加总 DCC 与加总 DCC(IV)的估计效果更好,各系数及双误差的估计值都较简化模型更显著,这表明加总 DCC 模型的正确性与有效性,以及加入异质性误差与测量误差的必要性。另外,对比加总 DCC 与加总 DCC(IV)可知,虽然前文认为有加入工具变量的必要,但实际上,对估

计结果并未有明显的影 响,这一方面可能源于双误差的存在本身就剔除了引起一般内生性问题的主要因素,另一方面也许是由于工具变量的选取问题。但无论如何,对这个问题的探讨都是有意义的。由于加总 DCC 和加总 DCC(IV)模型的估计结果相似,本文根据这两个模型对价格弹性作进一步的分析。

具体来看,加总模型估计的价格弹性在-1左右,表明价格越高,用电量越少,且已经处在有弹性的临界点上;收入弹性为 0.8,表明收入越高,用电量越多;人口、家用电器、温度的系数为正,与预期相一致,表明各变量的数值越高用电量越多;而家庭煤气与家庭液化气用量的系数方向为正,一定程度上表明二者替代品的属性并不明显;电力作为一种生活必需品,具有其他能源无法替代的属性;南北方虚拟变量的系数显示北方家庭用电量相对要

小于南方,这也许与不同地区的生活习性或用电习惯有关。

进一步地,我们对比不同样本下的估计结果。表 3 中,统一定价下的价格弹性为-0.341,处在无弹性区间,绝对值明显小于混合样本下的结果。由于混合样本中多出了阶梯样本,这说明阶梯定价的引入使得居民对电价更敏感,价格弹性绝对值变大。为了进一步验证此结论,在对混合样本的估计中分离出阶梯定价价格变量,重新进行估计,结果如表 4 所示。

表 4 显示,在加入了阶梯定价价格(对数)变量后,混合样本中的价格弹性与收入弹性较之前有些不同,但总体上变化不大,而阶梯定价价格(对数)统计上十分显著,这表明阶梯定价的引入确实会对需求量以及价格弹性造成一定的影响,从而可确定 IBP 的引入会提高价格弹性。

表 4 分离阶梯价格后的结果

变量	OLS 估计	简化估计	加总 DCC	加总 DCC(IV)
价格(对数)	-0.923*** (0.182)	-0.984*** (0.352)	-0.861*** (0.038)	-1.086*** (0.122)
阶梯定价价格(对数)	-0.797*** (0.179)	-0.853*** (0.332)	-0.529*** (0.098)	-0.892*** (0.024)
收入(对数)	0.967*** (0.073)	0.968*** (0.070)	0.867*** (0.06)	0.926*** (0.025)
...

注:此估计只针对全部样本进行,且由于其他系数的估计值与表 3 并无太大区别,为节约篇幅只保留主要变量的估计结果,如有需要可向作者索取,下同。

由于消费习惯的存在,本期消费可能会受前一期的影响。为进一步验证以上结论,本文在解释变量中引入需求量的一阶滞后,重新对以上步骤进行动态估计。具体结果如表 5 所示。由表 5 可知,需求滞后项都十分显著,且方向为正,表明当期消费量确实会受到前期消费的影响。由统一定价样本下-0.262 和混合样本下-0.866,-1.068 的价格弹性可看出,

在排除了前期消费的影响后,价格弹性虽然在一定程度上变小,但阶梯定价的引入仍使得不同样本间的价格弹性发生了较大的变化,而统计上显著的阶梯价格(对数)也验证了 IBP 引入后对消费者行为的影响。由此可见,即使考虑了需求滞后项,也并不妨碍得出混合样本下的价格弹性仍大于统一定价下的结论,即 IBP 的引入提高了居民的价格弹性。

表 5 居民用电需求的动态估计结果

变量	OLS 估计 (混合样本)	简化估计 (混合样本)	加总 DCC (混合样本)	加总 DCC(IV) (混合样本)	OLS 估计 (统一样本)
价格(对数)	-0.649*** (0.173)	-1.088*** (0.261)	-0.866*** (0.132)	-1.068*** (0.012)	-0.262* (0.257)
需求滞后项	0.157*** (0.053)	0.138*** (0.051)	0.271*** (0.069)	0.115*** (0.014)	0.138** (0.055)
收入(对数)	0.834*** (0.069)	0.826*** (0.068)	1.064*** (0.139)	0.665*** (0.010)	0.942*** (0.100)
...
...

