电力价格政策对企业全要素生产率的影响及机制分析

——基于准实验的微观证据

赵琳 林立国

摘要：健全资源环境价格机制是中国生态文明体制改革的重要内容。自2004年起，中国开始对高耗能行业中的淘汰类和限制类企业征收高于正常工业电价的差别电价。本文基于中国实行差别电价政策的实践，考察了电力价格政策对企业全要素生产率的影响及作用机制。实证分析结果显示，在淘汰类企业，差别电价政策对企业全要素生产率具有显著促进作用；在限制类企业，用电加价对企业全要素生产率表现出一定抑制效应。机制分析结果表明，政策冲击促使淘汰类企业加快了对落后生产设备的报废和清理，因此有利于提升企业全要素生产率。在限制类企业，用电加价引发的中间投入上升导致企业减少了对劳动的需求，并在短期内对限制类企业全要素生产率产生不利影响。

关键词：差别电价 高耗能行业 全要素生产率

中图分类号：F423 JEL：Q480, Q410, H320

**The Impact and Mechanism of Electricity Pricing Policy on Total Factor Productivity**

**—— Evidence from a Quasi-Experiment**

**Abstract:** Using price regulation rather than administrative policy in environmental protection is a direction of China's reform. In 2004, China began to impose differential electricity surcharge on eliminated and restricted enterprises in energy intensive industries. Based on the quasi experiment of differential electricity pricing policy, this paper investigates the effect of energy pricing policy on enterprise's productivity. The estimation results show that the differential electricity pricing policy significantly promoted the total factor productivity of eliminated enterprises. For the restricted enterprises, the increase of surcharge rate had inhibitory effect on total factor productivity. According to the mechanism analysis, eliminated enterprises scrapped equipment with backward technology after the implementation of differential electricity pricing policy, which have a promoting effect on total factor productivity. In restricted enterprises, electricity surcharge lead to increase in intermediate inputs, which result in reduction of labor input and have adverse effects on total factor productivity in the short run.

**Key Words:** Differential Electricity Pricing Policy; Energy Intensive Industries; Total Factor Productivity

一、引言

近年来随着节能减排工作的推进，中国采取的主要治理措施正在逐步从总量控制、关停并转等行政手段向经济手段转变。通过完善价格机制促进绿色可持续发展成为现阶段中国深化改革的重要方向。2018年7月国家发展改革委发布的《关于创新和完善促进绿色发展价格机制的意见》中，要求完善有利于绿色发展的价格政策。在《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》（简称“十四五”规划）中，也要求创新完善自然资源、污水垃圾处理、用水用能等领域价格形成机制。

淘汰落后技术和工艺，引导资源优化配置，促进产业结构、能源结构优化升级是资源环境价格政策的重要目标。现有资源环境价格政策主要通过增加企业使用高耗能、高污染、高排放生产技术的成本来激励企业加快淘汰落后技术和工艺。一般来说，淘汰落后技术和工艺提升了企业整体技术水平，对生产率具有促进作用。与此同时，资源环境价格提升对企业收益具有不利影响，并可能通过要素配置、投资等途径导致企业生产率下滑。可见，资源环境价格政策可能对企业生产率和竞争力产生正反两方面效应。资源环境价格政策对企业生产率产生了怎样的影响，其是否有助于实现淘汰落后的目标成为有待回答的问题。现有研究节能减排政策的相关文献虽然较为丰富，但大多围绕行政治理手段展开，对中国资源环境价格政策经济效应的探讨相对不足。因此，廓清资源环境价格政策对企业生产率的影响兼具实践意义和学术价值。

电力价格政策是目前中国在生产领域实施的主要资源环境价格政策[[1]](#footnote-1)。本文基于在高耗能行业实行差别电价政策的“准自然试验”，分析了电力价格政策对企业全要素生产率（Total Factor Productivity，TFP）的作用及影响机制。中国自2004年开始推行差别电价政策。该政策根据企业使用的生产技术和工艺，将高耗能行业中的企业划分为淘汰类、限制类、允许和鼓励类，并对被划分为淘汰类和限制类的企业征收高于正常工业电价的差别电价。其中，淘汰类企业使用的生产技术比限制类更为落后，被征收的用电加价也高于限制类企业。由于不同省份开始推行该政策的时间以及企业被认定为淘汰类或限制类的时间存在差异，各企业受到政策冲击的时间点不完全相同。因此，使用双重差分模型能够有效识别该政策的处理效应。

本文基于微观数据估计了差别电价政策对企业TFP的影响。双重差分结果显示差别电价政策总体而言对企业TFP具有促进作用。使用淘汰类子样本的回归分析结果表明，差别电价政策有利于提升淘汰类企业TFP。对限制类企业的分析结果显示，加价标准对限制类企业TFP具有抑制效应。机制分析结果表明，落后产能的报废和清理是淘汰类企业TFP上升的重要原因。此外，研发投入增加也对淘汰类企业TFP起到一定促进作用。在限制类企业，由于加价标准较低，差别电价政策对企业使用的生产设备无显著影响。然而，用电加价增加了企业单位产出消耗的中间投入，这导致劳动的边际收益下降，企业因此对劳动投入进行了调整。由于短期内存在调整成本，限制类企业TFP有所下滑。这意味着差别电价政策可能造成了效率损失。可见，合理设计加价标准是资源环境价格政策淘汰落后、推动企业高质量发展的关键。

本文的主要贡献在于：第一，本文基于微观数据，考察了中国电力价格政策对企业TFP的影响，并对具体机制进行了探讨。现有从企业层面对资源环境价格政策生产率效应进行分析的文献较为缺乏。虽然有少数研究对该问题进行了探索，但由于数据的可获得性等原因，未能有效识别政策的生产率效应。第二，本文能够为中国现阶段资源环境价格政策的制定和完善提供一定参考。虽然本文分析的是差别电价政策对生产率的影响，但相关结论对水价等其他价格政策的制定和推行也具有参考价值。第三，本文对差别电价政策的分析推进了对能源价格生产率效应的理解。电力作为一种重要的二次能源，是工业企业最敏感的投入要素之一。本研究对差别电价政策生产率效应的考察为评估能源价格冲击的影响提供了证据。

本文接下来的安排如下：第二部分为文献综述；第三部分介绍了制度背景；第四部分对使用的识别策略、变量和数据进行了阐述；第五部分报告了基准回归和相关检验结果；第六部分为机制分析；第七部分总结全文。

二、文献综述

差别电价政策主要通过提升二次能源电力的价格影响企业全要素生产率。大量文献对能源价格的生产率效应进行了探讨，然而，未得出一致结论。Berndt & Wood（1986）以及Dhawan et al（2010）发现，能源价格冲击导致美国在1970到1980年代生产率下降。Gamtessa & Olani（2018）指出，能源价格上升在短期内对企业效率有不利影响，但从长期来看对企业效率具有促进作用。Gonseth et al（2015）使用行业层面的跨国数据分析了能源税引发的能源价格上升对企业生产率的影响，结果显示能源价格上升对企业TFP并非简单的促进或抑制效应，而是随人力资本积累程度的高低而表现出异质性。

对于能源价格影响企业生产率的机制，现有文献主要从生产技术、劳动投入和创新和等多方面进行了探讨。对于能源价格上升能否促进节能技术的采用的问题，现有文献存在一定争议。Mulder et al（2003）和Kerr & Newell（2004）的发现支持能源价格上升有助于加快节能技术的扩散。Rose & Joskow（1990）则持相反观点。Rose & Joskow（1990）考察了节能技术在美国电力生产行业的应用，发现价格上升并未对燃料油节约技术的采用产生影响。除生产技术变动以外，能源价格冲击也将促使企业对劳动投入进行调整。Pindyck & Rotemberg（1983）以及Steinbuks & Neuhoff（2014）等大量文献认为，能源价格上升增加了中间投入，促使企业减少对劳动的需求。Kahn & Mansur（2013）专门对电力价格冲击进行了考察，发现电力价格上升导致高耗能行业对劳动的需求下降。Pindyck & Rotemberg（1983）指出，由于企业能够较为灵活得对劳动投入进行调整，能源价格上升在短期内就将表现出对劳动需求的抑制效应。在创新方面，现有文献大多认为能源价格上升对创新具有促进作用。Newell et al（1999）指出，能源价格上升有利于节能方面的创新。Popp（2002）使用美国专利数据进行了实证分析，结果显示能源价格上升有利于节能相关专利的增加。

现有文献虽然对能源价格冲击的生产率效应进行了较为深入的探讨，然而，相关研究主要以发达国家为背景，有关中国能源价格政策的研究较为缺乏。和能源价格冲击或能源税等导致用能价格普遍提高的情况相比，中国的能源价格政策具有针对性和灵活性，如差别电价政策就是仅针对使用特定落后技术的企业。此外，作为一个发展中国家，中国的企业使用的生产技术相对落后，因此存在更大的提升空间。这导致以发达国家为研究对象得出的结论不适用于中国。然而，由于中国节能减排政策以总量控制、“命令-控制”等行政手段为主，相关文献也主要围绕这类具有行政强制性的规制展开，探讨中国能源价格政策对企业生产率影响的文献较为缺乏。差别电价作为中国较早实施的能源价格政策，有少数相关研究考察了该政策对企业碳排放（Hu et al，2012）和利润等经济指标（Lin & Liu，2011；申萌，2015）的影响。和本文关系较为密切的是Lin & Liu（2011）以及申萌（2015）。Lin & Liu（2011）对位于河南省的多家代表性企业进行调查，发现差别电价政策对企业成本和利润的影响并非简单的促进或抑制作用，而是在不同行业之间存在差异。申萌（2015）使用企业层面数据对差别电价政策进行了考察，发现该政策对高耗能企业的总产值、工业增加值、工资、利润率具有负面效应。现有文献中，Lin & Liu（2011）主要基于对代表性企业的调查得出结论，并非对政策微观效应的估计和识别。由于数据的可得性等原因，从微观层面进行识别的现有文献主要以非高耗能企业为对照组进行回归分析，而非高耗能企业和实施政策的高耗能企业之间缺乏可比性，因此非高耗能企业难以为评估政策效应提供有效参照。此外，现有文献没有对高耗能企业是否真实执行了更高的差别电价进行区分。差别电价政策在实施过程中并非对高耗能行业中的企业均实行差别电价，而是仅对使用特定淘汰类或限制类技术的企业征收差别电价。因此现有研究难以在微观层面识别该政策对企业的影响。

