

电价市场化改革与市场势力*

——基于成本传导率视角的经验证据

宋 枫 兰梓艺 郭伯威 崔 健

摘要:深化能源管理体制改是构建高水平社会主义市场经济体制的重要内容。本文从成本传导率视角切入,评估自2015年新一轮电力市场改革以来价格市场化形成机制与竞争性市场的建设成效。首先,构建电力市场成本—价格传导的理论分析框架,考察电力市场成本传导率如何受到市场竞争程度、需求价格弹性和边际成本弹性等因素的影响;然后,利用广东省电力市场小时级别的高频市场出清数据和发电机组微观数据,量化估计成本传导率。研究发现,电力价格能够显著地传导发电成本,成本传导率约为55.7%,经过一系列稳健性检验后上述结论依然成立。这一结果表明,电力市场化价格形成机制已经初步建立,能够实现成本有效传导,但市场结构更偏向非竞争性。分成本类型看,电力价格能够显著传导燃料成本,传导率达到54.8%;尽管对碳排放成本的传导率也达到42.9%,但统计上并不显著。进一步分析发现,在市场竞争程度更高、需求价格弹性更小、边际成本弹性更低的时段,成本传导率更高。本研究对于完善电力市场建设、推动电碳协同发展、提升电力行业监管效能、加快构建新型电力系统具有重要的政策启示。

关键词:成本传导 电力市场 市场势力 价格市场化

一、引言

习近平总书记在党的二十大报告中强调要“健全资源环境要素市场化配置体系”^①。党的二十届三中全会通过《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》,提出“完善主要由市场供求关系决定要素价格机制”,强调推进水、能源、交通等领域价格改革,建立全国统一电力市场。价格机制是市场机制的核心,市场决定价格是市场在资源配置中起决定性作用的关键^②。推进要素资源价格市场化改革,是构建高水平社会主义市场经济体制的重要内容,也是推动经济高质量发展的重要着力点(付敏杰、张平,2022)。电力是关系国计民生的基础产业,长期以来电力资源配置方式以计划为主,是全面深化改革的重点领域。2015年3月,中共中央、国务院印发《关于进一步深化电力体制改革的若干意见》(中发〔2015〕9号),开启了新一轮电力体制改革。此次改革以“管住中间、放开两头”为总体思路,力图在自然垄断环节建立科学监管机制,在可竞争性环节建立市场化机制。2022年1月,国家发展改革委、国家能源局印发《关于加快建设全国统一电力市场体系的指导意见》(发改体改〔2022〕118号),强调“健全统一电力市场体系的交易机制”,进一步完善电力价格形成机制。

合理的价格形成机制对于保障电力安全可靠、推动清洁低碳转型、促进市场高效竞争具有重要意义。第一,电力价格需要反映成本变动与供需变化,解决“市场煤”与“计划电”的上下游价格结构性矛盾,更好地提供投资与生产信号以平滑周期性供给波动。长期以来,电力价格以政府定价为主,无法及时反映发电燃料成本变化,影响电力供给安全与效率(刘希颖、林伯强,2013)。如2021年较大范围的停电限电原因之一是高企的煤炭价格无法顺畅传导,电力企业生产与投资意愿下降^③。因此,亟需推动电价市场化改革以理顺煤电价格关系。

第二,电力价格需要反映碳排放外部性成本,并传导到终端用户以支撑“碳达峰、碳中和”(以下简称“双

收稿时间:2024-9-13;反馈外审意见时间:2024-11-26、2025-1-2;拟录用时间:2025-6-24。

*本研究得到研究阐释党的二十届三中全会精神国家社会科学基金重大专项(基金号:24ZDA098)、国家自然科学基金项目(基金号:72203218)、中国石油大学(北京)科研基金(基金号:2462024SZBH006)的资助。崔健为本文通讯作者。

碳”目标)的实现。碳市场是实现“双碳”目标的重要政策工具,全国碳排放权交易市场(以下简称“碳市场”)覆盖的电力行业碳排放占全国碳排放总量的40%以上^④。若电力价格无法体现碳排放成本,碳市场则无法对电力行业产生有效的减排约束。因此,必须协同推进碳交易机制建设和电价市场化改革,才能充分发挥碳市场价格信号的减排指引功能(张希良等,2021;林伯强,2022)。

第三,电力价格需要在竞争性环境下形成,减少市场势力的影响。电力行业具有独特的经济技术特征,由于发电侧市场集中度较高、短期内产能面临上限约束、电力需求缺乏价格弹性等原因,电力市场的正常运行容易受到市场势力的影响,损害市场配置效率,削弱消费者的福利水平(范英、衣博文,2021;郑新业等,2022)。推进电价市场化改革需要考虑配套相应的市场势力识别和监管机制,确保电力市场健康平稳运行。

本文旨在评估自2015年新一轮电力市场化改革以来价格市场化形成机制与竞争性市场的建设成效。从成本传导的视角切入,考察以下关键问题:2015年以来的新一轮电力市场化改革已经10年,是否建立起了“能跌能涨”的市场化价格形成机制?^⑤电价能否充分反映燃料成本和碳排放成本的变动?成本传导率受到哪些因素影响?电价是否在充分竞争的市场环境中形成?回答这些问题不仅有助于评估电价市场化改革的成效,还为进一步深化价格机制改革和推动电力高质量发展提供决策支持。

本文首先基于电力行业的经济技术特征,结合现有文献对成本传导率的理论分析,构建了电力市场成本传导率的分析框架。具体而言,本文探讨市场竞争程度、需求价格弹性和边际成本弹性等因素对成本传导率的影响,并提出相关命题。接着,利用广东省电力现货市场小时级出清数据和电厂微观数据,基于全电量调度出清模型构建电力市场边际成本曲线,识别各出清时段的边际机组及其发电成本。在此基础上,采用工具变量方法实证估计电力市场的成本传导率,并对结果进行讨论。最后,进一步分析各因素对成本传导率的影响,对提出的理论命题进行实证检验。

研究结果发现,电力价格能够显著地传导发电成本,成本传导率约为55.7%,并在不同的模型设定中保持稳健。这一结果表明,电价市场化改革基本建立起了市场化的价格形成机制,有效地为市场主体传递了反映供需变化的价格信号。分成本类型看,电力价格能够显著传导燃料成本,传导率达到54.8%;尽管对碳排放成本的传导率也达到42.9%,但统计上不显著。结合理论模型,传导率接近50%意味着市场结构更偏向非竞争性,表明当前的电力市场建设与理想的竞争性市场仍存在一定差距。进一步分析发现,成本传导率受到市场竞争程度、需求价格弹性和边际成本弹性的影响。在市场竞争程度更高、需求弹性更小、边际成本弹性更低的时段,成本传导率提高,验证了本文的主要命题。本文为评估中国电价市场化改革的进展提供了新的经验证据,在要素市场改革持续推进的新形势下,研究结果对于深化电力体制改革、推动电碳协同发展、促进市场高效竞争、构建新型电力系统具有重要启示。

与本文研究密切相关的文献主要有以下3类。第一类文献聚焦电力市场化改革的成效与影响评估。自20世纪80年代以来,各国陆续推进电力行业市场化改革,相关文献对其成效进行了深入分析。一个共识是市场化改革对降低发电成本及电价(乔斯科,2006;法布里齐奥等,2007)、提高配置及生产效率(博伦斯坦、布什内尔,2015)以及改善社会福利(曼苏尔,2008)具有积极意义。党的十八大以来,党中央多次对能源领域尤其是电力体制改革做出部署。2015年以来的新一轮电力市场化改革取得了突破性进展,对中国电力市场化改革进行评估的文献也逐渐增加。波利特(2021)结合国际经验和中国实际,提出了中国电力市场化改革的评估框架。郑等(2021)通过比较2015年改革前后的价格变化,发现改革显著降低了上网电价及零售电价。然而,该分析仅限于改革实施后的前3年,并未关注2017年以来的电力现货市场建设。宋枫等(2023)运用情景模拟方法,考察了中长期交易和全电量现货交易的市场机制带来的福利改善和分配效果,但其分析是基于现有系统的成本模拟,未能对实际改革效果进行评估。刘等(2022)则利用广东省现货市场的实际数据评估了市场有效性,但仅使用了第四轮和第五轮试运行期间共两个月的数据,样本时间跨度较短,且缺乏对市场价格机制的深入探讨。

第二类相关文献重点考察能源环境行业的成本传导率。成本传导是产业经济学领域长期以来的重要研

究问题,对于价格歧视、兼并重组和卡特尔等的福利分析至关重要(米勒等,2017;格纳科斯、帕列罗,2022;加洛韦、李,2023)。作为反映上下游市场互动关系的重要工具,成本传导率在能源环境领域有着广泛应用(褚等,2017;李、斯托克,2019;米勒格、斯威尼,2022)。近年来,碳排放成本的传导成为学术热点,传导率的大小直接关系到碳配额发放方式、碳税等政策制定。加纳帕蒂等(2020)发现美国制造业中能源成本并未完全传导到消费者,且行业之间存在显著的差异,表明传统的完全传导假设过于强烈,为不同行业间的碳税差异化政策设计提供了参考。法布拉、雷关特(2014)和辛特曼(2016)发现,西班牙和德国电力市场中边际碳排放成本的传导率几乎达到100%,发电企业面临的碳排放成本能够几乎完全传导至终端消费者,为欧盟减少免费碳配额分配提供了证据支持。

第三类相关文献侧重于识别和分析电力行业的市场势力。市场势力是经济学研究的经典问题之一,其形成与市场结构和行业的经济技术特征高度相关。由于市场集中度高、短期内产能有限、需求缺乏弹性等原因,市场势力问题在电力行业中表现得尤为突出,长期以来是国内外电力市场改革研究关注的核心问题之一(乔斯科、卡恩,2002;叶泽,2004;普勒,2007;冯永晟,2016;冯永晟、刘自敏,2016;霍尔塔奇苏等,2019;梅卡达尔,2022)。国外大量研究通过定量方法评估企业策略行为,以识别和分析电力行业中的潜在市场势力(沃尔弗拉姆,1999;博伦斯坦等,2002;沃拉克,2003a;威廉斯等,2009;坦格罗斯、毛里岑,2018)。然而,这种方法依赖于微观数据和模型假设。近年来,不少研究开始利用成本传导率来检验市场势力(普勒斯、本特姆,2019;金,2022;格纳科斯、帕列罗,2022)。市场势力是决定成本传导率的重要因素,也是导致不完全传导的原因之一(纳卡穆拉、热罗姆,2010;奥尔、舍恩勒,2016;拉德、布什内尔,2019)。相比传统方法,成本传导率能够直接反映成本冲击如何传导到市场价格上,一定程度上可以直观地揭示企业行使市场势力的策略行为,为识别和评估市场势力提供重要依据。通过审慎检验并排除其他竞争性解释,成本传导率可以作为判断市场势力的可靠工具。

在现有研究的基础上,本文也力图做出新的拓展与发现。2015年电力市场改革已经10年,限于数据可得性,针对本轮改革的经济学研究更多集中在进展综述、理论分析和事前模拟(郑新业等,2022;冯永晟,2022;宋枫等,2023),基于高频微观数据的事后量化评估研究较为有限。得益于小时层面的高频出清数据,以及机组层面的微观数据,本文实证估计了电力市场的成本传导率。在此基础上,本文从电价市场化形成机制的视角,评估电力市场化改革成效、总结经验、提供深化改革建议,为中国电力行业改革提供新证据与新发现。

第一,碳—电价格传导率既是近年来的新兴研究热点,也对于中国碳市场设计具有重要的政策意义。目前中国成本传导率研究重点考察利率、汇率和关税等宏观经济变量的传导机制,对能源价格传导的研究相对有限。仅有少量文献考察了碳价—电价传导效应,如李兴等(2022)采用年度数据估计了碳价对工业电价与居民电价的传导效应。本文在小时层面识别并估计了碳排放成本对电力价格的传导效应与机制,既为碳—电市场协同相关研究提供了新的微观量化证据,也为下一步碳市场设计提供了参数依据和方法支撑。

第二,国内研究对于电力行业市场势力的估计,仍停留在使用市场份额和赫芬达尔-赫希曼指数(即HHI指数)等结构指标进行描述性分析(叶泽,2004;李昂、高瑞泽,2014;郑新业等,2016)。在前人研究基础上,本文建立严谨的理论分析框架,将电力行业的实时平衡、容量约束等诸多较强的经济技术特征纳入模型设定,进而基于小时级的出清数据,利用成本传导率对市场势力进行事后评估。这不仅有助于填补利用事后方法识别市场势力的研究缺口,而且对优化市场势力的识别和监管具有直接的政策启示。

余文结构安排如下:第二部分介绍本文的制度背景;第三部分提出理论模型,分析成本传导率的决定机制并提出研究命题;第四部分为研究设计,介绍本文的数据来源、成本识别方法和实证策略;第五部分列示并分析主要实证结果,并进行稳健性检验;第六部分是进一步分析,对研究命题进行检验;最后是结论与政策启示。

二、制度背景

电力行业作为重要的能源部门,一直在探索价格市场化改革。2002年《国务院关于印发电力体制改革方案的通知》(国发[2002]5号)出台,中国进行了第一轮电力体制改革,打破了电力行业的纵向一体化,为在竞

争性的发售电环节引入市场定价机制创造了条件。2004年,国家发展改革委《关于建立煤电价格联动机制的意见的通知》(发改价格[2004]2909号)出台,采用标杆电价结合煤电联动的定价机制,意味着电力价格能够在一定程度上反映燃料成本的变化。但是,煤电价格联动仍以政府定价为主,并没有真正实现由市场定价,因此电价调整往往滞后于成本变化,难以及时准确地传递发电成本信号。如图1所示,在2006~2014年间,煤炭价格波动巨大,但各地区燃煤机组的上网电价调整缓慢滞后,无法及时充分地传递煤炭价格波动性。

2015年《中共中央 国务院关于进一步深化电力体制改革的若干意见》(中发[2015]9号)出台,标志着中国开始了新一轮的电力体制改革,目标是加快构建有效竞争的市场结构和市场体系,发挥市场在电力资源配置中的决定性作用,形成能够反映市场供需变化的电力价格信号。随着改革的持续推进,电力市场体系不断完善,市场规模逐年扩大,市场化交易电量从2015年的7221.4亿千瓦时增长到2023年的56679.4亿千瓦时,占全国总用电量的61.4%。同时,市场化电价机制逐步完善,2021年《国家发展改革委关于进一步深化燃煤发电上网电价市场化改革的通知》(发改价格[2021]1439号)出台,推进燃煤发电机组全部进入电力市场,并扩大了电力市场交易价格管理的上下限,试图进一步释放电力价格的成本传导作用。

电力现货市场是现代电力市场体系的基础性核心部分,能够通过实时价格反映市场供需变化,有效及时地传递市场的价格信号(博伦斯坦、布什内尔,2015)^⑥。相比于电力中长期市场,电力现货市场交易的时间颗粒度更小、出清频率更高,通常以小时或分钟为单位(每30分钟或15分钟)。市场模式是现货市场设计的核心内容之一,主要分为集中式和分散式两种。目前,各省份电力现货市场设计主要采用类似的集中式市场模式^⑦,其主要特点是电力交易通过集中的交易平台进行,通过竞争形成分时市场出清价格。以现货交易的主要形式——日前市场为例,发电企业在市场上对次日的各出清时段分别申报自身的发电量与报价,形成斜向上的报价曲线,电力用户则申报对应时段的预期电力需求。电力交易中心将发电侧的报价曲线按由低到高的顺序加总得到各时段的市场总供给曲线,将用户的需求曲线加总得到对应时段的市场总需求曲线。供需曲线的交点确定了该时段的市场出清结果,市场出清价格由边际出清机组的报价决定,其发电成本即为市场的边际成本^⑧。在这一机制设计下,现货市场能够充分及时地传递市场供需状况,发挥价格信号作用。截至2025年3月,山西省、广东省、山东省、甘肃省、蒙西经济区等5个首批电力现货试点地区已转入正式运行。因此,本文重点关注电力现货市场,考察成本传导机制是否畅通,进而评估电价市场化改革的有效性。