变量	OLS 估计 (混合样本)	简化估计 (混合样本)	加总 DCC (混合样本)	加总 DCC(IV) (混合样本)	OLS 估计 (统一样本)
价格(对数)	-0.778*** (0.179)	-1.078*** (0.227)	-0.870*** (0.056)	-1.026*** (0.032)	
阶梯价格(对数)	-0.658*** (0.177)	-0.907*** (0.216)	-0.780*** (0.074)	-0.928*** (0.013)	
需求滞后项	0.156*** (0.052)	0.148*** (0.049)	0.206*** (0.030)	0.196*** (0.029)	
收入(对数)	0.919*** (0.077)	0.907*** (0.072)	0.856*** (0.038)	0.845*** (0.038)	

注:由于其他变量估计与表3并无太大差别,故仅列出关键变量的估计结果;上半部分为需求函数的动态估计结果,下半部分为分离阶梯价格后的动态估计结果。

(二)原因探析

IBP 实施后的价格弹性较之前变大,其原因或许是由定价结构的变化引起的,也或许是其他因素的变化而间接造成的。为确定最终的原因,需要把可观测的影响因素逐一排除掉。第一,前文已说明居民的反应价格也许并非是边际价格,而是平均价格。若居民对平均价格有反应,平均价格升高时价格弹性也会提高。实际中,中国首档电量的覆盖率已达到了 89%,各地家庭平均用电量都落在第一档内,对应的价格也为首档价格,这使得 IBP 下的居民用电平均价格与原统一定价下几乎并无差别^⑥,故此原因可排除。第二,当电费支出在收入中的占比提高时,也会影响需求量,从而造成价格弹性的升高。在本文样本中,2013 年各地家庭平均用电支出占收入的 2.885%,此数值不仅不高甚至还低于统一定价下的 3.162%,故电费占比原因也可以排除。第三,Olmstead et al(2007)认为,在用户可选择定价结构的情况下,模型中不可观测的家庭或城市特征也可能会影响居民对不同定价结构的选择并进而影响价格弹性。但对中国来说,定价结构的使用及计费标准均由政府决定,居民并无选择,故此种原因也可排除。综合以上分析,我们认为只有定价结构的不同才能解释弹性变化的原因,即使价格的变化并未改变大部分居民的用电支出,但定价方式的变化使居民在用电行为上更谨慎。

为进一步验证此原因,本文借鉴 Olmstead et al(2007)的方法,引入价格变量($\ln p$)与边际价格(block)的交叉项 $\text{block} \cdot \ln p$,此处的边际价格为最高档(本文为第三档)上的价格。引入交叉项主要基

于以下几点考虑:(1)阶梯定价与统一线性定价最主要的差异是边际价格是否有变化,交叉项能够包含这一点;(2)阶梯定价中最高档价格的存在对居民用电产生了一定的约束,是造成居民用电行为更谨慎的原因;(3)通过交叉项可以很好地刻画阶梯定价中价格弹性有多大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,即递增阶梯定价的偏效应强度可间接证得价格结构是引起弹性变化的原因。同样,本文也引入了需求的一阶滞后进行动态分析,如表 6 所示。

由表 6 可看出,无论是否加入了需求滞后项,交叉项在统计上都较为显著,一定程度上表明了定价结构确实会对价格弹性有影响,它的变化是造成弹性不同的原因。然而,这也只是初步判断,由于实际中影响因素众多,虽然前文已排除一些可观测的潜在因素的影响,但严格讲,可能还存在其他一些无法排除的解释因素,如对不同定价结构关注度的不同而使得弹性不同(Saez,2010)等。

综上,在原有模型基础上推出的加总 DCC 模型运行效果良好,各系数及误差项的显著性证明了其有效性。根据不同模型在不同样本下的估计结果,发现 IBP 引入后价格弹性发生了较大的变化,居民在 IBP 下的价格弹性(绝对值)大于统一定价下的值。在排除了一些因素后,我们认为造成此种状况的原因是由定价结构的不同引起的,即阶梯定价本身特殊的结构使居民对电价更敏感,用电行为更谨慎。整体来看,IBP 的引入确实一定程度上有效抑制了居民的用电需求,起到了促进节约的作用。

