



放松管制与纵向分拆对中国输配电企业效率的影响

——基于全要素生产率及其影响因素的研究

张雷¹ 郁义鸿²

(1. 浙江财经大学中国政府管制研究, 浙江 杭州 310000;

2. 复旦大学管理学院, 上海 200433)

内容提要: 2002 年中国电力产业“厂网分开”, 标志着以放松管制和纵向分拆为导向的电力市场化改革取得实质性突破。改革后, 发电环节渐渐形成竞争局面, 效率明显改进, 已为众多学者所证实, 但输配电环节仍然一体, 区域垄断, 其效率变化如何, 尚无定论。本文实证测度了中国千余家输配电公司 1999-2009 年的 TFP, 描述性统计发现 TFP 整体上呈下降趋势, 2002 年后, 下降趋势减缓, 但并未改变 TFP 负增长的状态。使用 2006-2009 年 30 个省、直辖市及自治区的销售电价、规模经济及所有权结构等因素与 TFP 回归, 结果进一步验证了电力产业放松管制与纵向分拆对输配电企业效率影响甚微, 同时, 也揭示改革之后, 政府对输配电企业管制无力。

关键词: 放松管制; 纵向分拆; 输配电企业; 全要素生产率

一、引言

如何激励电力企业改进生产效率一直是电力行业改革的核心问题。2002 年中国电力产业“厂网分开”, 标志着以放松管制和纵向分拆为导向的电力市场化改革取得实质性突破。改革后, 发电环节渐渐形成竞争局面, 效率明显改进, 已为众多学者所证实, 但输、配、售电(简称“输配电”)环节仍然一体, 区域垄断, 其效率变化如何, 尚无实证检验。不幸的是输配电环节正是继续深化电力市场化改革的重点, 2014 年 11 月初, 国家发展改革委下发《关于深圳市开展输配电价改革试点的通知》, 已明确地释放了进一步改革输配电环节的信号, 而已有的改革对输配电企业效率影响评估不足, 将使得进一步改革的推进程度和路径选择缺乏经验上的依据。为继续深化电力市场化改革, 明确改革推进的程度及其路径, 急需对输配电企业效率状态以及已有改革对其效率的影响, 做全面的评估。

中国电力市场化改革始于 1985 年, 当时为改变中国电力行业长期垂直一体化垄断所导致效率低下的局面, 同时缓解电力供不应求的矛盾, 政府放开发电侧的投资权, 从而吸引多种性质的资本进入, 以引入竞争。至 1997 年, 改革成效显著, 全国性的严重缺电局面基本得到缓解。由于电力供给渐至充裕, 2002 年, 国家开始以“厂网分开, 竞价上网”为指导方针, 进一步深化电力市场化改革。主要标志是国家电力公司的分拆, 打破了国家电力公司垂直一体化垄断的格局, 原纵向一体化结构转变为具有纵向关系的上、下游结构, 上游为发电市场, 且渐渐形成竞争的局面, 但下游输、配、售电仍为一体, 由于输电具有自然垄断的技术特征, 在中国分区域垄断经营, 使得输配电环节整体上表现为区域垄断状态。这样上游竞争、下游垄断的电力产业结构一直维持至今。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“多目标中国电力价格综合规制方案研究——基于价格形成机制与产业链绩效的视角”(批准号 71273061)。

作者简介: 张雷, 浙江财经大学中国政府管制研究院, 助理研究员; 郁义鸿, 复旦大学管理学院, 教授、博士生导师。



自然垄断的输配电企业是否如理论预期,效率低下,尤其是“厂网分开”后,电力产业结构的改变是否改变输配电企业的效率状态?目前尚无研究给予实证上的支持,相关的研究仅梁志宏等(2007)测度了1995-1997年中国八个省市自治区输配电的全要素生产率(Total Factor Productivity,简称“TFP”),但样本期间在2002年改革之前,并不会体现纵向分拆和放松规制的改革对输配电企业效率的影响,本文将实证测度了中国千余家输配电公司1999-2009年的TFP,并考察2002年改革所影响的主要因素对输配电企业TFP的影响。

虽然“厂网分开”后,输配电企业依然垄断,但产业结构发生了变化,最主要的是发电业务的剥离,使得发电与输配电之间由垂直一体时的管理成本转变为上、下游之间的交易成本,这样的结构转变极有可能影响输配电企业生产效率;其次,纵向分拆后,政府对输配电企业有直接的规制,包括限制其进入上游发电企业,但主要是对输配电价和销售电价^①的规制,由于输配一体,成本结构复杂,对输配电价的规制相对困难,对销售电价的规制就成了主要规制手段。除销售电价外,纵向分拆还影响了企业的规模和所有权结构。具体表现为国家电力公司被拆分为5家发电集团、2家电网以及4家辅业公司,两家电网即指国家电网和南方电网,并且国家电网公司下设华北、东北、华东、华中和西北5个区域电网有限责任公司或股份有限公司,并代管西藏电力公司。电网同时拥有输、配、售电及相关辅业业务,产权以国有为主,同时渐渐地也吸纳了极少量的合作资本。