综上所述，电力价格政策作为中国一项重要的资源环境价格政策，其对企业生产率的影响具有不确定性。而现有关于能源价格生产率效应的研究主要围绕发达经济体展开，缺乏对中国相关政策生产率效应的考察。中国在技术水平、经济发展程度等方面不同于发达经济体，因此政策效应可能表现出不同于发达经济体的特征。廓清企业生产率的变动对评估政策实施的经济成本和收益具有重要意义。有必要基于企业层面微观数据，根据企业执行差别电价政策的真实情况，对该政策的生产率效应进行探讨。

三、制度背景

2004年6月，中国国家发展和改革委员会为缓解电力短缺引发的供需矛盾，在《国家发展改革委关于疏导华北电网电价矛盾有关问题的通知》（发改价格〔2004〕1036号）、《国家发展改革委关于疏导华中电网电价矛盾有关问题的通知》（发改价格〔2004〕1038号）等一系列文件中提出对电解铝、铁合金、电石、烧碱、水泥、钢铁等6个高耗能、高污染行业试行差别电价政策。该政策要求，根据企业使用的生产技术、工艺和设备将6个高耗能、高污染行业中的企业划分为淘汰类、限制类、允许和鼓励类[[2]](#footnote-2)，并对淘汰类和限制类企业征收用电加价。其中，淘汰类技术水平和工艺更为落后，加价标准也更高。对于仅有部分生产设备被划分为淘汰类或限制类的企业，仅对淘汰类或限制类设备消耗的电力征收差别电价，其他设备用电按照正常标准征收。

2004年国家发展改革委员会首次提出差别电价政策时要求增加的电费收入上缴中央国库。地方未能分享该政策带来的收入，用电价格提升又可能对企业利润乃至地方收入产生负面影响，因此地方缺乏落实差别电价政策的激励，仅有少数地区及时执行了该政策。2006年，国家发展改革委员会采取了加强监督检查、将增加的电费收入由上缴中央国库改为上缴地方国库等措施，有效推动了该政策的贯彻落实。各地区陆续分批次发布了执行差别电价的企业名单。名单公布后，电网公司根据各省（区、市）政府甄别确定的高耗能企业名单，对被划分为淘汰类或限制类的企业征收用电加价。由于各省份开始推行政策的时间和各批次名单公布时间不同，在淘汰类或限制类企业内部，开始执行差别电价的时间存在先后，这为识别政策效应创造了条件。

自2004年提出推行差别电价政策以后，国家发展改革委员会根据产业政策的需要，对该政策覆盖的行业进行了调整，并逐步提升了加价标准。在差别电价政策覆盖的行业方面，2006年10月黄磷和锌冶炼行业被纳入政策实施范围。在加价标准方面，淘汰类加价标准从每千瓦时0.05元逐步提升到0.20元，限制类加价标准逐步从每千瓦时0.02元提升到0.05元。表1报告了2004年到2009年间国家发展和改革委员会规定的淘汰类和限制类企业加价标准，开始实行加价标准的时间，以及以当年平均普通工业电价为基准的加价百分比。从表1中可见，淘汰类企业加价幅度在8.9%以上，最高达到28.9%。限制类企业加价幅度在3.4%到7.2%之间波动。部分省份在执行该政策时，结合当地实际提高了加价标准[[3]](#footnote-3)。在高耗能行业，电力成本占总成本的比例普遍较高，电解铝行业的电价成本占比更是高达30%~40%。可见差别电价政策能够显著提升企业继续使用淘汰类或限制类设备进行生产的成本。和限制类企业相比，淘汰类企业使用的生产技术更为落后，能源消耗更高，受政策冲击的影响更大。因此政策实施后，淘汰类企业和限制类企业可能采取不同的应对措施，政策效应也表现出不同的特征。

表1 2004年-2009年淘汰类和限制类企业用电加价标准和加价百分比

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 时间 | 普通工业用电平均价格（元/千瓦时） | 淘汰类 | 限制类 |
| 加价标准 | 加价幅度（%） | 加价标准 | 加价幅度（%） |
| 2004年6月起 | 0.56 | 0.05 | 8.929  | 0.02 | 3.571  |
| 2006年10月起 | 0.64 | 0.10 | 15.625  | 0.03 | 4.688  |
| 2007年1月起 | 0.66 | 0.15 | 22.727  | 0.04 | 6.061  |
| 2008年1月起 | 0.69 | 0.20 | 28.986  | 0.05 | 7.246  |

注：普通工业用电平均价格为全国36个大中城市普通工业用电价格的平均值。数据来自于《中国物价年鉴（2005-2010）》。

四、识别策略、变量和数据

（一）识别策略和变量

实施差别电价政策对高耗能企业而言类似于一种外生冲击引发的“准自然试验”。该政策最初是由电力短缺所引发，在政策实施过程中，不同地区开始推行该政策的时间以及企业被认定为淘汰类或限制类的时间存在先后，导致各企业不是在同一个时间点受到政策冲击。这为使用多期双重差分模型（Difference-in-Difference）识别差别电价政策的处理效应创造了条件。因此，本文使用双重差分模型，基于企业层面微观数据估计差别电价政策的处理效应以及电价加价标准对企业生产率的影响。使用如下模型识别差别电价政策对企业TFP的处理效应：

$TFP\_{it}=α\_{0}+β\_{01}D\_{it}+γ\_{0}X\_{it}+δ\_{0i}+σ\_{0t}+ε\_{0it}$ （1）

式（1）中，被解释变量$TFP\_{it}$代表企业i在t年的TFP；核心解释变量$D\_{it}$为表示企业是否执行差别电价政策的虚拟变量，当对该企业征收差别电价时，该虚拟变量设定为1，否则为0；$X\_{it}$是一系列控制变量组成的向量；$δ$和$σ$分别代表个体和时间固定效应；$ε$为随机扰动项。系数β衡量了差别电价政策对企业生产率的处理效应，是本研究主要关心的估计量。基于如下模型及其变化形式估计电价加价标准对企业TFP的影响：

$TFP\_{it}=α\_{1}+β\_{11}P\_{it}+β\_{12}P\_{it}^{2}+γ\_{1}X\_{it}+δ\_{1i}+σ\_{1t}+ε\_{1it}$ （2）

式（2）中，Pit代表对高耗能企业征收的用电加价。由于用电加价和企业生产率之间的关系可能存在非线性特征，模型（2）包含了加价标准的水平值及平方项。模型中其他变量含义同式（1）。考虑到同一企业在不同时间的扰动项之间可能存在自相关，回归分析时对标准误在企业层面进行聚类调整。

 控制变量包括企业发展阶段、生产规模、出口状况、企业所在地级市人均生产总值和行业集聚程度等可能对估计结果产生干扰的因素。发展阶段进入成熟期的企业往往拥有更为完善的管理水平和更高的生产率。本文参考Wang et al（2018）的做法，使用表示企业是否进入成熟期的虚拟变量作为衡量企业发展阶段的指标。当企业成立年限大于样本中位数时认为企业进入成熟期，将表示企业发展阶段的虚拟变量设定为1，否则为0。生产规模是导致企业TFP发生变动的重要因素，因此对企业规模进行控制。本文使用从业人员数作为表示企业规模的变量。企业出口状况一定程度上反映了企业在产品、工艺、面临的经济环境等方面的变动，而这些因素往往会影响企业TFP。因此控制变量中包含表示企业当年是否存在出口的虚拟变量，当存在出口时取值为1，否则为0。企业所在地人均生产总值用于控制企业所在地经济发展环境可能带来的干扰。考虑到企业所属行业在当地的集聚程度可能通过技术溢出等方式影响企业生产率，因此，有必要控制行业集聚程度。本文使用区位熵作为衡量企业所属行业集聚程度的指标，该指标为企业所属行业总产值占当地工业总产值的份额和该行业占全国工业总产值份额的比值，计算方式如下：

$区位熵=\frac{企业所在地级市行业总产值/企业所在地级市工业总产值}{行业全国总产值/全国工业总产值}$（3）

（二）数据

本文以被明确划分为淘汰类和限制类的企业为样本考察差别电价政策对企业TFP的影响。样本中的企业来自于各省份分批次发布的执行差别电价政策的企业名单。名单中报告了企业名称、淘汰类还是限制类、所属行业、加价标准、文件发布时间、政策正式执行时间等相关信息。由于部分地区的相关文件难以获得，最终使用的样本来自中国14个省级行政区。样本来源省份及在各省的分布见附表1-1。企业正式开始被征收差别电价的时间一般为名单发布时间的当月或下个月。由于回归分析使用的数据为年度数据，因此使用名单发布的年份作为企业开始受到政策冲击的时间。样本企业开始实施政策的年份的分布见附表1-2。

