

【国民经济】

中国电力需求的动态局部调整模型分析

——基于电力需求特殊性的视角

史丹¹, 冯永晟²

(1. 中国社会科学院工业经济研究所, 北京 100836;

2. 中国社会科学院财经战略研究院, 北京 100028)

[摘要] 电力需求分析是支撑电力发展与改革事业的基本理论依据,然而,电力需求的特殊性增加了这一领域研究的难度。本文利用动态局部调整模型和动态面板估计方法,以2003—2013年的中国省际面板数据为基础,深入分析了基于全国和区域视角的中国电力需求特征。本文发现,忽略电力需求的引致性、电力商品属性的多维性和电力技术的通用目的技术特性将使模型设定和研究结论产生偏误。通过建立动态局部调整模型、筛选关键控制变量和解决内生性问题,本文强调了经济发展中的结构性因素对电力需求的重要影响,工业化、城镇化、非公经济占比提高、城乡差距缩小都是促进长期电力需求增长的重要因素,而电力市场化改革和经济对外开放则是促进可持续和绿色化发展的推动力。基于全国和区域视角的电力需求特征并不相同,各种经济结构因素的影响均因东、中、西部的划分而存在明显差异,制定电力发展与改革政策必须考虑地区差异性。特别地,根据区域价格弹性差异,中部地区相对更宜挑选出新一轮电力体制改革的试点省份。

[关键词] 电力需求; 技术特性; 经济结构; 区域差异

[中图分类号]F407.2 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)10-0005-16

一、引言

准确把握电力需求特征和规律,既是促进电力发展与改革,也是推进能源革命与实现绿色化^①发展的需要。电力需求与经济的关系长期以来是电力经济研究领域的重点和难点,在中国表现得尤为突出。一方面,电力需求与经济增长之间的关系令人困惑,特别是改革开放之后,电力需求增速与实际GDP增速表现出不规律的阶段性反转;另一方面,由于中国电力产业并未摆脱计划体制

[收稿日期] 2015-09-07

[基金项目] 国家能源局委托项目“我国未来用电需求研究”;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”(批准号71403288);国家社会科学基金重大项目“中国与周边国家电力互联互通战略研究”(批准号13&ZD168)。

[作者简介] 史丹(1961—),女,北京人,中国社会科学院工业经济研究所党委书记,副所长,研究员,博士生导师,管理学博士;冯永晟(1981—),男,山东青州人,中国社会科学院财经战略研究院副研究员,经济学博士。通讯作者;冯永晟,电子邮箱:fengysh@cass.org.cn。

① 2015年中共中央政治局会议审议通过的《关于加快推进生态文明建设的意见》将“绿色化”补充到中共十八大提出的“工业化、信息化、城镇化、农业现代化”中。

色彩,其自身发展仍未能与国民经济的整体发展与改革进程表现出协调态势,先后大致经历了全国性电力短缺、区域性供需紧张,以及全国和区域并存的电力过剩的三个阶段。围绕这些基本问题,国内已有许多研究,但现有成果仍未能充分地解释中国电力需求的基本特征与规律。

国内电力需求分析大致分为两个分支。一支主要利用协整和误差修正模型考察电力需求与经济增长之间的关系^[1-8]。不过,囿于研究视角的狭窄和方法论本身的缺陷^[9],这些研究不仅结论莫衷一是,而且政策意义也非常有限。另一支则试图把经济增长以外的因素也纳入分析框架,比如林伯强^[2]考虑了工业结构、能源利用效率等因素的影响;何晓萍等^[10]在其基础上又引入了城镇化。这些研究虽然拓宽了研究视角,但仍未摆脱现有研究的共同缺陷。总体来看,现有研究在研究方法和研究结论上均存在明显不足。①研究思路主要是将成熟的主流经济学方法移植到电力需求分析中,未充分考虑电力需求的理论性质并忽略了电力不同于普通商品的特殊性;②忽略了伴随电力需求特殊性而形成的计量问题,特别是内生性等问题;③忽略了对区域差异性的分析,往往假设不同地区适用统一模型。研究方法的缺陷导致无法保证分析结论的合理性和稳健性。因此,研究中国电力需求问题首先必须要建立起能够准确反映电力需求特殊性的科学稳健的分析模型。

本文从电力需求的特殊性出发,利用动态局部调整(Dynamic Partial Adjustment,下文简称DPA)模型^[11,12]和动态面板估计方法^[13,14]构建起研究中国长期电力需求的实证计量模型,对中国电力需求特征及区域性差异进行了深入分析,并侧重于系统考察电力需求与经济发展中结构性因素的关系。本文的主要创新在于四个方面:①利用DPA模型分析长期电力需求,以反映电力需求的引致性特征;②考虑电力作为复合商品的性质,即电力商品属性的多维性;③考虑电力的通用目的技术^①(General Purpose Technology,简称GPT)特性^[15],全面考虑多领域内的经济结构变量影响;④剖析电力需求特征的区域性差异,强调基于全国视角与基于区域视角可能会形成不同结论。中国已进入全面深化改革的新阶段和经济发展的“新常态”,同时新一轮电力体制改革也于2015年启动,两方面的形势都要求必须对中国电力需求与经济发展之间的关系做出更为系统和科学的阐释。本文得到了许多不同于已有研究的重要发现和政策建议,或将对中国电力和整个国民经济沿可持续和绿色化方向发展提供有力支撑。

二、需求模型设定与估计策略

已有研究往往忽略了电力需求不同于普通商品需求的特殊性,从而导致模型设定和实证结论的偏误,正因为如此,本文的需求模型设定将以分析电力需求的特殊性作为起点。电力需求的特殊性主要体现在三个方面:①电力消费具有引致性特征;②电力商品是一种多维度的复合商品(或服务);③电力技术是一种高渗透性的通用目的技术。

1. 需求模型设定

(1)电力消费的引致性与DPA模型。电力需求是经济主体为进行各类经济活动而形成的一种引致的或伴生的需求,因此只有结合用电设备采购和使用行为一起才能准确刻画电力需求,这一点无论在微观还是宏观电力需求分析中均非常重要。在微观分析中,研究者需要对用电设备需求和电力需求联合建模^[16];而在宏观分析中,则需要考虑用电设备或用电资本存量的动态调整^[11]。Houthakker and Taylor^[11]和Houthakker et al.^[12]建立起来的DPA模型放松了静态均衡需求函数中的资本可以瞬间充分调整的严格假设,认为用户向长期均衡的调整过程是逐步进行的,因此他们引入

① Crafts将GPT定义为开始时具有巨大改进空间并最终能够获得广泛应用的技术,电力技术和信息通讯技术均属于GPT。

调整函数以体现这种有限的用电资本存量调整能力,经过转换处理后,相当于在静态需求函数中加入了需求滞后项,滞后项的参数中则包括了动态调整的约束参数。这种设定也在本质上区分了电力需求的短期性和长期性,使宏观电力需求分析有了合理的设定,从而得到了广泛的应用^[17-24]。

(2)基本设定。为了更清晰地介绍基于 DPA 模型的建模思路,本文首先假设用电资本存量能够瞬时充分调整以适应电力需求 Q_{it}^* 的变化,利用 Cobb-Douglas 函数形式表示出电力需求与电价 $P_{i,t}$ 和收入 $Y_{i,t}$ 之间的关系,得到一般形式的基本长期电力需求函数:

$$Q_{it}^* = f(P_{i,t}, Y_{i,t}) = \alpha P_{i,t}^\beta Y_{i,t}^\gamma \quad (1)$$

