

中国农村居民电力需求的影响因素

沈小波

内容提要: 本文利用中国 30 个省级行政区 2005 - 2010 年的省级年度数据, 基于系统 GMM 估计法, 对我国农村居民电力消费的双对数动态模型进行了估计。估计结果表明, 我国农村居民电力需求主要受人均收入、燃料价格、电价、家庭人口规模、家电价格、城镇化水平及年平均气温等因素的影响。要增加农村居民电力消费量, 重要的途径是要增加其收入水平, 并降低其用电成本。

关键词: 电力需求; 农村居民; 面板数据; 动态面板数据模型

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 4565(2014) 01 - 0084 - 07

Influencing Factors on Rural Residential Electricity Demand in China

Shen Xiaobo

Abstract: In this paper, based on systematic GMM estimation method, we estimate Double Logarithmic Dynamic Model of China's rural residential electricity consumption using annual data for 30 provincial-level administrative regions in China from 2005 to 2010. The estimated results indicate that China's rural residential electricity demand is mainly influenced by per capita income, fuel prices, electricity price, family size, home appliances prices, urbanization level, annual mean temperature and so forth. The short-term and long-term income elasticity of rural residential electricity demand are 0.83 and 1.29, the short-term and long-term self price elasticity of demand are 0.13 and 0.20, respectively, and with short-term price elasticity of fuel demand being 0.72 and 0.36 as the price elasticity of home appliances. These serves to the conclusion that the significant approach to increase rural residential electricity consumption is to increase the income level and decrease the electricity price of rural residents.

Key words: Residential Electricity Demand; Rural China; Panel Data; Dynamic Panel Data Model.

一、引言

电力在农村经济和社会发展中有着举足轻重的作用。在传统计划经济体制下, 我国经济社会发展呈现典型的城乡二元结构, 电力事业的发展也有明显的二元结构特征。在新中国成立后的近半个世纪里, 城市电力由国家投资和建设的体制, 农村电力主要由地方投资和管理, 农村电力体制的最大特点是农民“自建、自管、自用”。这种城乡分割的二元体制制约了我国农村电力事业的发展, 阻碍了农村居民用电水平及生活质量的提高与改善。

从 1998 年开始, 我国农村电力体制开始发生变化。1998 年, 国务院启动“改革农村电力管理体制, 改造农村电网, 实现城乡同网同价”(两改一同价) 工作, 开始建立依靠国家基本建设投资和电网企业

投入发展农村电力的机制。2003 年以后, 我国相继实施了县城电网改造、中西部农网完善和无电地区电力建设工程。2010 年, 国家又实施了新一轮农网改造升级工程。这些工程的实施, 使我国农村供电状况发生了根本变化, 供电能力、可靠性显著提高, 可接入性大大增强, 基本上实现了城乡居民生活用电同网同价。

更重要的是, 改革开放以来, 我国经济持续快速增长, 工业化、城镇化水平逐年提高, 农村居民收入水平持续快速增长, 农村消费品特别是耐用品市场迅速扩大。农民收入水平的提高、电力可接入性的增强、电价下降、农村耐用品市场扩大等因素共同作用, 促使我国农村居民生活用电呈快速增长势头。^[1]

但是, 由于农村电力基础设施建设长期滞后, 电

网结构薄弱、输电损耗高,以及农村居民收入相对较低等原因,农村用电普及率、人均生活用电等指标远低于城镇。本文的主要目的是对我国农村居民电力需求的影响因素进行定量分析,重点关注我国农村居民电力需求的短期和长期弹性。

二、文献回顾

对电力需求影响因素的分析一直受到经济学家和政策制定者的关注,原因是价格政策的有效性依赖于电力需求的价格弹性。而支持能源定价政策问题的基础是电力需求方程的恰当设定和估计。现有文献已经对居民部门电力需求的影响因素进行了广泛研究。

Dergiades 和 Tsoulfidis(2008)利用年度时间序列数据,估计的美国居民部门电力需求的短期和长期自价格弹性分别是 -0.386 和 -1.06 ^[2]。Kamerschen 和 Porter(2004)也利用时间序列数据,估计的美国居民电力消费的短期和长期自价格弹性分别为 -0.94 和 -0.85 ^[3]。