企业层面其他相关数据来自中国工业企业数据库。该数据库报告了中国国有和规模以上企业的工业总产值、固定资产、从业人员数等财务指标，被大量应用于微观经济研究。现有研究使用的数据时间区间大多为1998年-2007年，这些年份的数据被认为比较可靠。对于2007年以后中国工业企业数据库的数据质量问题，寇宗来、刘学悦（2020）指出，2008年的数据质量较高；2009年的数据中约有四分之一缺少法人代码和企业名称信息；2011年到2013年的数据缺乏中间投入和工业增加值信息，这导致难以估计企业TFP值。因此，本文使用1998年-2009年数据进行实证分析。本文将实行差别电价的企业名单和中国工业企业数据库性相匹配，得到一个包含1292家企业的面板数据。其中，限制类企业692家，淘汰类企业600家。匹配的主要依据为企业名称和企业所在地。对于部分企业变更企业名称的情形，使用法人代码作为判断样本是否来自同一家企业的依据。针对2009年缺少部分法人代码和企业名称信息的问题，参考寇宗来、刘学悦（2020）的做法，将工业企业数据库中的数据与经济普查数据以及全国税收调查数据进行匹配，从而得出数据对应的企业名称和法人代码。实证分析控制变量涉及到的企业发展阶段、生产规模、出口状况根据数据库中企业注册年份、从业人数、出口交货值得出。区位熵基于数据库中工业总产值数据，使用式（3）计算得出，其中，行业划分依据为国民经济行业分类二位码。控制变量中的企业所在地人均生产总值数据来自于《中国城市统计年鉴》、《中国区域统计年鉴》和省级统计年鉴。为避免不同年份的数据之间缺乏可比性，根据价格指数将人均生产总值、加价标准等数据调整为以1998年为基期的真实值。

在企业TFP值的估计方面，现有文献使用的方法主要包括普通最小二乘估计法，以及Olley & Pakes（1996）（简写为OP）、Levinsohn & Petrin（2003）（简写为LP）、Ackerberg，Caves & Frazer（2015）（简写为ACF）提出的估计方法。其中，最小二乘估计法被认为存在较为严重的内生性问题。OP法和LP法能够得出具有一致性的生产率估计值，因此自提出后被大量文献采用。然而，Ackerberg et al（2015）指出，OP法和LP法存在函数依赖问题，这可能导致劳动份额估计上的困难。ACF法放松了对函数形式的要求，从而为规避函数依赖问题提供了解决方案。因此，本文以工业增加值作为衡量产出的指标，分别以数据库中的固定资产合计、从业人员数作为衡量资本和劳动的指标，使用ACF法估计企业的TFP值。对各变量的描述性统计见表2。

表2 描述性统计

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 观察值个数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 全要素生产率（TFP） | 7799 | 1.858 | 1.102 | -5.032 | 6.831 |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 7799 | 0.219 | 0.413 | 0 | 1 |
| 加价标准（元） | 7799 | 0.023 | 0.058 | 0 | 0.4 |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | 7799 | 0.537 | 0.499 | 0 | 1 |
| 从业人员数（人） | 7799 | 561.487 | 2760.540 | 10 | 49103 |
| 出口（虚拟变量） | 7799 | 0.037 | 0.189 | 0 | 1 |
| 区位熵 | 7799 | 1.899 | 1.896 | 0.013 | 14.876 |
| 人均生产总值(万元） | 7799 | 2.163 | 2.021 | 0.137 | 13.115 |

五、回归结果和稳健性检验

 本节首先报告了基准回归结果，然后对差别电价政策实施的外生性假设是否成立进行了考察，接着进行稳健性检验，最后对政策效应的异质性进行了探讨。

（一）基准回归结果

 本节基于模型（1）和模型（2），估计了差别电价政策的处理效应和加价标准的效应系数。回归分析使用的样本由淘汰类和限制类企业组成，这两类企业使用的生产技术水平和被征收的用电加价均存在较大差异。这意味着面临政策冲击，两类企业可能采取不同的决策，导致政策处理效应具有不同特征。因此，本节首先使用全样本估计差别电价政策对企业TFP的影响，接着分别对淘汰类和限制类子样本进行考察。回归结果见表3。

 表3第（1）列中效应系数显著大于零，表明该政策总体上对样本企业TFP具有促进作用。表3第（3）列中加价标准水平值和平方项系数符号相反，提示加价标准对企业TFP的影响具有非线性特征。从表3第（4）列和第（5）列可见，使用淘汰类子样本进行回归分析时，衡量差别电价政策处理效应和加价标准效应的系数均大于零且在1%水平上显著，表明差别电价政策对淘汰类企业TFP具有促进作用。表3第（6）列中加价标准水平值系数符号为正，平方项系数符号为负，两个系数均显著，提示加价标准对淘汰类高耗能企业TFP的影响具有“倒U型”特征。根据回归系数可得拐点值约为0.18元。表3第（7）列到第（9）列中限制类子样本回归结果显示，实施差别电价政策对限制类企业TFP的影响系数小于零，系数在10%水平上显著。加价标准水平值的处理效应系数显著为负。回归方程同时包含加价标准水平值和平方项时，效应系数缺乏显著性。该结果提示，差别电价政策对限制类企业生产率具有一定抑制作用，且随加价标准提升，限制类企业生产率下降。可见，差别电价政策对限制类企业生产率产生的作用和淘汰类相反。从系数绝对值大小和显著性程度来看，该政策对限制类企业的影响低于淘汰类企业。

表3 政策执行及加价标准对企业TFP的影响

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 全样本 | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.097\*\*(0.043) |  |  | 0.270\*\*\*(0.072) |  |  | -0.089\*(0.052) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 0.848\*(0.447) | 2.326\*\*\*(0.774) |  | 1.473\*\*\*(0.541) | 3.905\*\*\*(0.931) |  | -3.668\*\*(1.500) | -3.075(5.776) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -6.367\*(3.351) |  |  | -10.35\*\*\*(3.847) |  |  | -13.82(142.7) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | 0.146\*\*\*(0.042) | 0.143\*\*\*(0.042) | 0.148\*\*\*(0.042) | 0.222\*\*\*(0.083) | 0.214\*\*\*(0.083) | 0.231\*\*\*(0.083) | 0.113\*\*(0.049) | 0.113\*\*(0.049) | 0.114\*\*(0.049) |
| 从业人员数（对数值） | -0.516\*\*\*(0.037) | -0.521\*\*\*(0.038) | -0.522\*\*\*(0.037) | -0.457\*\*\*(0.054) | -0.459\*\*\*(0.054) | -0.463\*\*\*(0.054) | -0.608\*\*\*(0.051) | -0.608\*\*\*(0.050) | -0.608\*\*\*(0.051) |
| 是否出口（虚拟变量） | -0.029(0.067) | -0.020(0.068) | -0.014(0.068) | -0.044(0.087) | -0.058(0.087) | -0.041(0.088) | 0.009(0.096) | 0.013(0.096) | 0.013(0.096) |
| 区位熵 | 0.041\*\*(0.020) | 0.039\*\*(0.019) | 0.040\*\*(0.020) | -0.002(0.036) | -0.005(0.036) | -0.005(0.036) | 0.052\*\*(0.024) | 0.052\*\*(0.024) | 0.052\*\*(0.024) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | 0.163(0.109) | 0.164(0.110) | 0.153(0.109) | 0.856\*\*\*(0.232) | 0.869\*\*\*(0.234) | 0.842\*\*\*(0.231) | -0.010(0.128) | -0.005(0.128) | -0.005(0.128) |
| 观察值个数 | 7799 | 7799 | 7799 | 3004 | 3004 | 3004 | 4795 | 4795 | 4795 |
| R2值 | 0.326 | 0.326 | 0.326 | 0.266 | 0.264 | 0.268 | 0.378 | 0.379 | 0.379 |
| 样本企业个数 | 1292 | 1292 | 1292 | 600 | 600 | 600 | 692 | 692 | 692 |

注：\*\*\*表示系数在1%水平上显著，\*\*表示系数在5%水平上显著，\*表示系数在10%水平上显著。括号中的数字为稳健的标准差。

（二）差别电价政策实行时间的外生性检验

本文使用双重差分模型估计差别电价政策处理效应的一个重要前提假设是，该政策对企业而言属于外生冲击，即政策执行与否和企业生产率无关。虽然中央提出差别电价政策对高耗能企业而言具有外生性，然而，在政策推行过程中，企业开始被征收用电加价的时间和中央提出差别电价政策的时间之间存在一定时滞。这种时滞一方面来自于从中央提出政策到省级层面开始推行政策的时间之间的间隔，另一方面来自于市、县级政府根据省级部门的相关要求对当地淘汰类和限制类企业进行甄别所耗费的时间。可能存在的一个问题是，企业生产率越低，当地政府部门越有可能出于扶持地方企业的考虑而延迟执行该政策，从而违背政策外生性假设。在这种情况下，估计系数将存在偏误。因此，有必要对各批次[[4]](#footnote-4)样本企业的生产率是否影响政策实施时间的问题进行探讨。

散点图1展示了各批次企业在中央发布差别电价政策的前一年即2003年的平均生产率，以及企业名单发布时间[[5]](#footnote-5)。从图1中可见，无论在全样本、淘汰类子样本还是限制类子样本，名单发布时间和生产率均未表现出相关关系。使用线性回归分析的方法估计各批次企业平均生产率对名单发布时间的影响系数，结果如下：使用全样本所得回归系数为0.347，p值为0.608；使用淘汰类子样本所得回归系数为0.516，p值为0.383；使用限制类子样本所得回归系数为-0.006，p值为0.995。回归系数和对应的p值均基于最小二乘估计法得出。对应的回归线见图1。这初步表明，无论在全样本还是根据类别进行划分的子样本，企业生产率对政策时滞[[6]](#footnote-6)均无统计上的解释力。





图1 2003年各批次企业平均全要素生产率和名单发布时间

为进一步明确各批次企业生产率对政策实施时间的影响，本文接下来参考kroszner和Strahan（1999），基于风险分析模型（Hazard Model）对该问题进行探讨。本文使用服从Weibull分布的风险概率函数（Hazard Rate Function）来表示开始对企业所在批次执行差别电价的概率。函数具体形式如下：

$h[t,Z(t),b]=h\_{0}(t)exp[Z(t)^{'}b]$ （4）

式（5）中，$h\_{0}(t)$为基准风险概率，形式为$pt^{p-1}$。$Z(t)$为表示各解释变量在时间t的取值的向量。p和b均为相关参数。模型（4）可变换为政策时滞关于解释变量的线性函数，函数形式如下：