而价格、规模及所有权结构均被认为是影响企业TFP的重要因素。价格影响企业的收益,而规模经济及所有权结构影响企业的成本,都直接或间接地影响着企业的利润。萨缪尔森(Samuelson, 1949)及诺德豪斯(Nordhaus, 1997)等学者认为,任何迫使企业降低成本的因素都可能影响企业的TFP,虽然企业具体的降低成本的方式很多,但都可以归结为技术进步、管理改进或规模经济。控制影响输配电企业TFP的其他因素,如技术进步、企业年龄等,重点考察纵向分拆所影响的主要因素——价格、规模及所有权结构对输配电企业TFP的影响,可以进一步验证已有改革在输配电企业环节所取得的成效,同时,为继续深化输配电改革提供经验上的指导。

后文的安排如下:第二部分将实际测度1999-2009年中国上千家输配电公司的TFP,并做描述性分析,揭示2002年改革前后,输配电企业TFP的变化;第三部分将进一步实证检验销售电价、企业规模和所有权结构对输配电企业TFP的影响;第四部分是结论。

二、输配电企业TFP测度

输配电企业TFP的测度是本文分析的基础。TFP的测度方法较多,Olley & Pakes(1996)提出的代理方法是其中利用生产函数测度TFP的方法中的一种,由于其解决了利用生产函数测度TFP中普遍存在的内生性问题,并且对任何形式的生产函数均适用,因此,正越来越地被学者所采用。后来学者Levinsohn & Petrin(2003)以及Akerberg(2007)等都对该方法作了改进。本文TFP测度模型是建立在Akerberg(2007)等模型的基础上,结合中国电力产业链特性做了相应地微调^②,使其更好地适用于中国电力产业链上输配电企业TFP的测度。

^① 本文销售电价并非指消费电价,当前消费电价为阶梯电价,而销售电价是指各省或直辖市配电公司销售均价。

^② 因为输配电企业中间投入数据不能获得,所以模型中依然和Olley和Pakes(1996)一样,采用固定资产投资代理生产效率,在实证数据处理中,剔除了不合理的投资数据,使得固定资产投资代理生产效率依然很合理。

(一) TFP 测度理论模型

由于柯布·道格拉斯 (Cobb-Douglas) 生产函数对生产性行业具有很好地适用性, 在大多数使用生产函数测度 TFP 的文献中, 均采用该生产函数形式, 因此, 假定输配电企业 i 在 t 时间的生产函数满足如下柯布·道格拉斯生产函数形式:

$$y_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

y_{it} 、 k_{it} 、 l_{it} 分别表示企业产出 Y_{it} 、资本 K_{it} 以及劳动 L_{it} 的对数。 ω_{it} 和 ϵ_{it} 是计量学者难以观测的, 二者的区别在于, ϵ_{it} 可以是企业在 t 期进行投入决策时未能观察或预测到的生产效率波动, 也可以是测量误差; 而 ω_{it} 表示生产效率, 企业在 t 期做投资决策时可以观察到, 因此 t 期投入可能与 ω_{it} 相关, 这也是内生性问题的根源。由于输配电企业中间投入数据不能获得, 而固定资产投资很少为 0, 因此, 依然选择用投资作为 ω_{it} 波动的代理, 假设投资与 ω_{it} 间存在如下函数关系:

$$i_{it} = f_t(\omega_{it}, k_{it}, l_{it}) \quad (2)$$

f 仅有下标 t , 表示投资成本随时间而变, 但是同一时间不同企业所面对的投资成本相同。2 式表明, 企业在观察到 k_{it} 、 l_{it} 及其自身的生产效率 ω_{it} 之后再决定投资规模。Olley & Pakes (1996) 认为投资 i_{it} 与 ω_{it} 具有单调关系, 即企业知道自己有更高的生产效率 ω_{it} , 便会选择更多的资本投入 i_{it} , ^① 因此, 式 2 可以写成反函数形式, 即

$$\omega_{it} = f_t^{-1}(i_{it}, k_{it}, l_{it})$$

将上式代入式 1, 得

$$y_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + f_t^{-1}(i_{it}, k_{it}, l_{it}) + \epsilon_{it} \quad (3)$$

将 f_t^{-1} 视为非参数项, 包括 Akerberg, Caves & Frazer 在内, 众多学者都采用二阶多项式来表示 f_t^{-1} , 回归式 3 得到组合项 ϕ_{it} 的估计。

$$\phi_{it}(i_{it}, k_{it}, l_{it}) = \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + f_t^{-1}(i_{it}, k_{it}, l_{it})$$