一些文献利用了住户层次的截面数据研究居民能源需求的价格弹性。Metcalf 和 Hassett(1999)利用了美国能源部居民能源消费调查中1984、1987及1990年的数据,发现电力的价格弹性在 -0.73 至 -1.16 之间^[4]。Bernard et al.(2010)利用1989-2002年间加拿大魁北克省电力和燃气价格及其消费的多年截面数据,估计得到的电力消费的短期和长期弹性分别为 -0.51 和 -1.32 ^[5]。

还有文献利用国家层次或次级行政区域层次的面板数据来拟合能源需求方程,并估计其价格弹性,特别是有些文献利用了局部调整模型来研究居民电力需求的弹性。例如,Bernstein 和 Griffin(2006)利用1977-2004年美国州级的面板数据,估计了美国居民部门的电力和燃气消费^[6]。他们采用了一个局部调整模型,该模型纳入了电力和燃气的平均价格,这两个变量中每一个的一年滞后值,以及滞后电力消费。控制变量包括人均收入和气候指标。他们采用了双对数函数形式的州个体固定效应和年效应模型。估计结果表明,居民电力需求的短期和长期弹性分别为 -0.243 和 -0.32 ,其结论是美国居民电力需求是价格无弹性的。Paul et al.(2009)设定了一个包括州固定效应的局部调整模型,利用1990-2006年美国州级月均的价格和电力需求数据,估

计了美国居民部门电力消费的价格弹性,估计的短期和长期自价格弹性分别为 -0.13 和 -0.36 ^[7],这同样证明电力需求是缺乏价格弹性的。

上述研究关注的都是发达国家居民部门电力需求的弹性问题。限于数据的可得性,有关发展中国家居民电力需求弹性的文献还比较少见。Ariel A. Casarin 和 Maria Eugenia Delfino(2011)利用1997-2006年的时间序列数据,考察了阿根廷布宜诺斯艾利斯地区居民电力需求的影响因素,他们估计的电力需求的短期和长期价格弹性分别为 -0.10 和 -0.20 ^[8]。Filippini 和 Pachauri(2004)利用印度3万户城镇家庭的调查数据,考察了收入、价格、家庭规模和其他的一些家庭特征对家庭电力需求的影响,结果表明电力需求在所考察的三个季节中都是缺乏弹性的,而家庭规模、人口和地理变量在电力需求决定中有显著作用^[9]。

作为最大的发展中国家,中国有数亿农村居民,农村的能源和电力贫困仍然是一个突出的问题,农村居民的电力需求问题理应受到学术界和政策制定者的更大关注。但限于数据的可获得性,中国农村居民电力需求及其影响因素问题还没有引起足够重视,相关的研究文献还不多见,本文尝试对中国农村居民电力需求的影响因素进行研究:一是利用基本的微观经济学理论,构建了基于家庭生产理论的居民电力需求模型。该模型不仅能解释居民电力需求的决定因素,而且能解释居民对替代燃料和家用电器需求的决定因素,如果能获得相关的经验数据,就能对居民的电力、替代燃料及家用电器需求进行实证分析。二是基于上述理论模型,利用系统广义矩估计法,对我国农村居民电力需求的决定因素进行了实证分析,对我国农村居民电力需求的长期及短期弹性做了初步估计。

三、基于家庭生产理论的居民电力需求模型

在本文中,将采用 Flaig(1990)^[10]、Filippini(1999)^[11]等人基于家庭生产理论提出的家庭电力需求模型。就本文研究的问题来说,家庭从市场上购买三种物品——电力、替代燃料和资本设备(家用电器),家庭无法从这三种物品中的任何一种独立地获得效用,它必须把这三种物品结合起来生产一种日用品,即复合能源商品。因此,复合能源商品

Q 由下式给定:

$$Q = Q(E, F, K) \tag{1}$$

这里, E 是电力, F 是替代燃料, K 是家用电器形式的资本设备存量。家庭的效用函数是:

$$U = U(Q, X; D, G) \tag{2}$$

其中, D 和 G 分别代表家庭在人口学和地理学方面的特征, 它们会影响家庭的偏好; X 是计价物品货币。家庭的预算约束由下式给定:

$$Y = P_Q \times Q + P_X \times X \tag{3}$$

这里, Y 是收入, P_Q 是复合能源商品的价格, P_X 是复合计价物品的价格。

家庭有一个两阶段最优化决策问题。在第一阶段, 家庭寻求降低生产复合能源商品 Q 的成本, 因此, 家庭会像企业一样采取行动。这可以表示为:

$$\begin{aligned} & \text{Min}(P_E \cdot E + P_F \cdot F + P_K \cdot K) \\ & \text{s. t. } Q = Q(E, F, K) \end{aligned} \tag{4}$$