 $ln(T)=Z(t)^{'}\hat{b}+e$ （5）

其中，T代表政策时滞，参数$\hat{b}=-b/p$，$\hat{b}$衡量了解释变量每变化一单位，所引发的政策时滞变动的百分比，e为残差项。在本研究中核心解释变量为各批次企业的平均生产率。考虑到企业所在地经济状况可能影响政策实施时间，在模型中纳入企业所在省人均GDP、财政收入和对外贸易总额等控制变量。控制变量数据来自于《中国统计年鉴》。分别使用全样本、淘汰类子样本和限制类子样本，基于极大似然估计法得出$\hat{b}$的估计值，结果见表4。从中可见，各批次样本平均生产率对政策时滞的影响系数均不显著，可知企业生产率水平不影响差别电价政策的实施时间。因此，认为差别电价政策发布时间具有外生性，双重差分模型能够有效识别政策的处理效应。

表4 各批次样本平均生产率对政策时滞的影响系数

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 全样本 | 淘汰类 | 限制类 |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 生产率 | -0.0639(0.0884) | -0.0330(0.0936) | -0.000547(0.0836) | -0.0256(0.0727) | -0.0499(0.116) | 0.0522(0.138) |
| 财政收入（万亿元） |  | -1.119(2.857) |  | 2.092(2.367) |  | -5.257(4.171) |
| 人均gdp |  | 0.173(0.167) |  | 0.170(0.129) |  | 0.0901(0.205) |
| 进出口总值（万亿美元） |  | -0.318(0.842) |  | -1.478\*(0.778) |  | 1.714(1.604) |
| P | 2.439\*\*\*(0.514) | 2.624\*\*\*(0.603) | 2.343\*\*\*(0.479) | 2.833\*\*\*(0.625)  | 2.594\*\*\*(0.813) | 2.406\*\*(0.862) |
| 观察值个数 | 177 | 177 | 152 | 152 | 91 | 91 |

注：同表3。

（三）稳健性检验

本文主要从三方面进行稳健性检验：第一，对政策实施前后企业TFP的动态变化进行考察；第二，使用其他方法估计出的TFP为被解释变量，再次基于模型（1）和模型（2）进行回归分析；第三，对中国2006年实施的千家企业节能行动可能引发的干扰进行探讨。

（1）政策实施前后企业TFP的动态变化

为确定政策处理效应不是由其他难以观察的因素所驱动，本节对实行差别电价政策前后企业TFP的动态变化进行检验。具体做法是，将式（1）中表示实行差别电价政策的虚拟变量替换为一系列代表观察值所在年份和政策冲击年份之间时间距离的虚拟变量，再次进行回归分析。模型具体形式为：

$TFP\_{it}=α\_{3}+τ\_{1}T\_{it}^{-8}+τ\_{2}T\_{it}^{-7}+...+τ\_{12}T\_{it}^{5}+γ\_{3}X\_{it}+δ\_{3i}+σ\_{3t}+ε\_{3it}$ （6）

式中，当观察值所在年份和政策冲击年份之差等于j时，虚拟变量$T\_{it}^{j}$取值为1，否则取0。在开始实施政策的当年，j=0。控制变量和其他变量的设定与式（1）相同。以距离政策实施年份早于8年（即j<-8）的观察值为对照，分别使用全样本以及淘汰类和限制类子样本估计动态效应系数，结果见图2。

从图2可见，当j<0时，动态效应系数均呈动态波动趋势且不显著异于零，表明政策实施前不存在其他可能导致企业TFP发生变动的因素。在实行差别电价政策之后，使用全样本和淘汰类子样本估计出的动态效应系数始终大于零且呈上升趋势。在显著性程度方面，淘汰类子样本动态效应系数在政策实施的当年和政策实施后的一到三年均在5%水平上显著。可见在政策实施的当年，差别电价政策就开始对淘汰类企业TFP产生促进作用。限制类子样本动态效应系数均不显著，意味着表3第（7）列中估计出的限制类企业政策处理效应缺乏稳健性。因此，认为差别电价政策的处理效应主要表现为对淘汰类企业生产率的促进作用，且该效应并非源于其他难以观察的内生因素。



图2 差别电价政策对企业TFP影响的动态效应系数

注：实线代表回归估计出的动态效应系数值，虚线分别为95%置信区间的上限和下限。

（2）改变TFP估计方法

基准回归分析中使用ACF法作为TFP的估计方法。为避免估计结果仅在使用ACF法估计TFP的情况下成立，并便于和现有相关文献相比较，使用OP法和LP法估计TFP以对回归结果的稳健性进行检验。基于模型（1）和模型（2）再次进行回归分析，结果见表5和表6。从中可见，无论使用OP法还是LP法计算TFP，所得到的回归结果在系数大小和显著性程度方面均和基准回归结果较为近似，表明基准回归结果稳健。本文同时也考察了差别电价政策对单要素生产率的影响，结果见附录2。

（3）千家企业节能行动可能产生的干扰

在2004年中央首次提出对高耗能企业试行差别电价时，仅有部分省市落实了这项政策。2006年，中央发布一系列文件对执行该政策提出了明确要求。原本没有实施该政策的地区开始陆续对当地可能属于淘汰类或限制类的高耗能企业进行甄别，已经实行该政策的地区也对执行差别电价政策的企业名单进行了完善。因此，样本中大多数企业是在2006年以后被认定为淘汰类或限制类企业。而在2006年4月，国家发展改革委、能源办等部委联合发布了《关于印发千家企业节能行动实施方案的通知》（发改环资[2006]571号）。在“十一五”期间，千家企业被要求通过淘汰落后工艺和设备、进行节能技术改造、调整能源消费结构等手段，实现节能1亿吨标准煤左右的目标。这些节能减排措施可能大大改变位于千家企业名单中的样本的生产率。

千家企业包含钢铁、有色、煤炭、电力、石油石化、化工、建材、纺织、造纸等9个重点耗能行业中2004年综合能源消费量达到18万吨标准煤以上的企业，共1008家。实行差别电价的企业中有43家被纳入千家企业名单。其中，淘汰类企业34家，限制类企业9家。虽然属于千家企业的样本占比较低，但千家企业政策仍然有可能对估计差别电价政策的效应产生干扰。因此，剔除属于千家企业的样本，再次使用模型（1）和模型（2）进行回归分析。结果见表7。从中可见，和基准回归结果相比，使用全样本和淘汰类企业子样本所得效应系数及显著性程度均接近于基准回归结果，表明差别电价政策对淘汰类企业存在显著且稳健的促进作用。使用限制类子样本进行回归时，衡量政策处理效应的系数大小和符号与基准回归较为接近，但系数不再显著，加价标准水平项的系数和基准回归结果相似且同样显著小于零。因此认为在限制类企业，虽然差别电价政策的处理效应缺乏稳健性，但用电加价标准的提升对企业TFP具有显著抑制作用。

表5 使用OP法估计生产率的回归结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 全样本 | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.108\*\*(0.044) |  |  | 0.296\*\*\*(0.075) |  |  | -0.093\*(0.052) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 1.094\*\*(0.457) | 2.562\*\*\*(0.795) |  | 1.663\*\*\*(0.557) | 4.154\*\*\*(0.961) |  | -3.885\*\*(1.520) | -3.022(5.915) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -6.323\*(3.384) |  |  | -10.61\*\*\*(3.889) |  |  | -20.12(146.5) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | 0.063(0.042) | 0.058(0.042) | 0.064(0.042) | 0.146\*(0.084) | 0.136(0.084) | 0.154\*(0.084) | 0.026(0.049) | 0.026(0.049) | 0.027(0.049) |
| 从业人员数（对数值） | -0.015(0.038) | -0.022(0.038) | -0.023(0.038) | 0.049(0.054) | 0.047(0.054) | 0.042(0.054) | -0.120\*\*(0.052) | -0.121\*\*(0.052) | -0.120\*\*(0.052) |
| 是否出口（虚拟变量） | -0.019(0.074) | -0.007(0.074) | -0.002(0.075) | -0.022(0.095) | -0.038(0.094) | -0.020(0.095) | 0.006(0.098) | 0.011(0.098) | 0.009(0.098) |
| 区位熵 | 0.041\*\*(0.020) | 0.039\*(0.020) | 0.039\*(0.021) | -0.006(0.037) | -0.009(0.037) | -0.009(0.037) | 0.053\*\*(0.025) | 0.052\*\*(0.025) | 0.0525\*\*(0.025) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | 0.202\*(0.112) | 0.201\*(0.112) | 0.190\*(0.112) | 0.949\*\*\*(0.236) | 0.962\*\*\*(0.238) | 0.934\*\*\*(0.235) | 0.008(0.132) | 0.015(0.131) | 0.015(0.131) |
| 观察值个数 | 7799 | 7799 | 7799 | 3004 | 3004 | 3004 | 4795 | 4795 | 4795 |
| R2值 | 0.224 | 0.224 | 0.225 | 0.198 | 0.195 | 0.200 | 0.262 | 0.263 | 0.263 |
| 样本企业个数 | 1292 | 1292 | 1292 | 600 | 600 | 600 | 692 | 692 | 692 |