竞争性是市场有效发挥作用的先决条件,电力行业往往呈现高市场集中度的特征。在中国的电力行业中,发电侧国有企业和地方性龙头企业拥有较高的份额,可能为市场中企业行使潜在市场势力提供了前提条件。2022年,电力行业“五大发电集团”的合计发电量超3.8万亿千瓦时,占全国总发电量比重超过40%^⑨。在高集中度的行业结构下,推行电价市场化改革面临着潜在市场势力的冲击,影响竞争性电力价格的形成,导致潜在的配置效率损失。因此,本文后续将结合理论分析,从成本传导率的角度量化识别市场势力。

广东省是电力现货市场建设最具代表性的省份之一,具有很好的研究启发性和行业典型性。第一,广东省作为中国最大的省级经济体和电力消费省份之一,在电力市场建设的探索和实践方面一直走在前列。作为第一批电力现货市场建设试点,广东省电力现货市场于2021年11月启动连续结算试运行,并于2023年12月转入正式运行,是国内首批转入正式运行的电力现货市场,其在市场化改革过程中具有代表性、前瞻性特征,可为其他省份的市场建设提供有益经验。第二,从市场模式看,广东省电力现

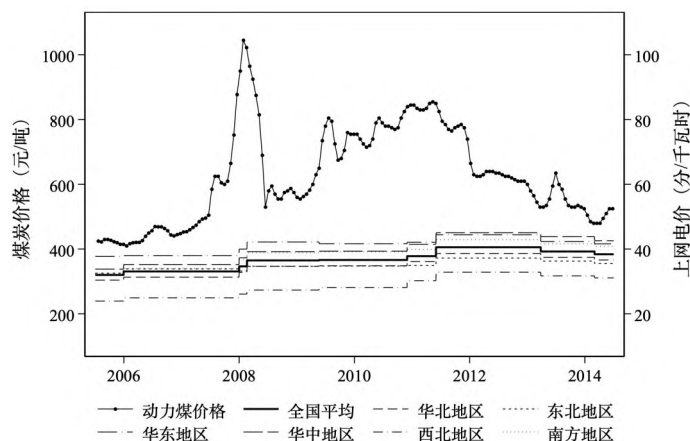


图1 动力煤价格与燃煤机组上网电价

资料来源:煤炭价格以5500大卡动力煤(秦皇岛港)平仓价为例,数据来自秦皇岛煤炭网;燃煤机组上网电价分别展示全国及六大区域平均值,数据整理自发改委公开信息。

货市场也是集中式市场模式的重要代表。参与市场的发电机组申报其报价信息,售电公司和批发用户申报其用电需求曲线,市场运营机构组织集中出清。第三,从市场结构看,广东省电力市场也同样呈现出明显的高集中度特征。2023年,在发电集团层面测算的广东省发电侧HHI指数的平均值为1156,市场结构属于寡占型^⑩。上述典型特征使得针对广东省电力现货市场的研究结论,对其余省份成本传导行为和市场势力识别均具有一定的解释力。综合来看,广东省在电力市场建设方面具有代表性和典型性。本文以广东省电力现货市场为研究对象,具有较强的研究价值和借鉴意义,不仅可以为其他省份深入推进电价市场化改革提供实践经验,同时,为评估市场势力,判断市场竞争程度,进而完善市场监管机制设计提供重要参考。

三、理论分析框架

成本传导率是经济学的核心问题之一,已有文献对成本传导率及其影响因素构建了一般性的理论分析框架(韦尔、法宾格,2013;里茨,2024)。但在现实中,由于不同行业的市场竞争结构、需求函数特征、供给技术特点等具有明显差异,有必要在一般性理论框架下,结合具体行业特征对模型进行针对性拓展。本文根据电力行业的经济生产特征,设定贴合行业特征的成本与需求函数,分析成本传导率的决定机制,提炼形成本文的主要命题,为后文实证分析提供理论支持,具体设定如下。

(一)模型设定

1.发电企业

假设电力市场上存在 n 家相同的策略性发电企业进行古诺竞争^⑪。代表性企业 i 的发电成本为 $C(q_i;K)$,边际发电成本为 $c(q_i;K)=C'(q_i;K)$,其中 q_i 是发电量, K 是机组装机容量,发电量受容量约束, $q_i \in [0, K]$ 。边际成本对发电量的弹性(以下简称边际成本弹性)为 $\eta^s \equiv c'(q_i;K)q_i/c(q_i;K)$,体现边际发电成本随产量变化的敏感程度。进一步地,本文假设边际发电成本函数递增,且边际成本弹性较小(鲍尔迪克等,2004;比格、赫萨姆扎德,2014)^⑫。

2.电力需求

参考相关文献(布什内尔,2007;乔斯科、梯若尔,2007;吕魁等,2012),本文假设电力市场具有线性的逆需求函数,形式为 $p(Q)$ ^⑬。需求价格弹性为 $\varepsilon^D \equiv -p(Q)/(Qp'(Q))$,反映消费者电力需求对电价变动的反应程度。其中, Q 表示电力行业中参与市场交易的剩余需求,发电企业在市场上针对此需求进行古诺博弈竞争(博伦斯坦等,1999;沃拉克,2003a;霍尔塔奇苏、普勒,2008)^⑭。在当前的储能技术条件下,短期电力生产仍需满足实时的供需平衡,因此 $Q = \sum q_i$ 。

3.市场结构

参考已有文献的思路(雷震、彭欢,2009;王强等,2014),本文采用新实证产业组织中的推测变分方法,刻画不同竞争程度的市场结构。推测变分作为动态相互作用过程的静态表现形式,能够涵盖从完全竞争到完全垄断的所有市场结构,其不同取值对应着不同市场竞争程度。本文定义衡量电力行业市场结构的参数 θ 为:

$$dQ = \theta(dq_i) \quad (1)$$

其中, θ 的值越大表示市场竞争程度越低。 $\theta=0$ 时为完全竞争市场,发电企业的产量变化不会影响市场的总体产量; $\theta=n$ 时为完全垄断市场; $\theta \in (0, n)$ 时为垄断竞争市场($\theta=1$ 时为纳什均衡,此时对应古诺均衡)。

(二)成本传导率

为多生产一单位电量,发电企业需要使用化石燃料作为投入,并为在发电过程中排放的二氧化碳购买碳配额,二者价格变动对边际发电成本造成冲击。为简化分析,本文假设不存在除燃料价格或碳价变动以外的边际成本冲击。假设企业面临的边际成本变动为 ζ ,企业的边际发电成本可表示为 $c(q_i;K)=C'(q_i;K)+\zeta$,此时 $\partial c(q_i;K)/\partial \zeta=1$ 意味着外生成本冲击将完全体现在边际发电成本中。

假设发电企业 i 在电力现货市场中进行古诺竞争,利润最大化问题可以表示为:

$$\max_{q_i} p(Q)q_i - C(q_i; K) \quad (2)$$

发电企业*i*最优发电量的一阶条件为:

$$p(Q) + \theta q_i p'(Q) - c(q_i; K) = 0 \quad (3)$$

考虑对称均衡($q_i^*=q^*$)与供需平衡约束,一阶条件可改写为:

$$\Omega(Q; \theta^s, \zeta) \equiv p(Q) + \theta^s Q p'(Q) - c(Q/n; K) = 0 \quad (4)$$

式(4)的隐函数 $\Omega(Q; \theta^s, \zeta)$ 表明了边际成本、成本冲击与均衡价格之间的关系。其中, $\theta^s = \theta/n$ 为待检验的电力市场结构参数,可用以判断市场竞争程度, $\theta^s=0$ 对应完全竞争市场, $\theta^s=1$ 对应完全垄断市场。根据定义,成本传导率为边际成本变动一单位时价格的变化,即 $dp/d\zeta$ 。因此,基于隐函数 $\Omega(Q; \theta^s, \zeta)$,均衡成本传导率 $\rho(\zeta)$ 可以表示为:

$$\rho(\zeta) \equiv \frac{dp}{d\zeta} = \frac{dp}{dQ} \frac{dQ}{d\zeta} = -p'(Q) \frac{\Omega_\zeta}{\Omega_Q} \quad (5)$$

利用一阶条件,根据隐函数定理有:

$$\Omega_Q = -1 \quad (6)$$

$$\Omega_Q = p'(Q) + \theta^s p'(Q) - \frac{1}{n} c'(q) = p'(Q) \left[1 + \theta^s - \frac{1}{n} \frac{c'(q)}{p'(Q)} \right] \quad (7)$$

其中:

$$-\frac{1}{n} \frac{c'(q)}{p'(Q)} = \frac{1}{n} \frac{qc'(q)}{c(q)} \frac{c(q)}{p(Q)Qp'(Q)} = \eta^s \left(1 - \frac{\theta^s}{\varepsilon^D} \right) \varepsilon^D = \eta^s (\varepsilon^D - \theta^s) \quad (8)$$

整理得到电力市场成本传导率的一般性表达式为:

$$\rho(\zeta) = \frac{1}{1 + \eta^s (\varepsilon^D - \theta^s) + \theta^s} \quad (9)$$

式(9)表明,成本传导率取决于3个因素:市场竞争程度(θ^s)、需求价格弹性(ε^D)和边际成本弹性(η^s)。

(三)命题的提出

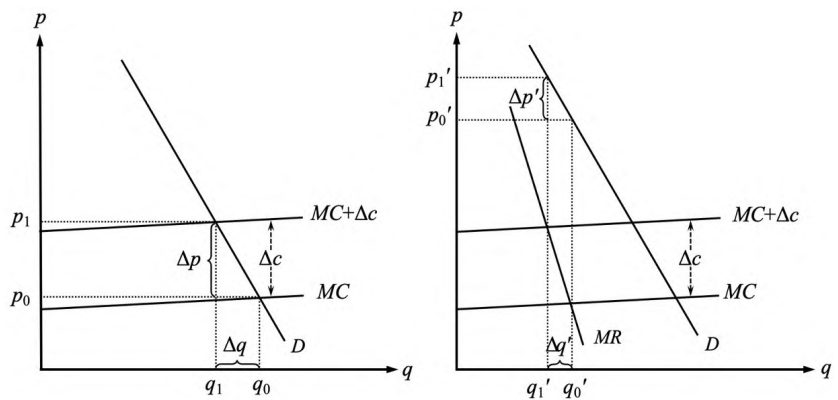
1. 市场竞争程度

市场竞争程度影响着企业在市场中的定价能力,是决定成本传导率的关键因素。构建竞争性价格形成机制是价格改革的重要目标,因此,本部分将首先分析市场竞争对成本传导率的影响,构建成本传导率与市场竞争程度的理论对应关系。

对式(9)中的 $\rho(\zeta)$ 关于 θ^s 求导,得到:

$$\frac{\partial \rho(\zeta)}{\partial \theta^s} = -\frac{1 - \eta^s}{[1 + \eta^s (\varepsilon^D - \theta^s) + \theta^s]^2} < 0 \quad (10)$$

式(10)表明,成本传导率随市场结构参数 θ^s 减小(即市场竞争程度提高)而增大。图2展示了完全竞争和完全垄断两种市场竞争结构下的成本传导率。在完全竞争($\theta^s=0$)市场中,如图2(a)所示,当燃料价格或碳价上涨,边际发电成本受到外生冲击,边际成本曲线上移 Δc ,由此造成市场价格上升 Δp 。结合式(9),完全竞争下的成本传导率 ρ 表示为 $1/(1+\eta^s \varepsilon^D)$ 。由



(a) 市场结构为完全竞争 (b) 市场结构为完全垄断
图2 成本传导率与市场竞争程度

于发电企业的边际成本弹性较小,因此边际成本变动几乎完全传导至市场价格,此时成本传导率接近100% ($\rho_{\eta^s \rightarrow 0} \approx 1$)。

如图2(b)所示,在完全垄断($\theta^s=1$)市场中,垄断企业依据边际收益曲线而非市场需求曲线调整最优产量决策。当边际成本由于外生冲击而提高,具有垄断力量的发电企业会选择降低产量($\Delta q'$),提高价格,以保持利润最大化。与完全竞争的情形相比,由于边际收益曲线比需求曲线更为陡峭,在市场重新达到均衡时,发电量下降幅度更小($\Delta q' < \Delta q$),市场价格涨幅更小($\Delta p' < \Delta p$),故成本传导率更小。结合式(9),完全垄断下的成本传导率 ρ 表示为 $1/[2+\eta^s(\varepsilon^D-1)]$ 。考虑到边际成本弹性较小的特征,此时成本传导率将接近50% ($\rho_{\eta^s \rightarrow 0} \approx 0.5$)。综合来看,成本传导率的估计可以用于反映市场竞争程度,识别潜在市场势力。据此,本文提出命题1。

命题1:成本传导率随市场竞争程度提高而增大,成本传导率接近100%意味着市场结构偏向完全竞争型,接近50%意味着市场结构偏向完全垄断型。

2. 需求价格弹性

需求价格弹性是影响成本传导率的又一重要因素,反映了消费者对于价格变动而调整需求的反应程度。

对式(9)中的 $\rho(\zeta)$ 关于 ε^D 求导,得到:

$$\frac{\partial \rho(\zeta)}{\partial \varepsilon^D} = -\frac{\eta^s}{[1+\eta^s(\varepsilon^D-\theta^s)+\theta^s]^2} < 0 \quad (11)$$

式(11)表明,成本传导率随需求价格弹性 ε^D 提高而减小,该结论在完全垄断和完全竞争两种市场结构下均成立。如图3所示,在垄断市场结构下,若市场需求价格弹性较大,即消费者需求对价格上涨的反应更敏感,则边际收益曲线更为平缓,如图3(b)所示。在相同大小的成本冲击 Δc 下,面临更富有弹性的需求曲线,发电企业进行产量调整带来的价格变动幅度更小($\Delta p' < \Delta p$)。因此,当市场需求价格弹性更大时,发电企业将成本上升转嫁给消费者的能力更弱,成本传导率更小。据此,本文提出命题2。

命题2:需求价格弹性越大,消费者越容易对价格变动作出反应,企业越难将成本变动传导至消费者,市场重新达到均衡时价格变动幅度越小,成本传导率越小。

3. 边际成本弹性

边际成本弹性较小是发电企业成本函数的典型特征,但是不同企业由于成本结构和经营目标存在不同,其边际成本弹性可能存在一定差异,从而影响成本传导率。为全面地考虑企业异质性,本部分将分析边际成本弹性对成本传导率的影响。

对式(9)中的 $\rho(\zeta)$ 关于 η^s 求导,得到:

$$\frac{\partial \rho(\zeta)}{\partial \eta^s} = -\frac{\varepsilon^D - \theta^s}{[1+\eta^s(\varepsilon^D-\theta^s)+\theta^s]^2} < 0 \quad (12)$$