表 6 加入交叉项后的估计结果

变量	OLS 估计(混合样本)	简化估计(混合样本)	加总 DC(混合样本)	加总 DCC(IV)(混合样本)
价格(对数)	-0.899*** (0.178)	-1.089*** (0.368)	-1.266*** (0.222)	-1.234*** (0.152)
交叉项 Block · lnp	-0.196*** (0.058)	-0.211*** (0.060)	-0.237*** (0.025)	-0.255*** (0.027)
收入(对数)	0.999*** (0.076)	1.000*** (0.072)	0.908*** (0.055)	0.910*** (0.033)
...
...
价格(对数)	-0.757*** (0.175)	-1.175*** (0.259)	-1.024*** (0.162)	-1.127*** (0.029)
交叉项 Block · lnp	-0.189*** (0.053)	-0.222*** (0.055)	-0.221*** (0.019)	-0.211*** (0.007)
需求滞后项	0.157*** (0.051)	0.140*** (0.048)	0.175*** (0.011)	0.162*** (0.013)
收入(对数)	0.952*** (0.079)	0.962*** (0.074)	0.915*** (0.022)	0.926*** (0.022)
...
...

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著;此估计只针对混合样本进行;表格中上半部分与下半部分的区別为是否加入需求滞后项。

六、结论与政策启示

IBP 在资源、能源领域中发挥着重要的作用,但特殊的定价结构使需求估计变得相对困难,同时消费者的行为也更难预测。本文在国内外文献的基础上进行了探索性的尝试和分析,必会存在一些缺陷和不足(例如阶梯电价实施年份较短,相关数据较少等),这需要后期进一步的研究与分析。但可以得出一些有用的结论与建议。

(一) 结论

由于现有文献中的估计方法都存在一定的不足,基于此,本文将具有微观计量基础的 DCC 模型加以拓展,使其在不需要进行复杂的微观调查的情形下也能使用,因而节约了数据信息与收集成本。而后运用加总后的模型对中国居民的电力需求行为进行分析,得出统一定价下全国居民电力需求的价格弹性为 -0.3, IBP 引入后变为 -1 左右,介于有弹性与无弹性的分界点间,经过进一步的分析,认为阶梯定价的引入使得弹性前后变化较大。通过引入交叉项进行识别,结果显示是定价结构的差异造成了此情况的发生,即相对统一定价, IBP 特殊的定价

结构使居民对用电量更关注,使用上也更谨慎。由此,居民用电领域实施 IBP 的政策确实取得了一定的效果,它有效地提高了居民对自身用电行为的关注,促使居民节约、合理用电。此结论对于要实施的阶梯水价、气价,以及其他领域中阶梯定价的制定,均具有一定的借鉴意义。

(二) 政策启示

虽然现有定价结构一定程度上实现了最初设定时的目标,但鉴于实际过程中出现的问题,还有一定的改进空间。由此提出以下政策建议:

第一,进一步细化阶梯电价方案。现有阶梯电价方案是以省(自治区、直辖市)为单位,根据各地发展水平和居民用电量来确定的。但由于发展情况不同,同一省份的各个城市、城乡之间的用电情况有很大差别。因此,阶梯电价方案需进一步细化,要根据发展情况在城市与农村设置不同的电价方案,不同城市之间也应自主制定适宜的电价结构。如此才能合理贴近居民实际的用电情况,减少电价设置的不合理因素,在维护居民基本用电量的同时提高居民节约用电的积极性。

第二,建立动态调整机制。阶梯电价方案并未

设置政策调整周期。随着经济及生活水平的提高,长期不变的定价结构使居民正常用电量轻易突破第一档,而上升到高电价区域内,消费者面临用电成本大幅上升的压力。因此,应建立阶梯电价的动态调整机制,制定合理的调整办法,定期适时、适度地提高每档电量,并在满足厂商正常利润的基础上,使电价也可上下浮动,在满足基本需求的基础上实现其他可行性目标。