这里, P_E、P_F 和 P_K 分别是电力、替代燃料和电器的价格。求解上述最优化问题, 从而得到成本函数:

$$C = C(P_E, P_F, P_K, Q) \tag{5}$$

利用谢泼德引理, 可获得派生投入需求函数:

$$E = \frac{\partial C(P_E, P_F, P_K, Q)}{\partial P_E} = E(P_E, P_F, P_K, Q) \tag{6}$$

$$F = \frac{\partial C(P_E, P_F, P_K, Q)}{\partial P_F} = F(P_E, P_F, P_K, Q) \tag{7}$$

$$K = \frac{\partial C(P_E, P_F, P_K, Q)}{\partial P_K} = K(P_E, P_F, P_K, Q) \tag{8}$$

在最优化的第二个阶段, 家庭选择复合能源商品及复合计价物品的消费数量, 以使家庭效用最大化:

$$\begin{aligned} & \text{Max} U(Q, X; D, G), \text{ 约束条件为 } C(P_E, P_F, P_K, Q) \\ & + X = Y \end{aligned} \tag{9}$$

构造拉格朗日函数:

$$L = U(Q, X; D, G) + \lambda(Y - C(P_E, P_F, P_K, Q) - X) \tag{10}$$

从一阶条件可得商品 Q 和 X 的需求函数分别为:

$$Q^* = Q^*(P_E, P_F, P_K, Y; D, G) \tag{11}$$

$$X^* = X^*(P_E, P_F, P_K, Y; D, G) \tag{12}$$

利用方程(6)、(7)、(8)和(11), 我们得到了要素投入需求函数如下:

$$E = E(P_E, P_F, P_K, Q^*(P_E, P_F, P_K, Y; D, G))$$

$$= E(P_E, P_F, P_K, Y; D, G) \tag{13}$$

$$\begin{aligned} F &= F(P_E, P_F, P_K, Q^*(P_E, P_F, P_K, Y; D, G)) \\ &= F(P_E, P_F, P_K, Y; D, G) \end{aligned} \tag{14}$$

$$\begin{aligned} K &= K(P_E, P_F, P_K, Q^*(P_E, P_F, P_K, Y; D, G)) \\ &= K(P_E, P_F, P_K, Y; D, G) \end{aligned} \tag{15}$$

方程(13)就是我们所需要的方程, 它表明家庭的电力需求取决于电价、替代燃料价格、家用电器价格、收入水平, 以及家庭的人口学和地理学特征变量。方程(13)、(14)和(15)反映了家庭的长期均衡。这个模型是静态的, 因为它假定了当价格或收入变化时从旧均衡向新均衡值的即时调整。具体地说, 它假定家庭能够改变其家用电器的存量及其利用率。因此, 我们可以预期消费者对电力价格提高会有两种反应。在短期, 家庭会降低其目前家电存量的使用率, 例如通过调整热水器和冰箱的温度或使用时间来调整其使用率。在长期, 由于电力价格的变化会导致投入品相对价格的变化, 因而会产生投入组合的变化, 这显然会导致家庭进行资本存量(家用电器)的调整, 比如, 能效更高的家用电器会取代能效较低的电器。

在本研究中, 我们使用了单方程方法对居民的电力需求建模。我们假定电力需求依赖于电力价格、燃料价格、家用电器价格、收入水平。同时, 我们在模型中纳入了家庭人口规模、年均气温及城镇化水平等变量, 以考察规模经济和气候状况等因素对人均电力消费的影响。我们利用双对数函数形式设定如下电力需求的静态经验模型:

$$\ln E_{it} = \beta_i + \beta_E \ln P_{E_{it}} + \beta_F \ln P_{F_{it}} + \beta_K \ln P_{K_{it}} + \beta_Y \ln Y_{it} + \beta_{HS} \ln HS_{it} + \beta_{URB} \ln URB_{it} + \beta_{TEM} \ln TEM_{it} + \varepsilon_{it} \tag{16}$$

