

“增量规制”还是“存量优化”

——碳交易制度对中国城市第二产业产能过剩的影响

陈向阳, 戴 尔

摘 要: 碳交易制度作为少见的市场型环境规制手段, 其能够同时依靠“增量规制”和“存量优化”来化解地方产能过剩问题。本文首先以 2007—2018 年中国城市年鉴数据测算出各个城市第二产业的产能利用率, 接着采用双重差分模型对碳交易制度与产能过剩的关系进行实证检验。实证结果表明: (1) 碳交易制度的实施对地方产能过剩问题具有缓解效果, 能够提高当地第二产业的产能利用率; (2) 碳排放交易制度对产能过剩的化解效果在产能利用率由低分位到高分位过渡的过程中呈现出 U 型的变化趋势; (3) 实施碳交易制度会在短期内对当地工业企业的固定资产增长率产生负面影响, 从“增量规制”的角度抑制产能过度增长; (4) 该制度也会提高一线城市的优质产能指数, 从“存量优化”角度来提高产能质量, 但在非一线城市该效应并不显著, 这可能是经济差距所带来的技术潜力差异所致。

关键词: 碳交易; 产能过剩; 随机前沿函数; 双重差分法

中图分类号: F424.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)05-0016-15

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20230823.002

一、引言与文献综述

改革开放创下经济奇迹, 粗放发展埋入经济隐疾。中国经济在改革开放之后进入到了腾飞阶段, 一跃成为世界第二大经济体。但是在这经济腾飞的背后, 却隐藏着由于过分注重短期 GDP 指标, 对市场进行粗放式管理, 缺少对市场供需两端长期的平衡性安排而导致的经济暗疾——产能过剩。随着中国经济增速逐渐放缓和国内居民消费增速下滑, 再加上新冠疫情对需求端产生的一系列负面冲击^[1], 直接导致了供给端的相对供给过剩, 从而让产能过剩问题从经济隐疾上升成为经济阵痛。想要重新激发中国经济的潜力, 需要对产能过剩的成因及其演变有更深一步的了解和研究。

产能过剩既是一个数量问题, 也是一个结构问题, 在同行业内可能会出现某一层次产能过剩而另一层次产能不足的现象。但无论如何, 生产能力与实际需求在数量上不匹配是产能过剩的基本特征, 研究这两方面在社会生产中如何地此消彼长, 是当下产能过剩研究领域的主要讨论内容。

仅从数量的角度来观察产能过剩时不难发现, 企业过度投资, 不顾需求地盲目扩大生产能力是产能过剩的直接成因, 除此之外需求端的萎靡不振也是产能相对过剩的主要原因。关于过度投资, 有部分学者认为市场主体会以主动侵占行业份额为目的来扩大生产, 从而导致行业整体出现产能过剩的情况^[2]。除此之外, 投资者市场信息不对称也是导致投资者过分高估产业利润从而盲目投资某

作者简介: 陈向阳, 广州大学经济与统计学院副教授 (广东 广州 510006); 戴尔 (通讯作者), 广州大学经济与统计学院学生, 173824808@qq.com

一行业,进而引发产能过剩的重要原因,而这种市场行为被称为“潮涌现象”^[3]。虽然“潮涌现象”一方面会促进高新行业的快速成长,有助于产业快速升级^[4],但在另一方面,如果调控不当则有可能会进一步扩大产业产能过剩的风险^[5]。而另一部分学者则认为产能过剩的诱因与地方政府行为密切相关。这主要是源自政府过分追逐GDP等晋升指标^[6],缺乏规制地通过直接行政手段^[3]和间接金融手段^[7]来刺激地方企业,尤其是公有制企业,进而实现企业的过度扩大再生产,从而导致了地方产业的产能过剩。总之,企业过度投资的成因主要可以分为两个因素,市场因素和政府因素。正是由于这两个因素对企业过度投资的诱导,才导致当下行业产能过剩严重,甚至对经济发展产生影响。