第三,考虑实行组合定价方案。虽然一些地区在2012年已考虑了季节变换、丰枯水及峰谷期对用电情况的影响,在阶梯电价的基础上制定了分时电价方案,但由于家庭人口、收入等的不同,不同居民有不同的用电需求,现有的定价方案仍较为单一,满足不了需求的多样性。故可考虑根据实际情况制定多种定价方案,在辅助性定价与阶梯定价组合执行的同时,制定多种具有不同电量与电价的方案,不仅能够避免“一刀切”的模式,让居民有更多的选择,还能保证多目标的实现。

注:

- ① 本文引用的一些文献是有关阶梯水价的研究。由于水、电都属于较为稀缺的资源和生活必需品,在生产和供应中都存在部分的垄断环节,共同特性较多,因此,有一定比较、借鉴的基础。
- ② 需要注意的是,在线性统一定价下,边际价格即为消费者实际面临的价格,而在阶梯定价下,边际价格即为落在某档上时对应的价格。
- ③ 当消费量落在第2档或以上时,需要调整为虚拟收入。
- ④ 替代品的价格变量较难收集到,由于价格是影响消费量的重要因素,消费量的变动一定程度上也会反映价格的变化。因此,权衡之下本文用替代品的消费量代替其价格变量。
- ⑤ 中国2012年下半年才开始实施阶梯电价,但为方便估计,本文将其视作实施阶梯电价的年份。
- ⑥ 即2007—2013年全部26个地区的统一定价样本和IBP样本。
- ⑦ 统一定价样本即为除三个试点地区以外的其余23个地区2007—2011年的样本。
- ⑧ 简化估计模型在前文已提到。具体地,本文是在OLS的基础上,对边际价格使用工具变量,并对IBP下的样本进行收入的调整(调整为虚拟收入)。
- ⑨ 四川、福建在原有统一定价基础上分别增加了0.05、0.052元/kW·h,云南、青海分别降低了0.033、0.05元/kW·h;其余25个地区的首档电价仍维持阶梯电价实施之前的水平。

参考文献:

曹洁等,2013:《山东省采暖与降温度日数时空分布规律研究》,《气象》第1期。

- 刘自敏等,2015:《递增阶梯定价、收入再分配效应和效率成本估算》,《经济学动态》第3期。
- 田露露 张昕竹,2015:《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》,《产业经济评论(山东大学)》第1期。
- 竺文杰 郁义鸿,2009:《我国居民电力需求弹性探析》,《中国科技产业》第3期。
- Acton, J. P., B. Mitchell & R. Mowill(1976), “Residential demand for electricity in Los Angeles: An econometric study of disaggregated data”, Rand Corporation, Report R-1899-NSF.
- Agthe, D. E. et al(1986), “A simultaneous equation demand model for block rates”, *Water Resources Research* 22(1): 1-4.
- Billings, R. B. & D. E. Agthe(1980), “Price elasticities for water: A case of increasing block rates”, *Land Economics* 56(1):73-84.
- Blomquist, S. & H. Selin(2010), “Hourly wage rate and taxable labor income responsiveness to changes in marginal tax rates”, *Journal of Public Economics* 94(11-12):878-889.
- Borenstein, S. (2009), “To what electricity price do consumers respond? Residential demand elasticity under increasing-block pricing”, University of California, Berkeley, Working Paper.
- Carter, A., R. Craigwell & W. Moore(2012), “Price reform and household demand for electricity”, *Journal of Policy Modeling* 34(2):242-252.
- Dalhuisen J. M. (2003), “Price and income elasticities of residential water demand: A meta-analysis”, *Land Economics* 79(2):292-308.
- Danielson, L. E. (1979), “An analysis of residential demand for water using micro time-series data”, *Water Resources Research* 15(4):763-767.
- Deller, S. C., D. L. Chicoine & G. Ramamurthy (1986), “Instrumental variables approach to rural water service demand”, *Southern Economic Journal* 53(2):333-346.
- Dufty, G. (2007), “Electricity pricing: Delivering social justice and environmental equity”, *Just Policy: A Journal of Australian Social Policy* 46:66-72.
- Espey, J. A. & M. Espey(2004), “Turning on the lights: A meta-analysis of residential electricity demand elasticities”, *Journal of Agricultural and Applied Economics* 36(1):65-82.
- Espey, M., J. Espey & W. D. Shaw(1997), “Price elasticity of residential demand for water: A meta-analysis”, *Water Resources Research* 33(6):1369-1374.
- Filipović, S. & G. Tanić(2008), “The policy of consumer protection in the electricity market”, *Economic Annals* 53

(178—179):157—182.