注：同表3。

表6 使用LP法估计生产率的回归结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 全样本 | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.089\*\*(0.043) |  |  | 0.263\*\*\*(0.071) |  |  | -0.098\*(0.052) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 0.711(0.444) | 2.179\*\*\*(0.766) |  | 1.403\*\*\*(0.539) | 3.899\*\*\*(0.918) |  | -3.920\*\*\*(1.471) | -3.103(5.723) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -6.321\*(3.342) |  |  | -10.630\*\*\*(3.814) |  |  | -19.040(141.100) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | 0.045(0.041) | 0.043(0.041) | 0.048(0.042) | 0.132(0.084) | 0.124(0.084) | 0.142\*(0.084) | 0.006(0.048) | 0.007(0.048) | 0.007(0.047) |
| 从业人员数（对数值） | 0.405\*\*\*(0.037) | 0.400\*\*\*(0.037) | 0.400\*\*\*(0.037) | 0.469\*\*\*(0.054) | 0.468\*\*\*(0.054) | 0.464\*\*\*(0.054) | 0.307\*\*\*(0.051) | 0.307\*\*\*(0.050) | 0.307\*\*\*(0.050) |
| 是否出口（虚拟变量） | -0.039(0.066) | -0.032(0.066) | -0.026(0.066) | -0.054(0.086) | -0.067(0.085) | -0.050(0.086) | -0.014(0.093) | -0.010(0.093) | -0.010(0.093) |
| 区位熵 | 0.043\*\*(0.019) | 0.042\*\*(0.019) | 0.043\*\*(0.019) | 0.005(0.035) | 0.003(0.035) | 0.003(0.035) | 0.053\*\*(0.025) | 0.052\*\*(0.024) | 0.052\*\*(0.024) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | 0.118(0.108) | 0.120(0.108) | 0.109(0.108) | 0.833\*\*\*(0.231) | 0.847\*\*\*(0.233) | 0.819\*\*\*(0.230) | -0.049(0.126) | -0.043(0.126) | -0.043(0.125) |
| 观察值个数 | 7799 | 7799 | 7799 | 3004 | 3004 | 3004 | 4795 | 4795 | 4795 |
| R2值 | 0.230 | 0.230 | 0.231 | 0.225 | 0.222 | 0.227 | 0.254 | 0.254 | 0.254 |
| 样本企业个数 | 1292 | 1292 | 1292 | 600 | 600 | 600 | 692 | 692 | 692 |

注：同表3。

表7 剔除千家企业以后的回归结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 全样本 | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.097\*\*(0.045) |  |  | 0.281\*\*\*(0.075) |  |  | -0.088(0.054) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 0.899\*(0.503) | 2.584\*\*\*(0.861) |  | 1.649\*\*\*(0.599) | 4.287\*\*\*(1.029) |  | -3.617\*\*(1.546) | -3.198(5.799) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -7.703\*(4.161) |  |  | -11.99\*\*(4.759) |  |  | -9.724(142.400) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | 0.142\*\*\*(0.043) | 0.139\*\*\*(0.043) | 0.145\*\*\*(0.043) | 0.219\*\*(0.088) | 0.209\*\*(0.087) | 0.228\*\*\*(0.088) | 0.111\*\*(0.050) | 0.111\*\*(0.050) | 0.112\*\*(0.050) |
| 从业人员数（对数值） | -0.527\*\*\*(0.039) | -0.531\*\*\*(0.039) | -0.533\*\*\*(0.039) | -0.459\*\*\*(0.057) | -0.461\*\*\*(0.057) | -0.467\*\*\*(0.057) | -0.618\*\*\*(0.051) | -0.618\*\*\*(0.051) | -0.618\*\*\*(0.051) |
| 是否出口（虚拟变量） | -0.046(0.079) | -0.036(0.079) | -0.030(0.079) | -0.041(0.099) | -0.056(0.099) | -0.036(0.099) | -0.071(0.113) | -0.067(0.113) | -0.067(0.113) |
| 区位熵 | 0.049\*\*(0.022) | 0.047\*\*(0.022) | 0.048\*\*(0.023) | 0.010(0.049) | 0.003(0.049) | 0.006(0.049) | 0.057\*\*(0.026) | 0.056\*\*(0.026) | 0.056\*\*(0.026) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | 0.142(0.111) | 0.144(0.112) | 0.133(0.111) | 0.817\*\*\*(0.240) | 0.832\*\*\*(0.242) | 0.800\*\*\*(0.238) | -0.014(0.130) | -0.008(0.129) | -0.008(0.129) |
| 观察值个数 | 7532 | 7532 | 7532 | 2804 | 2804 | 2804 | 4728 | 4728 | 4728 |
| R2值 | 0.324 | 0.324 | 0.325 | 0.258 | 0.256 | 0.261 | 0.377 | 0.378 | 0.378 |
| 样本企业个数 | 1249 | 1249 | 1249 | 566 | 566 | 566 | 683 | 683 | 683 |

注：同表3。

（四）异质性分析

由于不同所有制或不同规模的企业在融资约束、管理水平等方面存在差异，差别电价政策对企业生产率的影响可能因此表现出异质性。本节分别根据企业所有制和生产规模对样本进行分组，通过分组回归对政策效应的异质性进行考察。

根据所有制将样本分为国有企业和非国有企业两组[[7]](#footnote-7)，使用模型（1）和模型（2）分别对两组样本进行回归，结果见表8。从表中可见，使用国有企业进行回归时，除第（9）列中限制类企业加价标准水平值和平方项系数显著以外，其他衡量差别电价政策影响的系数均不显著。使用非国有企业为样本进行回归分析，所得效应系数及显著性程度接近于基准回归结果。因此，认为差别电价政策主要对非国有企业TFP具有显著影响。其中，对非国有淘汰类企业TFP具有促进作用，对非国有限制类企业TFP表现为一定抑制效应。

根据企业从业人员数和营业收入，将样本分为大型企业、中型企业和小型企业三个组别。其中，大型企业为从业人员不低于1000人且营业收入不低于40000万元的企业，小型企业为从业人员数少于300人或营业收入在2000万元以下的企业，其他企业划分为中型企业[[8]](#footnote-8)。根据企业规模进行分组回归的异质性分析结果见表9。从中可见，大型企业组所得效应系数均不显著；中型企业组所得效应系数中，仅第（9）列中加价标准平方项在10%水平上显著。因此，认为差别电价政策对大型企业和中型企业无显著影响。使用小型企业为样本进行回归分析，所得衡量差别电价政策对淘汰类企业影响的系数均显著。可知差别电价政策对淘汰类小型企业TFP具有显著促进作用，且这种促进作用具有非线性特征。衡量差别电价政策对限制类企业影响的系数中，政策处理效应系数和和加价标准水平值效应系数均显著小于零，表明差别电价政策对限制类小型企业TFP具有抑制效应。

表8 分所有制异质性分析结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 全样本 | 淘汰类 | 限制类 |
| 组别 | 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 国有企业 | 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.110(0.125) |  |  | 0.350(0.217) |  |  | -0.0416(0.155) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 0.792(1.296) | 1.650(2.263) |  | 2.059(1.387) | 4.735(2.879) |  | -2.555(4.181) | 58.65\*\*(28.36) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -4.495(10.44) |  |  | -14.24(12.70) |  |  | -1562\*\*(734.2) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观察值个数 | 1743 | 1743 | 1743 | 468 | 468 | 468 | 1275 | 1275 | 1275 |
| R2值 | 0.307 | 0.307 | 0.307 | 0.307 | 0.306 | 0.307 | 0.328 | 0.328 | 0.331 |
| 样本企业个数 | 236 | 236 | 236 | 69 | 69 | 69 | 167 | 167 | 167 |
| 非国有企业 | 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.101\*\*(0.0473) |  |  | 0.260\*\*\*(0.0777) |  |  | -0.0973\*(0.0568) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 0.786(0.483) | 2.524\*\*\*(0.822) |  | 1.384\*\*(0.587) | 3.908\*\*\*(0.991) |  | -3.942\*\*(1.628) | -3.809(5.835) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -7.326\*\*(3.513) |  |  | -10.52\*\*\*(4.010) |  |  | -3.044(142.4) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观察值个数 | 6056 | 6056 | 6056 | 2536 | 2536 | 2536 | 3520 | 3520 | 3520 |
| R2值 | 0.336 | 0.336 | 0.338 | 0.260 | 0.258 | 0.263 | 0.409 | 0.410 | 0.410 |
| 样本企业个数 | 1056 | 1056 | 1056 | 531 | 531 | 531 | 525 | 525 | 525 |

注：同表3。

表9 分企业规模异质性分析结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 全样本 | 淘汰类 | 限制类 |
| 组别 | 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 大型企业 | 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.102(0.137) |  |  | 0.162(0.200) |  |  | -0.0151(0.143) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | -0.513(0.915) | 1.846(2.215) |  | 0.469(0.981) | 3.228(2.461) |  | -1.112(4.884) | 28.03(38.64) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -8.121(7.865) |  |  | -9.456(8.376) |  |  | -815.5(1121) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观察值个数 | 469 | 469 | 469 | 317 | 317 | 317 | 152 | 152 | 152 |
| R2值 | 0.348 | 0.348 | 0.351 | 0.336 | 0.334 | 0.339 | 0.471 | 0.471 | 0.473 |
| 样本企业个数 | 76 | 76 | 76 | 55 | 55 | 55 | 21 | 21 | 21 |
| 中型企业 | 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.122(0.120) |  |  | 0.319(0.210) |  |  | -0.0330(0.137) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 0.841(1.132) | 1.619(1.683) |  | 1.946(1.406) | 3.370(2.082) |  | -0.819(3.668) | -17.48(11.11) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -3.277(7.697) |  |  | -5.884(8.379) |  |  | 385.9\*(228.3) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观察值个数 | 1424 | 1424 | 1424 | 602 | 602 | 602 | 822 | 822 | 822 |
| R2值 | 0.280 | 0.280 | 0.281 | 0.248 | 0.249 | 0.250 | 0.351 | 0.351 | 0.355 |
| 样本企业个数 | 216 | 216 | 216 | 106 | 106 | 106 | 110 | 110 | 110 |
| 小型企业 | 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.0709(0.0508) |  |  | 0.270\*\*\*(0.0831) |  |  | -0.125\*\*(0.0605) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 1.099\*(0.577) | 2.631\*\*(1.071) |  | 1.767\*\*\*(0.671) | 4.595\*\*\*(1.268) |  | -4.869\*\*\*(1.723) | -2.113(5.445) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -7.611(5.372) |  |  | -14.18\*\*(6.163) |  |  | -63.44(133.0) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观察值个数 | 5906 | 5906 | 5906 | 2085 | 2085 | 2085 | 3821 | 3821 | 3821 |
| R2值 | 0.345 | 0.346 | 0.346 | 0.279 | 0.277 | 0.282 | 0.396 | 0.396 | 0.397 |
| 样本企业个数 | 1000 | 1000 | 1000 | 439 | 439 | 439 | 561 | 561 | 561 |