式(12)表明,成本传导率随边际成本弹性 η^s 提高而减小,该结论同样不受市场竞争程度的影响^⑤。图4展示了不同边际成本弹性下以完全垄断市场为例的成本传导率。同理,为应对边际成本上涨的影响,企业会通过减少产量以维持利润最大化,如图4(a)所示。边际成本弹性更大意味着,企业调整产量引起的边际成本变化幅度更大,边际成本曲线更为陡峭,如图4(b)所示。面临相同大小的成本冲击 Δc ,边际成本弹性更大的企业需要调整的产量幅度更小($\Delta q' < \Delta q$),从

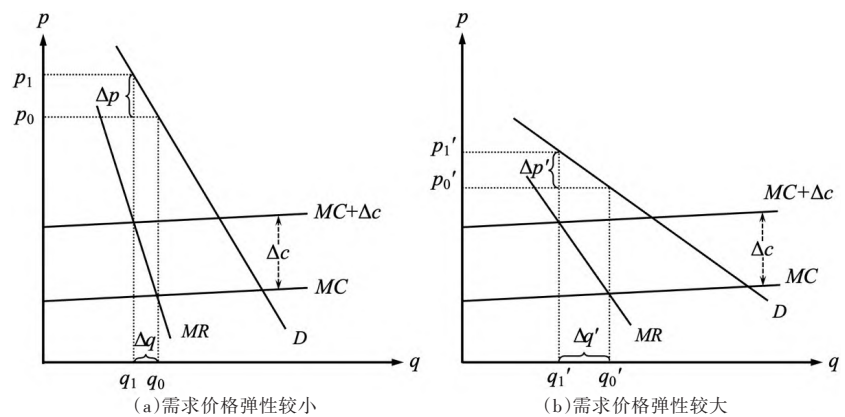


图3 成本传导率与需求价格弹性

注:以完全垄断市场结构为例。

而引起的价格上涨幅度更小($\Delta p' < \Delta p$)。即企业只需要小幅削减产量就能恢复利润最大化的条件,成本上涨对产量和价格的影响更小,成本传导率更小。据此,本文提出命题3。

命题3: 边际成本弹性越大,相同成本冲击下企业最优产量决策的调整幅度越小,市场重新达到均衡时价格变动幅度越小,成本传导率越小。

四、研究设计

(一)数据来源

本文的实证分析主要基于两组数据集。第一组数据集是电力现货市场出清数据,原始数据来源于广东电力交易中心。该数据集包含日前市场每15分钟的市场化交易负荷(即剩余电力需求)及对应的平均出清电价,样本期为2021年11月1日~2022年11月30日,将每15分钟的数据加总到每小时构成本文的市场交易数据。具体而言,在每小时的4个15分钟时段内,对市场化交易负荷取算术平均得到每小时的剩余电力需求,电力价格则通过对平均出清电价按照市场化交易负荷取加权平均计算得到。现阶段关注电力市场改革的大部分文献往往基于月度、年度等低频数据展开,相对而言,小时级数据有助于更精确地评估电价市场化改革的成效,从而为政策优化提供更具针对性的实证依据。

第二组数据集是燃料价格及碳价数据。燃料价格数据来自万得(Wind)数据库,煤炭价格选取广州港山西优混(Q5500)库提价,天然气价格选取广东潮汕液化天然气到货价。根据燃料的参考折标系数(煤炭为0.7857千克标准煤/千克,液化天然气为1.7572千克标准煤/千克),本文将实际价格转化为标煤价格,以统一单位。全国碳市场交易数据来自环境能源交易所,本文利用当日碳配额成交总金额除以当日碳配额成交量,计算得到对应日期的碳价。所有价格数据均用上一个交易日的结果对缺失的非交易日数据进行补全。此外,控制变量涉及的小时气温、相对湿度、风速、日照时长等气象数据来自国家气象数据中心。

(二)边际成本测算

在短期规模报酬不变的假设下,机组边际发电成本等于平均可变成本(包括燃料成本和碳排放成本)。因此参与现货市场交易的火电机组的边际发电成本可表示为:

$$\text{Marginal_cost}_{it} = \text{Fuel_cost}_{it} + \text{Emission_cost}_{it} \quad (13)$$

$$\text{Fuel_cost}_{it} = \text{Fuel_price}_t \times \text{Heat}_i \quad (14)$$

$$\text{Emission_cost}_{it} = \text{Allowance_price}_t \times \text{Emission}_i \quad (15)$$

其中, Fuel_cost_{it} 和 $\text{Emission_cost}_{it}$ 分别是样本期第 t 小时机组 i 的边际燃料成本和边际碳排放成本, Fuel_price_t 和 Allowance_price_t 分别是第 t 小时对应日期的燃料价格和碳价, Heat_i 和 Emission_i 分别是机组 i 的发电效率(度电煤耗或气耗)和碳排放效率(度电碳排放)。

图5展示了样本期内基于火电机组边际成本排列形成的市场边际成本曲线以及剩余电力需求分布。可以看出,燃气机组的发电成本(85.88~116.45分/千瓦时)远高于燃煤机组的发电成本(35.06~65.48分/千瓦时)。在80000兆瓦附近,由于边际出清机组由燃煤机组转变为了成本更高的燃气机组,市场边际成本曲线出现了明显的上升。低成本大规模的燃煤机组将有动机行使市场势力,可能通过降低发电量等策略行为,让燃气机组替代燃煤机组定价,从而获得更多的利润。这

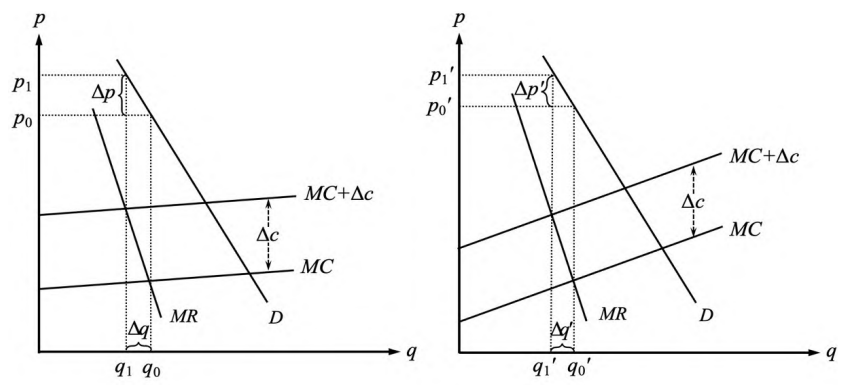


图4 成本传导率与边际成本弹性
注:以完全垄断市场结构为例。

表明,在高电力需求的时段,发电企业行使市场势力的空间将增大,市场垄断程度可能更高。

为测算每小时的边际发电成本,本文首先利用市场边际成本曲线识别对应时段的边际出清机组。参考辛特曼(2016)识别边际出清机组的思路,现货市场的出清方式可以用式(16)~式(18)表示^⑩:

$$\min TSC_t = \sum_i Marginal_cost_{it} \times Generation_{it}, t=1,2,\dots,9480 \quad (16)$$

$$\text{s.t.} \sum_i Generation_{it} = Residual_demand_t \quad (17)$$

$$0 \leq Generation_{it} \leq (1 - loss_{it}) \times Capacity_i \quad (18)$$

其中, $Generation_{it}$ 是第 t 小时机组 i 的发电量,是系统短期可变成本(TSC_t)最小化过程中的决策变量; $Residual_demand_t$ 是第 t 小时的剩余电力需求; $loss_{it}$ 是第 t 小时机组 i 的电量损失率,包括线损率、机组设备检修率和厂用电率等,衡量的是从发电到用电过程中电力的损耗情况; $Capacity_i$ 是机组 i 的发电装机容量。约束条件式(17)为短期供需平衡约束,保证在第 t 小时内的电力供给与需求相等。求解上述出清模型,可获得各时段的机组出力结果,进而识别对应时段的边际出清机组。因此,第 t 小时的边际发电成本为:

$$Marginal_cost_t = Fuel_price_t \times Heat_t + Allowance_price_t \times Emission_t \quad (19)$$

其中, $Heat_t$ 和 $Emission_t$ 分别是第 t 小时边际出清机组的发电效率和碳排放效率。表1报告了后续实证研究中主要变量的描述性统计结果。

(三)实证策略

为探究电力现货市场传递成本信号的有效性,估计边际发电成本向电力价格的传导率,本文基于前人研究(法布拉、雷关特,2014),构建具体回归方程如下:

$$Price_t = \gamma_0 + \rho_{MC} Marginal_cost_t + X_t^D \gamma_1 + X_t^S \gamma_2 + I_t \gamma_3 + \gamma_4 month_t \times d_t + \epsilon_t \quad (20)$$

其中,被解释变量 $Price_t$ 表示第 t 小时的电力价格,即日前市场的出清电价;核心解释变量 $Marginal_cost_t$ 表示第 t 小时的边际发电成本,即边际机组的燃料成本与碳排放成本之和。 ρ_{MC} 是本文重点关注的待估系数,代表边际发电成本向电力价格的传导率。若估计系数通过显著性检验,表明边际发电成本变动能够显著传导至电力价格,说明电力现货市场有效形成了能够反映生产成本的实时价格信号。同时,估计系数的数值代表了边际发电成本向电力价格的传导大小,结合理论分析的命题1,可以在一定程度上反映电力现货市场的竞争性程度。

如果直接对式(20)采用普通最小二乘回归(OLS)会不可避免地存在内生性问题,主要由变量的联立性、测量误差、遗漏变量3个方面所导致。第一,边际发电成本与电力价格是相互依赖、同时决定的。边际发电成本受到边际机组技术特征的影响,而边际机组和市场出清价格由市场边际成本曲线与短期需求曲线的交点同时决定。第二,边际发电成本的估计存在测量误差。由于边际出清机组通过全电量调度出清模型识别得到,该过程未考虑系统故障和计划检修等现实情况,以及企业煤炭中长期合同、运输成本等因素的影响。第三,可能存在同时影响电力价格和边际发电成本的不可观测因素。

为克服存在的内生性问题,本文采用工具变量法对模型进行估计,以准确识别边际发电

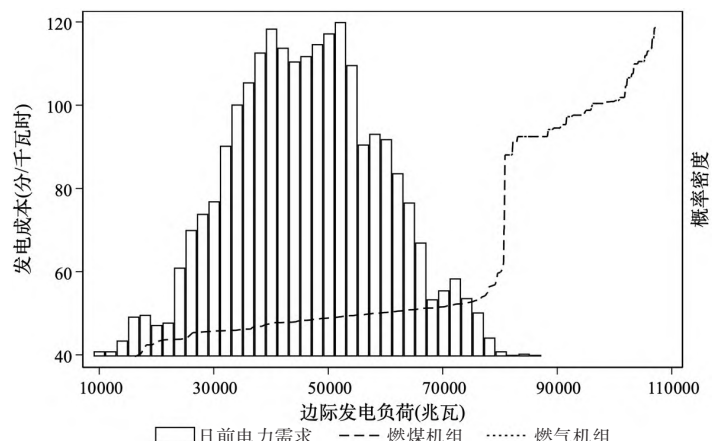


图5 广东省火电机组边际成本曲线及电力需求分布

注:市场供给曲线按机组的最大发电量计算,边际成本按本期平均燃料价格和碳价计算。

表1 关键变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
电力价格(分/千瓦时)	9480	56.058	18.192	0.000	53.437	125.042
边际发电成本(分/千瓦时)	9480	48.567	7.508	0.000	48.273	101.276
边际燃料成本(分/千瓦时)	9480	44.265	7.365	0.000	43.874	99.180
边际碳排放成本(分/千瓦时)	9480	4.302	0.635	0.000	4.472	7.069
气温(摄氏度)	9480	22.204	6.699	4.500	23.400	38.000
相对湿度(%)	9480	77.320	16.780	23.000	82.000	98.000
风速(米/秒)	9480	2.204	1.343	0.000	1.800	12.300
日照时长(小时)	9480	4.955	4.058	0.000	4.900	12.100

成本向电力价格的传导率。具体而言,本文参考辛特曼(2016)的做法,选取燃料价格和碳价作为工具变量。同时,本文还进一步引入燃料价格的平方项作为工具变量,以捕捉市场边际成本曲线的潜在非线性特征。

本文选取的工具变量满足相关性和外生性的要求。在相关性方面:边际发电成本取决于边际机组技术特性以及燃料价格和碳价,边际发电成本显然会受到燃料价格和碳价的影响,因此工具变量满足相关性假定。在外生性方面:其一,燃料市场充分竞争,燃料价格主要由市场机制决定。随着我国煤炭市场化改革的持续推进,煤炭价格的形成机制日益由市场供需关系主导,煤炭价格市场化程度大幅提高(秦容军、高辉娜,2024;张赟懿等,2025)。广东发电企业作为竞争性燃料市场的价格接受者,燃料价格决定外生于发电企业,燃料价格是电力企业生产过程中的外生因素,燃料价格满足工具变量的外生性要求。其二,广东发电企业在全国碳市场交易中所占份额较低,无法对碳价造成直接显著影响^①。碳价主要由更广泛的市场竞争决定,是不同地区的发电企业交易行为的综合结果,作为独立个体参与全国碳市场交易的广东发电企业很难形成高度合谋并显著影响整体碳价。因此,无论是燃料价格还是碳价,均难以对电力价格产生直接的重要影响,满足外生性要求。此外,后文的不可识别检验、弱工具变量检验、过度识别检验、外生性检验等一系列有效性检验的分析结果也支持了燃料价格和碳价作为工具变量的合理性。

参考相关文献(法布拉、雷关特,2014;达戈马斯、波莱米斯,2020),本文控制了影响电力需求和供给的相关因素: X^D 为需求侧控制变量,包括小时气温($temp_t$)、当日最高气温($temp_x$)以及空气湿度($humid_t$), X^S 为供给侧控制变量,包括小时风速($windx_t$)和当日光照时长(sun_t)。为控制潜在的遗漏变量,本文加入多重时间固定效应 I_t ,包括年份、月份、星期和小时固定效应,以捕捉时间维度上可能存在的季节性与周期性影响。此外,燃料价格及碳价的走势还可能受到月内时间趋势的影响,固定效应可能不足以捕捉这些趋势。本文进一步引入标识月份序列的虚拟变量和线性时间趋势的交互项 $month_t \times d_t$,以控制不同月份内潜在的异质性时间趋势所引致的估计偏误。 ϵ_t 为扰动项。

五、实证结果与分析

(一)成本传导率估计

本文首先考察边际发电成本对电力价格的传导效应。表2汇报了相应的估计结果。第(1)列控制了供需影响因素、时间固定效应以及月内时间趋势。考虑到电力需求在月份和星期层面存在的日历效应(阿帕杜拉等,2012),第(2)列和第(3)列在回归方程中分别进一步控制了月份一小时和星期一小时的交互固定效应,以更灵活地控制季节性因素和星期效应对用电行为模式的潜在影响,第(4)列同时控制以上两者。从统计显著性衡量,各组估计结果均显示,边际发电成本向电力价格的传导率在1%的统计水平上显著为正。从经济显著性衡量(以第(4)列为例),传导率大小为55.7%,即边际机组的发电成本增加1分钱,将导致电力价格提高0.557分钱。这表明,电力价格有效地反映了边际机组的发电成本,为市场主体传递了反映生产成本的实时价格信号。

同时,一系列分析结果均支持了工具变量选取的合理性。工具变量的第一阶段回归结果显示,工具变量估计系数在1%的水平显著,且方向符合预期,支持了工具变量的相关性假设(具体结果参见《管理世界》网络发行版附录1)。此外,本文进行了以下检验。第一,允许存在异方差的Kleibergen-Paap rk LM统计量的p值均