为了识别 β_k 和 β_l , 假设 ω_{it} 遵守一阶马可夫过程 (First-order Markov process), 于是有:

$$\omega_{it} = E[\omega_{it}|I_{it-1}] + \xi_{it} = E[\omega_{it}|\omega_{it-1}] + \xi_{it} \quad (4)$$

I_{it-1} 是企业在 $t-1$ 期的信息集, 一阶马可夫过程暗含着 $t-1$ 期及其之前的信息都已经反映在 I_{it-1} 之中, 因此 ω_{it} 的期望值仅仅依赖于 ω_{it-1} 。 ξ_{it} 一般认为是创新引发的生产效率变动。通过如下回归:

$$\widehat{\omega}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{\omega}_{it-1} + \gamma_2 \widehat{\omega}_{it-1}^2 + \xi_{it}$$

可以获得 $E[\omega_{it}|\omega_{it-1}]$ 的一致非参数近似值 $E[\widehat{\omega}_{it}|\widehat{\omega}_{it-1}]$ 。给定 β_k^* 、 β_l^* 以及 $E[\widehat{\omega}_{it}|\widehat{\omega}_{it-1}]$, 由 3 式和 4 式可得残差项

$$\widehat{\xi_{it} + \epsilon_{it}} = y_{it} - \beta_k^* k_{it} - \beta_l^* l_{it} - E[\widehat{\omega}_{it}|\widehat{\omega}_{it-1}]$$

资本 k_{it} 是动态投入, 并且与 $t-1$ 期的投资 i_{it-1} 及 k_{it-1} 相关, 满足 $k_{it} = f(k_{it-1}, i_{it-1})$, 因此, $k_{it} \in I_{it-1}$, 与 ξ_{it} 无关, 即 $E[\xi_{it}|k_{it}] = 0$, 自然, k_{it} 的一阶滞后项 $L.k_{it}$ 也与 ξ_{it} 无关, 即 $E[\xi_{it}|L.k_{it}] = 0$; 与资本不同, 劳动 l_{it} 决定于当期, 所以 $l_{it-1} \in I_{it-1}$, 即 $E[\xi_{it}|l_{it-1}] = 0$, 因而 l_{it-1} 的一阶滞后项 $L.l_{it-1}$ 也与 ξ_{it} 无关, 即 $E[\xi_{it}|L.l_{it-1}] = 0$ 。定义 $Z_{it} \equiv (k_{it}, L.k_{it}, l_{it-1}, L.l_{it-1})^T$, 依赖于这四个期望条件, 可以得到如下矩:

$$E[\xi_{it}(\beta_k, \beta_l)Z_{it}] = 0 \quad (5)$$

实证中用 GMM 的方法解决该问题, 因此, 由 5 式可知 $\hat{\beta}_k$ 和 $\hat{\beta}_l$ 为下式的解

$$\min_{(\beta_k^*, \beta_l^*)} \sum_h \left\{ \sum_t (\widehat{\xi_t + \epsilon_t}) Z_{ht} \right\}^2$$

^① 该假设对自然垄断的输配电企业依然适用, 因为自然垄断企业拥有递减的平均成本, 理论上规模可以无限大, 当生产效率提高时, 增加投资, 以扩大规模, 会使企业利润增加, 因而是理性的选择。

由式 1 可知

$$TFP = e^{\omega_{it}} = \exp(y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\epsilon}_{it})$$

(二) 输配电企业 TFP 测度

1. 数据说明

数据来源于《中国工业企业数据库》，选取其中的电力供应行业企业（国家标准行业分类代码：4420）时间跨度为 1999-2009 年的年度数据。初步筛选数据，删除无法人代码的企业，得到 18,435 条观察值。由于异常值的存在，进一步筛选数据：首先，删除工业总产值及固定资产小于 0 的观察值，因为这些数据极有可能包含统计误差；其次，删除职工人数少于 8 的观察值，一般认为这些企业缺乏可靠的会计系统，因而数据缺乏可信度；最后删除投资小于 0 的观察值以及内蒙古东部、内蒙古西部以及西藏自治区的输配电企业观察值^①，样本观察值减少到 12,268 条，样本中各年份包含的输配电企业个数见表 1。

表 1 输配电企业 TFP 测度样本中各年份包含的企业个数

年 份	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
企业个数	1030	1090	1013	1196	854	985	1196	1353	1341	1170	1040

除 2003 和 2004 年以外，样本中每年所包含的企业个数均在千家以上，大样本保证了在数据非平衡情况下，估计结果依然可靠。表 2 是输配电企业 TFP 测度模型中变量的描述统计。

表 2 输配电企业 TFP 测度模型中变量描述统计

变量	解释	均值	标准差	最小值	最大值
y_{it}	产出，等于工业总产值除以 PPI 的对数值	10.96	1.65	3.38	18.95
k_{it}	资本，等于固定资产除以 FPI 的对数值	11.06	1.62	2.87	18.88
l_{it}	劳动，即企业的职工人数的对数值	5.86	1.01	2.08	11.53
i_{it}	投资，永续盘存法计算后除 FPI 的对数值	9.21	1.99	0.57	17.87
PPI	电力工业出厂价格指数	1.12	0.08	1.00	1.24
FPI	固定资产投资价格指数	1.11	0.09	1.00	1.28