其中,下标 i 表示省份, t 表示年份; α 代表常数项; β 是价格响应参数,在该设定中也是需求的长期价格弹性; γ 是收入调整参数,即需求的长期收入弹性。用电资本存量由于折旧和重置都需花费时间,难以及时充分地调整,使不同时期的资本使用模式,而非电力消费之间具有了惯性效应。虽然短期用电资本存量调整难以充分地响应电价等因素的变化,但这种调整是在不断进行的。借鉴 Houthakker et al.^[12]和 Paul et al.^[19]的设定,模型引入 1 年期调整约束参数 θ_1 和 5 年期调整约束参数 θ_5 来构建电力需求的动态调整方程,即:

$$\left(\frac{Q_{i,t}^2}{Q_{i,t-1} Q_{i,t-5}} \right) = \left(\frac{Q_{i,t}^*}{Q_{i,t-1}} \right)^{\theta_1} \left(\frac{Q_{i,t}^*}{Q_{i,t-5}} \right)^{\theta_5} \quad (2)$$

考虑到本文样本是年度数据,采用滞后 1 期来代表短期调整应是合理的;不过用滞后 5 期来代表长期调整不可避免地具有一定的先验性。之所以选择 5 期滞后是因为考虑到中国特有的五年计划可能会使经济活动表现出相对明显的周期性特征。针对滞后期的选择,实证部分还将进行专门检验。理论上,短期用电资本存量比较稳定或调整很小,因此本文预期约束参数 θ_1 要小于 θ_5 ,或为零(即参数估计不显著)。将方程(1)代入(2),变换得到:

$$\ln Q_{i,t} = \frac{(1-\theta_1)}{2} \ln Q_{i,t-1} + \frac{(1-\theta_5)}{2} \ln Q_{i,t-5} + \frac{(\theta_1+\theta_5)}{2} (\ln \alpha + \beta \ln P_{i,t} + \gamma \ln Y_{i,t}) \quad (3)$$

进行参数变换并加入必要控制变量后,本文建立起如下计量模型:

$$\ln Q_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_{i,t} + \alpha_2 \ln Q_{i,t-1} + \alpha_3 \ln Q_{i,t-5} + \alpha_4 \ln Y_{i,t} + \sum \beta_j X_{i,t,j} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, α_0 是常数项, α_i 表示各经济变量的参数; $X_{i,t,j}$ 表示控制变量向量, β_j 表示控制变量参数; u_i 和 v_t 分别控制省份 i 和年份 t 的固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。就加总数据而言,收入一般用 GDP 代理,因此电力需求与收入的关系,在加总的宏观层面上也可视为电力需求与经济增长之间的关系。由于电力需求与经济增长并非保持线性关系^[10],模型引入了 GDP 二次项,于是得到:

$$\ln Q_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_{i,t} + \alpha_2 \ln Q_{i,t-1} + \alpha_3 \ln Q_{i,t-5} + \alpha_4 \ln Y_{i,t} + \alpha_5 (\ln Y_{i,t})^2 + \sum \beta_{i,j} X_{i,t,j} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

如果控制变量包括工业化、城镇化和能耗强度等常见变量,方程(5)就是国内已有研究中的常见需求设定^[2,10]。在实证部分,会从这一设定开始逐步研究引入反映电力需求特殊性的重要控制变量,并阐释忽略电力需求特殊性可能产生的设定和结果偏误。本文主要从以下两个方面来引入这些控制变量。①从电力商品属性的多维特征考虑,引入代表容量维度的控制变量。电力商品具有多维度特征,这是由电力技术特性决定的,在现有技术条件下,电力的安全可靠供应要求无论是在短期和长期内系统都必须保持容量的充裕度。用户消费电量的同时也在消费容量,二者是一种互补性消费。通过一个形象的例子可以说明电力需求与普通商品需求的这种差异,例如消费者购买了汽车后,汽车厂是否继续保持生产状态,甚至是否存在都不会影响消费者开汽车的决策;但发电厂却必

须时刻存在并保持出力才能维持用户的正常用电。当然,这不妨碍本文继续遵循传统,用电量需求来代表电力需求,所要做的是澄清二者的差别,并在电量需求函数中合理体现容量维度。^②从电力技术的通用目的技术特征来引入代表经济结构的控制变量。引致性并非电力所独有,比如汽油需求同样是引致性需求,不过电力技术作为一种 GPT 的特征却强化了引致性对电力需求函数的影响。电力需求已经渗透到现代经济活动的几乎所有领域,各种经济制度的调整都会改变经济主体的生产、消费和投资激励,这也是调整用电资本存量的过程。从这个意义上讲,要合理刻画电力需求函数,就需要在需求函数中加入合理的外部经济制度控制变量,而这是以往研究所未能全面考虑的。如前所述,现有研究已经将部分经济结构因素考虑在内,比如工业化和城镇化等,但由于分析起点的差异,这些研究并未重视经济结构因素进入需求函数的根本依据,因此并未系统考虑经济结构因素的综合影响。本文以已有设定为基础,补充了能够反映经济制度基本特征的关键控制变量,即所有制结构、对外开放度和城乡差距等。

2. 估计策略

估计电力需求函数的技术策略根本上归结到对随机扰动项 $\varepsilon_{i,t}$ 的处理上。首先假设 $\varepsilon_{i,t}$ 服从独立同分布,利用静态固定面板模型来估计基于常见设定的方程(5),逐步解决因 $\varepsilon_{i,t}$ 可能不服从独立同分布所带来的问题,一种思路是从 $\varepsilon_{i,t}$ 中分离可能影响电力需求的重要控制变量,这在上一小节已经介绍过,另一种则是处理可能存在的内生性问题,这也是最为棘手的技术难题。

Alberini and Filippini^[21]指出,基于 DPA 模型的电力需求方程会存在需求滞后项的内生性问题,即 $\text{cov}(\ln c_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t}) \neq 0$ 。为解决这一问题,他们使用了 Blundell and Bond^[13]的系统 GMM(简称 BB-GMM)估计方法,但本文却怀疑这一方法的适用性,因为其适用前提是关键变量序列都不是单位根过程,而 Alberini and Filippini^[21]并未对此进行检验。Arellano and Bond^[14]的差分 GMM(简称 AB-GMM)方法或许有可能解决这一问题,但由于电力需求滞后项的内生性有着深刻的技术和理论根源,本文也仍持谨慎态度,认为其适用性有待进一步检验。本文认为能够从根本上解决内生性问题的办法是,在补充遗漏的控制变量的基础上,重新选择具有经济意义的外生工具变量。

本文从多个方面考虑了可能的工具变量的选取。^①中国长期以来的经济发展路径和经济体制演变,以及电力行业的发展特征提供了寻找工具变量的思路。长期以来,中国的电力行业被定位于国民经济的基础性行业,自改革开放以来,电力行业一直坚持“电力要先行”的发展战略,以避免电力成为制约国民经济发展的瓶颈。改革开放之初,中国面临着全国范围内的电荒,为此以鼓励投资为主的地方办电、集资办电等政策有效地促进了发电容量的增长,同时伴随着国有企业改革,到 20 世纪 90 年代中后期全国范围内实现了电力的整体供需平衡。随着中国在 20 世纪之交掀起的重化工业投资热潮,全国范围内的高耗能工业开始主导电力需求,并一直持续到 21 世纪头十年的后半段。伴随着此轮快速工业化进程,2002 年的电力体制和国有电力企业改革为电力行业注入了新的活力,电力行业整体进入了一轮快速发展通道,有力地支持了同期的工业化进程,不过伴随着区域经济发展不平衡,局部的电力供需紧张问题比较突出。2000—2007 年,电力弹性系数连续 8 年保持大于 1。2008 年之后,受国际金融危机影响,重化工业等高耗能投资的增速迅速下降,导致 2008—2009 年的电力弹性系数降低到 1 以下。之后两年受大量流向工业部门的 4 万亿元投资的刺激,弹性系数又回到 1 以上,但 2012 年之后,亟待消化的过剩工业产能使电力需求进入逐步低迷阶段。通过梳理电力供求的变化趋势可以发现,中国的工业化发展路径从根本上左右着电力需求的走势。因此,可以考虑用第二产业比重的滞后项来表示中国的工业化进程,作为解释需求滞后项的工具变量。^②由于工业化发展战略是中央决策部门制定的统一战略,并通过对地方政府的政绩考核和地方