这里, E_{it} 是人均电力消费, Y_{it} 是人均收入, P_{E_{it}} 是电价, P_{F_{it}} 是替代燃料价格, P_{K_{it}} 是家用电器价格, HS_{it} 是家庭规模, URB_{it} 是城镇化水平, TEM_{it} 是年均气温, ε_{it} 是干扰项。由于被解释变量和所有解释变量都采取对数形式, 因此系数可以直接解释为需求弹性。β_i 项考虑了未观察到的个体特定的异质性。

如前所述, 长期均衡是消费者在考虑了相关价格、收入等因素的变动后, 对资本存量(家用电器的数量)做出相应调整后才实现的。但是, 由于资本存量不容易调整到长期均衡的水平, 因此, 实际电力消费可能与长期均衡的消费不同。一个局部调整模型能够考虑这种情况。该模型假定任何 t-1 时期

和 t 时期之间实际需求的对数变化, 仅仅是 $t-1$ 时期的实际需求的对数与 t 时期长期均衡需求的对数之间差异的一个比例。从形式上说, 就是:

$$\ln E_t - \ln E_{t-1} = \lambda (\ln E_t^* - \ln E_{t-1}) \quad (17)$$

这里, $0 < \lambda < 1$, E_t^* 是 t 时期的均衡值。式 (17) 意味着给定一个最优的但不可观察的电力需求水平, 需求会在任何两个时期之间逐渐趋向于该最优水平。假定均衡的电力消费可表达为 $E_t^* = \alpha \cdot P_E^\eta \cdot P_F^\theta \cdot P_K^\rho \cdot \exp(X_t)$, 其中, η 、 θ 和 ρ 分别是电价、替代燃料和家用电器价格的长期弹性, X 是由影响电力需求的其他变量如收入、气候因素等构成的向量。把上述表达式代入方程 (17), 得到:

$$\ln E_t - \ln E_{t-1} = \lambda \ln \alpha + \lambda \eta \ln P_E + \lambda \theta \ln P_F + \lambda \rho \ln P_K + \lambda X_t - \lambda \ln E_{t-1} \quad (18)$$

重新整理并加入误差项后, 我们得到如下回归方程:

$$\ln E_t = \lambda \ln \alpha + \lambda \eta \ln P_E + \lambda \theta \ln P_F + \lambda \rho \ln P_K + \lambda X_t + (1 - \lambda) \ln E_{t-1} + \varepsilon \quad (19)$$

方程 (19) 表明, 短期弹性是对数价格变量的回归系数, 长期弹性可以用短期弹性除以 λ 的估计值得到, 而 λ 可用 1 减去 $\ln E_{t-1}$ 的系数得到。

在本文中, 基于局部调整假设的动态电力需求模型被设定为:

$$\ln E_{it} = \beta_i + \beta_E \ln E_{i,t-1} + \beta_{PE} \ln P_{E_{it}} + \beta_{PF} \ln P_{F_{it}} + \beta_{PK} \ln P_{K_{it}} + \beta_Y \ln Y_{it} + \beta_{HS} \ln HS_{it} + \beta_{URB} \ln URB_{it} + \beta_{TEM} \ln TEM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

下面我们将估计由方程 (16) 和方程 (20) 所代表的电力需求的静态和动态模型。我们感兴趣的参数是电力需求对电价的短期和长期弹性。我们的目的是利用合适的估计方法对静态和动态模型进行估计, 从而考察收入水平、电价、替代燃料价格、城镇化水平等因素如何影响我国农村居民电力需求, 及我国农村居民电力需求的短期和长期价格弹性。

四、数据与估计方法

1. 数据。

我们搜集了 30 个省级行政区(除西藏) 2005 - 2010 年的年度数据。农村居民电力消费、农民人均收入、家庭规模的数据来自《中国农村住户调查年鉴》, 电价数据来自国家电监会发布的《电力监管报告》。为了剔除通货膨胀对人均收入和电价的影响, 我们用各地区以 2005 年为基期的消费价格指数