注：同表3。

六、机制分析

基准回归分析和稳健性检验结果表明，差别电价政策对淘汰类企业TFP表现出显著促进作用。在限制类企业，虽然政策处理效应缺乏稳健性，然而加价标准对企业TFP表现出稳健的抑制效应。根据现有文献可知，电力价格提升导致企业TFP发生变动的可能原因有：第一，企业使用的生产设备和工艺发生变动（Newell et al，1999；Mulder et al，2003）；第二，企业对生产过程中使用的劳动投入进行了调整(Kahn & Mansur，2013；Steinbuks & Neuhoff，2014)；第三，企业在创新方面获得突破（Popp，2002）；第四，其他难以观察的因素也可能对企业生产率产生影响，如生产流程、管理和运营等方面的变动。由于第四种机制难以观测和度量，本节主要对前三种可能机制进行探讨。

根据基准回归和稳健性检验结果，差别电价政策对淘汰类企业和限制类企业的效应存在较大差异，因此有必要分别对两类企业的效应机制进行考察。考虑到使用全样本的回归结果主要取决于哪类企业的效应占主导作用，难以为机制分析提供更多线索，因此本节主要使用淘汰类和限制类子样本对差别电价政策影响企业TFP的机制进行分析。

（一）生产设备和工艺的变动

差别电价政策实施后，较高的电力价格提升了企业使用淘汰类和限制类设备进行生产的成本。当难以获得净利润时，企业将对这类设备进行报废和清理。由于被淘汰的设备一般技术水平较低，保留下来的是技术水平较高的设备，因此淘汰落后设备有利于企业生产率提升。此外，企业也可能引入新设备替代原有的落后设备。先进设备的引入也对企业生产率水平具有促进作用。本节分别从旧设备的淘汰和新设备的引入两方面对企业生产设备和工艺的变动进行探讨。

已有数据未报告企业生产使用的具体设备、技术、工艺等信息，难以直接对该问题进行考察。然而，数据库报告了企业固定资产合计和固定资产折旧等相关数据，可依此计算出企业固定资产清理值和固定资产投资额。固定资产清理值和固定资产投资额分别反映了企业淘汰的落后生产设备的价值以及新购入的固定资产的价值。因此，本节以企业固定资产清理值和固定资产投资额的对数值为被解释变量进行回归分析来考察差别电价政策实施后企业生产设备的变动情况。回归分析使用的模型形式以及核心解释变量与基准回归相同。回归时同样控制了企业发展阶段、进出口等表示企业特征的变量以及企业所在地人均生产总值等变量，并根据价格指数将固定资产清理值和固定资产投资额等名义变量调整为以1998年为基年的真实值。由于缺乏2008年和2009年本年折旧数据，导致实行差别电价政策以后的样本量下降。为避免属于处理组样本和对照组样本缺乏可比性，回归分析使用距离政策实施时间五年以内的观察值[[9]](#footnote-9)。回归分析结果见表10和表11。

从表10中可见，使用淘汰类企业子样本进行回归分析时，所得衡量差别电价政策和加价标准水平值对企业固定资产清理值影响的系数均大于零，且在5%水平上显著。在限制类子样本，衡量政策处理效应和加价标准效应的系数均不显著。该结果表明差别电价政策促使淘汰类企业对落后设备进行了报废和清理，而对限制类企业无显著影响。在表11中，无论在淘汰类企业还是限制类企业，衡量政策处理效应和加价标准效应的系数均不显著，因此认为差别电价政策对企业固定资产投资无显著影响。

本节回归结果表明，对淘汰类企业而言，差别电价政策有利于实现淘汰落后的目标，并因此有利于提升企业TFP。然而，该效应在限制类企业不存在。这意味着对淘汰类企业而言，由于加价标准较高，继续使用淘汰类设备进行生产难以带来正利润，因此不再使用淘汰类设备成为企业经济上的最优选择。而在限制类企业，虽然用电加价导致其生产成本有所上升，但继续使用限制类设备仍然能够给企业带来收益，因此企业选择继续使用限制类设备。可见，加价标准是促使企业淘汰落后产能的关键。

表10 差别电价政策对企业固定资产清理值的影响

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.889\*\*(0.399) |  |  | -0.442(0.355) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 6.876\*\*(3.207) | 6.800(12.33) |  | -12.450(10.250) | -65.220(106.500) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | 0.515(80.720) |  |  | 1504(3009) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | -0.550(0.545) | -0.533(0.544) | -0.533(0.542) | -0.541(0.448) | -0.542(0.448) | -0.539(0.448) |
| 从业人员数（对数值） | 0.041(0.376) | 0.026(0.375) | 0.026(0.376) | -0.541(0.402) | -0.540(0.402) | -0.540(0.401) |
| 是否出口（虚拟变量） | 0.889(0.625) | 0.847(0.627) | 0.847(0.633) | -0.857(1.421) | -0.871(1.425) | -0.845(1.414) |
| 区位熵 | 0.464(0.332) | 0.448(0.330) | 0.448(0.330) | -0.045(0.126) | -0.046(0.125) | -0.046(0.126) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | -3.860\*\*\*(1.440) | -3.756\*\*\*(1.418) | -3.755\*\*\*(1.443) | -1.152(1.149) | -1.148(1.148) | -1.154(1.149) |
| 观察值个数 | 1252 | 1252 | 1252 | 1966 | 1966 | 1966 |
| R2值 | 0.032 | 0.031 | 0.031 | 0.027 | 0.026 | 0.027 |
| 样本企业个数 | 447 | 447 | 447 | 593 | 593 | 593 |

注：同表3。

表11 差别电价政策对企业固定资产投资额的影响

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.351(0.746) |  |  | 0.551(0.599) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 5.349(6.019) | -2.160(19.55) |  | 18.33(17.64) | -39.45(172.0) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | 51.27(116.6) |  |  | 1647(4914) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | -0.954(0.849) | -0.946(0.849) | -0.923(0.859) | 0.567(0.840) | 0.566(0.840) | 0.569(0.839) |
| 从业人员数（对数值） | 0.430(0.581) | 0.433(0.579) | 0.428(0.578) | 2.328\*\*\*(0.767) | 2.323\*\*\*(0.767) | 2.323\*\*\*(0.767) |
| 是否出口（虚拟变量） | -0.912(0.938) | -0.911(0.942) | -0.955(0.942) | -5.130\*\*(2.179) | -5.120\*\*(2.179) | -5.090\*\*(2.187) |
| 区位熵 | -0.459(1.041) | -0.482(1.041) | -0.497(1.038) | -0.184(0.240) | -0.186(0.241) | -0.187(0.241) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | -1.282(3.072) | -1.348(3.094) | -1.259(3.078) | -1.631(2.000) | -1.653(2.002) | -1.660(2.004) |
| 观察值个数 | 1252 | 1252 | 1252 | 1966 | 1966 | 1966 |
| R2值 | 0.008 | 0.009 | 0.009 | 0.020 | 0.020 | 0.020 |
| 样本企业个数 | 447 | 447 | 447 | 593 | 593 | 593 |

注：同表3。

（二）劳动投入的调整

以上机制分析结果表明，差别电价政策促使淘汰类企业对落后设备进行报废和清理。这解释了该政策对淘汰类企业TFP的促进作用。而在限制类企业，差别电价政策对企业使用的生产设备无显著影响。由于被征收差别电价的企业均为高耗能企业，电力在其生产投入中占比较高，因此对限制类企业而言，继续使用限制类设备将增加单位产出消耗的中间投入。在企业难以转嫁电力费用的情况下，这将导致劳动的边际收益下滑，企业可能因此减少对劳动的需求。此外，生产过程中使用的劳动力的构成也可能发生变化。这种对劳动投入的调整往往会引发效率损失（Alvarez & Fuentes，2018）。根据回归分析结果，加价标准上升对限制类企业TFP具有抑制作用，这种抑制作用可能源于中间投入上升引发的对劳动力的调整。

首先考察差别电价政策对企业中间投入的影响。以工业生产消耗的中间投入占工业总产值之比作为被解释变量进行回归分析，结果见表12。从中可见，使用淘汰类子样本进行回归分析，所得政策处理效应系数和加价标准效应系数均不显著，表明差别电价政策对淘汰类企业中间投入无显著影响。在限制类企业，衡量差别电价政策处理效应和加价标准水平值效应的系数均显著大于零。根据回归系数可知，加价标准每增加0.01元，限制类企业中间投入成本将上升1%。

接着分析差别电价政策对企业劳动需求的影响。由于劳动力构成的变化难以观察和度量，因此本节主要对劳动力数量调整这一可能机制进行探讨。使用资本劳动比为被解释变量进行回归分析[[10]](#footnote-10)，结果见表13。表13第（1）到（3）列表明，差别电价政策对淘汰类企业资本劳动比无显著影响。表13第（4）到（6）列中，衡量差别电价政策处理效应的系数和加价标准水平值效应的系数均显著大于零，表明差别电价政策导致限制类企业资本劳动比上升，这意味着企业在生产过程中使用的劳动力数量相对下降。由于在限制类企业中，政策实施时间在2008年或2009年的共占样本总数的60%以上，因此效应系数主要反映了短期效应。在短期内，由于存在调整成本，劳动投入的变动往往会导致生产率下滑（Alvarez & Fuentes，2018）。随用电加价标准上升，企业对劳动投入进行调整的概率越高，调整幅度往往也越大。这解释了加价标准对限制类企业TFP的抑制作用。