之间的锦标赛竞争^[25]而传导到地方电力需求,因此地方政府落实工业化发展战略的效果也成为本文考虑引入工具变量的一个方向。尽管地方政府会有任期,但稳定的政治体制却保持了历届政府在追求地方经济发展目标方面的高度一致性,从而在根本上决定了地方电力需求的变化趋势。因此,本文还考虑用地方财政收入占 GDP 比重的滞后项来表示地方政府的力量,作为解释需求滞后项的工具变量。③由于电力行业是典型的网络型产业,电源和负荷的空间分布(包括电网拓扑结构和输电容量等)对电力需求也有重要影响。一般而言,人口密度高的地区,电网投资和运营成本相对较低,因而电力需求相对较高;而人口密度低的地区,电网成本相对较高,因而电力需求相对较低。因此,本文还考虑到将人口集聚的滞后项作为工具变量。

以上寻找的三类工具变量均与解释变量,即需求的滞后项紧密相关;同时由于已经控制了能够反映电力需求特殊性影响的各类关键变量,因此可以认为这些工具变量与当期电力需求无关。当然,最终选取是否合适仍要通过工具变量检验,同时,为检验模型的稳健性,本文还采用了三种工具变量的组合,并对关键控制变量的代理变量进行了替换检验。本文预期,正确解决内生性问题,不但会使关键参数的估计值与理论预期一致,而且动态调整的模式也会与预期一致,即长期调整约束参数明显高于短期调整约束参数。

三、数据说明

本文所用数据来源包括:①根据 2004—2014 年的《中国统计年鉴》直接引用或计算得到,这些数据包括按 2010 年不变价格计算的 GDP、三次产业增加值、城镇化率、电力和能源工业固定资产投资占比、对外贸易依存度、非国有固定资产投资占比和城乡收入差距等;②年平均温度来自国家气象局;③实际利用外资数据来自 Wind 资讯;④各省份装机容量数据来自国家电网公司,容量利用率按用电量除以年化容量计算得到(见表 1)。

需要特别说明的是电力销售价格的计算。到目前为止,中国并无官方的平均销售电价统计,在电监会并入能源局之前曾短暂发布的各省份平均销售电价也无法覆盖本研究的整个样本期,已有研究常用的代理变量“矿物燃料价格指数”^[2,10]无法准确代表电力真实成本,比如输配成本并未体现其中,因此本文自行计算了各省的平均销售电价。本文的考虑是:①样本期整体处于 2002 年电力体制改革之后,其间保持了体制的稳定性,特别是定价机制;②中国的电力资源配置机制仍具有典型的计划分配色彩,特别是计划电量制度等;③中国电力行业的所有制仍以国有企业为主,电网几乎完全国有,发电环节则是国有主导,从而可以认为电力行业的整体治理具有成本加成特征。本文根据电力部门的投资总额加合理投资回报率 5%,并除以总电量得到平均销售电价。尽管 5%是假设的回报率,但本文利用其他数值 7%和 10%的计量检验表明,关键参数几无变化,从而不会给已有实证结论产生任何扭曲。更重要地,与理论预期完全一致的价格参数也表明,本文的价格计算方法是合理的。此外与已有研究不同的是,本文所用电力消耗强度并非单一指标。考虑到产业间的电耗强度存在差异,且为避免三次产业同时引入时产生多重共线性,本文计算了三次产业的相对电耗强度,即三次产业的用电份额与增加值份额之比。表 1 展示了本文所用样本的基本统计信息。

四、计量结果与实证分析

1. 基本设定的估计结果

本文首先估计了基于常见设定的几种模型,以此作为进一步完善设定的基础。表 2 给出了基于 5 种设定的估计结果,分别是包括常见控制变量(工业化、城镇化和电力消费强度)的静态模型设

表 1 样本基本统计量

变量	单位(计算公式)	均值	标准差	最小值	最大值
全社会用电量	亿千瓦时	1140.42	953.60	6.86	4956.62
第一产业用电量	亿千瓦时	27.77	29.11	0.06	159.10
第二产业用电量	亿千瓦时	852.50	731.17	3.16	3844.43
第三产业用电量	亿千瓦时	123.25	122.23	1.18	779.29
平均销售电价	元/千千瓦时	444.74	392.78	289.21	843.97
实际 GDP	2010 年,亿元	11713.15	10697.74	224.97	59419.75
第一产业增加值比重	第一产业增加值/GDP	0.12	0.06	0.01	0.34
第二产业增加值比重	第二产业增加值/GDP	0.47	0.08	0.22	0.59
第三产业增加值比重	第三产业增加值/GDP	0.41	0.08	0.28	0.78
城镇化率	城镇常住人口/总人口	0.48	0.15	0.15	0.90
第一产业相对电耗强度	第一产业用电份额/增加值份额	0.32	0.40	0.02	2.51
第二产业相对电耗强度	第二产业用电份额/增加值份额	1.58	0.22	1.17	2.19
第三产业相对电耗强度	第三产业用电份额/增加值份额	0.27	0.11	0.07	0.70
年平均气温	摄氏度	13.45	5.59	1.90	25.20
装机容量	万千瓦	2414.71	1821.82	37.62	7795.75
总人口	万人	4238.10	2684.82	270.00	10644.00
容量利用率	用电量/(容量×8760)	0.53	0.21	0.21	1.54
电力投资比重	电力投资占能源投资比重	0.64	0.22	0.08	1.00
能源投资比重	能源投资占 GDP 比重	0.07	0.05	0.01	0.25
外贸依存度	贸易总额/GDP	0.34	0.42	0.04	1.72
外资依存度	实际利用外资/GDP	0.03	0.02	0.00	0.11
所有制结构	非国有经济占比	0.65	0.12	0.09	0.89
政府力量	财政支出/GDP	0.22	0.17	0.08	1.29
人口密度	人/平方千米	649.16	1549.84	1.88	12992.06
城乡差距	城镇人均可支配收入/农村人均纯收入	3.04	0.61	1.89	5.18

资料来源:作者整理。

定、假设无动态面板偏误 (Dynamic Panel Bias) 的动态模型设定, 以及分别用 BB-GMM 和 AB-GMM 解决动态面板偏差的动态模型设定。

综合表 2 结果可以发现, 各组设定的结果差异较大, 并不稳健, 表明这些设定均可能存在偏误。设定①假设无动态调整, 本质是一种短期需求设定。尽管除城镇化率外, 其他参数都似乎比较显著, 但与其他设定相比, 价格和 GDP 等关键参数的估计值的绝对值均明显偏高。设定②加入短期调整约束参数, 设定③同时加入长、短期调整约束参数, 不过由于仍使用静态的固定效应方法估计, 价格参数并不显著, 表明估计并不一致。设定④和⑤分别采用了 BB-GMM 和 AB-GMM 方法, 尽管如此, 结果仍存在明显问题。

①BB-GMM 模型估计的价格参数不显著, 与理论预期和直观均不符。有观点认为, 由于中国电力行业仍未实现市场化, 因此价格参数不显著符合理论预期。但由于电价形成机制与电价的作用效果是不同的问题, 此观点并不准确。尽管二者的联系紧密, 但电价由政府审批形成并不能否认电价对市场主体仍具有显著影响。而且, 2003—2013 年恰处于 2002 年启动的电力体制改革阶段, 电价虽由政府部门审批, 但在引导用电决策方面已经开始发挥更为重要的作用。尽管 BB-GMM 所用工具变量均有效, 不存在过度识别, 但扰动项自相关性检验却表明能够在 5% 的显著性水平拒绝扰动