对人均收入和电价进行了调整。除电力外, 我国农村居民消费的主要能源是煤炭和煤气。由于无法获得实际的煤炭和煤气价格数据, 因此, 我们选择燃料价格指数来代替。同样地, 家用电器的实际价格数据也无法获得, 我们用家用电器零售价格指数来代替。燃料价格指数和家用电器零售价格指数来自《中国经济数据库(CEIC Data)》。在该数据库中, 这两个指数都是以上年为基期而计算的, 我们将其调整为以 2005 年为基期的价格指数。城镇化水平用年末各省(区) 城镇人口数量除以其年末总人口数而得, 有关数据来自相关年份的《中国统计年鉴》。由于无法获得各个省(市、自治区) 的年均气温的数据, 我们用省会城市的年均气温数据来代替。省会城市的年均气温数据来自相关年份的《中国气象年鉴》。表 1 给出了有关变量的统计描述。

表 1 变量描述性统计

变量	变量标签	均值	标准差	最小值	最大值
人均电力消费 (kwh/人年)	E	137.98	106.05	37.14	723.03
实际人均收入 (元/人)	Y	4321.08	1934.20	1877.00	12108.46
实际电价 (元/kwh)	P_E	0.44	0.06	0.28	0.61
燃料价格指数 (2005 年 = 100)	P_F	123.42	16.23	100.00	161.75
家电价格指数 (2005 年 = 100)	P_K	92.34	6.77	71.64	100.00
家庭规模 (人/户)	HS	4.06	0.50	3.10	5.20
城镇化水平 (%)	URB	47.45	12.83	26.84	85.93
年平均气温 (°C)	TEM	14.04	5.61	0.50	25.40

2. 估计方法。

在利用面板数据估计静态的电力需求模型时, 通常要利用固定或随机效应来考虑未观察到的异质性。合适的估计方法是“内部”估计法(也称最小二乘虚拟变量估计, LSDV) 和广义最小二乘估计 (GLS)。首先在关于不可观察的异质性的这两个备选假设下估计静态模型。接下来, 我们转向动态模型方程 (20)。包括了固定或随机效应的动态面板数据模型是有问题的。一个问题是方程右侧的因变量滞后项或许是序列相关的, 因而与误差项相关, 这使 LSDV 和 GLS 估计是有偏的和不一致的, 因为 $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,t-1})$ (这里 $y = \ln E$, $\bar{y}_{i,t-1}$ 是个体 i 内部的平

均滞后消费量的对数) 与 $(\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$ 是相关的。

具体而言,假定滞后因变量的系数是正的,则其最小二乘(OLS)估计是向上偏的,而 LSDV 估计是向下偏的。当误差项是序列不相关且回归元强烈外生时, Kiviet(1995) 得到了 LSDV 估计量偏差的近似,并提出一种估计法,它是从 LSDV 估计中减去这个偏差的一致估计而获得^[12]。一种替代方法是对数据进行一阶差分,从而消除特定的横截面个体效应:

$$\Delta y_{it} = \gamma \Delta y_{i,t-1} + \Delta X_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (21)$$

这里, X 代表方程(20)右边所有外生的回归元,并利用 $y_{i,t-2}$ 和 ΔX_{it} 作为 $\Delta y_{i,t-1}$ 的工具变量 (Anderson and Hsiao, 1982)^[13]。

Arellano 和 Bond(1991) 指出 Anderson-Hsiao 方法是无效率的,并提出了一种分两步实施的广义矩法^[14]。但 Arellano-Bond 估计法对小样本是有偏的,且偏差随着工具变量和正交条件数目的增加而增大。利用蒙特卡罗模拟, Judson 和 Owen(1999) 表明,对于以 $T \leq 20$ 和 $N \leq 50$ 为特征的平衡动态面板数据来说,利用 Kiviet 校正的 LSDV(LSDVC) 估计法对因变量的系数 γ 进行估计,要胜过 Anderson-Hsiao 估计法及 Arellano-Bond 估计法,因为 LSDVC 估计的平均误差平方(MSE)较小^[15]。

在 y_{it} 是拟平稳的额外假设下, $\Delta y_{i,t-1}$ 与 ε_{it} 不相关。Blundell 和 Bond(1998) 建议了一种“系统”GMM 估计^[16],在该方法中,把水平模型和一阶差分模型堆叠起来,施加了交叉相等的限制,即进入两个模型的系数是相同的,并使用了所有的工具变量(对应于两个模型的所有正交条件)。Blundell 和 Bond 指出,在模拟中,“系统”GMM 估计要比 Arellano-Bond 程序更有效率,也更稳定。而且,“系统”GMM 估计量的小样本偏差要比 Arellano-Bond 估计更小一些。