表2 边际发电成本向电力价格的传导率

解释变量	被解释变量:Price			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Marginal_cost	0.537*** (0.074)	0.556*** (0.075)	0.538*** (0.076)	0.557*** (0.077)
供需控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
时间趋势效应	是	是	是	是
月份一小时固定效应	否	是	否	是
星期一一小时固定效应	否	否	是	是
观测值	9480	9480	9480	9480
Centered R ²	0.101	0.102	0.101	0.101
不可识别检验	0.000	0.000	0.000	0.000
弱工具变量检验	344.991 [9.080]	340.892 [9.080]	347.553 [9.080]	342.785 [9.080]
过度识别检验	0.989	0.990	0.992	0.992
外生性检验	0.959	0.955	0.970	0.967

注:(1)考虑到扰动项可能存在的异方差和自相关性,估计方法选择为两步可行广义矩估计法(林,2000);(2)估计结果通过Stata软件ivreghdfe命令实现,核函数采用Bartlett核函数,带宽按照纽维和韦斯特(1994)的自动选择程序为55,未报告常数项。(3)*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号()内为允许存在异方差和自相关(HAC)的稳健标准误。(4)不可识别检验使用Kleibergen-Paap rk LM统计量(表中汇报对应p值),弱工具变量检验使用Kleibergen-Paap rk Wald F统计量(中括号[]内为10%水平上的Stock-Yogo弱工具变量检验临界值),过度识别检验使用Hansen-J统计量(表中汇报对应p值),针对碳价的外生性检验使用差分Hansen-J的C统计量(表中汇报对应p值)。(5)为节省篇幅,表中仅列示主要变量回归结果,控制变量回归结果均已省略。下表同。

远小于0.01,拒绝“工具变量存在识别不足”的原假设;第二,Kleibergen-Paap rk Wald F统计值均大于Stock-Yogo弱工具变量识别检验在10%水平上的临界值,拒绝“弱工具变量”的原假设,进一步支持工具变量与内生解释变量之间具有较强的相关性;第三,由于工具变量数量多于内生变量,本文使用过度识别检验来验证工具变量外生性,Hansen-J统计量的p值均大于0.1,无法拒绝“工具变量与扰动项不相关以及内生解释变量被正确排除”的联合原假设,满足工具变量外生的必要条件;第四,针对碳价的C统计量p值均大于0.1,无法拒绝该工具变量外生的原假设,进一步支持碳价的外生性假设。此外,本文还利用康利等(2012)提出的方法放松工具变量的严格外生性假设,在假定工具变量可以是近似外生的前提下重新估计相关模型(详细内容参见《管理世界》网络发行版附录2)。结果表明,即使考虑工具变量可能的非严格外生性,估计结果依然可信,表明选取的工具变量具有合理性。

本文进一步考察边际燃料成本和碳排放成本对电力价格的传导效应,表3报告了相应的估计结果,各列设定与表2保持一致(工具变量的第一阶段回归结果参见《管理世界》网络发行版附录1)。表3结果显示,边际燃料成本向电力价格的传导在1%的统计水平下显著为正。从第(4)列回归结果看,系数估计值为0.548,意味着边际燃料成本上涨1分钱,电力价格对应上涨0.548分钱。这说明边际燃料成本向电力价格的传导效应同时具有统计显著性和经济显著性,电力价格能够及时显著地传导发电企业的边际燃料成本,充分形成了体现时间特性的价格信号。

在边际碳排放成本方面,表3的第(4)列结果显示,传导率的估计系数为0.429,意味着当其他因素保持不变时,边际碳排放成本每增加1分钱,电力价格将增加0.429分钱。该估计系数与燃料成本传导率的系数估计值差异不大,具有经济上的显著性(伍尔德里奇,2020),这可能表明企业能够理性对待碳排放成本,并在定价决策中开始将碳排放成本纳入考量。但回归系数不具备统计显著性,该结果与王等(2023)的发现基本一致,这表明发电企业并未将碳排放成本充分内部化。造成该估计系数不具备统计显著性的原因可能是,碳价长期比较稳定,波动性较小,导致回归系数的标准误较大,从而使得传导率在统计检验中未能达到显著性水平。当前全国碳市场处于起步阶段,从排放强度控制的角度实施配额分配,该分配方式可能导致发电企业参与碳市场交易的积极性不高,“重履约轻交易”的现象较为普遍,导致碳价波动性较小,影响着碳市场流动性(吴茵茵等,2021;李兴等,2022)。

结合命题1,本文估计的广东电力现货市场成本传导率接近50%,说明电力市场中发电企业具有一定程度的市场势力,一种可能的经济学解释是发电企业之间的“默契合谋”假说。针对其他国家的研究也有类似发现(斯威廷,2007;萨皮奥、斯帕尼奥洛,2016)。发电企业之间产生默契合谋的潜在原因包括。第一,电力行业市场集中度较高,少数几家大型发电企业占据了市场的大部分份额。这使得企业能够更好地监控和预测对手的行为,在不需显性沟通的情况下进行协调,形成默契合谋(霍斯特曼等,2018)。第二,电力是高度同质化的商品,企业成本结构具有一定相似性。根据凯夫斯-波特假说(凯夫斯、波特,1977),企业之间在成本结构和产品等方面相似程度越高,企业越容易对竞争对手的行为作出判断,进而产生默契合谋。第三,电力市场交易具有无限重复拍卖特征,且采用统一价格的结算机制,使得企业容易通过多次互动建立和维持默契合谋(法布拉,2003;德切诺、科夫诺克,2007)。本文的结果仅基于观测数据检验了“默契合谋”假说的预测,并不能直接认定市场主体存在合谋行为,需结合更多企业微观数据进一步验证。

(二)稳健性检验

1. 替换时间趋势项

为更稳定地捕捉宏观经济变动趋势、缓解短期扰动因素干扰,本文将时间趋势控制项依次替换为标识双月序列的虚拟变

表3 边际燃料成本和边际碳排放成本向电力价格的传导率

解释变量	被解释变量:Price			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Fuel_cost</i>	0.527*** (0.122)	0.546*** (0.122)	0.530*** (0.123)	0.548*** (0.124)
<i>Emission_cost</i>	0.384 (1.441)	0.404 (1.452)	0.410 (1.452)	0.429 (1.464)
供需控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
时间趋势效应	是	是	是	是
月份一小时固定效应	否	是	否	是
星期一小时固定效应	否	否	是	是
观测值	9480	9480	9480	9480
Centered R ²	0.100	0.101	0.100	0.101
不可识别检验	0.000	0.000	0.000	0.000
弱工具变量检验	126.931 [13.430]	124.359 [13.430]	124.512 [13.430]	121.772 [13.430]
过度识别检验	0.920	0.927	0.924	0.928

量和线性时间趋势的交互项 $bimonth \times d$ 以及标识季度序列的虚拟变量和线性时间趋势的交互项 $quarter \times d$ 。与基本回归结果相比,成本传导率的估计结果没有发生显著变动,电力价格显著地传导边际发电成本,相关结论稳健。

2. 加入额外控制变量

为更准确衡量气温与电力需求的非线性关系(玛丽、朱利恩,2008;加布雷约翰内斯,2010),本文进一步引入小时气温的二次项作为控制变量。同时,考虑气温效应在不同季节的潜在异质性(海肯贝格等,2009),本文在控制变量中加入小时气温与月份固定效应的交互项。结果显示,在进行这些额外控制后,边际发电成本的传导率为58%左右,并在1%的水平上统计显著,与基本回归结果一致。

3. 更换机组煤炭价格

考虑到发电企业的煤炭储备行为,控制煤炭价格影响的滞后性,本文对煤炭价格进行移动平均处理作为稳健检验。根据秦皇岛煤炭网的统计,样本期内广东省重点电厂存煤可用天数的平均值约为18天,因此本文将出清模型中的煤炭价格,分别更换为对应日期前10天和前20天煤炭价格的移动平均值。基于此,重新求解出清模型、识别边际机组,计算边际发电成本并进行回归。回归结果显示,边际发电成本的传导率依然显著且接近50%。总体而言,即使考虑电厂存煤价格的影响,本文核心结果依然保持稳健。

4. 考虑出力动态约束

为更贴近电力市场的现实运行状况,本文进行了考虑出力动态约束的稳健性检验。由于发电企业在报价时可能通过持留容量等策略,使边际成本更高的机组定价,抬高市场出清价格(霍尔塔奇苏、普勒,2008),从而导致本文按照调度出清模型测算的边际成本可能存在误差。作为稳健性检验,参考辛特曼(2016)的做法,本文将峰值和非峰值时段的剩余电力需求上下变动5%后重新识别边际机组,以模拟策略性行为对模型测算的扰动影响。回归结果显示,边际发电成本向电力价格的传导率在51.5%~56.2%之间,边际燃料成本和碳排放成本的传导率与基准结果基本保持一致,进一步印证基本回归中估计结果的稳健性[®]。

(三) 研究结果讨论

关于本文的研究结果,有3个值得讨论的问题。第一,电力市场在提升成本传导效率方面的进展如何?本文将估计结果与现货市场建设前的成本传导效应及国际成熟市场的成本传导率进行对比。从纵向视角看,现货市场建设前燃料价格对电力价格的传导效应估计系数仅为0.038且统计上不显著,折算成本传导率仅为1.2%,远小于现货市场的成本传导率55.7%(回归模型及结果参见《管理世界》网络发行版附录4)。成本传导效率的显著提升,充分体现了市场机制在促进成本传导、增强价格发现方面的积极作用。从横向视角看,国际成熟电力市场的成本传导率相对较高,展现出较高的竞争程度和市场效率。西班牙电力市场的边际燃料和碳排放成本的传导率分别为81.2%和93.9%(法布拉、雷关特,2014),德国电力市场中两者的估计值分别约为92.7%和96.2%(辛特曼,2016),英国市场的成本传导率在97%~112%之间,其中天然气成本和碳排放成本的传导率分别为108%和75%(郭、吉西,2021;金,2022)。与这些完全或接近完全传导的电力市场相比,中国电力现货市场的成本传导率相对较低,凸显了完善市场建设、防范市场势力的必要性和重要意义。

第二,成本传导效率的提升能够带来多大的经济社会效益?本文通过简单估算发现(估算过程参见《管理世界》网络发行版附录5),在无现货市场的反事实情况下,在样本期约19.3%的时段内,电力价格将无法覆盖边际发电成本,发电企业面临亏损风险。假设边际收益为负的发电机组完全停止发电,这将带来约228.8亿千瓦时的电力供应缺口,占总市场化交易电量的4.8%。按照失负荷价值测算,这预计造成3754亿元的经济损失,占2022年广东地区生产总值的2.9%。需要说明的是,上述估算采取了诸多简化假设,例如,地方政府和国有发电企业承担着电力保供的重要责任[®]。

然而,上述结果仍然在一定程度上揭示了电价市场化改革的积极作用,2021年全国较大范围内的“拉闸限电”现象为这一理论估算提供了现实佐证。2021年煤炭价格长期高位运行,煤电企业产销成本倒挂,火电企业

陷入“发电即亏损”的窘境。尽管国有发电企业积极响应保供要求,但电力供需形势依然严峻,全国多省不得不采取“拉闸限电”措施。而且,全力保供的背后是煤电企业的大面积亏损^⑨。这种方式本质上是通过行政手段将生产者剩余向消费者剩余转移,尽管在短期内保障了电力供应,但从长期来看,将扭曲发电企业的生产和投资激励。相比之下,电力现货市场通过疏通成本传导机制,能够及时反映生产成本波动,有效促进发电成本的合理疏导。电价市场化改革通过建立及时有效的市场化价格形成机制,不仅能够缓解发电企业的经营压力,还对保障电力供应安全具有积极意义。

第三,新能源大规模、高比例发展是否对传导效应产生结构性影响? 2025年2月,国家发展改革委、国家能源局发布《关于深化新能源上网电价市场化改革 促进新能源高质量发展的通知》(发改价格〔2025〕136号),强调推动新能源上网电量全面进入电力市场、通过市场交易形成价格。为分析新能源发电对价格传导效应的影响,本文基于山东省和甘肃省两个新能源装机比例较高省份的现货市场数据,进行实证分析(具体模型设定与结果参见《管理世界》网络发行版附录6)。估计结果表明:燃煤价格对电力价格整体仍具有显著影响,电力价格依然能够有效地反映边际发电机组的成本变动,现货市场价格形成机制依然有效,这一点与既有结论保持一致;但随着新能源发电占比的提高,电力价格受燃煤价格的边际影响显著下降。这说明随着传统化石能源发电被新能源发电替代,在新能源发电占比较高的时段,电力价格更多地体现新能源发电机组“零边际成本”的特征。

六、进一步分析

前文考察了边际发电成本向电力价格的传导率,根据理论分析框架,本部分进一步从市场竞争程度、需求价格弹性以及边际成本弹性等角度,研究决定成本传导率的影响因素,为这些因素对成本传导率作用方向的理论结论提供经验证据。

(一)市场竞争程度

为探究市场竞争程度对成本传导率的影响,本文选取电力需求作为市场竞争程度的代理变量。已有研究普遍发现,电力需求水平高低与市场竞争程度密切相关,需求尖峰时段市场竞争程度较低,而需求低谷时段市场竞争程度较高(乔斯科、沃尔弗拉姆,2012;伊藤、雷关特,2016;郭、吉西,2021)。在电力需求较高的时段,电力供给容量相对紧张,发电企业行使市场势力的策略空间变大(魏格特、希尔施豪森,2008),市场竞争程度降低。与尖峰时段相反,在电力需求的低谷时段,电力供给容量相对过剩,未中标的发电企业将面临高昂的启停成本。因此,为了确保获得在需求低谷时的发电机会,规避启停成本,发电企业之间的竞争将会加剧,市场竞争程度提高(布什内尔等,2008;曼苏尔,2008)。

据此,本文分别估计各小时子样本中的成本传导率,从而在一定程度上比较不同竞争程度下的差异。具体而言,本文统计各小时子样本中“低需求时段”的频数,低需求时段出现的频次越高,一定程度上意味着该时段的市场竞争程度越强^⑩。图6展示了各小时的成本传导率估计系数和低需求时段频数。结果显示:(1)与全样本成本传导率估计系数相近,各小时的估计系数总体保持在50%左右,说明模型回归结果具有稳健性;(2)估计系数与低需求时段频数的相关系数为正,即在低需求时段更多(即竞争程度更强)的小时,成本传导率估计系数更高。尤其是凌晨4时~6时,成本传导率估计系数未显著异于100%,无法拒绝

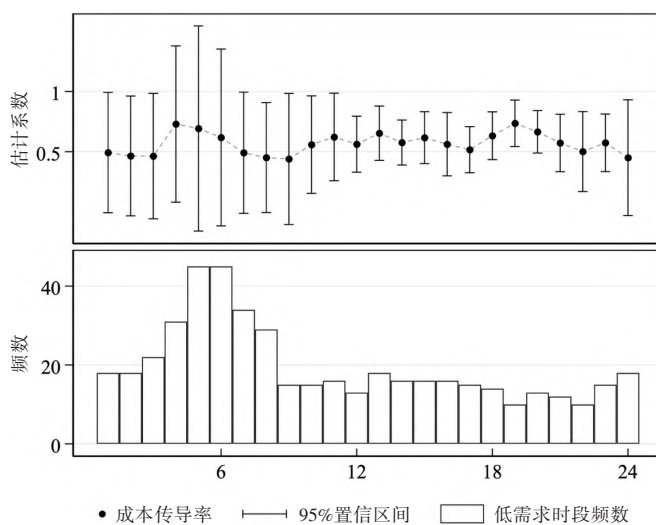


图6 各小时的成本传导率与低需求时段频数

完全竞争的原假设。上述结果一定程度上支持了命题1的推论,即成本传导率随市场竞争程度提高而增大,由于市场竞争程度更为激烈,成本传导率相对更高。

(二)需求价格弹性

为探究需求价格弹性对成本传导率的影响,本文选取气温作为需求价格弹性的代理变量进行分析,以验证命题2。已有大量文献表明,电力需求在高温情况下会更缺乏价格弹性(范·海因德曼,2011;遥屯等,2016;安德鲁什凯维奇等,2020)。例如,许多工业和商业活动对温度有严格要求,如数据中心、制造业和食品加工等。在极端高温条件下,为确保设备和工艺所要求的连续稳定运行环境,这些行业必须持续使用空调和其他制冷设备,难以随价格变化灵活调整其用电行为,导致高温下电力需求更为缺乏弹性。