注： PPI 和 FPI 来源于《中国统计年鉴 2010》，作者以 1999 年为基期整理后获得。

产出和资本的单位为千元，劳动的单位是人。除劳动以外，各变量均使用相应的指数平减，并且，包括劳动在内，各变量均取对数值。标准差较小表明经过以上的数据筛选基本上剔除了极端异常值。

2. 输配电企业 TFP 测度结果

在估计生产函数时，一般假设同行业企业拥有相同的技术参数，即同行业中企业的中间投入产出弹性是相同的，如 Levinsohn & Petrin (2003)、Petrin (2004) 等以及 De Locker & Warzynski (2012) 等。虽然理论上，每个企业应该拥有自己的独立的技术参数，但是实证时，如果估计每个企业的技术参数，往往因为观察值太少，拟合效果很差，反而不如假设同行业企业拥有相同技术参数所获得结果真实，因此，本文也假设输配电企业拥有相同的生产函数技术参数。

根据 TFP 测度理论模型，我们估计了样本中每家输配电企业每年的 TFP，限于篇章，难以列出上千家企业 11 年的 TFP，因此，在表 3 中，给出样本中输配电企业的 TFP 描述性统计。表 3 显示：

①第一四分位数 $Q1$ 与最小值的差以及第三四分位数 $Q3$ 与最小值的差均比最大值与 $Q3$ 的差小得多，这表明大多数输配电企业都处在较低的生产效率区间；

^① 投资小于 0 意味着该企业会计数据极有可能失真；西藏自治区划归西北电网以及内蒙古东部划归华北电网的具体时间不明确，数据不连续，且归并后会计数据统计口径可能有所偏差，因而删除。



②此外，偏度均大于 0，表明大多数输配电企业的 TFP 都落在均值左侧，样本所包含的输配电企业整体 TFP 水平要低于平均值，因为一些极大值影响了均值，进一步表明大多数输配电企业都处在较低的生产效率状态，因此，中位数可能比均值更好地反映了样本内输配电企业整体的 TFP 状态；

③各年份及总体的峰度都大于 3，进一步表明绝大多数公司的 TFP 非常接近，且处在均值附近，结合偏度的分析，可断定样本内输配电企业的整体 TFP 水平在中位数和均值之间，而中位数及均值在 1999-2009 年期间整体上均略有下降，如图 1，说明 11 年间输配电企业 TFP 整体上不仅没有改进，反而有所下降。

表 3 输配电企业 TFP 描述性统计

年份	均值	标准差	最小值	Q1	中位数	Q3	最大值	偏度	峰度
1999	0.94	0.46	0.11	0.67	0.85	1.07	4.81	2.73	16.47
2000	0.91	0.46	0.15	0.63	0.81	1.05	5.34	3.26	23.73
2001	0.85	0.38	0.11	0.61	0.80	1.00	3.84	2.30	13.09
2002	0.88	0.41	0.12	0.65	0.81	1.03	5.36	2.99	22.42
2003	0.94	0.46	0.11	0.67	0.85	1.08	5.03	2.95	18.76
2004	0.79	0.27	0.13	0.62	0.73	0.90	2.36	1.48	7.70
2005	0.92	0.41	0.11	0.71	0.87	1.02	5.91	4.04	36.35
2006	0.90	0.40	0.11	0.69	0.83	1.03	4.70	3.43	27.47
2007	0.87	0.34	0.10	0.69	0.83	0.99	3.89	2.41	17.46
2008	0.87	0.35	0.08	0.68	0.81	0.97	3.79	2.33	15.00
2009	0.84	0.34	0.10	0.65	0.79	0.96	3.32	2.15	13.07
总体	0.88	0.40	0.08	0.66	0.82	1.01	5.91	3.05	23.17