基于上述讨论,以及我们的数据集 $N = 30, T = 6$ 的事实,我们利用 Blundell-Bond 的“系统”GMM 估计量来估计我们的动态模型。并且在估计中,我们把电价、家庭人口规模及年均气温看作是严格的外生变量,而把人均收入、燃料价格及家用电器价格看作是前定变量。回想一下,如果 $E[x_{it}e_{is}] = 0$ 对所有的 t 和 s 都成立,变量 x_{it} 就被称为严格外生的。如果对 $s < t$ 来说 $E[x_{it}e_{is}] \neq 0$,而对 $s \geq t$ 来说, $E[x_{it}e_{is}] = 0$,则该变量就是前定的。从直觉上说,如果时刻 t 的误差项对随后 x_{it} 的实现有反馈作用,

则 x_{it} 就是前定的。因为目前未预见到的电力消费冲击或许会影响人均收入、燃料价格和家用电器价格的未来变化,我们把这三个变量看作前定变量。在我国,电价受到政府的严格管制,家庭人口规模受国家计划生育政策的影响,所以把这两个变量及年平均气温看作严格外生变量是合适的。考虑到样本的有限性,我们以全部解释变量的一阶滞后值作为工具变量。

五、估计结果

表 2 是静态模型的估计结果。在表 2 中利用固定效应和随机效应考虑了不可观察的异质性。就固定效应模型估计结果来看,每个解释变量估计系数的符号与预期的一致,但是,燃料价格和家用电器价格变量估计的系数在统计上不显著,而且似然比检验 F 统计量仅为 1.03,这表明截面固定效应是不存在的。就随机效应模型估计结果来看,模型整体上是显著的,单个变量的系数也都显著,并且符号与预期一致,同时,模型也通过了 Hausman 设定检验,这说明存在着截面随机效应,即截面单元之间存在明显的异质性。

表 2 估计结果:静态模型

因变量: 人均电力消费对数	固定效应模型(LSDV)		随机效应模型(GLS)	
	系数	T 值	系数	T 值
截距项	-5.6449	-2.04	-5.54	-2.64
lnY	1.4586	13.34	1.25	14.19
lnP _E	-0.5918	-3.26	-0.65	-4.41
lnP _F	0.4161	0.93	0.50	3.07
lnP _K	-0.7381	-1.58	-0.56	-1.89
lnHS	-0.9006	-4.27	-0.54	-3.42
lnurb	-0.2663	-1.75	0.01	1.75
lnTEM	0.0694	1.97	0.11	3.66
R ²	0.92	0.91		
Adjusted R ²	0.90	0.90		
F 统计量	45.56	228.72		
	似然比检验 F 统计量 = 1.03		Hausman Test $\chi^2 = 23.40$	

表 3 给出了利用 BB—GMM 方法对动态模型估计的结果。可以看出,所有解释变量系数符号都与预期一致,除电器价格和城镇化水平变量外,其余解释变量在统计上是显著的。而且,序列相关检验和过度识别限制条件检验表明,在系统 GMM 估计中不存在明显的二阶自回归过程,说明工具变量的选择是有效的。

就具体估计结果来看,人均收入变量的系数为

0.82,这意味着农村居民电力需求的短期收入弹性为0.83,农村居民收入每提高1%,人均电力需求将增长0.83%。由于滞后因变量的系数为0.36,这意味着长期收入弹性为1.29(即 $0.83/(1-0.36)$)。电力价格变量的系数为-0.13,这说明短期价格弹性为0.13,电价每提高1%,农村居民人均电力需求在短期内将下降0.13%;同时,这意味着长期价格弹性为-0.20(即 $0.13/(1-0.36)$),即从长期来看,电价每提高1%,农村居民电力需求将下降0.2%。燃料价格的系数为0.72,说明燃料与电力之间存在替代性,燃料价格上涨1%将使农民电力消费增加0.72%。家庭人口规模变量的系数为负,说明农户电力消费中存在一定的规模经济。年均气温变量的系数为正,说明年均气温升高会使农村居民电力需求增加。家用电器价格指数变量系数为负,说明电器价格上涨对农村居民电力需求有负面影响;城镇化水平变量系数为正,说明城镇化水平对农村居民电力需求有正面影响。