具体地,本文将样本中气温位于总体分布前15%、10%、5%分位数的时段界定为“极高气温时段”,并据此构造虚拟变量 *Hightemp*。为识别极高气温对成本传导率的影响,在回归方程中加入该虚拟变量与边际发电成本的交互项(*Marginal_cost*×*Hightemp*)进行估计。相应地,本文将 *Hightemp* 与燃料价格、碳价的交互项加入到工具变量中。回归结果如表4所示,交互项的回归系数显著为正,表明在需求价格弹性较小的极高气温时段,边际发电成本的传导率显著提高。该结果验证了命题2的推论,即成本传导率与需求价格弹性负相关,成本传导率随需求弹性减小而提高。

(三)边际成本弹性

边际成本弹性衡量边际成本随产量变动的情况,由于难以直接观测到发电机组层面边际成本弹性的变化,本文采用企业所有制作为其代理变量,其合理性在于:边际成本弹性主要受企业成本结构的影响,而成本结构又由企业的成本策略和经营行为所决定,这些特征与企业性质密切相关(江伟等,2018;祝继高、梁晓琴,2022)^②。具体而言,地方国企普遍具有较强的地方经济服务属性,承担着服务经济发展、保障电力供应等多重社会责任(倪宣明等,2022)。由于受地方政府干预程度更高,地方国企在适应市场需求变化时往往面临更高的调整成本(林毅夫、李志赟,2004;逯东等,2014;江轩宇,2016)。这种刚性的成本结构表现为更高的边际成本弹性(班克等,2014)。相较而言,中央企业和民营企业受到地方政府的影响相对更弱(潘红波等,2008)。就央企而言,其高管晋升与企业业绩表现密切相关,提升经营绩效是其核心诉求之一(张霖琳等,2015)。随着董事会试点等改革积极推进下,央企战略管理和市场应变能力进一步增强(李文贵等,2017),从而表现为更低的边际成本弹性。进一步地,民营企业以盈利为目标,注重市场机会和短期效益,激励机制更加灵活,对经营环境变化的应变能力最强(何瑛、杨琳,2021),因而边际成本弹性最低。

因此,本文将边际机组根据其所属企业的所有制属性分为地方国企、中央企业和民营电厂3组分别进行回归。表5汇报了分组回归的结果,估计系数在不同组别中均在1%水平上显著为正,表明边际发电成本均实现了向电力价格的有效传导。边际成本弹性最大的地方国企组,其成本传导率最小,估计值为53.6%;边际成本弹性更小的央企组成本传导率估计值为66.9%;成本策略最为灵活即边际成本弹性最小的民营企业组,其成本传导率最大,估计值为

表4 需求价格弹性对成本传导率的影响

解释变量	被解释变量: Price		
	(1) 前15%分位数	(2) 前10%分位数	(3) 前5%分位数
<i>Marginal_cost</i>	0.504*** (0.078)	0.518*** (0.076)	0.540*** (0.077)
<i>Marginal_cost</i> × <i>Hightemp</i>	0.075*** (0.018)	0.074*** (0.022)	0.073*** (0.032)
供需控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
时间趋势效应	是	是	是
月份一小时固定效应	是	是	是
星期一小时固定效应	是	是	是
观测值	9480	9480	9480
Centered R ²	0.109	0.107	0.105
不可识别检验	0.000	0.000	0.000
弱工具变量检验	233.010 [8.780]	231.123 [8.780]	237.579 [8.780]
过度识别检验	0.693	0.971	0.999

表5 按照企业所有制分组的成本传导率

解释变量	被解释变量: Price		
	(1) 地方国企	(2) 中央企业	(3) 民营企业
<i>Marginal_cost</i>	0.536*** (0.086)	0.669*** (0.090)	0.672*** (0.249)
供需控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
时间趋势效应	是	是	是
月份一小时固定效应	是	是	是
星期一小时固定效应	是	是	是
观测值	4715	3015	1561
Centered R ²	0.128	0.047	0.139
不可识别检验	0.000	0.000	0.000
弱工具变量检验	407.054 [9.080]	269.738 [9.080]	599.298 [9.080]
过度识别检验	0.805	0.700	0.184

67.2%。进一步地,本文采用费舍尔组合检验,对每两组的回归系数进行了组间差异性检验。通过 Bootstrap 的 1000 次抽样检验结果显示,经验 p 值均在 1% 的水平上显著。这些结果表明,成本传导率随边际成本弹性减小而显著提高,从而在一定程度上支持了命题 3。

七、结论与政策启示

推进价格机制改革、建设竞争性市场是深化电力体制改革、促进电力高质量发展的重要任务。本文结合行业特点构建了分析电力市场成本传导率的理论框架,推导讨论了各因素对成本传导率影响方向的理论机理和前提条件,进而基于广东省电力现货市场的高频出清数据和机组特征数据,采用工具变量的方法,实证评估了电价市场化改革成效并检验了各类因素对成本传导率的影响效应,对相关命题进行检验。

研究表明,电力价格能显著有效地传导发电成本,成本传导率约为 55.7%,表明中国电力市场初步建立起了市场化价格形成机制,为市场主体提供了有效的价格信号。分成本类型的结果表明,电力价格能够显著传导燃料成本,传导率约为 54.8%,尽管碳排放成本的传导率达到 42.9%,但在统计上不显著。该结果说明通过电价市场化改革,煤炭与电力上下游市场价格基本实现有效传导,但电价尚未能充分反映碳排放成本。结合成本传导率与市场竞争程度的理论分析,估计结果还表明,电力市场上发电企业具有一定程度的市场势力,市场结构更偏向非竞争性。进一步分析发现,在市场竞争程度高、需求价格弹性小和边际成本弹性低的时段,成本传导率将显著提高。

本文的研究结果具有以下政策启示。第一,加快推进电力市场建设,进一步完善市场化电价机制。价格是要素流动和资源配置的信号,本文研究发现,广东电力现货市场能够反映出供需与成本变化,起到了价格信号作用。本文对山东省、甘肃省等新能源渗透率较高的电力现货市场的传导效应进行分析,结果同样验证了现货市场价格形成机制的有效性。中国电力市场建设以中长期市场为起步,截至 2025 年 3 月,全国仅广东省、山西省、山东省、甘肃省、蒙西经济区 5 个试点地区转入正式运行。现货市场起到价格发现和锚定价格基准的功能,是现代电力市场体系的基础性核心部分。为充分发挥市场在电力资源配置中的决定性作用,应全面加快推进电力现货市场建设工作,积极推动符合条件的试点市场尽快转入正式运行阶段。通过完善市场规则、优化运营管理、加强市场衔接等,进一步发挥电力现货市场在价格发现、供需调节与资源配置中的核心功能,为构建统一开放、竞争有序、安全高效、治理完善的电力市场体系奠定坚实基础。

第二,完善电碳市场成本传导机制,优化碳市场机制设计。碳市场是实现“双碳”目标的重要抓手,电力行业碳排放占到全国碳排放总量的 40% 以上,顺畅的碳—电价格传导机制是碳市场发挥作用的重要前提。本文研究发现,碳排放成本与燃料成本的传导率在经济意义上具有可比性,一定程度上反映了发电企业在参与市场交易时考虑碳排放成本的影响;但是碳排放成本传导率在统计意义上不显著,表明发电企业并未将碳排放成本充分内部化。这可能与目前全国碳市场采用强度控制而非总量控制方式、实施配额免费分配等因素有关,偏低的碳价对企业发电成本及价格决策影响有限。全国碳市场自正式启动交易以来,经过近 4 年发展,已完成前两个履约周期及 2023 年度的配额清缴,但在交易活跃度和市场流动性方面仍存在不足。考虑阶段性特点,当前处于迈向 2030 年碳达峰目标阶段,碳市场仍处于建设起步期,重点任务是建立起碳市场交易机制,逐步引导企业了解与适应碳市场规则。随着 2030 年后进入碳中和发展阶段,碳市场应该进一步强化减排约束,更好地发挥碳价格信号的减排指引作用,激励发电企业选择和采用先进低碳技术,如优化燃料结构、加装碳捕集、利用与封存 (CCUS) 设备等措施,为实现碳中和目标提供有力支撑。

第三,建立健全市场监管体系,识别和防范市场势力。市场势力损害资源配置效率,对其进行识别与防范是市场化改革进程中必须关注的关键问题。本文研究基于公开数据实证发现,广东发电企业具有一定程度的市场势力。随着市场化改革深入推进,市场份额较大的企业容易行使市场势力,从而造成配置效率扭曲与福利损失。然而现有政策在市场势力的内涵、防范和抑制方面缺乏详细规定,尤其是在竞争性环节的监管措施上仍显不足。因此,政府需要配套跟进建设市场监管体系,构建系统标准的市场势力识别、测度、约束与预防

政策。一是构建细致完善的市场监管框架,加强顶层设计,明确市场势力行为的具体定义、识别方法和监管措施,并指导各省制定适配的监测指标与处理机制。借鉴“结构—行为—绩效”范式,构建涵盖市场份额、行为和结果的综合性监管体系,包括建立市场份额动态监测机制,追踪竞价策略与操纵行为,评估出清价格与竞争状况等。二是明确反垄断执法主体和职责,一方面明确各监管主体的具体职能、调查流程和执法机制,消除因权责不清导致的监管盲区,另一方面加强跨部门监管协同,确保反垄断执法与电力市场改革相互衔接。三是健全市场信息公开披露机制,建立高频、透明的信息披露体系,对关键监管参数、识别测试方法及市场出清依据等关键信息进行脱敏披露,确保市场主体公平、及时、准确地获取市场信息,提升市场透明度,强化外部监督。未来研究也可在数据可得性提高后,进一步结合市场主体报价数据与监管数据,验证不同竞争策略对市场结果的影响,以更全面地识别企业行为与市场势力之间的关系。

第四,提升电力市场对高比例新能源的适应性,构建契合新型电力系统的市场体系。新能源比例的上升对现有电力市场机制的有效性带来巨大挑战,本文分析指出,随着新能源发电占比的提高,电力价格受燃煤价格的边际影响明显降低,市场出清价格更多地反映出新能源“零边际成本”的特征。这种结构性变化将导致传统化石能源发电机组的固定成本回收受限,削弱容量投资激励,进而影响电力系统的容量充裕性。加快构建以新能源为主体的新型电力系统,需要完善和创新市场机制。未来需要在现有煤电容量电价机制的基础上,进一步完善容量补偿机制,积极探索建立竞争性容量市场,更准确地反映各类电源的容量价值,为系统调节性资源提供合理收益与投资信号,保障长期电力供给安全。同时,应深入研究新能源的随机性、间歇性和波动性对市场资源配置效率的多维影响与应对措施,从而为深化我国电力市场改革、构建适应新型电力系统的市场体系提供科学依据和政策支撑^⑧。

(作者单位:宋枫、兰梓艺,中国人民大学应用经济学院;郭伯威,中国人民大学应用经济学院、中国人民大学全球能源战略研究中心;崔健,中国石油大学(北京)经济管理学院)

注释

①参见中国政府网:《习近平:高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,2022年10月16日, https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

②参见中国政府网:《中共中央 国务院关于推进价格机制改革的若干意见》,2015年10月12日, https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2953936.htm。

③参见新华网:《多地为何“拉闸限电”? 后续电力供应能否保障?》,2021年9月29日, http://www.news.cn/politics/2021-09/29/c_1127914464.htm。

④参见中华人民共和国生态环境部:《全国碳市场发展报告(2024)》,2024年7月22日, https://www.mee.gov.cn/ywdt/xwfb/202407/t20240722_1082192.shtml。

⑤参见中国政府网2021年10月12日转载新华社《建立“能跌能涨”的市场化电价机制——我国进一步深化燃煤发电上网电价市场化改革》, https://www.gov.cn/xinwen/2021-10/12/content_5642153.htm。

⑥参见国家发展和改革委员会:《国家发展改革委办公厅 国家能源局综合司印发〈关于深化电力现货市场建设试点工作的意见〉的通知(发改办能源规〔2019〕828号)》,2019年7月31日, <https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=16253>。

⑦参见国际能源署(IEA):《中国建设全国统一电力市场体系——电力现货市场路径》,2023年4月, <https://www.iea.org/reports/building-a-unified-national-power-market-system-in-china>;以及国家发展和改革委员会、国家能源局:《关于印发〈电力现货市场基本规则(试行)〉的通知》,2023年9月7日, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202309/content_6904881.htm。《电力现货市场基本规则(试行)》以集中式市场模式为省级现货电力市场设计提供参考框架,以规范电力现货市场的运营和管理。

⑧广东省将发电侧机组划分为A类和B类两类:A类机组暂未获得与用户侧直接交易的资格,仅获得基数电量,按计划方式调度运行,主要包括水电、核电及部分火电机组;B类机组获得直接交易资格,按全电量参与市场化调度,主要包括其余大部分火电机组。结合广东电力交易中心公布的市场交易机组名单,经数据整理,本文最终识别出参与现货市场的130台燃煤机组和129台燃气机组(样本期内无新能源机组参与现货市场)。这构成了本文后续求解市场出清结果所依据的全部机组集合。

⑨“五大发电集团”即五大电力央企,分别为国家能源投资集团、中国华能集团、中国华电集团、中国大唐集团、国家电力投资集团,份额计算整理自各发电集团的跟踪评级报告。

⑩2023年,山西省、山东省和甘肃省电力市场发电侧HHI指数分别为1227、2449和1535,市场结构同样属于寡占型,说明本文选取广东省为研究对象具有典型性。数据整理自各省电力交易中心网站。

⑪发电企业在批发市场的竞争通常有两种假设:古诺竞争和供应函数竞争,供应函数博弈可能更接近真实的发电竞争,但是可能存在太多的均衡。参考已有研究(余祥瑞等,2020;林丁、坦格罗斯,2020)刻画电力市场竞争模型的通用做法,本文假设发电企业进行古诺数量竞争。

⑫短期内发电技术给定,燃料投入(如煤炭、天然气)与电力产出之间基本呈现稳定的线性关系(沃拉克,2003b),边际发电成本随产出水平的变动幅度较小,即边际成本弹性较小,该假设符合现实电力系统运行特性。

⑬实际需求曲线可能为非线性,但这并不会实质性地改变理论分析的结论。一方面,本文理论部分的结论在需求曲线为对数凹的假设下仍然基本适用,任何凹、线形或不太凸的需求曲线都符合该假设(里茨,2024)。另一方面,非线性特征并非本文研究的核心,采用线性化假设足以捕捉成本传导机制。因此,本文遵循已有研究的做法,将需求曲线简化为线性形式。

⑭剩余电力需求是指总电力负荷需求减去不参与市场交易参与者的负荷供给及净外受电量,代表了参与市场交易的发电企业面临的竞价空间,在广东省的电力现货市场中具体指B类空间负荷。