表 2 基于常见设定的基本估计结果

模型	①静态模型	②动态模型	③动态模型	④动态模型	⑤动态模型
估计方法	FE	FE	FE	BB-GMM	AB-GMM
解释变量	lnQ	lnQ	lnQ	lnQ	lnQ
ln(销售电价)	-0.0791*** (0.0154)	-0.0125 (0.0104)	-0.0148 (0.0101)	-0.0065 (0.0079)	-0.0204*** (0.0068)
ln(GDP)	1.8651*** (0.1183)	0.4536*** (0.1018)	0.4644*** (0.0995)	0.5800*** (0.1913)	0.7044*** (0.1751)
ln ² (GDP)	-0.0505*** (0.0065)	-0.0107** (0.0046)	-0.0145*** (0.0045)	-0.0151** (0.0075)	-0.0214*** (0.0072)
第二产业比重	1.3602*** (0.3219)	0.7554*** (0.2091)	0.7542*** (0.2152)	0.8338*** (0.3101)	1.0423*** (0.2390)
城镇化率	-0.0240 (0.0794)	0.0147 (0.0510)	-0.0149 (0.0492)	-0.0579 (0.0510)	-0.0276 (0.0297)
第一产业相对电耗	-0.0928** (0.0468)	-0.0135 (0.0302)	0.0059 (0.0299)	-0.0187 (0.0378)	-0.0072 (0.0307)
第二产业相对电耗	0.2471** (0.1002)	0.1284** (0.0645)	0.1508** (0.0639)	0.1334 (0.0997)	0.2274*** (0.0788)
第三产业相对电耗	-1.3429*** (0.1731)	-0.6436*** (0.1162)	-0.4827*** (0.1160)	-0.7442*** (0.1135)	-0.7071*** (0.0832)
短期调整项		0.6781*** (0.0326)	0.7334*** (0.0389)	0.7460*** (0.0452)	0.6113*** (0.0422)
长期调整项			0.0130 (0.0284)	0.0687** (0.0300)	-0.0204*** (0.0068)
ln(平均气温)	0.1874*** (0.0676)	0.0602 (0.0438)	0.0599 (0.0420)	0.0709*** (0.0271)	0.0479** (0.0215)
常数项	-6.5314*** (0.6850)	-1.4333*** (0.5034)	-1.7152*** (0.4855)	-2.0422*** (0.5831)	-2.7390*** (0.7722)
观测值	341	341	340	340	309
R-squared	0.9621	0.9844	0.9852		
AR(1)				0.0007	0.0023
AR(2)				0.0107	0.0024
Sargan test				1.0000	1.0000

注:括号内是参数估计值的标准差;***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。
资料来源:作者根据计量分析软件估计结果整理。

项无自相关的假设,因此本文有理由怀疑 BB-GMM 的适用性。理论上 BB-GMM 相对于 AB-GMM 而言,同时估计差分方程(Differenced Equation)和水平方程(Level Equation)能够提高估计效率,但加入水平方程必须以序列服从稳态分布为前提。本文对关键变量 lnQ 和 ln(GDP)的单位根检验却表明,两个序列均是显著的单位根过程^①,不是平稳序列,意味着 BB-GMM 并不适用,因而本文放弃

① 对 ln(销售电价)的三种单位根检验中,有两种拒绝单位根假设,有一种接受单位根假设。但这一检验结果已不会影响此处的分析。

BB-GMM 的效率优势,转而采用 AB-GMM。这一调整带来的变化符合预期,即价格参数变得显著,不过仍未校正所有问题。②电力需求的动态调整模式与理论预期不符。BB-GMM 的结果表明,短期调整约束参数仍显著地大于长期参数;使用 AB-GMM 后也无法解决这一问题,而且 AB-GMM 结果也未通过扰动项自相关检验。③部分关键控制变量的参数与理论预期和已有研究成果不符。一般认为城镇化是影响电力需求的重要因素^[10],但所有设定的结果均无法支持这一假设。因此,可以进一步将解决问题的焦点集中到补充遗漏关键控制变量和解决内生性问题上。

2. 补充遗漏的关键性控制变量^①

本文进一步考察了逐步补充能够代表电力商品的容量维度、对外开放度、所有制结构和城乡差距等控制变量的 4 组设定。设定①加入人均容量、容量利用率、电力投资比重和能源投资比重等 4 个控制变量。因为电力的稳定供给既取决于短期内的容量调度,又取决于长期内的容量投资,所以本文用前两个变量控制容量的短期效应,用后两个变量控制容量的长期效应。设定②用外贸依存度表示经济开放度,设定③用非国有经济占比代表所有制结构,设定④用城乡居民收入比代表城乡差距。

估计结果表明,人均容量和容量利用率的参数在各组设定下均非常显著,且数值稳定,表明容量调度对电量需求具有重要影响,与理论预期一致,不过控制长期容量调整的两个系数却并不显著。与表 2 的结果相比,短期调整约束系数绝对值明显变小或不显著,同时长期调整约束系数均非常显著,而且随着控制变量的丰富,该系数也在增大——这是一个与理论预期相符的变化趋势,说明本文的调整方向是正确的。不过尽管如此,长期调整约束系数还是小于短期系数,仍未完全符合理论预期。此外,城镇化率的系数也未得到校正,而且综合 4 组扰动项的自相关检验结果,AB-GMM 方法仍很难成为稳健的选择。至此本文有理由怀疑,BB-GMM 和 AB-GMM 方法所用工具变量均无法准确捕捉电力需求动态调整背后的真实经济关系,即无法从 $\ln c_{i,t-1}$ 中分离出其真实包含的长期调整效应而仅保留短期效应。接下来,本文需要选择具有经济意义的外生变量作为新工具变量。

3. 新工具变量及稳健性检验

(1)选择具有经济意义的外生工具变量。虽然有多个新工具变量的集合,但仍面临着从工具变量集合中选取哪些变量的难题,在这一过程中,本文尽量选取了既易于获取又能充分代表变量集合经济含义的变量。表 3 的前两组结果中,首先选取第二产业比重和财政支出占 GDP 比重两个变量的两阶滞后项作为工具变量。根据这两组结果的识别检验结果判断,本文选取的工具变量不但与内生变量紧密相关,而且不存在过度识别,更重要的,几乎所有变量的估计结果都显著,且与理论预期均一致。①就核心变量而言,本文发现了与已有研究相互印证的结论,如价格参数显著且短期弹性极低,GDP 增长对电力需求有显著的促进作用并表现出倒 U 形状,工业化对电力需求有明显的促进作用,城镇化率提高能够促进电力需求的效果也得到验证;此外,第一、第二产业的相对用电强度提高会促进电力需求。②就引入的动态调整项而言,短期调整约束系数或者很小或者不显著,而长期调整系数则更大且显著。③短期和长期的容量控制变量均显著为正。以上结果与本文的理论预期或已有的研究成果均相符。④就新加入的经济结构控制变量而言,本文发现,第二产业比重和非农经济比重提高会促进电力需求;城乡差距会降低电力需求;外贸依存度提高会降低电力需求。

(2)设定的稳健性检验。我们首先充实工具变量选择,除表 3 前两组结果中已经检验的工业路径和政府力量外,本文还考察了人口集聚作为工具变量的适用性,并进一步将工业路径、政府力量和人口集聚共同作为工具变量。在设定③中,虽然检验过度识别的 Sargan 检验并不拒绝工具变量有