从表3的估计结果可以看出,无论是在长期还是短期,人均收入水平都是影响我国农村居民电力需求的最重要因素,要想增加农村居民电力消费,就必须把增加农民收入作为主要手段。农村居民电力需求的自价格弹性在短期和长期都比较小(分别为0.13和0.20),说明我国农村居民的电力需求是非常缺乏弹性的,电价变动对农村居民电力消费不会产生太大影响。这可能是由于目前农村居民用电仍然处于满足基本生活需要的水平,用电量小,价格的影响还比较小,因此弹性也较小。

需要注意的是燃料价格对居民电力消费的影响远大于电价的影响,这可能有两个原因:一是燃料消费支出在农村居民消费支出中所占比重大于电力消费支出的比重。根据《中国住户调查年鉴2011》的数据计算,2010年全国农村居民人均生活消费支出为4381.8元,其中,燃料消费支出98.3元,电力消费支出90.5元,分别占农村居民人均生活消费支出的2.24%和2.06%。二是近年来燃料价格上涨速度较快,而电价因受政府管制上涨速度较慢。当燃料价格较大幅度的上涨对农村居民生活消费支出造成较大压力时,他们会用相对便宜的电力去替代燃料,从而使农村居民电力消费明显增加。

城镇化水平的提高能够增加农村居民电力需求,但从统计上看并不显著,这可能与我国长期实行

表3 动态模型:系统GMM估计结果
(因变量为人均电力消费对数)

变量	系数	标准误差	T值	P值
$\ln E(-1)$	0.3553	0.0826	4.30	0.000
$\ln Y$	0.8264	0.1522	5.43	0.000
$\ln P_E$	-0.1309	0.0675	-1.94	0.054
$\ln P_F$	0.7205	0.2878	2.50	0.012
$\ln P_K$	-0.3568	0.2554	-1.40	0.162
$\ln HS$	-0.3642	0.1684	-2.16	0.031
$\ln Urb$	0.1298	0.0816	1.60	0.112
$\ln TEM$	0.0809	0.0405	-2.00	0.046
2006年哑变量	-5.2428	2.2749	-2.30	0.021
2007年哑变量	-5.2988	2.2909	-2.31	0.021
2008年哑变量	-5.3093	2.3275	-2.28	0.023
2009年哑变量	-5.3181	2.3161	-2.30	0.022
2010年哑变量	-5.4000	2.3443	-2.30	0.021
Sargan 检验(p值)				0.198
Arellano-Bond AR1 检验(p值)				0.009
Arellano-Bond AR2 检验(p值)				0.155

城乡分割的二元社会经济体制有关。家电价格上涨对农村居民电力需求有不利影响,同样也在统计上不显著。对此一个可能的解释是,家电价格变化虽然会影响农村居民家电拥有量,但电力需求除与家电拥有量有关外,还有与家电的使用率相关。我国农村居民拥有的主要家用电器有彩电、黑白电视机和洗衣机,已经基本上普及。在经济发达的东部地区,相当大比例的农户还拥有电冰箱、空调、抽油烟机。但农村居民家用电器的使用率却比较低,例如有调查发现相当一部分农户用洗衣机来装东西,而很少用于清洗衣物。

六、结论

在本文中,我们考察了我国农村居民电力需求的影响因素。为了这个目的,我们利用我国30个省(市、区)2005-2010年的省级年度数据,基于系统GMM估计法,对我国农村居民电力消费的双对数动态面板数据模型进行了估计。估计结果表明,影响我国农村居民电力需求的主要因素有农村居民人均收入、燃料价格、电价、家庭人口规模、家电价格、城镇化水平及年平均气温等。农村居民电力需求的短期和长期收入弹性分别为0.83和1.29;短期和长期自价格弹性分别为0.13和0.20,说明农村居民电力需求在短期和长期中都是缺乏价格弹性的。农村居民电力需求的燃料价格弹性为0.72,远远大于自价格弹性;而家电价格弹性为0.36,但在统计上不显著;城镇化水平提高会增加农村居民电力消费,同样在统计上不显著;家庭人口规模增加会降低居