表12 差别电价政策对企业中间投入占比的影响

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | -0.013(0.016) |  |  | 0.027\*(0.016) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | -0.150(0.160) | 0.067(0.466) |  | 1.001\*\*(0.488) | -4.983\*(2.726) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -1.509(3.063) |  |  | 171.400\*\*(76.560) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | 0.000(0.034) | 0.000(0.034) | -0.001(0.033) | 0.018(0.013) | 0.018(0.013) | 0.018(0.013) |
| 从业人员数（对数值） | -0.022(0.021) | -0.022(0.021) | -0.022(0.021) | -0.076(0.051) | -0.076(0.051) | -0.0772(0.051) |
| 是否出口（虚拟变量） | -0.002(0.014) | -0.002(0.015) | -0.001(0.014) | -0.011(0.066) | -0.010(0.066) | -0.006(0.066) |
| 区位熵 | 0.005(0.017) | 0.006(0.018) | 0.006(0.018) | -0.003(0.005) | -0.003(0.004) | -0.003(0.004) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | 0.112\*(0.065) | 0.112\*(0.065) | 0.109\*(0.066) | -0.0814(0.064) | -0.083(0.064) | -0.083(0.064) |
| 观察值个数 | 1626 | 1626 | 1626 | 2251 | 2251 | 2251 |
| R2值 | 0.013 | 0.014 | 0.014 | 0.043 | 0.045 | 0.046 |
| 样本企业个数 | 523 | 523 | 523 | 623 | 623 | 623 |

注：同表3。

表13 差别电价政策对企业资本劳动比（万元/人）的影响

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | -3.567(5.208) |  |  | 1.303\*\*(0.659) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | -2.304(16.33) | -81.62(57.77) |  | 38.99\*(20.42) | -78.34(344.4) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | 461.5\*(270.0) |  |  | 3199(9542) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | -3.057\*\*(1.499) | -3.186\*\*(1.574) | -3.134\*\*(1.567) | 0.526(0.772) | 0.527(0.771) | 0.531(0.771) |
| 是否出口（虚拟变量） | 1.022(1.068) | 1.250(1.196) | 0.895(1.104) | -0.0125(3.563) | 0.0165(3.560) | 0.0811(3.567) |
| 区位熵 | 0.129(1.090) | 0.122(1.101) | 0.107(1.094) | -0.535\*(0.287) | -0.533\*(0.287) | -0.530\*(0.287) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | 13.35\*\*(6.746) | 12.66\*\*(6.243) | 12.60\*\*(6.210) | 1.535(1.938) | 1.538(1.940) | 1.568(1.939) |
| 观察值个数 | 2888 | 2888 | 2888 | 4730 | 4730 | 4730 |
| R2值 | 0.014 | 0.014 | 0.014 | 0.007 | 0.007 | 0.007 |
| 样本企业个数 | 605 | 605 | 605 | 701 | 701 | 701 |

注：同表3。

（三）研发投入的变动

创新是导致差别电价政策实施后企业TFP发生变动的另一个可能原因。由于缺乏专利数量等关于企业创新产出的数据，难以直接考察创新的效应。然而，数据库中报告了2001年、2005年、2006年、2007年的研发投入。研发投入和企业创新产出密切相关，因此本节使用企业研发投入作为衡量创新的指标对该机制进行考察。本节基于模型（1）和模型（2），以研发投入的对数值为被解释变量进行回归，结果见表14。从中可见，在淘汰类企业，衡量政策处理效应的系数不显著，衡量加价标准水平值的效应系数在10%水平上显著大于零。使用限制类企业进行回归时，所得效应系数均不显著。提示差别电价政策对淘汰类企业研发投入具有一定促进作用，而对限制类企业研发投入无影响。因此，认为研发投入在一定程度上促进了淘汰类企业TFP的提升。

表14 差别电价政策对企业研发投入的影响

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.102(0.102) |  |  | -0.047(0.120) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 1.439\*(0.792) | -0.197(3.212) |  | -0.838(2.440) | -45.290(114.700) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | 11.14(20.33) |  |  | 1267(3237) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | -0.043(0.144) | -0.044(0.146) | -0.038(0.144) | -0.187\*\*\*(0.066) | -0.187\*\*\*(0.066) | -0.188\*\*\*(0.065) |
| 从业人员数（对数值） | 0.050(0.079) | 0.047(0.079) | 0.049(0.079) | 0.080(0.079) | 0.080(0.079) | 0.078(0.081) |
| 是否出口（虚拟变量） | 0.577\*(0.341) | 0.578\*(0.334) | 0.561(0.345) | 0.550(0.388) | 0.546(0.386) | 0.562(0.393) |
| 区位熵 | -0.129(0.170) | -0.133(0.169) | -0.135(0.170) | -0.134\*(0.078) | -0.134\*(0.0788) | -0.135\*(0.078) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | 0.435(0.525) | 0.422(0.524) | 0.431(0.520) | 0.210(0.207) | 0.209(0.208) | 0.230(0.192) |
| 观察值个数 | 1291 | 1291 | 1291 | 1997 | 1997 | 1997 |
| R2值 | 0.020 | 0.023 | 0.023 | 0.030 | 0.030 | 0.032 |
| 样本企业个数 | 516 | 516 | 516 | 648 | 648 | 648 |

注：同表3。

七、结论

本文使用双重差分模型，基于高耗能行业实行差别电价政策的“准自然实验”，分析了电力价格政策对企业TFP的影响及作用机制。实证分析结果显示，差别电价政策总体上有利于提升样本企业TFP。使用淘汰类子样本的回归分析结果表明，差别电价政策对淘汰类企业TFP具有显著促进作用。加价标准的处理效应系数提示，加价标准对淘汰类企业生产率的影响具有“倒U型”特征。对限制类企业的分析结果显示，加价标准对限制类企业TFP具有显著抑制效应。机制分析结果表明，落后产能的报废和清理是淘汰类企业TFP上升的重要原因。此外，研发投入上升可能也对淘汰类企业TFP起到一定促进作用。在限制类企业，差别电价政策对企业使用的生产设备无显著影响。政策实施后，用电加价增加了企业单位产出消耗的中间投入，这导致单位产出的边际收益下降，企业因此减少了对劳动的投入。由于存在调整成本，限制类企业TFP下滑。

本文实证分析结果表明，合理设计加价标准是资源环境价格政策实现淘汰落后目标的重要条件。资源环境价格政策对企业TFP并非简单的促进或抑制作用。当加价标准达到有效水平时，价格政策有助于实现淘汰落后的目标，并由此推动企业生产技术水平和TFP上升，有利于企业高质量发展。当加价水平较低时，企业缺乏淘汰落后的激励。在这种情况下，政策冲击引发的调整成本反而可能造成效率损失。

近年来，为实现节能减排和环境保护目标，中国越来越多得采用资源环境价格措施。不同于发达国家普遍采用的税收政策，中国资源环境价格政策往往是针对使用特定落后技术的企业。然而，现有文献对资源环境价格政策的作用和相关机制认识不足。本文对差别电价政策效应的分析推进了对价格政策微观机制的理解，也为评估资源环境价格政策提供了证据。本文实证分析结论虽然是基于差别电价政策得出，但由于面临价格冲击时，企业进行生产决策所使用的原则具有相似性，因此，该结论对评估水价等其他资源环境价格政策的效应也具有参考价值。

需要说明的是，由于难以获得较长时间范围的数据，本文估计结果主要反映了政策的短期效应。在更长时间范围内，由调整成本引发的抑制效应将有所缓解，生产技术的突破也能够为企业提供更多选择空间。因此，差别电价政策对企业TFP的长期效应可能不同于本文实证分析结果。

参考文献：

寇宗来 刘学悦，2002：《中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响》，《经济研究》第3期。

申萌，2015：《环境规制 产业效率与企业活动:来自差别电价政策的微观证据》，《经济社会体制比较》第1期。

Ackerberg, D. A. et al(2015), “Identification properties of recent production function estimators”, *Econometrica* 83(6):2411-2451.

Alvarez, R. & R. Fuentes(2018), “Minimum wage and productivity: Evidence from Chilean manufacturing plants”, *Economic Development and Cultural Change* 67(1):193-224.

Berndt, E. & D. Wood(1986), “Energy price shocks and productivity growth in US and UK manufacturing”, *Oxford Review of Economic Policy* vol. 2: 1-31.

Dhawan, R. et al(2010), “Productivity, energy prices and the great moderation: a new link”, *Review of Economic Dynamics* 13(3): 715-724.

Gamtessa S. & A. B. Olani(2018), “Energy price, energy efficiency, and capital productivity: empirical investigations and policy implications”, *Energy Economics* vol.72: 650-666.

Gonseth, C. et al(2015), “Energy-tax changes and competitiveness: the role of adaptive capacity”, *Energy Economics* vol.48:127-135.

Hu, J. et al(2012), “The impact of China's differential electricity pricing policy on power sector CO2 emissions”, Energy policy 45: 412-419.

Kahn, M. E. & E. T. Mansur(2013), “Do local energy prices and regulation affect the geographic concentration of employment?”, *Journal of Public Economics* vol.101:105-114.

Kerr, S. & R. G. Newell(2003), “Policy‐induced technology adoption: Evidence from the US lead phasedown”, *The Journal of Industrial Economics*51(3):317-343.

Kroszner R. S.&P. E. Strahan(1999), “What drives deregulation? Economics and politics of the relaxation of bank branching restrictions”, *The Quarterly Journal of Economics* 114(4): 1437-1467.

Levinsohn, J. & A. Petrin(2003), “Estimating production functions using inputs to control for unobservables”, *The review of economic studies* 70(2): 317-341.

Lin, B. & J. Liu(2011), “Principles, effects and problems of differential power pricing policy for energy intensive industries in China”, *Energy* 36(1): 111-118.

Mulder, P. et al(2003), “Explaining slow diffusion of energy saving technologies. A vintage model with returns to diversity and learning-by-using”, *Resource and Energy Economics* 25(1):105-126.

Newell, R. G. et al(1999), “The induced innovation hypothesis and energy-saving technological change”, *Quarterly Journal of Economics* vol.114:941-975.

Olley, G. S. & Pakes, A.(1996), “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”, *Econometrica* 64(6): 1263-1297.

Pindyck, R. S. & J. J. Rotemberg(1983), “Dynamic factor demands and the effects of energy price shocks”, *The American Economic Review*73(5):1066–79.