⑮若垄断者的边际成本在每个产量水平上均为正,则其不会选择在需求价格弹性小于1的点经营,否则边际收益为负,无法维持最优定价。因此,在垄断者的最优价格水平上需求必定富有弹性,即 $\varepsilon^D \geq 1$ (马斯-克莱尔等,1995),故 $\varepsilon^D - \theta^S > 0$ 总是成立。

⑯该识别思路简化了现实运行中的影响因素,实际的边际出清机组可能与模型识别结果存在一定差异,为缓解该问题造成的潜在影响,本文在后续对边际机组识别进行了稳健性检验。

⑰从企业数量看,广东省首批纳入全国碳市场的发电企业共124家,仅占全国碳市场所覆盖2257家重点排放单位的5.5%;从碳排放量看,2022年广东省电力碳排放量占全国发电碳排放总量的比重仅为6.31%。由此可见,无论从排放企业数量还是碳排放总量的角度看,广东电力企业在全国碳市场交易中占比较低,碳价的形成过程对其而言具有较强的外生性。

⑱稳健性检验结果见《管理世界》网络发行版附录3。

⑲参见国务院国有资产监督管理委员会网站2021年10月21日转载《经济参考报:能源保供是今年央企考核主要指标 实行“一票否决”》,http://www.sasac.gov.cn/n2588025/n2588139/c21293422/content.html。

⑳参见《燃料供不应求,煤电行业如何保供止损?》,《中国能源报》,2021年9月27日,第12版,http://paper.people.com.cn/zgnybwap/html/2021-09/27/content_25881704.htm。

㉑本文将“低需求时段”定义为电力需求低于样本总体5%分位数的时段。为检验结论的稳健性,进一步将低需求时段的判定标准放宽至电力需求低于样本总体10%分位数及15%分位数的情形,相关实证结果与基准定义下的分析结论保持一致。

㉒需要说明的是,鉴于边际成本弹性难以直接观测,本文采用企业性质作为其代理变量。企业性质所反映的成本结构差异与经营行为特征,在一定程度上能够刻画边际成本弹性的差异,但在实际运行中,边际成本弹性还可能受到其他多种因素的共同影响。

㉓中外文人名(机构名)对照:乔斯科(Joskow);法布里齐奥(Fabrizio);博伦斯坦(Borenstein);布什内尔(Bushnell);曼苏尔(Mansur);波利特(Pollitt);郑(Zheng);刘(Liu);米勒(Miller);格纳科斯(Genakos);帕列罗(Pagliero);加洛韦(Galloway);李(Li);褚(Chu);斯托克(Stock);米勒格(Muehlegger);斯威尼(Sweeney);加纳帕蒂(Ganapati);法布拉(Fabra);雷关特(Reguant);辛特曼(Hintermann);卡恩(Kahn);普勒(Puller);霍尔塔奇苏(Hortaçsu);梅卡达尔(Mercadal);沃尔弗拉姆(Wolfram);沃拉克(Wolak);威廉斯(Willems);坦格罗斯(Tangerås);毛里岑(Mauritzen);普勒斯(Pless);本特姆(Benthem);金(Kim);纳卡穆拉(Nakamura);热罗姆(Zerom);奥尔(Auer);舍恩勒(Schoenle);拉德(Lade);韦尔(Weyl);法宾格(Fabinger);里茨(Ritz);鲍尔迪克(Baldick);比格(Biggar);赫萨姆扎德(Hesamzadeh);梯若尔(Tirole);达戈马斯(Dagoumas);波莱米斯(Polemis);阿帕杜拉(Apadula);康利(Conley);林(Hayashi);纽维(Newey);韦斯特(West);伍德里奇(Wooldridge);王(Wang);斯威廷(Sweeting);萨皮奥(Sapio);斯帕尼奥洛(Spagnolo);霍斯特曼(Horstmann);凯夫斯(Caves);波特(Porter);德切诺(Dechenaux);科夫诺克(Kovenock);玛丽(Marie);朱利恩(Julien);加布雷约翰内斯(Gabreyohannes);海肯贝格(Hekkenberg);郭(Guo);吉西(Gissey);伊藤(Ito);魏格特(Weigt);希尔施豪森(Hirschhausen);范(Fan);海因德曼(Hyndman);逄(Yoosoon);安德鲁什凯维奇(Andruszkiewicz);班克(Banker);林丁(Lundin);马斯-克莱尔(Mas-Colell)。

参考文献

- 范英、衣博文:《能源转型的规律、驱动机制与中国路径》,《管理世界》,2021年第8期。
- 冯永晟:《安全价值、分时定价与容量投资——双碳目标下的电力市场理论与政策》,《经济研究》,2022年第12期。
- 冯永晟:《理解中国电力体制改革:市场化与制度背景》,《财经智库》,2016年第5期。
- 冯永晟、刘自敏:《电力市场竞争与规制——新规制电力市场理论及对中国电改的启示》,《政府管制评论》,2016年第1期。
- 付敏杰、张平:《社会主义市场经济体制改革中的经济增长——一种政治经济学探索》,《经济研究》,2022年第7期。
- 何瑛、杨琳:《改革开放以来国有企业混合所有制改革:历程、成效与展望》,《管理世界》,2021年第7期。
- 江伟、孙源、胡玉明:《客户集中度与成本结构决策——来自中国关系导向营商环境的经验证据》,《会计研究》,2018年第11期。
- 江轩宇:《政府放权与国有企业创新——基于地方国企金字塔结构视角的研究》,《管理世界》,2016年第9期。
- 雷震、彭欢:《我国银行业改革与存贷款市场结构分析——基于推测变分的结构模型》,《管理世界》,2009年第6期。
- 李昂、高瑞泽:《论电网公司市场势力的削弱——基于大用户直购电政策视角》,《中国工业经济》,2014年第6期。
- 李文贵、余明桂、钟慧洁:《央企董事会试点、国有上市公司代理成本与企业绩效》,《管理世界》,2017年第8期。
- 李兴、刘自敏、杨丹、王道平:《电力市场效率评估与碳市场价格设计——基于电碳市场关联视角下的传导率估计》,《中国工业经济》,2022年第1期。
- 林伯强:《碳中和进程中的中国经济高质量增长》,《经济研究》,2022年第1期。
- 林毅夫、李志鹏:《政策性负担、道德风险与预算软约束》,《经济研究》,2004年第2期。
- 刘希颖、林伯强:《改革能源定价机制以保障可持续发展——以煤电联动政策为例》,《金融研究》,2013年第4期。
- 逄东、孙岩、周玮、杨丹:《地方政府政绩诉求、政府控制权与公司价值研究》,《经济研究》,2014年第1期。
- 吕魁、胡汉辉、胡绪华:《纵向分拆下发电与售电企业的跨网络一体化》,《系统工程学报》,2012年第6期。
- 倪宣明、贺英洁、彭方平:《混合所有制改革对国有企业盈利水平影响及作用路径研究》,《管理评论》,2022年第2期。
- 潘红波、夏新平、余明桂:《政府干预、政治关联与地方国有企业并购》,《经济研究》,2008年第4期。

- (20)秦容军、高辉娜:《我国煤炭价格机制改革研究》,《煤炭经济研究》,2024年第8期。
- (21)宋枫、崔健、蒋志高:《效率提升、租金转移与市场化改革——基于电力行业改革的社会福利分析》,《经济学(季刊)》,2023年第2期。
- (22)王强、张琼、杨杭军:《中国民航业竞争行为的测度及其影响因素——基于公司和航线面板数据的实证研究》,《中国工业经济》,2014年第5期。
- (23)吴茵茵、齐杰、鲜琴、陈建东:《中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角》,《中国工业经济》,2021年第8期。
- (24)叶泽:《电力市场中的市场势力及其治理》,《中国工业经济》,2004年第7期。
- (25)余祥瑞、黄守军、杨俊:《多寡头电力市场中考虑水平合作的碳减排竞争微分对策模型》,《中国管理科学》,2020年第5期。
- (26)张霖琳、刘峰、蔡贵龙:《监管独立性、市场化进程与国企高管晋升机制的执行效果——基于2003~2012年国企高管职位变更的数据》,《管理世界》,2015年第10期。
- (27)张希良、张达、余润心:《中国特色全国碳市场设计理论与实践》,《管理世界》,2021年第8期。
- (28)张赞懿、苏彤、王思泉、林伯强:《行稳方能致远:中国煤炭市场运行特征与价格政策评估》,《管理世界》,2025年第2期。
- (29)郑新业、张阳阳、胡敬秋:《市场势力的度量、识别及防范与治理——基于对中国电力改革应用的思考》,《价格理论与实践》,2016年第6期。
- (30)郑新业、张阳阳、宋枫:《中国深化电力体制改革的进展、成效与方向》,《经济发展研究》,2022年第1期。
- (31)祝继高、梁晓琴:《企业标准化建设与成本弹性研究——来自中国A股制造业上市公司的证据》,《经济研究》,2022年第12期。
- (32)Andruszkiewicz, J., Lorenc, J. and Weychan, A., 2020, "Seasonal Variability of Price Elasticity of Demand of Households Using Zonal Tariffs and Its Impact on Hourly Load of the Power System", *Energy*, vol.196, No.117175.
- (33)Apadula, F., Bassini, A., Elli, A. and Scapin, S., 2012, "Relationships between Meteorological Variables and Monthly Electricity Demand", *Applied Energy*, vol.98, pp.346~356.
- (34)Auer, R. A. and Schoenle, R. S., 2016, "Market Structure and Exchange Rate Pass-Through", *Journal of International Economics*, vol.98, pp.60~77.
- (35)Baldick, R., Grant, R. and Kahn, E., 2004, "Theory and Application of Linear Supply Function Equilibrium in Electricity Markets", *Journal of Regulatory Economics*, vol.25(2), pp.143~167.
- (36)Banker, R. D., Byzalov, D. and Plehn-Dujowich, J. M., 2014, "Demand Uncertainty and Cost Behavior", *The Accounting Review*, vol.89(3), pp.839~865.
- (37)Biggar, D. R. and Hesamzadeh, M. R., 2014, *The Economics of Electricity Markets*, IEEE Press and John Wiley & Sons Ltd.
- (38)Borenstein, S. and Bushnell, J., 2015, "The US Electricity Industry after 20 Years of Restructuring", *Annual Review of Economics*, vol.7(1), pp.437~463.
- (39)Borenstein, S., Bushnell, J. and Knittel, C. R., 1999, "Market Power in Electricity Markets: Beyond Concentration Measures", *The Energy Journal*, vol.20(4), pp.65~88.
- (40)Borenstein, S., Bushnell, J. B. and Wolak, F. A., 2002, "Measuring Market Inefficiencies in California's Restructured Wholesale Electricity Market", *American Economic Review*, vol.92(5), pp.1376~1405.
- (41)Bushnell, B. J., Mansur, T. E. and Saravia, C., 2008, "Vertical Arrangements, Market Structure, and Competition: An Analysis of Restructured US Electricity Markets", *American Economic Review*, vol.98(1), pp.237~266.
- (42)Bushnell, J., 2007, "Oligopoly Equilibria in Electricity Contract Markets", *Journal of Regulatory Economics*, vol.32(3), pp.225~245.
- (43)Caves, R. E. and Porter, M. E., 1977, "From Entry Barriers to Mobility Barriers: Conjectural Decisions and Contrived Deterrence to New Competition", *The Quarterly Journal of Economics*, vol.91(2), pp.241~261.
- (44)Chu, Y., Holladay, J. S. and LaRiviere, J., 2017, "Opportunity Cost Pass-through from Fossil Fuel Market Prices to Procurement Costs of the US Power Producers", *The Journal of Industrial Economics*, vol.65(4), pp.842~871.
- (45)Conley, T. G., Hansen, C. B. and Rossi, P. E., 2012, "Plausibly Exogenous", *The Review of Economics and Statistics*, vol.94(1), pp.260~272.
- (46)Dagoumas, A. S. and Polemis, M. L., 2020, "Carbon Pass-Through in the Electricity Sector: An Econometric Analysis", *Energy Economics*, vol.86, No.104621.
- (47)Dechenaux, E. and Kovenock, D., 2007, "Tacit Collusion and Capacity Withholding in Repeated Uniform Price Auctions", *The RAND Journal of Economics*, vol.38(4), pp.1044~1069.
- (48)Fabra, N. and Reguant, M., 2014, "Pass-through of Emissions Costs in Electricity Markets", *American Economic Review*, vol.104(9), pp.2872~2899.
- (49)Fabra, N., 2003, "Tacit Collusion in Repeated Auctions: Uniform Versus Discriminatory", *The Journal of Industrial Economics*, vol.51(3), pp.271~293.
- (50)Fabrizio, K. R., Rose, N. L. and Wolfram, C. D., 2007, "Do Markets Reduce Costs? Assessing the Impact of Regulatory Restructuring on US Electric Generation Efficiency", *American Economic Review*, vol.97(4), pp.1250~1277.
- (51)Fan, S. and Hyndman, J. R., 2011, "The Price Elasticity of Electricity Demand in South Australia", *Energy Policy*, vol.39(6), pp.3709~3719.