民电力需求,说明农户电力消费在家庭内部存在明显的规模经济;而年平均气温上升会增加农村居民电力消费。从政策的角度来看,这些结果意味着,农民人均收入水平是制约其电力消费的最主要因素,应该增加农民收入,同时,进一步推进电力体制改革,彻底打破城乡分割的二元电力体制,进一步降低农村居民用电成本和价格,以提高农村居民电力消费水平,改善农村居民生活水平和质量。

参考文献

[1] 刘振亚. 中国电力与能源 [M]. 北京: 中国电力出版社, 2012. 41.

[2] Dergiades, T. , Tsoulfidis, L. , Estimating residential demand for electricity in the Unites States , 1965 - 2006 [J]. Energy Economics 2008(30) : 2722 - 2730.

[3] Kamerschen , D. R. , Porter , D. V. , The demand for residential , industrial and total electricity , 1973 - 1998 [J]. Energy Economics 2004(26) : 87 - 100.

[4] Metcalf , Gilbert , Hassett , Kevin A. , Measuring the energy savings from home improvement investments: evidence from monthly billing data [J]. The Review of Economics and Statistics 1999(3) : 516 - 528.

[5] Bernard , J. T. , Bolduc , D. , Belanger , D. , Quebec residential electricity demand: a microeconomic approach [J]. Canadian Journal of Economics 1996(1) : 92 - 113.

[6] Bernstein , M. A. , Griffin , J. , Regional differences in price-elasticity of demand for energy [DB/OL]. The Rand Corporation Technical Report , <http://purl.access.gpo.gov/GPO/LPS83867> 2006.

[7] Paul , A. , Myers , E. , Palmer , K. , A partial adjustment model of U. S. electricity demand by region , season , and sector [DB/OL]. Resource for the Future Discussion Paper , http://www.rff.org/Publication/Pages/Publication_Details.aspx?PublicationID=20773 , 2009 , April.

[8] Ariel A. Casarin , Maria Eugenia Delfino. Price freezes , durables , and residential electricity demand. Evidence from Greater Buenos Aires [J]. Energy Economics 2011(33) : 859 - 869.

[9] Massimo Filippinia , Shonali Pachauri. Elasticities of electricity demand in urban Indian households [J]. Energy Policy 2004(32) : 429 - 436.

[10] Flaig , G. , Household production and the short-run and long-run demand for electricity [J]. Energy Economics 1990(12) : 116 - 121.

[11] Filippini , M. , Swiss residential demand for electricity [J]. Applied Economic Letters 1999(8) : 533 - 538.

[12] Kiviet , J. F. , On bias , inconsistency , and efficiency of various estimators in dynamic panel data models [J]. Journal of Econometrics 1995(1) : 53 - 78.

[13] Anderson , T. W. , Hsiao , C. , Formulation and estimation of dynamic models using panel data [J]. Journal of Econometrics 1982(1) : 47 - 82.

[14] Arellano , M. , Bond , S. , Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations [J]. Review of Economic Studies 1991(2) : 277 - 297.

[15] Judson , R. A. , Owen , A. L. , Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists [J]. Economic Letters 1999 (1) : 9 - 15.

[16] Blundell , R. , Bond , S. , Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. Journal of Econometrics 1998 (1) : 115 - 143.

作者简介

沈小波 男 44 岁 ,甘肃天水人 2004 年毕业于厦门大学经济学院,获经济学博士学位,现为厦门大学经济学院中国能源经济研究中心、能源经济学与能源政策协同创新中心副教授。研究方向为环境经济理论与政策分析。

(责任编辑: 晨 晓)

《统计研究》“文章署名”要求

1. 合著作者姓名最多为三人,四人以上以“等”字表示(如:张三 李四 王五等)。
2. 文章署名如为课题组,有两种形式:①以单位为课题组名称(如:国家统计局课题组);②以项目名称为课题组名称(如“国际竞争力研究”课题组,项目名称需加双引号),这两种形式均可。课题项目如与项目资助有关,需在呼应注中标明(参见上述题名标注方法)。
3. 文章署名要求用中英文两种文字书写(英文署名置于英文题名下方居中)。
4. 中文文章署名用四号楷体居中排版。