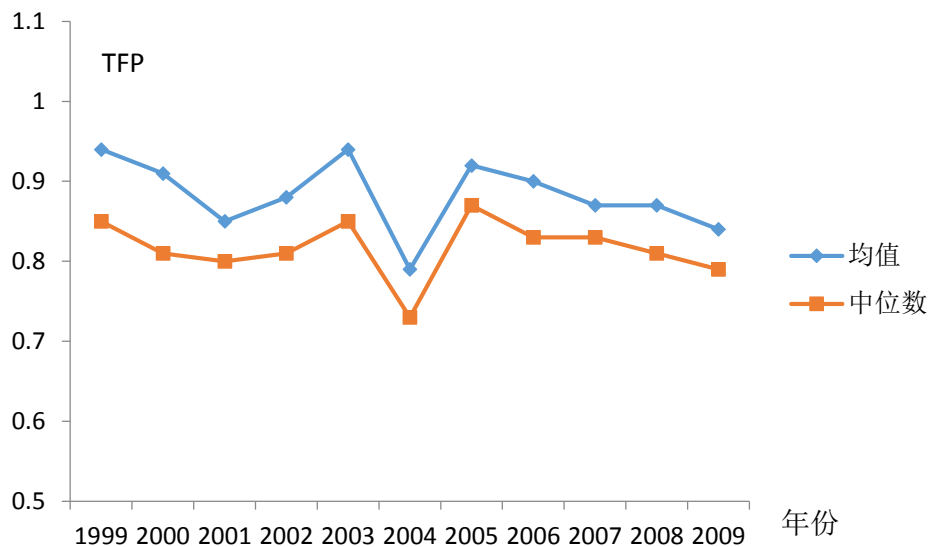


图 1：样本内输配电企业 TFP 均值与中位数趋势图

2002 年“厂网分开”后，2003-2005 年期间，输配电企业 TFP 波动较大，可能是因为国家电力公司的分拆或者发电业务并未剥离干净，引起统计数据较大误差所导致的。从 2005 年开始，TFP 表现出平稳下降的趋势，按中位数计算，2005-2009 年期间，TFP 平均年增长率为-2.4%；而“厂网分开”前，1999-2001 年，TFP 平均年增长率约为-3.0%。表明虽然“厂网分开”后，输配电企业 TFP 下降速度有所降低，但没有改变年均负增长率的状态。意味着 2002 年电力产业纵向分拆和放松改革的改革可能对输配电企业的效率改进产生影响，但没



有改变垄断企业的低效率状态。描述性分析直观上揭示了 2002 前后输配电企业的 TFP 变化,但并不足以说明变化一定是由改革所引起,因此,后文将通过改革所影响的关键因素与输配电企业的 TFP 之间实证分析,进一步检验描述性分析的结论。

三、实证检验

(一) 实证模型

2002 年中国电力行业放松规制与纵向分拆的市场化改革,针对输配电企业而言,主要影响了销售电价、企业规模以及所有权结构三个因素。销售电价影响输配电企业收益,企业规模和所有权结构均影响企业的成本,三个因素综合影响输配电企业的收益,均与企业 TFP 密切相关,实证分析这三个因素与输配电企业 TFP 的关系,可进一步检验 2002 年的改革是否影响了输配电企业的 TFP。此外,继续深化电力市场化改革也必将影响这三个因素,因此,实证检验它们与输配电企业 TFP 之间的关系,将为继续改革推进的程度及路径提供经验上的指导。

萨缪尔森 (Samuelson, 1949) 和诺德豪斯 (Nordhaus, 1997) 认为任何影响技术进步、管理改进和规模经济的因素都可能影响企业的 TFP,因此,本文的实证检验除考虑销售电价、规模及所有权结构三因素外,还将控制技术自然进步、输配电企业年龄和生产效率的代际效应^①,实证模型如下:

$$TFP_{it} = \alpha_i + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 state_{it} + Scale_Dummy + \sum \alpha_k X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

TFP_{it} 表示输配电企业 i 在时间 t 的 TFP, P_{it} 表示企业 i 在时间 t 所面对的销售电价, $state_{it}$ 为输配电企业 i 在时间 t 的所有权结构, $Scale_Dummy$ 为规模哑变量, α_i 为个体时期恒量 (Individual Time-invariant Variable), 即企业 i 的固定效应,反映了不同企业差异的影响。实证中,我们将同时作固定效应和随机效应回归,并通过豪斯曼 (Hausman) 检验确定合理的回归方法。此外 α_1 、 α_2 、 α_k ($k = 3, 4, \dots, K$) 为参数项, ε_{it} 为随机误差, $\sum \alpha_k X_{it}$ 为控制变量组合,有

$$\sum \alpha_k X_{it} = \alpha_3 age_{it} + \alpha_4 T + Period_Dummy$$

age_{it} 为输配电企业 i 在时间 t 的年龄, T 为技术自然进步变量, $Period_Dummy$ 为代际哑变量,代际哑变量体现了输配电企业生产效率的代际效应。

(二) 数据说明

TFP_{it} 是本文第二部分对我国输配电企业 TFP 的测度值, P_{it} 来源于 2006-2009 年各年的《电力监管年度报告》中省、直辖市和自治区的销售电价数据,需要说明的是 2006 年之前的省、直辖市和自治区的销售电价数据严重缺失,虽然这极大地限制了样本区间,但 2002 年之后中国电力产业改革一直处在停滞状态,电力产业结构没有实质性的变化,故而使用 2006-2009 年数据实证分析的结论依然具有良好的适用性和说服力。

表 4 为样本中所包含的省份。值得注意的是河北电网分为南北两块,河北电力公司管理河北南网,即石家庄、保定、沧州、邢台、邯郸、衡水 6 个供电公司,河北北网也叫京津唐电网,由华北电网公司代管。河北北部和南部销售电价并不相同,因而我们将其一分为二,与其他省份并存。