而在考虑产能过剩的结构性问题之后,则会发现结构问题是数量问题的细化和延伸,并且其蕴含着“多层次产能”的潜在假设,主要反映了“某个产业中哪一层次产能过剩的同时,又有哪一层次的产能稀缺”的问题,具体可以表现在产业中低端产能过剩而高端产能稀缺的现实困境中。结构性产能过剩的成因既有上文中所提到的数量型过剩的特征,又有自己独特的内在特性。一方面,过度投资和需求萎靡同样也是结构性产能过剩的重要成因;另一方面,由社会经济环境变化所带来的需求层次转化所引致的产能过剩,是结构性产能过剩成因的重要特征。以钢铁生产为例,当生产部门对粗钢的需求转化为精钢时,若钢铁部门无法增加精钢产能并削减粗钢产能,则会引发钢铁产业的结构性产能过剩,表现为“钢铁既稀缺,但又堆积成山”的矛盾现象。

从数量的角度看,产能过剩的处理手段主要有抑制过度投资和扩大市场需求。在抑制过度投资层面上,宏观政府需要形成相应的产业政策来规制市场主体的过度竞争和单一产业的“潮涌现象”,从而才能抑制行业产能过剩^[8]。与此同时,政府也需要适当调整经济增长目标,防止官员为了实现过高的经济增长目标而通过行政干预来刺激产业过度增长^[9]。而环境规制政策的提出,也能够缓解所有辖区民营企业的产能过剩和体制性产能过剩,提高企业的产能利用率^[10]。除此之外,进一步规制政府的行政垄断^[11]、建立政商分明的新型政商结构^[12]和推进国有企业的混合所有制改革^[13],都可以有效规制部分市场企业,尤其是国有企业获得“输血”式补贴和超常的融资便利性,可以抑制行业过度投资并规避产能过剩的风险。在微观层面上,企业一方面需要提高创新能力并且实行去金融化的举措来抑制过度投资的倾向^[14],另一方面也需要持续推进数字基础设施建设,充分利用数字基础设施的共享性和便利性来合理配置资源^[15],进而避免由信息不对称导致的过度投资^[16]。

从结构的角度看,抑制过度投资和扩大市场需求仍然能解决生产能力和实际需求不匹配的问题,但结构性产能过剩所蕴含的“多层次产能”的潜在假设会使得其拥有更灵活的化解方法。一方面,在同一产业中,过剩的某层次产能可以转化为短缺的另一层次的产能,其中最典型的例子是通过引进工艺和技术升级,将过剩的低端产能转化为短缺的高端产能,从而化解结构性问题。而另一方面,在不同产业中,某行业过剩的产能在理论上也可以转化为其他产业所短缺的产能,而其前提是通过分工创新和技术创新来创造新的产业从而增加新的需求,并借此来消化其他产业过剩的产能^[17]。因此,化解结构性产能过剩的主要思路除了在供需数量上的“此消彼长”之外,还有在不同类型产能上的“取长补短”,二者相辅相成,共同解决生产能力与实际需求不匹配的问题。

本文将产能过剩的相关文献汇总为图1,以此来更直观地表现产能过剩的形成机理及其政策启示。

总而言之,无论是化解数量型的产能过剩,还是化解结构型的产能过剩,其最终目的都是让行业同一层次的生产能力和实际需求达到平衡。在数量的角度上,解决产能过剩的“术”无外乎就是“堵”和“疏”:一方面是通过规制手段来约束过度投资,通过“堵”的方式来制止行业产能过剩;另一方面则可以通过区域政策和外贸来扩大内外需,通过“疏”的方式来缓解行业的产能过剩问题。而在结构的角度上,除了一“堵”和一“疏”之外,还有一“化”,即通过转化的方式来“取