① 限于篇幅,本文未展示逐步加入各控制变量的各组结果,如需要可向作者索取。

表 3 选择经济变量作为外生工具变量的估计结果

工具变量 解释变量	①工业路径 lnQ	②政府力量 lnQ	③人口集聚 lnQ	④同时加入,两阶滞后 lnQ
ln(销售电价)	-0.0542*** (0.0197)	-0.0535*** (0.0206)	-0.0443 (0.0392)	-0.0540*** (0.0177)
ln(GDP)	0.6172*** (0.1711)	0.6102*** (0.1806)	0.5219 (0.3762)	0.6153*** (0.1490)
ln ² (GDP)	-0.0213*** (0.0064)	-0.0211*** (0.0066)	-0.0184 (0.0118)	-0.0212*** (0.0059)
第二产业比重	0.5032** (0.2481)	0.4991** (0.2483)	0.4465 (0.2991)	0.5022** (0.2424)
城镇化率	0.1064* (0.0555)	0.1054* (0.0565)	0.0867 (0.0847)	0.1064** (0.0528)
第一产业相对电耗	0.1001*** (0.0352)	0.0997*** (0.0353)	0.0921** (0.0427)	0.1002*** (0.0344)
第二产业相对电耗	0.1784** (0.0699)	0.1774** (0.0698)	0.1654** (0.0779)	0.1783** (0.0688)
第三产业相对电耗	-0.1439 (0.1351)	-0.1416 (0.1340)	-0.1205 (0.1441)	-0.1441 (0.1334)
ln(平均气温)	0.0776* (0.0435)	0.0771* (0.0434)	0.0702 (0.0469)	-0.1454 (0.1803)
短期调整项	-0.1488 (0.2333)	-0.1365 (0.2571)	0.0225 (0.6441)	0.0775* (0.0429)
长期调整项	0.1744** (0.0678)	0.1712** (0.0736)	0.1286 (0.1733)	0.1732*** (0.0551)
人均容量	0.7413*** (0.1162)	0.7363*** (0.1255)	0.6612** (0.3021)	0.7404*** (0.0926)
容量利用率	1.5282*** (0.2431)	1.5160*** (0.2650)	1.3623** (0.6291)	1.5253*** (0.1957)
电力投资比重	0.0644** (0.0291)	0.0635** (0.0301)	0.0514 (0.0531)	0.0641** (0.0267)
能源投资比重	0.7314** (0.2890)	0.7214** (0.3010)	0.5907 (0.5602)	0.7284*** (0.2622)
外贸依存度	-0.1344*** (0.0428)	-0.1334*** (0.0437)	-0.1180* (0.0679)	-0.1343*** (0.0405)
非公经济比重	0.1822* (0.1038)	0.1775 (0.1091)	0.1311 (0.2054)	0.1814* (0.0940)
城乡差距	-0.0564*** (0.0180)	-0.0563*** (0.0179)	-0.0546*** (0.0173)	-0.0564*** (0.0179)
观测值	310	310	310	310
R-squared	0.9861	0.9862	0.9890	0.9864
AR(1)	0.1212	0.0901	0.1495	0.1680
AR(2)	0.5278	0.3685	0.6563	0.4502
识别不足	0.0014	0.0049	0.5019	0.0012
弱识别	6.4360 ^c	5.1540 ^c	0.6460 ^b	3.6560 ^a
Sargan test	0.7475	0.1849	0.4571	0.8023

注:括号内是参数估计值的标准差;***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;a、b 分别表示在 5%和 10%的最大工具变量相对偏差水平上拒绝工具变量是弱工具变量的假设,c 表示工具变量是弱工具变量。

资料来源:作者根据计量分析软件估计结果整理。

效的假设,但却未通过其他两种检验。最后,本文同时将工业路径、政府力量和人口集聚作为工具变量,发现各项检验均能支持工具变量有效的假设。根据最完备的设定④的结果,除关键性的价格、GDP 等核心变量和控制变量保持显著且符号与理论预期一致外,调整约束参数的表现也与理论预期一致,即短期调整约束参数不显著(前 3 组结果)或小于长期调整约束参数(第 4 组结果),因此可以判断本文的设定稳健。

进一步地,本文调整了代表部分控制变量的代理变量选取。表 4 中给出了利用表 3 的设定④并调整对外开放度和产业结构的代理变量后的结果。其中设定①用外资依存度代替外贸依存度来考察对外开放度的稳健性。该结果同样表明,对外开放度的提升有利于降低电力消费。设定②用第三产业增加值份额代替了第二产业份额,系数约为 -0.7583 ,且非常显著,表明第三产业份额的增加有利于降低电力需求。设定③考虑了第二、第三产业的相对结构,但系数并不显著。对此有两种解释:一是从全国角度来看,第二、第三产业并未表现出明显的相对结构调整趋势;二是第二、第三产业的结构调整本身确实不会对电力需求产生明显影响,当然对该问题还需要今后的进一步研究。综合表 4 的前 3 组设定,关键性参数的结果均非常稳健。最后,设定④和⑤给出了两组用三阶滞后工具变量的完备估计结果,同样验证了所用设定的稳健性。

(3)动态调整滞后项的选择。采用 DPA 模型的文献往往先验地设定某期滞后项来反映长期动态调整,也未对此进行检验,但本文认为这种选择不可避免地具有主观性,可能会影响结果的稳健性。本文利用表 4 中设定⑤的形式重新估计了加入不同滞后期的各组估计结果,以检验选择 5 期滞后的合理性,如表 5 所示。

表 5 结果表明,滞后 4—8 期是长期电力调整的显著期;滞后 2—3 期或 8 期以上时,长期调整项的系数或者不显著,或者无法通过识别检验。换句话说,滞后 4—8 期的用电资本存量调整会对当期需求产生显著影响,因此本文选择滞后 5 期的设定是完全合理的。为了进一步地了解电力需求的价格弹性随滞后期的变化趋势,本文计算了基于不同滞后期的长期价格弹性。根据图 1 中的实线所示,全国层面的长期价格弹性(绝对值)比较稳定,基本维持在 0.05 左右,即电力价格每上升 1%,长期电力需求将会减少约 0.05%。长期价格弹性未因滞后期不同而出现明显差异,也能够证明本文的滞后项设定是合理的。

五、电力需求的区域特征分析

上文分析仍与现有多数文献一样,假设所有省份都具有相同的需求函数。由于中国电力产业仍处于高度统一的体制(如调度体制、投资体制等)之下,可以认为电力的技术特性对不同地区电力需求的影响方式相同;不过经济因素对地区电力需求的影响方式却可能带有更大的异质性,需要对经济变量的参数做出差异化设定。本文最初预期,如果模型能够充分识别出这些关键参数的省际差异,那么所得结论和政策建议将会更加丰富,为此本文首先试验了完全随机系数模型和 Hsiao and Tsui^[8]的混合固定与随机系数模型,但二者的实际估计效果均不理想。其原因在于,本文样本具有短时序特征,各省数据的时间跨度仅有 10 年,很难为两类随机系数模型提供充足的时序识别来源。因此,本文退而求其次,确定了基于东、中、西部划分的区域分析策略。表 6 中给出了东、中、西部区域电力需求函数的估计结果,其中关键变量的参数都表现出了明显的区域差异性。

(1)价格。东、中部地区的价格系数均非常显著,而西部地区的价格系数却并不显著。图 1 也展示了三个地区的长期价格弹性趋势。东部地区的长期价格弹性略低于 0.05,中部比东部略高 0.02 个百分点,西部比东部略低 0.03 个百分点。尽管总的来说,三个地区的电力需求均对价格不敏