表 4

样本中销售电价选取省份

^① 代际效应见代际效应也称年轮效应 (cohort or vintage effect), 反映了不同时间点进入市场的企业之间所存在的差异,这种差异是企业在成立时就已经存在的固有差异。我国学者周黎安 (2007) 等利用中国制造业企业数据研究了 1998-2004 年间中国制造业企业的生产效率变动中的代际效应和年龄效应。



华北电网	华东电网	华中电网	东北电网	西北电网	南方电网
北京市	上海市	湖北省	辽宁省	陕西省	广东省
天津市	江苏省	湖南省	吉林省	甘肃省	广西壮族自治区
河北北	浙江省	河南省	黑龙江省	青海省	云南省
河北南	安徽省	江西省		宁夏回族自治区	贵州省
山西省	福建省	四川省		新疆维吾尔自治区	海南省
山东省		重庆市			

其他变量包括控制变量组合 $\sum \alpha_k X_{it}$ 中的变量数据均来自 2006-2009 年的《中国工业企业数据库》，所有权结构 $state_{it}$ 按企业登记注册类型代码划分，110 的国有企业、141 的国有联营企业、143 的国有与集体联营企业以及 151 的国有独资公司均划为国家所有权企业，其他类型则划归一类。需要说明的是，虽然电网基本上是南北两家，但是其旗下企业仍有其他性质所有权企业，切不可误以为所有输配电企业均为国有；企业规模 $Scale$ 按国家统计局上大中小型企业划分标准进行划分，如表 5 所示；年龄 age_{it} 为输配电企业观察年份与成立年份的差；技术自然进步变量 T 即为时间变量，众多学者都曾以时间代表企业技术自然进步的趋势，如 Nelson（1984），陶锋、郭建万和杨舜贤（2008）等，在无法度量技术自然进步趋势时，这样做法较为合理性；而代际 $Period$ 的划分标准则按中国电力改革阶段及重要历史事件时间划分，具体而言，新中国成立（1949 年）之前为第一个代际，1949 年到文革前（1966 年）为第二个代际，文革期间（1967-1976 年）为第三个代际，电力市场化改革之前（1976-1985 年）为第四个代际，市场化改革初见成效（1985 至 1996 年）为第五个代际，电力改革解决“政企合一”问题阶段（1996 至 2002 年）为第六个代际，从 2002 年开始“厂网分开，竞价上网”至 2009 年为第七个代际。企业规模 $Scale$ 和代际 $Period$ 在回归模型中均以哑变量的形式体现。

表 5 统计上大中小型企业划分标准

行业名称	指标名称	计算单位	大型	中型	小型
工业企业	从业人员数	人	2000 及以上	300-2000 以下	300 以下
	销售额	万元	30000 及以上	3000-30000 以下	3000 以下
	资产总额	万元	40000 及以上	4000-40000 以下	4000 以下

表 6 是实证模型中各变量的描述性统计，其中销售电价 P_{it} 是采用 PPI 平减后的数值，原销售电价单位为元每兆瓦时；所有权结构 $state_{it}$ 为 0-1 变量，1 表示国有企业，0 表示非国有企业；企业规模用 1、2、3 表示，1 为大型企业，2 表示中型企业，3 则表示小型企业；企业代际也为类型变量，分别用数字 1 至 7 表示第一代际至第七代际；此外，电力出厂价格指数 PPI 为省指标，来源于各省统计年鉴，笔者整理而得。观察 P_{it} 数据，最大值与最小值有较大的差距，因此，在不同的时间和不同省份，销售电价差异较大。

表 6 输配电企业 TFP 与销售电价关系模型中各变量描述性统计

变量	变量解释	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
TFP_{it}	输配电企业 TFP	4903	0.87	0.36	0.08	4.69
P_{it}	省销售电价除以 PPI	4903	425.88	83.97	289.27	681.38
age_{it}	输配电企业年龄	4903	27.33	18.26	1.00	105.00
$state_{it}$	输配电所有权结构	4903	0.80	0.40	0.00	1.00
T	时间变量	4903	2007	1.10	2006	2009
$Scale$	输配电企业规模	4903	1.85	0.57	1.00	3.00



Period	输配电企业代际	4903	4.26	1.77	1.00	7.00
PPI	电力出厂价格指数	4903	1.13	0.06	0.94	1.35

注：TFP 数据来源于本文第一部分输配电企业 TFP 测度数据；省销售电价数据来源于 2006-2009 年《电力监管年度报告》；PPI 数据来源于各省统计年鉴，为作者搜集整理而得；其他变量数据均来源于《中国工业企业数据库》。