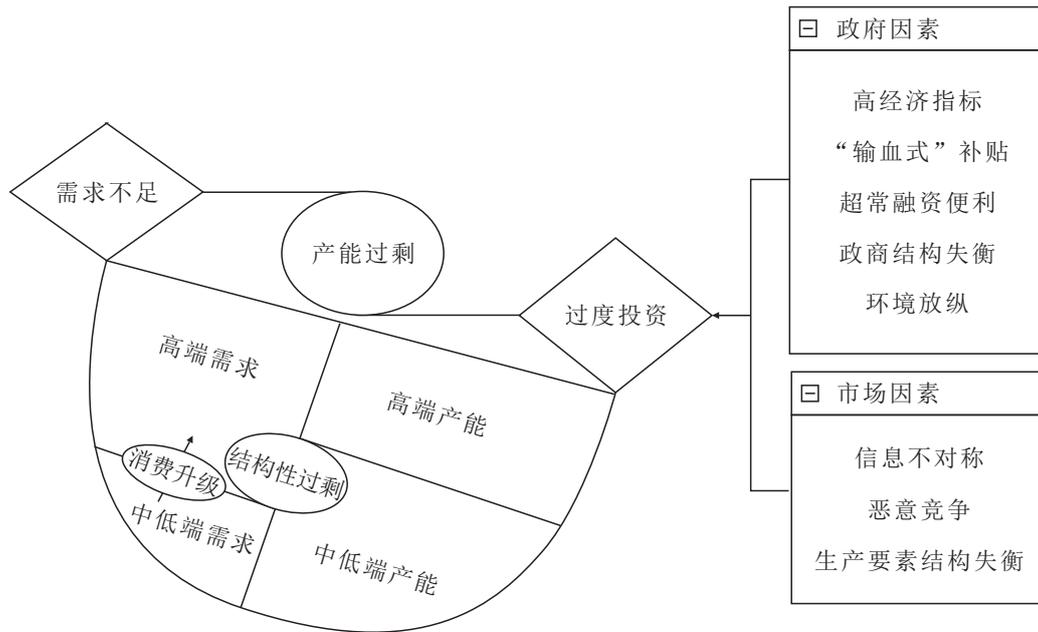


图1 产能过剩成因结构图

长补短”，将某一层次过剩的产能转化为另一层次短缺的产能，这也是解决不同层次间的产能和需求不平衡问题的方式之一，其中技术升级是转化产能层次的典型路径。

本文将围绕“环境规制”这一方向进行讨论研究，一方面是因为环境规制作为“堵”的身份来化解产能过剩，进入到学者们的视线中的时间并不长，仍然具有一定的研究空间和讨论价值；另一方面是因为学界关于环境规制手段的主要焦点在政府强制力上，而缺少从市场机制角度切入来分析环境规制作用的研究，由市场化而不是政府强制力来实施的“环境规制”如何影响行业产能过剩，是值得本文进一步去探讨的话题。

“环境规制”可以分为命令控制型规制和市场激励型规制，前者是直接受管理者环境绩效影响的制度措施，后者则表现为让排污者通过最经济的方式来约束自己的市场手段^[18]。而在现有的关于环境规制的文献中大多数只是从命令控制型政策，例如以中央环保督察政策作准自然实验^[19]来展开研究，而忽视了碳排放交易制度等市场型规制手段对产能过剩治理的作用。

本文以碳排放交易制度为市场型环境规制的代表，以第二产业的产能利用率为被解释变量，使用双重差分法（Difference-in-Differences）来构建一个政策的准自然实验，进而探索当某个地区突然受到环境规制的政策冲击后其地方的产能利用率将会发生的变化，从而对其影响路径做进一步的解析。

本文后面的结构安排是：第二部分为理论分析与研究假设；第三部分为变量解释与模型构建；第四部分为实证分析与检验；第五部分为研究结论与启示。

二、理论分析与研究假设

碳排放量的买卖交易所产生的成本和收益影响企业的生产决策。一方面，碳排放交易制度是一种环境规制的手段，其环境规制的属性直接提高了企业的边际成本和生产价格^[20]，进而使得企业不得不考虑投入要素以减少碳排放或者直接缩减生产。另一方面，碳排放交易的市场属性能够为企