表 4 稳健性检验

工具变量	同时加入三组工具变量、两阶滞后			同时加入三组工具变量、三阶滞后	
	①外资依存度	②第三产业比重	③二三产结构	④表 4 的设定	⑤完备设定
解释变量	lnQ	lnQ	lnQ	lnQ	lnQ
ln(销售电价)	-0.0509*** (0.0176)	-0.0595*** (0.0197)	-0.0386** (0.0156)	-0.0533*** (0.0170)	-0.0506*** (0.0164)
ln(GDP)	0.6074*** (0.1519)	0.6943*** (0.1720)	0.4764*** (0.1322)	0.6082*** (0.1414)	0.5671*** (0.1349)
ln ² (GDP)	-0.0184*** (0.00581)	-0.0236*** (0.00651)	-0.0173*** (0.0052)	-0.0210*** (0.0057)	-0.0193*** (0.0055)
第二产业比重	0.6711** (0.2635)			0.4982** (0.2391)	0.6463** (0.2510)
城镇化率	0.0690 (0.0503)	0.1133** (0.0567)	0.0809* (0.0464)	0.1043** (0.0516)	0.0923* (0.0494)
短期调整项	-0.1114 (0.1844)	-0.2328 (0.2205)	0.0819 (0.1654)	-0.1336 (0.1614)	-0.0991 (0.1534)
长期调整项	0.1676*** (0.0574)	0.2114*** (0.0668)	0.1002** (0.0478)	0.1703*** (0.0505)	0.1467*** (0.0484)
外贸依存度		-0.1364*** (0.0435)	-0.1162*** (0.0358)	-0.1338*** (0.0395)	-0.1337*** (0.0384)
非公经济比重	0.1154 (0.0898)	0.2331** (0.1060)	0.1216 (0.0837)	0.1774* (0.0902)	0.1835** (0.0896)
城乡差距	-0.0620*** (0.0192)	-0.0590*** (0.0187)	-0.0475*** (0.0153)	-0.0563*** (0.0177)	-0.0656*** (0.0186)
外资依存度	-0.8844** (0.4072)				-0.9070** (0.3792)
第三产业比重		-0.7583*** (0.2311)			
二三产结构			-0.0090 (0.0780)		-0.0338 (0.0866)
AR(1)	0.1698	0.1048	0.1235	0.1954	0.1685
AR(2)	0.7685	0.5845	0.8034	0.6852	0.7023
识别不足	0.0003	0.0026	0.0005	0.0013	0.0005
弱识别	5.3040 ^a	4.0140 ^a	4.9460 ^a	3.0350 ^a	3.2950 ^a
Sargan test	0.4230	0.6128	0.5282	0.9290	0.7403

注:括号内是参数估计值的标准差;***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;a 表示在 5%的最大工具相对偏差水平上拒绝工具变量是弱工具变量假设。为节约篇幅,该表缩减了报告内容,如需完整结果可向作者索取。

资料来源:作者根据计量分析软件估计结果整理。

表 5 采用不同长期滞后项的估计结果

	滞后 2 期	滞后 3 期	滞后 4 期	滞后 6 期	滞后 7 期	滞后 8 期	滞后 9 期	滞后 10 期
估计参数	0.1212 (0.0750)	0.1304*** (0.0360)	0.1431*** (0.0324)	0.1716*** (0.0415)	0.1333*** (0.0294)	0.1415*** (0.0381)	0.1627*** (0.0415)	0.1582*** (0.0332)
识别不足	0.0000	0.0000	0.0000	0.0010	0.0000	0.0001	0.0027	0.0005
弱识别	7.0806 ^a	10.2274 ^a	10.0382 ^a	3.1066 ^a	7.0945 ^a	3.9694 ^a	2.7765 ^a	3.3390 ^a
Sargan test	0.0045	0.0033	0.2403	0.5132	0.1866	0.8598	0.0904	0.0075

注:括号内是参数估计值的标准差;*** 表示 1%的显著性水平;a 表示在 5%的最大工具相对偏差水平上拒绝工具变量是弱工具变量假设;滞后 5 期结果见表 4;为节约篇幅,该表调整了展示格式,缩减了报告内容,如需完整结果可向作者索取。

资料来源:作者根据计量分析软件估计结果整理。

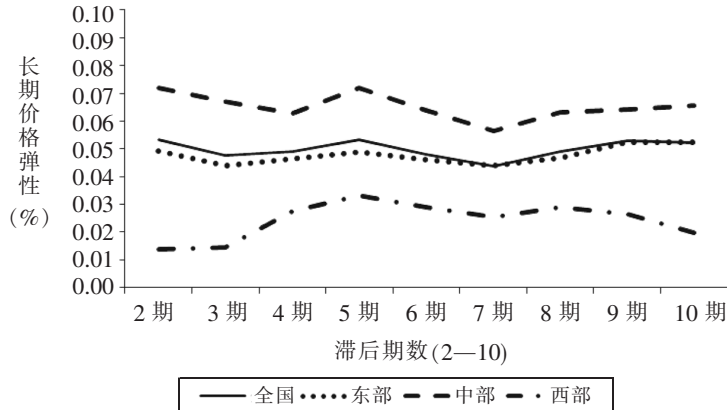


图1 电力需求的长期价格弹性趋势

资料来源:作者绘制。

表6 区域电力需求函数估计结果

解释变量	价格	城镇化	产业结构		对外开放		非公经济	城乡差距
			第二产业 比重	二三产 结构	外贸	外资		
区域	lnc	lnc	lnc	lnc	lnc	lnc	lnc	lnc
东部	-0.0481*** (0.0172)	0.1064** (0.0481)	0.5803* (0.2972)	-0.1902* (0.0989)	-0.1437*** (0.0405)	-1.0884** (0.4338)	0.4418*** (0.1361)	0.0432 (0.0490)
中部	-0.0709*** (0.0240)	-0.3403* (0.1966)	0.6637** (0.2968)	0.2266* (0.1334)	0.3283 (0.2266)	0.9743 (0.9254)	0.1244 (0.1042)	0.0272 (0.0399)
西部	-0.0326 (0.0250)	-0.6573*** (0.2114)	0.7065** (0.2936)	0.2373** (0.1141)	-0.0947 (0.1440)	-1.3292 (0.8971)	-0.0325 (0.1062)	-0.1033*** (0.0228)
AR(1)	0.1291	0.1105	0.0962	0.0178	0.1054	0.1115	0.0845	0.1544
AR(2)	0.6015	0.3846	0.3695	0.6814	0.2310	0.6345	0.3245	0.7014
识别不足	0.0006	0.0005	0.0006	0.0002	0.0004	0.0004	0.0002	0.0004
弱识别	3.2206 ^a	3.2934 ^a	3.2493 ^a	3.6222 ^a	3.3455 ^a	3.3537 ^a	3.6724 ^a	3.3910 ^a
Sargan test	0.8590	0.1596	0.7226	0.8254	0.7832	0.5815	0.6694	0.4043

注:括号内是参数估计值的标准差;***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;a 表示在 5%的最大工具相对偏差水平上拒绝工具变量是弱工具变量假设;为节约篇幅,该表调整了展示格式,缩减了报告内容,如需完整结果可向作者索取。

资料来源:作者根据计量分析软件估计结果整理。

感,但对电力市场化改革而言,需求侧微小的价格响应差异会给电力市场运行带来巨大的影响。

(2)城镇化。尽管本文之前验证了何晓萍等^[9]关于城镇化推动电力需求增长的结论,但表6的结果表明这一结论在区域分析下并不完全成立。东部地区的城镇化提升确实显著提高了东部电力需求,但中、西部地区却表现出了显著的相反效果。如何解释这种差异? 本文认为,城镇化能够通过规模效应和效率效应两种途径来影响电力需求。规模效应是指在用电效率不变的前提下,城镇人口的增加必然会提高电力需求^①;而效率效应是指在既定城镇化水平上,用电效率的提升会降低电力需求。一般而言,这两种效应是同时存在的。东部地区的城镇化进程起步较早,城镇发展不可避免地