（三）回归结果及分析

表 7 为各实变量之间的斯皮尔曼（Spearman）相关系数，仅 $state_{it}$ 和 age_{it} 之间的相关系数为 0.32，其他解释变量之间相关系数均不超过 0.3，且相关系数的 P 值均较低，无明显不显著的问题，表现出较低的相关关系，而 $state_{it}$ 实为 0-1 变量，也可认为是哑变量，而非实变量，因此，可以认为回归模型不存在共线性问题。此外，输配电企业 TFP 作为被解释变量与销售电价之间的相关系数仅 0.02，表现出较低的相关性，因而可以初步认为二者之间不存在相关关系；而 TFP_{it} 与年龄之间的相关系数为负，这表明输配电企业可能不存在“干中学”的行为，相反地由于固步自封或者管理臃肿等其他非效率行为使得 TFP 随年龄的增加而下降。

表 7 各实变量之间斯皮尔曼（Spearman）相关系数

	TFP_{it}	P_{it}	age_{it}	$state_{it}$	T
TFP_{it}	1.00				
P_{it}	0.02 (0.14)	1.00			
age_{it}	-0.19 (0.00)	-0.03 (0.05)	1.00		
$state_{it}$	-0.08 (0.00)	0.03 (0.07)	0.32 (0.00)	1.00	
T	-0.06 (0.00)	0.18 (0.00)	0.02 (0.16)	0.00 (0.08)	1.00

注：括号内为各相关关系的 P 值

依据式 6，对输配电企业 2006-2009 年年度 TFP 与销售电价分别采用固定效应和随机效应的方法进行回归，并进行霍斯曼（Hausman）检验，以确定那种方法估计回归方程更为合理，霍斯曼检验结果如表 8 所示，P 值为几乎为 0，因此，使用固定效应的方法更为合理。

表 8 回归模型霍斯曼检验

Hausman test	Ho: difference in coefficients not systematic
chi2(2) = 457.46	Prob>chi2 = 0.0000

表 9 给出了固定效应回归的结果，F 统计量非常显著，表明模型整体回归结果可信度非常高。销售电价 P_{it} 的系数近乎为零，且极不显著，这表明销售电价与输配电企业 TFP 之间确实不存在相关关系，说明政府规制的销售电价变动对输配电企业的 TFP 无影响，政府试图仅通过规制电价来刺激输配电企业改变自身的生产效率难以实现；规模效应对输配电企业的 TFP 无明显的影响，虽 $scale_2$ 的系数为负，表示大型企业比中型企业拥有较高的 TFP，但是其系数并不显著，而且 $scale_3$ 的系数为正且显著，这表示与大型企业相比，小型企业反而有较高的生产效率；产权结构 $state_{it}$ 的系数为正，且非常显著，表明在输配电企业中国有企业比非国有企业拥有更高的生产效率，因为 $state=1$ 表示国有企业，这也与以往众多文献中关于国有企业低效率状态的论断相背离，我们认为这可能是国有输配电企业拥有更多的特权，从而在更多的方面享受到非国有输配电企业无法享受到的便利，因此，才拥有较高的生产效率。

综上所述，一直为政府管制的销售电价对输配电企业的 TFP 并无影响，样本期间的价格管制或者说价格管制模式难以通过影响输配电企业利润促使其改进生产效率，继续深化电力行业市场化改革，必须改变当前的销售电价规制模式；小型企业比大型企业拥有较高的生产效率，这表明 2002 年纵向分拆确实对输配电企业效率产生促进作用，输配电企业的规模并非越大越好，早期电力产业纵向一体化时，规模过大，反而降低了生产效率；此外，纵向



分拆和放松管制引起输配电企业产权变动，也影响了输配电企业的 TFP。规模和所有权结构的改变使得 2002 年改革之后输配电企业生产效率有所提升，进一步验证本文第二部对输配电企业 TFP 在 2002 年前后走势变化的描述性分析。

控制变量与输配电企业 TFP 的关系，也提供一些有用的信息。输配电企业年龄的系数近乎为零，且极不显著，表明年龄并不影响输配电企业的生产效率，输配电企业无“干中学”特征，极有可能是输配电企业一直处在垄断地位，本身就有足够的利润空间，从而导致其固步自封或者管理渐渐臃肿等其他非效率行为的出现，丧失学习能力；输配电企业技术自然增长趋势为负，且非常显著，可能是我们选取的样本时间不够长，没有体现技术自然增长的特征，也可能是当输电企业没有外在压力或者能够转移外在压力的情况下是不会选择改进技术以得高 TFP，或者是一些拥有较高生产技术的输配电企业在我们样本所选时间段内退出了该市场。考虑输配电企业的垄断特征，第二情况最具可能性；此外，而输配电企业的代际效应，从各代际哑变量系数数值（表中未列出）上看，表现为先升后降，但仅第三和第六代际哑变量系数显著，这与输配电企业样本期间无技术自然增长相一致，表明输配电企业技术自然增长区间长。