Popp, D.(2002), “Induced innovation and energy price”, *American Economic Review* vol. 92:160-180.

Rose, N. & P. Joskow(1990), “The diffusion of new technologies: evidence from the electric utility industry”, *The RAND Journal of Economics* 21(3): 354-373.

Steinbuks J. & K. Neuhoff(2014), “Assessing energy price induced improvements in efficiency of capital in OECD manufacturing industries”, *Journal of Environmental Economics and Management* 68(2): 340-356.

Wang, C. et al(2018), “Environmental regulation, emissions and productivity: evidence from Chinese COD-emitting manufacturers”, *Journal of Environmental Economics and Management* vol. 92: 54-73.

附录1 样本分布

附表1-1 样本来源省份及在各省份的分布

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 省份 | 样本数量 | 占比 |
| 河北 | 871 | 11.17 |
| 山西 | 496 | 6.36 |
| 江苏 | 419 | 5.37 |
| 浙江 | 277 | 3.55 |
| 福建 | 92 | 1.18 |
| 山东 | 365 | 4.68 |
| 河南 | 267 | 3.42 |
| 湖北 | 275 | 3.53 |
| 湖南 | 1016 | 13.03 |
| 广东 | 3065 | 39.3 |
| 海南 | 103 | 1.32 |
| 重庆 | 207 | 2.65 |
| 四川 | 265 | 3.4 |
| 甘肃 | 81 | 1.04 |
| 总数 | 7799 | 100 |

附表1-2 差别电价政策实施年份分布

|  |  |
| --- | --- |
| 实施年份 | 样本数量 |
| 2004 | 595 |
| 2005 | 5 |
| 2006 | 53 |
| 2007 | 2877 |
| 2008 | 3640 |
| 2009 | 66 |
| 样本期间未实施差别电价政策 | 563 |
| 总数 | 7799 |

注：样本期间未实施差别电价政策的企业是在2009年以后被划分为淘汰类或限制类的企业。

附录2 差别电价政策对企业单要素生产率的影响

 本节分别以资本生产率和劳动生产率为被解释变量，估计差别电价政策对企业单要素生产率的影响。企业资本生产率计算方式为工业增加值和企业总资产之比，劳动生产率为工业增加值（万元）和企业从业人数之比。分别基于模型（1）和模型（2）进行回归分析，结果见附表2-1和附表2-2。

从附表2-1和附表2-2中可见，使用全样本进行回归分析时，差别电价政策对资本生产率和劳动生产率的处理效应系数均显著大于零，加价标准水平项系数均显著为正，平方项系数显著为负。使用淘汰类子样本回归所得政策处理效应系数和加价标准效应系数均显著，符号和使用全样本所得回归系数符号相同。意味着差别电价政策对淘汰类企业资本和劳动生产率均具有显著促进作用，且这种促进作用具有非线性特征。使用限制类子样本所得政策处理效应系数和加价标准效应系数均不显著，提示差别电价政策对限制类企业单要素生产率无显著影响。

附表2-1 差别电价政策对企业资本生产率的影响

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 全样本 | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 0.0472\*\*\*(0.0158) |  |  | 0.0824\*\*\*(0.0277) |  |  | 0.0175(0.0188) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 0.230(0.155) | 0.829\*\*\*(0.312) |  | 0.374\*\*(0.179) | 1.251\*\*\*(0.374) |  | 0.217(0.503) | 0.759(1.166) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -2.580\*\*\*(0.989) |  |  | -3.738\*\*\*(1.254) |  |  | -12.64(23.46) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | -0.00835(0.0150) | -0.00923(0.0151) | -0.00718(0.0151) | 0.0260(0.0368) | 0.0244(0.0369) | 0.0306(0.0368) | -0.0226(0.0157) | -0.0227(0.0157) | -0.0224(0.0157) |
| 从业人员数（对数值） | 0.0563\*\*\*(0.0117) | 0.0554\*\*\*(0.0115) | 0.0551\*\*\*(0.0115) | 0.0660\*\*\*(0.0187) | 0.0664\*\*\*(0.0184) | 0.0649\*\*\*(0.0183) | 0.0398\*\*\*(0.0146) | 0.0397\*\*\*(0.0146) | 0.0398\*\*\*(0.0146) |
| 是否出口（虚拟变量） | -0.0681(0.0586) | -0.0658(0.0588) | -0.0636(0.0589) | -0.0839(0.0836) | -0.0886(0.0834) | -0.0825(0.0836) | -0.0382(0.0412) | -0.0364(0.0410) | -0.0369(0.0411) |
| 区位熵 | 0.0241\*\*\*(0.00521) | 0.0236\*\*\*(0.00519) | 0.0239\*\*\*(0.00520) | 0.0314\*\*(0.0134) | 0.0308\*\*(0.0135) | 0.0309\*\*(0.0134) | 0.0211\*\*\*(0.00495) | 0.0211\*\*\*(0.00496) | 0.0211\*\*\*(0.00495) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | -0.0413(0.0371) | -0.0382(0.0369) | -0.0425(0.0371) | 0.0403(0.101) | 0.0463(0.100) | 0.0365(0.101) | -0.0619(0.0377) | -0.0608(0.0376) | -0.0608(0.0376) |
| 观察值个数 | 7799 | 7799 | 7799 | 3004 | 3004 | 3004 | 4795 | 4795 | 4795 |
| R2值 | 0.089 | 0.088 | 0.089 | 0.063 | 0.060 | 0.064 | 0.132 | 0.132 | 0.132 |
| 样本企业个数 | 1292 | 1292 | 1292 | 600 | 600 | 600 | 692 | 692 | 692 |

注：\*\*\*表示系数在1%水平上显著，\*\*表示系数在5%水平上显著，\*表示系数在10%水平上显著。括号中的数字为稳健的标准差。

附表2-2 差别电价政策对企业劳动生产率（万元/人）的影响

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 全样本 | 淘汰类 | 限制类 |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 执行差别电价政策（虚拟变量） | 1.553\*\*\*(0.474) |  |  | 3.172\*\*\*(0.787) |  |  | -0.420(0.509) |  |  |
| 加价标准（元）（水平值） |  | 22.42\*\*\*(6.409) | 48.13\*\*\*(10.43) |  | 14.77\*\*(6.997) | 45.16\*\*\*(10.21) |  | -15.34(14.32) | -21.23(48.11) |
| 加价标准（元）（平方项） |  |  | -110.7\*\*\*(42.03) |  |  | -129.4\*\*\*(47.64) |  |  | 137.4(1150) |
| 企业发展阶段（虚拟变量） | 0.306(0.328) | 0.232(0.325) | 0.320(0.327) | 1.096(0.900) | 1.030(0.905) | 1.242(0.923) | 0.179(0.247) | 0.182(0.247) | 0.179(0.245) |
| 从业人员数（对数值） | -1.594\*\*\*(0.449) | -1.761\*\*\*(0.446) | -1.772\*\*\*(0.446) | -1.709\*\*\*(0.654) | -1.699\*\*(0.666) | -1.751\*\*\*(0.665) | -2.036\*\*\*(0.565) | -2.037\*\*\*(0.564) | -2.038\*\*\*(0.565) |
| 是否出口（虚拟变量） | 0.173(0.910) | 0.415(0.894) | 0.508(0.898) | -0.192(0.987) | -0.371(0.988) | -0.160(0.998) | 2.457(1.870) | 2.465(1.870) | 2.471(1.869) |
| 区位熵 | -0.0335(0.151) | -0.0719(0.151) | -0.0599(0.152) | 0.00285(0.403) | -0.0207(0.401) | -0.0186(0.405) | -0.0531(0.150) | -0.0550(0.149) | -0.0549(0.149) |
| 企业所在地人均生产总值（对数值） | 4.002\*\*\*(1.040) | 3.875\*\*\*(1.000) | 3.691\*\*\*(0.987) | 11.24\*\*\*(3.656) | 11.46\*\*\*(3.674) | 11.12\*\*\*(3.639) | 1.339\*(0.709) | 1.358\*(0.708) | 1.357\*(0.709) |
| 观察值个数 | 7799 | 7799 | 7799 | 3004 | 3004 | 3004 | 4795 | 4795 | 4795 |
| R2值 | 0.099 | 0.106 | 0.109 | 0.113 | 0.109 | 0.115 | 0.147 | 0.147 | 0.147 |
| 样本企业个数 | 1292 | 1292 | 1292 | 600 | 600 | 600 | 692 | 692 | 692 |

注：\*\*\*表示系数在1%水平上显著，\*\*表示系数在5%水平上显著，\*表示系数在10%水平上显著。括号中的数字为稳健的标准差。

1. 中国分别在2004年、2010年和2014年提出在高耗能行业实行差别电价、惩罚性电价和阶梯电价。此外，中国现阶段正在推行非居民用水超定额累进加价制度等其他资源环境价格政策。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 对企业进行分类的主要根据为《产业结构调整指导目录》。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 如，河北省自2008年4月起将淘汰类钢铁企业的加价标准提升至每千瓦时0.3元，广东省自2008年8月起将淘汰类钢铁企业的加价标准提升至每千瓦时0.4元，均高于国家标准。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 本文中一个批次是指在同一个省份发布的同一份文件中，同时被划分淘汰类或限制类的企业。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 根据分析需要，在本节中将发布时间换算为以年为单位的数字。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 在本文中，政策时滞指内部时滞，其长度等于从中央提出差别电价政策到企业被公布为淘汰类或限制类企业之间的时间间隔。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 样本中由外商控股的企业数量较少（小于30个），为避免样本量过小引发的问题，本文将样本分为国有企业和非国有企业，没有对非国有企业进行进一步分类。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 企业规模划分方式参考了2011年6月18日印发的《关于印发中小企业划型标准规定的通知》（工信部联企业〔2011〕300号）。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 进行回归分析时也选取了四年、六年等其他时间窗口进行检验，回归结果稳健。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 资本劳动比根据数据库中固定资产数量和从业人员数计算得出。 [↑](#footnote-ref-10)