① 同时隐含的假设是,城镇人均用电强度要高于农村人均用电强度。

具有一些粗放型特征,比如东部地区的许多一线城市都或多或少地存在城市病问题,逐渐形成了不合理的用能用电模式,用电效率提升较慢。同时,东部地区的城镇化进度相对较快,城镇人口增速往往高于用电效率的提升,因此东部地区的规模效应会明显高于效率效应,从而使城镇化成为提高电力需求的推动力。而中、西部地区则由于能够吸收东部地区的经验教训而走向一条更合理的新型城镇化之路,比如更强调绿色和可持续发展理念,更加注重新型能源技术的利用,更注意市政能源网络的合理布局等。同时,中、西部地区城镇人口增速相对较慢。这些因素使得城镇化在中、西部地区表现出相对更大的效率效应,从而使城镇化成为降低电力需求的因素。

(3)工业化与产业结构。无论从全国还是区域角度而言,工业化都是中国电力需求的重要促进因素。除此之外,本文还发现,工业化对区域电力需求的促进作用存在明显的规律性,即作用大小按东、中、西的顺序依次增强。尽管产业结构的参数估计在全国层面上并不显著,但在各区域需求函数下均非常显著。这里有两个值得注意的现象。①东部地区第二产业比重的相对提高会降低电力需求,而中、西部地区第二产业比重的相对提高则会提高电力需求。造成这种差异的原因在于,东部与中西部之间产业结构升级具有完全不同的内容:对东部而言,产业升级的重要内容之一是用高端制造业代替传统制造业;而对中、西部而言,则更多是承接东部的传统产业转移。由于高端制造业的用电强度往往低于传统制造业(特别是高耗能产业),因此两种产业升级会给电力需求带来不同的影响。②从全国层面考察时,产业结构变化反而难以影响电力需求。这或许意味着,东部地区的高端产业升级所带来的电力节约,并不足以抵消传统产业转移所带来的用电增加。

(4)对外开放度。无论是外贸依存度还是外资依存度的系数,均是东部显著为负,而中、西部不显著。东部作为中国最早开放,且投资环境最完善的地区,外贸外资在经济增长中一直发挥着重要作用。中国对外开放的指导方针是有效利用国外资本、技术和管理经验,这些国外要素均有效地提高了中国涉外领域的生产率,从而提高了东部开放省份的用电效率,降低了电力需求。中、西部的开放程度一直相对较低,外贸外资在促进中西部地区经济增长中难以达到东部地区的效果。这也成为中国新一轮向西开放战略的背景之一。

(5)所有制结构。东部地区的非国有经济占比能够有效地促进电力需求,而中西部地区的非公经济的作用则不显著。非公经济占比高意味着市场化程度高,这从东部地区的相对发达的资本、人才和技术等要素市场的发育程度可见一斑,比如金融中心均集中于东部地区等。要素市场的发达能够有效降低非公经济进入各领域的门槛,激励创业创新,从而扩大经济规模,加快经济增长,带动电力需求。而中、西部地区的市场化程度较低,非公经济的发展门槛相对较高,尚难以对电力需求形成显著的促进影响。

(6)城乡差距。东、中部地区的城乡差距并不会对电力需求产生显著影响,而西部地区的城乡差距扩大则会抑制电力需求。东、中部地区的城乡协调发展相对西部较好,农村脱贫工作进展较快,城乡用电增长进入了相对稳定的阶段。而西部地区仍面临城乡差距较大和农村脱贫的问题,在这种条件下,农村经济的发展会对电力需求产生相对更大的促进作用,因此西部地区的城乡差距缩小将会带动电力需求。

六、主要结论

本文从电力需求的引致性、多维性和通用目的技术特性出发,利用DPA模型和动态面板估计技术建立起合理分析中国长期电力需求的实证模型,不仅充分考虑了代表电力商品的容量维度和经济结构的各类关键控制变量的影响,而且解决了因需求动态调整而形成的特殊内生性问题。通过

对全国和区域电力需求特征的分析,得到了许多不同于已有研究的发现。本文结论为准确理解电力需求与经济发展之间的关系提供了可靠理论依据,不仅能够澄清一些关于中国电力需求认识的误区,而且有助于更准确地把握未来中国电力需求发展的趋势。

如前所述,中国的电力需求增速与实际 GDP 增速一直保持着不规律的增速反转现象,令许多人困惑。许多采用协整和误差修正模型的研究实际上是在为这种“反常”现象寻找一种“合理”解释。本文的结论恰恰说明要解释电力需求与经济增长的关系,必须要结合经济中的结构因素来分析。在经济增长速度保持不变的情况下,一方面,城镇化、产业结构、对外开放、所有制结构和城乡差距等结构性因素的变化均可能带来电力需求增速的变化;另一方面,这些因素作用的区域差异也会影响电力需求增速。尽管进一步量化各种结构性因素的作用是未来研究的一个重要问题,不过现有结论已经能够为中国在全面深化改革和“新常态”的背景下的电力发展提供一种可能,即在保持经济中高速增长态势下,实现一种更有利于电力高效集约利用(或更宽泛的能源节约)的发展模式。

那么,如何实现这一发展模式呢?本文首先根据全国层面的估计参数区分出正向影响参数和负向影响参数,其中,仅有电价和对外开放表现为负向影响^①,意味着提高电价和扩大对外开放将会抑制电力需求,其他参数都表现为正向影响或不显著。这表明,虽然中国的工业化、城镇化、非公经济占比提高、城乡差距缩小等结构性变化均是长期电力需求的推高因素,从而也成为中国未来能源约束日益趋紧的重要驱动因素,但从电力价格和对外开放角度而言,本文仍对如何缓解电力及能源需求增长的压力提供了启示。目前,中国电力行业仍未实现市场化,电价依然受到政府的高度管制,既不反映真实成本,也不反映支付意愿。因为许多外部性成本并未体现在电力(能源)价格中,中国的经济发展一直受到低电力(能源)使用成本的补贴,这在推动中国经济迅速增长的同时,也造成了资源的掠夺性开发和严重的环境污染问题。也就是说,中国电力(能源)价格是被长期低估的,由此伴随的是电力资源的浪费,而市场化改革的基本任务之一就是改变这种价格扭曲,因此长期来看,电力价格将会呈上升趋势。伴随着电力价格向合理水平的回归,电力需求也将向长期均衡水平过渡。因此,推动电力市场化改革将是实现电力高效集约利用的必然选择。同时,对外开放则能够从两个方面改变传统的用电用能模式:一方面,对外开放会通过学习效应和溢出效应来改变中国传统的以低成本为主的比较优势,转而在高技术含量、高附加值的国际竞争力过渡;另一方面,对外开放还会通过竞争效应来淘汰国内落后的产能和用电用能模式。因此,进一步提升中国的对外开放水平同样是实现电力高效集约利用的重要途径。也正是基于以上分析,本文认为,2015年开始的新一轮电力体制改革,以及2013年提出的“一带一路”战略构想均是推动电力实现高效集约利用发展模式的正确决策。在未来一段时间,电力体制改革应以改革独立输配电价为突破口,逐步理顺电力定价关系,推动电力市场化交易,切实推进售电侧改革。同时,要在“一带一路”建设中坚持“既要绿水青山,也要金山银山”的基本理念,以扩大绿色基础设施建设为突破口,推动国内产业升级和发展方式转变。总之,推动中国经济可持续和绿色化发展,必须坚定地依靠市场化改革和扩大对外开放。

同时,要注意到未来一段时间,特别是进入“十三五”时期以后,电力需求整体可能进入一个稳定的中低速增长时期,区域性电力需求将进入一个新分化时期。在这种背景下,区域电力需求特征的差异则给促进区域协调发展提供了许多重要启示。^①就城镇化而言,东部地区需要适度控制城镇化节奏,合理调控大城市规模,抑制“城市病”和用电用能浪费等问题;中、西部地区则需要在坚持新型城镇化方向的前提下,适度加快城镇化进程,以充分发挥城镇化在电力能源集约利用方面的优