- (52) Gabreyohannes, E., 2010, "A Nonlinear Approach to Modelling the Residential Electricity Consumption in Ethiopia", *Energy Economics*, vol.32(3), pp.515~523.
- (53) Galloway, T. and Li, N., 2023, "Pass-through of Subsidies to Prices Under Limited Competition: Evidence from Canada's Nutrition North Program", *Journal of Public Economics*, vol.225, No.104971.
- (54) Ganapati, S., Shapiro, J. S. and Walker, R., 2020, "Energy Cost Pass-through in US Manufacturing: Estimates and Implications for Carbon Taxes", *American Economic Journal: Applied Economics*, vol.12(2), pp.303~342.
- (55) Genakos, C. and Pagliero, M., 2022, "Competition and Pass-through: Evidence from Isolated Markets", *American Economic Journal: Applied Economics*, vol.14(4), pp.35~57.
- (56) Guo, B. and Gisse, G. C., 2021, "Cost Pass-through in the British Wholesale Electricity Market", *Energy Economics*, vol.102, No.105497.
- (57) Hayashi, F., 2000, *Econometrics*, Princeton University Press.
- (58) Hekkenberg, M., Benders, R. M. J., Moll, H. C. and Schout Uiterkamp, A. J. M., 2009, "Indications for a Changing Electricity Demand Pattern: The Temperature Dependence of Electricity Demand in the Netherlands", *Energy Policy*, vol.37(4), pp.1542~1551.
- (59) Hintermann, B., 2016, "Pass-Through of CO₂ Emission Costs to Hourly Electricity Prices in Germany", *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, vol.3(4), pp.857~891.
- (60) Horstmann, N., Krämer, J. and Schnurr, D., 2018, "Number Effects and Tacit Collusion in Experimental Oligopolies", *The Journal of Industrial Economics*, vol.66(3), pp.650~700.
- (61) Hortaçsu, A. and Puller, S. L., 2008, "Understanding Strategic Bidding in Multi-Unit Auctions: A Case Study of the Texas Electricity Spot Market", *The RAND Journal of Economics*, vol.39(1), pp.86~114.
- (62) Hortaçsu, A., Luco, F., Puller, S. L. and Zhu, D., 2019, "Does Strategic Ability Affect Efficiency? Evidence from Electricity Markets", *American Economic Review*, vol.109(12), pp.4302~4342.
- (63) Ito, K. and Reguant, M., 2016, "Sequential Markets, Market Power, and Arbitrage", *American Economic Review*, vol.106(7), pp.1921~1957.
- (64) Joskow, P. L., 2006, "Markets for Power in the United States: An Interim Assessment", *The Energy Journal*, vol.27(1), pp.1~36.
- (65) Joskow, P. L. and Kahn, E., 2002, "A Quantitative Analysis of Pricing Behavior in California's Wholesale Electricity Market during Summer 2000", *The Energy Journal*, vol.23(4), pp.1~35.
- (66) Joskow, P. L. and Tirole, J., 2007, "Reliability and Competitive Electricity Markets", *The RAND Journal of Economics*, vol.38(1), pp.60~84.
- (67) Joskow, P. L. and Wolfram, C. D., 2012, "Dynamic Pricing of Electricity", *American Economic Review*, vol.102(3), pp.381~385.
- (68) Kim, H., 2022, "Heterogeneous Impacts of Cost Shocks, Strategic Bidding, and Pass-through: Evidence from the New England Electricity Market", *American Economic Journal: Microeconomics*, vol.14(2), pp.370~407.
- (69) Lade, G. E. and Bushnell, J., 2019, "Fuel Subsidy Pass-through and Market Structure: Evidence from the Renewable Fuel Standard", *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, vol.6(3), pp.563~592.
- (70) Li, J. and Stock, J. H., 2019, "Cost Pass-through to Higher Ethanol Blends at the Pump: Evidence from Minnesota Gas Station Data", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol.93, pp.1~19.
- (71) Liu, Y., Jiang, Z. and Guo, B., 2022, "Assessing China's Provincial Electricity Spot Market Pilot Operations: Lessons from Guangdong Province", *Energy Policy*, vol.164, No.112917.
- (72) Lundin, E. and Tangerås, T. P., 2020, "Cournot Competition in Wholesale Electricity Markets: The Nordic Power Exchange, Nord Pool", *International Journal of Industrial Organization*, vol.68, No.102536.
- (73) Mansur, T. E., 2008, "Measuring Welfare in Restructured Electricity Markets", *The Review of Economics and Statistics*, vol.90(2), pp.369~386.
- (74) Marie, B. and Julien, F., 2008, "The Non-linear Link between Electricity Consumption and Temperature in Europe: A Threshold Panel Approach", *Energy Economics*, vol.30(5), pp.2705~2721.
- (75) Mas-Colell, A., Whinston, M. D. and Green, J. R., 1995, *Microeconomic Theory*, New York: Oxford University Press.
- (76) Mercadal, I., 2022, "Dynamic Competition and Arbitrage in Electricity Markets: The Role of Financial Players", *American Economic Journal: Microeconomics*, vol.14(3), pp.665~699.
- (77) Miller, N. H., Osborne, M. and Sheu, G., 2017, "Pass-through in A Concentrated Industry: Empirical Evidence and Regulatory Implications", *The RAND Journal of Economics*, vol.48(1), pp.69~93.
- (78) Muehlegger, E. and Sweeney, R. L., 2022, "Pass-through of Own and Rival Cost Shocks: Evidence from the US Fracking Boom", *The Review of Economics and Statistics*, vol.104(6), pp.1361~1369.
- (79) Nakamura, E. and Zerom, D., 2010, "Accounting for Incomplete Pass-through", *The Review of Economic Studies*, vol.77(3), pp.1192~1230.
- (80) Newey, W. K. and West, K. D., 1994, "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *The Review of Economic Studies*, vol.61(4), pp.631~653.
- (81) Pless, J. and Benthem, V. A. A., 2019, "Pass-Through as a Test for Market Power: An Application to Solar Subsidies", *American Economic Journal: Applied Economics*, vol.11(4), pp.367~401.

- (82) Pollitt, M. G., 2021, "Measuring the Impact of Electricity Market Reform in a Chinese Context", *Energy and Climate Change*, vol.2, No.100044.
- (83) Puller, S. L., 2007, "Pricing and Firm Conduct in California's Deregulated Electricity Market", *The Review of Economics and Statistics*, vol.89(1), pp.75~87.
- (84) Ritz, R. A., 2024, "Does Competition Increase Pass-through?", *The RAND Journal of Economics*, vol.55(1), pp.140~165.
- (85) Sapio, A. and Spagnolo, N., 2016, "Price Regimes in an Energy Island: Tacit Collusion vs. Cost and Network Explanations", *Energy Economics*, vol.55, pp.157~172.
- (86) Sweeting, A., 2007, "Market Power in the England and Wales Wholesale Electricity Market 1995-2000", *The Economic Journal*, vol.117(520), pp.654~685.
- (87) Tangerås, T. P. and Mauritzen, J., 2018, "Real-time Versus Day-ahead Market Power in a Hydro-based Electricity Market", *The Journal of Industrial Economics*, vol.66(4), pp.904~941.
- (88) Wang, H. R., Feng, T. T. and Zhong, C., 2023, "Effectiveness of CO₂ Cost Pass-through to Electricity Prices under 'Electricity-Carbon' Market Coupling in China", *Energy*, vol.266, No.126387.
- (89) Weigt, H. and Hirschhausen, V. C., 2008, "Price Formation and Market Power in the German Wholesale Electricity Market in 2006", *Energy Policy*, vol.36(11), pp.4227~4234.
- (90) Weyl, E. G. and Fabinger, M., 2013, "Pass-through as an Economic Tool: Principles of Incidence under Imperfect Competition", *Journal of Political Economy*, vol.121(3), pp.528~583.
- (91) Willems, B., Rumiantseva, I. and Weigt, H., 2009, "Cournot Versus Supply Functions: What does the Data Tell us?", *Energy Economics*, vol.31(1), pp.38~47.
- (92) Wolak, F. A., 2003a, "Measuring Unilateral Market Power in Wholesale Electricity Markets: The California Market, 1998-2000", *American Economic Review*, vol.93(2), pp.425~430.
- (93) Wolak, F. A., 2003b, "Identification and Estimation of Cost Functions Using Observed Bid Data: An Application to Electricity Markets", in Dewatripont, M., Hansen, L. P. and Turnovsky, S. J., eds: *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications*, Eighth World Congress, Cambridge University Press, Cambridge, pp.133~169.
- (94) Wolfram, C. D., 1999, "Measuring Duopoly Power in the British Electricity Spot Market", *American Economic Review*, vol.89(4), pp.805~826.
- (95) Wooldridge, J. M., 2020, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Brazil: Cengage Learning.
- (96) Yoosoon, C., Sik, C. K. and Isaac, J. M., 2016, "A New Approach to Modeling the Effects of Temperature Fluctuations on Monthly Electricity Demand", *Energy Economics*, vol.60, pp.206~216.
- (97) Zheng, X., Menezes, F. and Nepal, R., 2021, "In Between the State and the Market: An Empirical Assessment of the Early Achievements of China's 2015 Electricity Reform", *Energy Economics*, vol.93, No.105003.

Electricity Price Marketization Reform and Market Power: Evidence from a Cost Pass-through Perspective

Song Feng^a, Lan Ziyi^a, Guo Bowei^{a,b} and Cui Jian^c

(a. School of Applied Economics, Renmin University of China; b. Center for Research On Global Energy Strategy(CROGES), Renmin University of China; c. School of Economics and Management, China University of Petroleum (Beijing))

Abstract: Deepening the reform of the energy management system is an essential part of building a high-standard socialist market economy. This paper evaluates the effectiveness of market-based pricing mechanisms and the progress of competitive markets since the new round of electricity market reforms in 2015, from the perspective of cost pass-through. We begin by developing a theoretical framework for cost pass-through in the electricity market, focusing on how market competitiveness, price elasticity of demand, and marginal cost elasticity influence the pass-through rate. Using high-frequency hourly market-clearing data and generator-level microdata from Guangdong, we then perform reduced-form estimates to quantify the pass-through. Our findings show that marginal costs are significantly passed through to spot market electricity prices, with an estimated pass-through rate of approximately 55.7%. This result is robust to a battery of sensitivity checks. While market-based pricing is taking root and facilitating cost pass-through, the market remains imperfectly competitive. Disaggregated analysis shows that fuel costs are significantly passed through (54.8%), while carbon cost pass-through, though economically meaningful (42.9%), is statistically insignificant. Further analysis reveals that pass-through is higher during periods characterized by higher market competition, lower demand elasticity, and elasticity of marginal cost. These findings have important policy implications for advancing electricity market reforms, promoting electricity-carbon integration, improving industry regulation efficiency, and accelerating the construction of the new electricity system.

Keywords: cost pass-through; electricity market; market power; price marketization

Electricity Price Marketization Reform and Market Power: Evidence from a Cost Pass-through Perspective

Song Feng^a, Lan Ziyi^a, Guo Bowei^{a,b} and Cui Jian^c

(a. School of Applied Economics, Renmin University of China; b. Center for Research On Global Energy Strategy (CROGES), Renmin University of China; c. School of Economics and Management, China University of Petroleum (Beijing))

Summary: A well-functioning market-based electricity price formation mechanism is therefore of paramount importance for ensuring reliable supply, promoting energy transition, and fostering efficient competition. From the perspective of cost pass-through, this paper addresses three key questions. Has China established a market-based electricity pricing mechanism? Do electricity prices effectively reflect fluctuations in marginal fuel and carbon costs? And are electricity prices determined in a competitive market? Addressing these questions is of significant theoretical and practical importance, yet these issues remain underexplored in the existing literature.

In this paper, we begin by developing a theoretical framework for cost pass-through in the electricity market, focusing on how market competitiveness, price elasticity of demand, and marginal cost elasticity influence the pass-through rate. Using high-frequency hourly market-clearing data and generator-level microdata from the Guangdong electricity spot market, we implement a full-volume dispatch and clearing model to identify marginal generating units, and we then estimate the cost pass-through rate in the electricity market. We finally investigate the determinants of the pass-through, evaluating the empirical relevance of the theoretical propositions.

Our main findings are as follows. First, marginal costs are significantly passed through to spot electricity prices, with an estimated pass-through rate of approximately 55.7%. This indicates that although a nascent market-based pricing mechanism has emerged, the market structure remains imperfectly competitive. Second, from a disaggregated perspective, fuel costs are significantly passed through at a rate of 54.8%, while the estimated pass-through rate of carbon costs, though economically meaningful (42.9%), is statistically insignificant. Third, consistent with theoretical propositions, further analysis reveals that pass-through is higher during periods characterized by higher market competition, lower demand elasticity, and lower marginal cost elasticity.

Our findings offer important policy implications. First and foremost, it is essential to further advance the market-based pricing mechanism, enhancing the key role of spot markets in price discovery, demand-supply balancing, and efficient resource allocation. Second, reforms should focus on improving carbon cost pass-through by refining the design of carbon markets, thereby better supporting the achievement of carbon neutrality goals. Third, regulatory oversight must be enhanced to detect and deter the exercise of market power. This calls for a systematic and standardized framework for identifying, measuring, constraining, and preventing market power. Fourth, it is essential to enhance the electricity market's adaptability to high-penetration renewable energy and establish a market mechanism tailored to the next-generation power systems.

This paper offers three contributions relative to previous work. First, we evaluate the effectiveness of market-based pricing mechanisms and the progress of competitive markets since the new round of electricity market reforms, enriching the literature on the assessment of China's electricity market reforms. Second, we develop a theoretical framework and employ high-frequency data to empirically estimate the cost pass-through rate in China's electricity market at the hourly level, adding to the pass-through literature. Finally, we use the pass-through as an ex post test for market power in China's electricity market, providing empirical evidence on the exercise of market power by generators, thereby addressing gaps in existing literature regarding data limitations and measurement methodology.

Keywords: cost pass-through; electricity market; market power; price marketization

JEL Classification: D43, L13, L94, Q40

《电价市场化改革与市场势力——基于成本传导率视角的经验证据》附录

附录 1 第一阶段回归结果

附表 1 边际发电成本传导率的第一阶段回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量: <i>Marginal_cost</i>			
<i>Fuel_price</i>	35.049*** (3.893)	35.073*** (3.910)	35.134*** (3.901)	35.148*** (3.922)
<i>Fuel_price</i> ²	-3.218*** (0.720)	-3.212*** (0.723)	-3.232*** (0.721)	-3.225*** (0.725)
<i>Allowance_price</i>	0.089*** (0.030)	0.089*** (0.030)	0.090*** (0.030)	0.090*** (0.031)
供需控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
时间趋势效应	是	是	是	是
月份一小时固定效应	否	是	否	是
星期一小时固定效应	否	否	是	是
观测值	9480	9480	9480	9480

附表 2 边际燃料成本和边际碳排放成本传导率的第一阶段回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A	被解释变量: <i>Fuel_cost</i>			
<i>Fuel_price</i>	33.550*** (3.483)	33.571*** (3.497)	33.626*** (3.491)	33.638*** (3.507)
<i>Fuel_price</i> ²	-2.768*** (0.645)	-2.763*** (0.647)	-2.781*** (0.646)	-2.774*** (0.649)
<i>Allowance_price</i>	0.010 (0.027)	0.010 (0.027)	0.011 (0.027)	0.011 (0.028)
Panel B	被解释变量: <i>Emission_cost</i>			
<i>Fuel_price</i>	1.499*** (0.412)	1.502*** (0.415)	1.507*** (0.413)	1.510*** (0.416)
<i>Fuel_price</i> ²	-0.450*** (0.075)	-0.449*** (0.076)	-0.451*** (0.075)	-0.451*** (0.076)
<i>Allowance_price</i>	0.079*** (0.003)	0.079*** (0.003)	0.079*** (0.003)	0.079*** (0.003)
供需控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
时间趋势效应	是	是	是	是
月份一小时固定效应	否	是	否	是
星期一小时固定效应	否	否	是	是
观测值	9480	9480	9480	9480

附录 2 “近似外生”条件下的工具变量估计

相比工具变量的相关性假设,外生性假设难以被验证,因为扰动项本身不可观测。为此,本文参考康利等(2012)所采用的“近似外生”工具变量估计方法,放松工具变量的严格外生性假设,假定工具变量可以是近似外生的,利用置信区间集合方法(Union of Confidence Intervals, UCI)和近似零方法(Local to Zero, LTZ),检验不同近似程度下的工具变量估计结果。

附表 3 报告了“近似外生”条件下的工具变量估计结果。基于 UCI 方法的检验结果显示,在放松排他约束后所获得的估计区间均包含了基准回归中的估计系数。基于 LTZ 方法得出的结果也表明,在近似外生的情形下,估计系数相对稳定且仍然保持在较高显著性水平。这一检验表明,本文工具变量的估计结果不完全依赖于排他性假定,即使存在近乎外生的可能性,燃料价格和碳价作为工具变量在统计上存在错误推断的概率基本可以忽略。

附表 3 “近似外生”条件下的工具变量估计

解释变量	被解释变量: <i>Price</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$r_{min}=-0.1$	$r_{min}=-0.2$	$r_{min}=-0.3$	$\mu=0$	$\mu=0.001$	$\mu=0.002$
$r_{min}=0.1$	$r_{min}=0.2$	$r_{min}=0.3$	$\omega=0.0001$	$\omega=0.0001$	$\omega=0.0002$	
<i>Marginal_cost</i>	[0.450, 0.653]	[0.404, 0.699]	[0.357, 0.745]	0.552*** (0.028)	0.552*** (0.028)	0.551*** (0.029)
供需控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
时间趋势效应	是	是	是	是	是	是