表 9

回归结果

	TFP_{it}
P_{it}	0.0000486 (0.28)
$state_{it}$	0.0465*** (2.65)
$scale_2$	-0.00445 (-0.31)
$scale_3$	0.0300* (1.27)
age_{it}	0.000448 (0.28)
T	-0.0117*** (-3.56)
$constant$	24.27*** (3.75)
$F-test$	Prob > F = 0.0000

注：括号中是 t 统计量；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；规模哑变量的基变量是 $scale=1$ ，即大型规模；代际哑变量表中未列出，系数均为正，但仅第三和第六代际哑变量系数显著，其基变量为 $period=1$ ，即建国之前年代为基变量。

四、结论

本文实证检验了 2002 年中国电力产业放松管制和纵向分拆的市场化改革对输配电企业生产效率的影响。使用千余家输配电企业 1999-2009 年的生产数据测度其年度 TFP，发现 TFP 整体上呈下降趋势，2002 年“厂网分开”后，下降趋势有所减缓，但并没有改变年均 TFP 负增长的状态。描述性分析表明 2002 年放松管制和纵向分拆的市场化改革并未改变输配电企业低效率的状态，尽管改革后，垄断的输配电企业仍受到政府的规制，但实证测度显示输配电企业 TFP 呈下降趋势，意味着效率导向的规制可能无效化。

进一步实证检验 2002 年放松管制和纵向分拆影响的主要因素——销售电价、企业规模



和所有权结构对输配电企业 TFP 的影响,发现受纵向分拆而带来的企业模型减小确实促进输配电企业生产效率的提升,而改革所引发的企业所有权变动也影响了输配电企业的生产效率,尽管与理论预期不一致,但经验上确实如此。然而,值得重点关注的是受政府规制的销售电价对输配电企业 TFP 无影响,市场经济中最重要的资源效率配置工具,在这里没有体现任何作用。这些影响因素与 TFP 的实证分析不仅进一步验证了 TFP 描述性分析的结论,也为继续深化电力市场化改革提供了推进程度和路径上的指引,即进一步的市场化改革应当有意识地关注销售电价的改革,当前的价格规制模式必须有所改变;同时,输配电企业规制应适度,早期纵向一体化时规模过大,反而抑制了企业生产效率的提升;此外,输配电企业产权结构也必须审慎对待,结合输配电企业缺乏“干中学”,且长时间内无技术自然进步的现状,引入竞争在非必须自然垄断环节有其必要性。

继续深化电力市场化改革,打破输配电企业的垄断可能是较好的解决方式,当前输配电企业自然垄断性质为“厂网分开”的遗留问题,输电作为电力供应的核心基础设施,加上自身的技术特性,在多数国家都作为自然垄断企业,而配电实质上不具有自然垄断的特性,在我国当前与电网一体,因而披上自然垄断的外形。

事实上,许多国家电力改革已形成呈输电和配电分离格局。例如英国英格兰和威尔士地区,上世纪 90 年代以前电力行业由中央发电局(包括发电和输电)和 12 家地区供电局构成,改革后形成了发电、输电、配电分环节设立公司的局面;在北欧、北美一些国家和地区,传统上存在市政供电企业负责本地区供电,改革后这些公司自然而然成为独立的配电公司,与输电公司独立。虽然中国有自己独立的国情,但若坚持市场化改革,彻底改变输配电企业低效率的状态,“输配分离”势在必行。

主要参考文献

- [1] 国家电力监管委员会. 电力监管年度报告[R]. 中国: 国家电力监管委员会, 2006-2009.
- [2] 梁志宏, 孙耀唯, 杨昆. 基于数据包络分析及 Malmquist 指标法的供电价格激励监管模型研究[J]. 中国电机工程学报, 2008, 27(34): 84-89.
- [3] 陶锋, 郭建万, 杨舜贤. 电力体制转型期发电行业的技术效率及其影响因素[J]. 中国工业经济, 2008 (1): 68-76.
- [4] 周黎安, 张维迎, 顾全林, 汪淼军. 企业生产率的代际效应和年龄效应[J]. 经济学 (季刊), 2007, 6(4): 1297-1318.
- [5] Akerberg D, Caves K, Frazer G. 2007. Structural identification of production functions[J]. mimeo, UCLA.
- [6] De Loecker J, Warzynski F. 2012. Markups and firm-level export status[J]. *American Economic Review*, Forthcoming.
- [7] Levinsohn J, Petrin A. 2003. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- [8] Nelson R A. 1984. Regulation, capital vintage, and technical change in the electric utility industry[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 66(1): 59-69.
- [9] Nordhaus W D. 1997. Traditional Productivity Estimates are Asleep at the (Technological) Switch[J]. *The Economic Journal*, 107(444): 1548-1559.
- [10] Olley S G, Pakes A. 1996. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 64 (6): 1263-1297.
- [11] Petrin A, Poi B P, Levinsohn J. 2004. Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *The Stata Journal*, 4(2): 113-123.
- [12] Samuelson, P A. 1949. Market Mechanisms and Maximization[M]. *The RAND Corporation*.