^① 从实际估计结果看,城乡差距的参数也为负,不过由于城乡差距总的来说是呈缩小趋势的,为分析方便,本文从城乡差距缩小的角度进行解释,从而将参数视为正的。

势。结合全国和区域层面的实证结果,东部地区城镇化对电力需求的促进作用高于中、西部地区对电力需求的抑制作用,因此,提高中、西部城镇相对于东部的集聚能力应成为未来城镇化发展的侧重点。②就产业结构调整而言,中、西部在承接东部产业转移的同时,必须要注意当地的资源环境承载力,避免简单复制东部的原有发展模式。然而,如本文研究所揭示的,东部向中、西部的产业转移可能并未发挥出促进电力节约的效果,而很可能仅仅是传统生产方式的空间再调整,因此从全国层面看并未表现出明显的产业“升级”效果,这是值得警惕的。因此,本文主张中、西部地区的产业升级不能仅仅是承接,而应秉持承接与提升并重的理念,特别是对高耗能项目应有所取舍,避免中、西部地区成为东部淘汰的落后产能的归宿。③中、西部地区要进一步扩大内陆开放力度,特别是依托“一带一路”战略构想的落实,抓住国内及全球产业重新布局机遇,推动内陆贸易、投资、技术创新的协调发展,以对外开放来提高中、西部地区的生产率和能源利用效率。④就城乡差距而言,西部地区应大力落实精准扶贫工作以缩小城乡差距,正如本研究发现的,这不仅是经济发展的需要,也是有利于转变西部地区用电用能模式的积极推动力。

最后,电力需求的区域差异特征也为新一轮电力体制改革试点的选择与落地提供了一定参考价值。由于中部地区相对于东、西部地区而言的长期价格弹性较高,因此推进市场化的条件相对较好一些,比如结合已有基础,中部地区的湖北和安徽等省份均具备成为试点的条件。当然,受样本限制,现有结论尚难以支撑细致的省际分析,因此,进一步充分识别省际电力需求差异将是我们未来研究的重要方向。

[参考文献]

- [1]Cheng, Y. S., W. K. Wong, and C. K. Woo. How Much Have Electricity Shortages Hampered China's GDP Growth[J]. *Energy Policy*, 2013,(55):369-373.
- [2]林伯强. 结构变化、效率改进与能源需求预测[J]. *经济研究*, 2003,(5):57-65.
- [3]Shiu, A., and P. L. Lam. Electricity Consumption and Economic Growth in China [J]. *Energy Policy*, 2004,(32):47-54.
- [4]Yuan, J. H., C. H. Zhao, S. K. Yu, and Z. G. Hu. Electricity Consumption and Economic Growth in China: Cointegration and Co-feature Analysis[J]. *Energy Economics*, 2007,29(6):1179-1191.
- [5]Yuan, J. H., J. G. Kang, C. H. Zhao, and Z. G. Hu. Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from China at Both Aggregated and Disaggregated Levels[J]. *Energy Economics*, 2008,30(6):3077-3094.
- [6]李强,王洪川,胡鞍钢. 中国电力消费与经济增长——基于省际面板数据的因果分析[J]. *中国工业经济*, 2013,(9):19-30.
- [7]Cheung, K. Y., and E. Thomson. Electricity Consumption and Economic Growth in China: A Co-integration Analysis[J]. *Pacific and Asian Journal of Energy*, 2001,11(2):99-108.
- [8]刘生龙,高宇宁,胡鞍钢. 电力消费与中国经济增长[J]. *产业经济研究(双月刊)*, 2014,(3):71-80.
- [9]Lee, C. C., and C. P. Chang. Energy Consumption and Economic Growth in Asian Economies: A More Comprehensive Analysis Using Panel Data[J]. *Resource and Energy Economics*, 2008,(30):50-65.
- [10]何晓萍,刘希颖,林艳苹. 中国城市化进程中的电力需求预测[J]. *经济研究*, 2009,(1):118-130.
- [11]Houthakker, H. S., and L. D. Taylor. *Consumer Demand in the United States* [C]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1970.
- [12]Houthakker, H. S., P. K. Verleger, and D. P. Sheehan. Dynamic Demand Analysis for Gasoline and Residential Electricity[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1974,(56):412-418.
- [13]Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998,87(1):115-143.

- [14]Arellano, M., and S. Bond. Some Tests of Specication for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J]. *Review of Economic Studies*, 1991,(58):277–297.
- [15]Crafts, N. Quantifying the Contribution of Technological Change in Economic Growth in Different Eras: A Review of Evidence[R]. Department of Economic History, 2003.
- [16]Dubin, J. A., and D. L. McFadden. An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption[J]. *Econometrica*, 1984,52(2):345–362.
- [17]Houthakker, H. S. Residential Electricity Revisited[J]. *Energy Journal*, 1980,(1):29–41.
- [18]Hsiao, C., and K. Y. Tsui. Modelling Ontario Regional Electricity System Demand Using a Mixed Fixed and Random Coefficients Approach[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 1989,(19):565–587.
- [19]Paul, A., E. Myers, and K. Palmer. A Partial Adjustment Model of U.S. Electricity Demand by Region, Season, and Sector[R]. Resource for the Future Discussion Paper, 2009.
- [20]Filippini, M. Short and Long-run Time-of-Use Price Elasticities in Swiss Residential Electricity Demand[R]. CEPE Working Paper, 2010.
- [21]Alberini, A., and M. Filippini. Response of Residential Electricity Demand to Price: The Effect of Measurement Error[J]. *Energy Economics*, 2011,(33):889–895.
- [22]Blázquez L., N. Boogen, and M. Filippini. Residential Electricity Demand for Spain: New Empirical Evidence Using Aggregated Data[R]. CEPE Working Paper, 2012.
- [23]Romero-Jordán, D., P. d. Rífo, and C. Peñasco. Household Electricity Demand in Spanish Regions: Public Policy Implications[R]. IEB Working Papers, Barcelona Institute of Economics, 2014.
- [24]Solaymani, S., S. M. B. Najafi, F. Karl, and N. B. M. Satar. Aggregate and Regional Demand for Electricity in Malaysia[J]. *Journal of Energy in Southern Africa*, 2015,26(1):46–54.
- [25]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, 2007,(7):36–50.

China’s Electricity Demand Analysis Based on Dynamic Partial Adjustment Model——A Perspective from Special Characteristics of Electricity Demand

SHI Dan¹, FENG Yong-sheng²

(1. Institute of Industrial Economics CASS, Beijing 100836, China;
2. National Academy of Economic Strategy CASS, Beijing 100028, China)

Abstract: Demand analysis is the basic theoretical foundation for China’s electricity development and reform, but the special characteristics of electricity demand add the difficulty and complexity of demand analysis. Using the dynamic partial adjustment model, dynamic panel data technique, and the provincial data from 2003 to 2013, this paper investigates how the technical characteristics and economic structures effect national and regional electricity demand. It shows that ignoring the electricity specialties will result in the biases of identification and conclusions. Industrialization, urbanization, the growth of non-public economy, and the reduction of the urban-rural gap will drive electricity demand in the long term, while the electricity marketization and further opening-up will guide China’s economy towards sustainable and green development. The conclusions from national perspective and regional perspective differ, so the decisions about China’s electricity development and reform must take the regional heterogeneities. And the middle region provinces are relatively more suitable for becoming experimental markets for the new round of electricity institution reform.

Key Words: electricity demand; technical characteristics; economic structures; regional heterogeneity

JEL Classification: C33 Q41 Q43

[责任编辑:王燕梅]