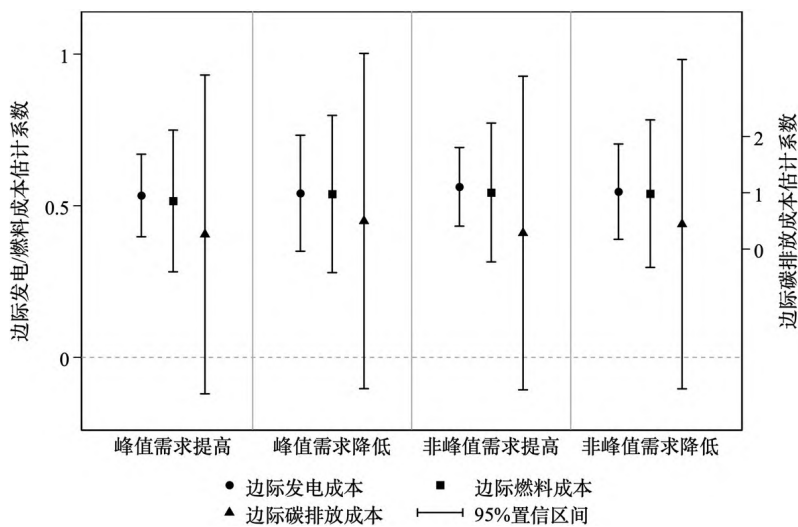
月份一小时固定效应	是	是	是	是	是	是
星期一一小时固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	9480	9480	9480	9480	9480	9480

注：(1) γ 是指定先验区间的上下界，衡量允许工具变量违反外生性的程度；(2) μ 和 ω 分别是指定先验分布中的平均值和方差，默认为正态分布。

附录3 稳健性检验结果

附表4 稳健性检验

解释变量	被解释变量: Price					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	控制双月 时间趋势	控制季度 时间趋势	加入气温 的二次项	加入气温一 月份交互项	取10天 移动平均	取20天 移动平均
Marginal_cost	0.496*** (0.127)	0.413*** (0.102)	0.573*** (0.075)	0.580*** (0.075)	0.517*** (0.078)	0.494*** (0.074)
供需控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
时间趋势效应	是	是	是	是	是	是
月份一小时固定效应	是	是	是	是	是	是
星期一一小时固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	9480	9480	9480	9480	9480	9480
Centered R ²	0.105	0.090	0.126	0.150	0.119	0.112
不可识别检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.010
弱工具变量检验	345.652 [9.080]	576.114 [9.080]	327.821 [9.080]	359.698 [9.080]	221.527 [9.080]	171.382 [9.080]
过度识别检验	0.298	0.023	0.926	0.769	0.419	0.409
外生性检验	0.931	0.976	0.745	0.481	0.252	0.301



附图1 考虑动态约束的稳健性分析

附录4 成本传导效应的对照估计

为分析现货市场建设前的传导效应，由于缺乏机组成本等相关信息，无法直接估计成本向价格的传导，本文进行基于价格—价格的普通最小二乘回归(OLS)。具体模型如下：

$$Electricity_price_t = \gamma_0 + \rho_r Coal_price_t + X_t^p \gamma_1 + X_t^s \gamma_2 + I_t \gamma_3 + \gamma_4 year_t \times wk_t + \epsilon_t \quad (附1)$$

其中， $Electricity_price_t$ 表示燃煤机组上网电价(分/千瓦时)， $Coal_price_t$ 表示动力煤价格(百元/吨)，下标 t 表示样本本期第 t 周。 ρ_r 是重点关注的待估系数，代表燃料价格对电力价格的传导效应。控制变量同样包括供需两侧影响因素，设定与基准模型保持一致，并相应地引入时间固定效应 I_t (包括年份和月份固定效应)和时间趋势项 $year_t \times wk_t$ 。本文整理广东省2004年6月~2020年12月间的动力煤价格和燃煤机组上网电价数据，对上述模型进行估计。

附表5报告了不同规格的估计结果：第(1)列为原始价格回归，第(2)列为对数形式回归，第(3)列为归一化回归。各组回归结果均显示，燃料价格向电力价格的传导效应不具备统计意义上的显著性。从经济意义看(以第(1)列为例)，动力煤价格每吨上涨100元(按照发电煤耗为320克/千瓦时估算，对应发电成本每千瓦时上涨3.2分)，上网电价每千瓦时仅提高0.038分，折算成本传导率约为1.2%，燃料价格变化对电力价格的影响极其微小。上述结果表明，动力煤价格难以有效传导至电力价格，价格信号未能真实反映生产

成本变动。

附表5 燃料价格对电力价格的传导效应

解释变量	被解释变量: <i>Electricity_price</i>		
	(1) 基准回归	(2) 取对数后	(3) 归一化后
<i>Coal_price</i>	0.038 (0.054)	0.008 (0.008)	0.022 (0.031)
供需控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
时间趋势效应	是	是	是
观测值	861	861	861
调整后 R ²	0.987	0.987	0.987

附录5 潜在经济社会收益的粗略估算

为评估电价市场化改革的潜在经济社会效益,本文开展简要的反事实分析,模拟在无电力现货机制、仅采用固定上网电价情形下,发电机组的边际收益和发电出力情况,并据此粗略估算潜在的电力短缺及其造成的经济损失。具体步骤如下:

第一步,本文借鉴布什内尔和诺万(2021)的做法,模拟在固定上网电价机制下边际发电机组的反事实收益情况。为简化分析,该做法不考虑发电机组面临的启动成本、爬坡约束等出力限制,仅从发电机组边际收益的角度进行考虑。反事实收益情况可表示为:

$$GI_t = 1\{\widehat{Price} - Marginal_cost_t > 0\}, t \in \mathbb{Z}_1^{9480} \quad (附2)$$

其中, GI_t 为表示第 t 小时边际发电机组是否亏损的指示变量。 \widehat{Price} 是发电机组面临的固定上网电价:样本期内,广东省燃煤基准电价为45.3分/千瓦时,上浮20%的上限为54.36分/千瓦时,本文取上限作为燃煤机组上网电价,燃气机组上网电价约为65.5分/千瓦时。结果显示,在样本期约19.3%的时段内,电力价格将无法覆盖边际机组的发电成本。

第二步,本文计算在这些边际收益为负的电力短缺时段的最大可用发电容量,并根据实际电力需求确定潜在电力缺口。根据布什内尔和诺万(2021)的思路,通过比较电力价格和边际发电成本,粗略判断每小时每台机组的出力情况。因此,潜在电力供应缺口表示为:

$$Shortage = \sum_{t=1}^{9480} GI_t \times (Demand_t - Max_Supply_t) \quad (附3)$$

$$Max_Supply_t = \sum_{i \in G, Marginal_cost_i < \widehat{Price}} Capacity_i, t \in \mathbb{Z}_1^{9480} \quad (附4)$$

其中, $Shortage$ 为潜在电力供应缺口, $Demand_t$ 为第 t 小时的实际电力需求。 $Capacity_i$ 为机组 i 的可用发电容量, Max_Supply_t 为第 t 小时的最大可用发电容量。测算结果表明,若边际收益为负的发电机组全部停运,样本期间潜在电力供应缺口约为228.8亿千瓦时,占总市场化交易电量的4.8%。

最后,本文依据叶泽(2020)的失负荷价值计算方法,将电力供应缺口转化为潜在经济损失。失负荷价值反映了电力短缺造成的经济损失,通常以单位电量的经济贡献进行衡量。2022年,广东省地区生产总值为129118.58亿元,全社会用电量为7870亿千瓦时,折算单位千瓦时电量的经济产值约为16.4元。电力短缺导致的经济损失可按照电力供应缺口与单位电量产值相乘进行粗略估算。据此估算,潜在经济损失为3754亿元,约占同期广东地区生产总值的2.9%。

附录6 新能源发展对传导效应的影响分析

为探讨新能源高比例发展背景下电力现货市场价格机制的普适性,深入考察新能源增长引起的电力结构变化对传导效应的影响,本文进一步对山东省、甘肃省电力现货市场展开分析。该两省与广东省同为全国首批正式运行的电力现货市场,但在发电结构上存在显著差异。截至2024年底,山东省风力和太阳能发电装机容量占比达44.3%;甘肃省相应占比达64.1%。

(一)其他地区电力现货市场的传导效应

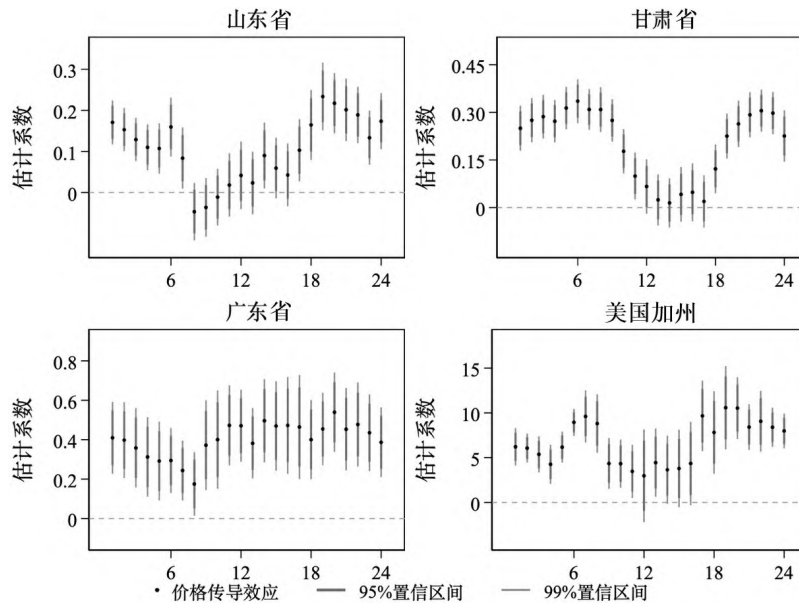
受限于对山东省、甘肃省两省发电机组数据及其成本信息的缺乏,我们无法直接估计边际发电成本向电力价格的传导。因此,本文分析燃料价格向电力价格的传导效应,具体模型如下:

$$Price_{h,d} = \alpha_h + \rho_h^f \times Fuel_d + \beta_h^D \times X_{h,d}^D + X_{h,d}^S \gamma_2 + I_{h,d} \theta_h + \varepsilon_{h,d} \quad (附5)$$

其中, $Price_{h,d}$ 表示样本第 d 日第 h 小时的电力价格, $Fuel_d$ 表示第 d 日的燃料价格。

控制变量包括需求侧控制变量 $X_{h,d}^D$ (实际用电负荷)和供给侧控制变量 $X_{h,d}^S$ (风力发电量和光伏发电量)。 $I_{h,d}$ 为时间固定效应。 ρ_h^f 是重点关注的待估系数,代表第 h 小时燃料价格向电力价格的传导效应。本文整理山东省和甘肃省电力现货市场的出清数据(山东省样本期为2021年12月1日~2024年6月16日,甘肃省样本期为2022年1月1日~2023年12月31日),并基于上述模型进行估计。此外,为提供结果对比,本文还利用广东省电力现货市场数据以及布什内尔和诺万(2021)使用的美国加州(CAISO)电力现货市场数据进行相同估计。

附图2展示了不同电力现货市场中的估计结果。山东省和甘肃省在新能源出力高峰时段(如中午前后),燃煤价格变动并不显著影响电力价格,体现此时作为边际机组的新能源发电不依赖化石燃料的成本特性;而在其他主要由火电机组担任边际机组的时段,燃煤价格上涨显著提高电力价格,充分反映火电机组的燃料成本变动。对比广东省,由于新能源占比较低,其边际机组始终由火电机组主导,燃料价格的传导效应并不呈现明显的时段异质性特征。作为成熟电力市场的典型代表,美国加州(CAISO)市场由于其较高的新能源占比,燃料价格的传导效应在新能源出力高峰的午间时段同样几乎不显著,山东省、甘肃省市场的结果与此类似。上述结果表明,在新能源占比较高的山东省、甘肃省电力市场中,现货价格依然能够有效地反映边际发电机组的成本特征,传递反映生产成本的实时价格信号,支持本文的研究结论。



附图2 价格传导效应估计结果

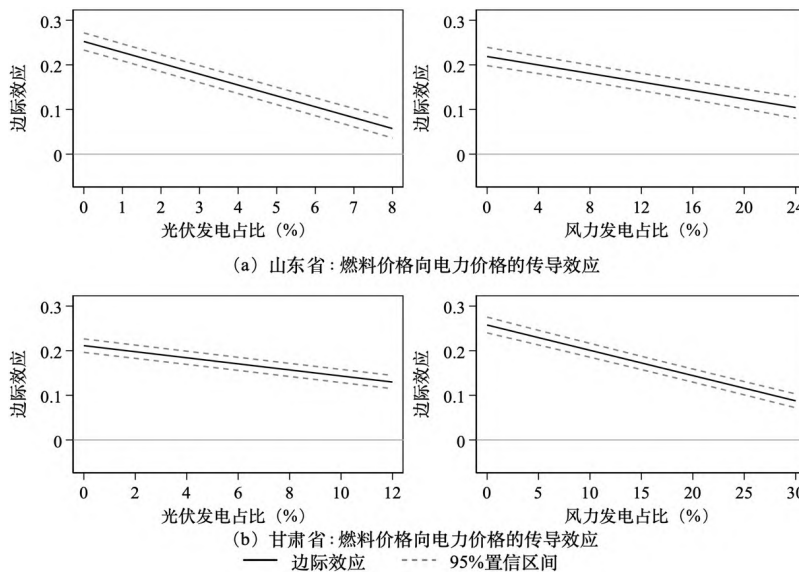
注:估计系数表示燃料价格每上涨一单位对电力价格的影响,山东省、甘肃省、广东省市场指燃煤价格每上涨1元/吨对电力价格的影响(元/兆瓦时),CAISO市场指燃气价格每上涨1美元/百万英热单位对电力价格的影响(美元/兆瓦时)。

(二)新能源与传导效应的交互影响

为进一步分析新能源发展对传导效应的结构性影响,本文在前述模型设定(附5)的基础上,引入燃煤价格与新能源发电占比的交互项($Coal_price_s \times Share_{n,s}$),在整体上考察新能源占比如何影响燃料价格向电力价格的传导效应。交互项系数 δ 代表新能源发电对燃料价格传导效应的调节作用。

附图3报告了估计结果,展示在不同新能源发电占比水平下,燃煤价格向电力价格传导的边际效应。附图3的各子图均显示:(1)燃煤价格向电力价格的传导效应显著为正。这表明,燃煤价格仍显著影响电力价格,传统化石能源机组的燃料成本依然是电价形成的重要基础,这一点与既有结论保持一致。(2)随着新能源发电占比提高,电力价格受燃煤价格的边际影响显著下降,即新能源发电占比对燃煤价格传导效应具有显著的负向调节作用。从经济意义看,在控制其他因素不变的前提下,光伏(风力)发电占比提高1个百分点,电力价格受燃煤价格的边际影响将较其基准影响降低1.46%~9.20%。

上述结果清晰地反映了新能源增长引起的传导效应的结构性变化:在新能源占比上升的时段,燃煤价格对电价的影响程度显著降低。这意味着,随着传统化石能源发电被新能源发电替代,电力价格受燃料价格的边际影响逐渐下降,电价更多地反映新能源“零边际成本”的特征^①。



附图3 新能源与价格传导效应的交互影响

注释

①中外文人名(机构名)对照:康利(Conley);布什内尔(Bushnell);诺万(Novan)。

参考文献

(1)叶泽:《电力现货市场价格上下限的经济学依据》,《中国电力企业管理》,2020年第22期。

(2) Bushnell, J. and Novan, K., 2021, "Setting with the Sun: The Impacts of Renewable Energy on Conventional Generation", *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, vol.8(4), pp.759~796.

(3) Conley, T. G., Hansen, C. B. and Rossi, P. E., 2012, "Plausibly Exogenous", *The Review of Economics and Statistics*, vol.94(1), pp.260~272.