- Hanemann, W. & M. Welfare (1984), “Evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses”, *American Journal of Agricultural Economics* 66 (3):332—341.
- He, Y. X. et al(2011), “Electricity demand price elasticity in China based on computable general equilibrium model analysis”, *Energy* 36(2):1115—1123.
- Hewitt, J. A. & W. M. Hanemann(1995), “A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing”, *Land Economics* 71(2):173—192.
- Hogarty, T. F. & R. J. Mackay(1975), “The impact of large temporary rate changes on residential water use”, *Water Resources Research* 11(6):791—794.
- Holtedahl, P. & F. L. Joutz(2004), “Residential electricity demand in Taiwan”, *Energy Economics* 26(2):201—224
- Houthakker, H. S., P. K. Verleger & D. P. Sheehan(1974), “Dynamic demand analysis for gasoline and residential electricity”, *American Journal of Agricultural Economics* 56(2):412—418.
- Ito, K. (2014), “Do consumers respond to marginal or average price? Evidence from nonlinear electricity pricing”, *American Economic Review* 104(2):537—563.
- Kamerschen, D. R. & D. V. Porter(2004), “The demand for residential, industrial and total electricity, 1973—1998”, *Energy Economics* 26(1):87—100.
- Maddock, R. & E. Castano(1991), “The welfare impact of rising block pricing: Electricity in Colombia”, *Energy Journal* 12(4):65—77.
- Moffitt, R. (1986), “The econometrics of piecewise-linear budget constraints: A survey and exposition of the maximum likelihood method”, *Journal of Business & Economic Statistics* 4(3):317—328.
- Nieswiadomy, M. L. & D. J. Molina(1988), “Urban water demand estimates under increasing block rates”, *Growth and Change* 19(1):1—12.
- Nieswiadomy, M. L. & D. J. Molina(1989), “Comparing residential water demand estimates under decreasing and increasing block rates using household data”, *Land Economics* 65(3):280—289.
- Olmstead, S. M. (2009), “Reduced-form vs. structural models of water demand under non-linear prices”, *Journal of Business and Economic Statistics* 27(1):84—94.
- Olmstead, S. M., W. M. Hanemann & N. R. Stavins(2007), “Water demand under alternative price structures”, *Journal of Environmental Economics and Management* 54(2):181—198.
- Opaluch, J. J. (1982), “Urban residential demand for water in the United States: Further discussion”, *Land Economics* 58(2):225—227.
- Opaluch, J. J. (1984), “A test of consumer demand response to water prices: Reply”, *Land Economics* 60(4):417—421.
- Pashardes, P. & S. Hajispyrou(2002), “Consumer demand and welfare under increasing block pricing”, University of Cyprus, Discussion Paper.
- Pint, E. M. (1999), “Household responses to increased water rates during the California drought”, *Land Economics* 75(2):246—266.
- Reiss, P. C. & M. W. White(2005), “Household electricity demand, Revisited”, *Review of Economic Studies* 72(3):853—883.
- Rietveld, P., J. Rouwendal & B. Zwart(2000), “Block rate pricing of water in Indonesia: An analysis of welfare effects”, *Bulletin of Indonesian Economic Studies* 36(3):73—92.
- Ruijs, A. (2009), “Welfare and distribution effects of water pricing policies”, *Environmental and Resource Economics* 43(2):161—182.
- Saez, E., J. Slemrod & S. H. Giertz(2012), “The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates: A critical review”, *Journal of Economic Literature* 50(1):3—50.
- Silk, J. I. & F. L. Joutz(1997), “Short and long-run elasticities in US residential electricity demand: A co-integration approach”, *Energy Economics* 19(4):493—513.
- Taylor, L. D. (1975), “The demand for electricity: A survey”, *Bell Journal of Economics* 6(1):74—110.
- Whittington, D. (1992), “Possible adverse effects of increasing block water tariffs in developing countries”, *Economic Development and Cultural Change* 41(1):75—87.

(责任编辑:陈建青)