业提供获利机会,企业在生产过程中可以将自己多余的碳排放量卖出从而获得额外收入。假设企业的常规单位生产成本为 a , 常规单位售价为 b , 单位生产碳排放量为 c , 单位碳排放量购买价格为 d , 企业碳排放量限额为 K , 企业的总产量为 Y , 则在实施碳排放交易制度前, 企业的总收益如式 (1) 所示:

$$\pi = Y(b - a) \quad (1)$$

接着, 在实施碳排放交易制度之后, 不同企业在短期内, 在没有时间进行产量调整和技术升级的前提下, 可能会处于两种不同的状态, 一部分企业会因为自身碳排放量大于碳排放限额, 需要额外购买碳排放权, 其收益式子表现为式 (2); 另一部分企业则是自身碳排放量小于碳排放量限额, 可以从中获取利润, 其总收益式子为式 (3)。经过整理, 不难发现这两个式子的含义表达是一致的, 总体可以体现为式 (4)。

$$\pi = Y(b - a) - (Yc - K)d \quad (2)$$

$$\pi = Y(b - a) + (K - Yc)d \quad (3)$$

$$\pi = Y(b - a - cd) + Kd \quad (4)$$

从式 (4) 中可得出碳排放交易制度下各种因素对企业盈利的影响, 其中由于 Y 、 K 和 d 一定为正数, 所以此时企业总收益变动以及之后的生产决策会受到 $(b - a - cd)$ 这个因子正负性的影响。当因子 $(b - a - cd)$ 为正数时, 企业有着扩大生产的动机, 因为此时 Y 与总收益 Π 为正相关关系; 而当因子 $(b - a - cd)$ 为负数时, 企业则会偏向于缩减生产, 因为此时 Y 与总收益 Π 为负相关关系。由于本文所研究的第二产业属于发展历史较为悠久, 市场机制比较成熟的行业, 所以我们认为它是一个完全竞争市场, 其中的企业也都实现了市场均衡, 即单位成本 a 等于单位收益 b 。另外, 假设此时市场价格为粘性, 在短期内企业的产品售价不能及时根据新加入的碳交易成本来进行调整。综合上面的论述, 可以得出在价格粘性和完全竞争市场均衡的条件下因子 $(b - a - cd) < 0$ 的结论。也就是说在碳排放交易制度实施初期, 企业有着缩减产能并以此来减少损失的动机。此外, 当加入完全竞争市场假设和价格粘性假设时, 由于短期内单位生产成本 a 等于单位生产售价 b , 可以在式 (4) 的基础上得到式 (5), 其能够更加清晰地表现出企业缩减产量和产能的动机, 因为 Y 与总收益呈现出了很明显的负相关关系。

$$\pi = (K - Yc)d \quad (5)$$

基于此得出了第一个假设:

假设 1: 碳排放交易实施初期, 在短期内由于企业难以通过改变价格来转移碳购买成本, 从而可能会选择通过缩减产能来降低损失, 进而可能会在一定程度上抑制产能过剩。

在式 (4) 中, 常规生产成本 a 和碳购买成本 d 为常量, 碳排放配额 K 为外生变量, 产量 Y 、单位生产碳排放量 c 和单位售价 b 为内生变量, 是企业能够自主调整的因素。基于理性人假设, 在实施碳排放交易制度一段时间之后, 企业首先会倾向于提高售价 b 和降低单位生产碳排放量 c 来使得因子 $(b - a - cd)$ 转化为非负数, 从而避免其生产处在一个“负反馈状态”。而又因为单位售价 b 是企业市场中竞争力的体现, 若过于依赖提高售价来转移成本, 则会使得企业在市场中失去竞争力, 从而造成进一步的亏损。所以企业在提价方面的操作空间有限, 进而可能会转往减少单位碳排放 c 的方向上努力, 通过技术革新来降低单位生产所产生的碳排放量来使得因子 $(b - a - cd)$ 变为非负数, 进而可以提高自身产能质量, 增加优质产能, 从而为产能过剩问题提供一个合理的化解途径。这也与“波特假说”的结论不谋而合, “波特假说”认为适当的环境规制可以倒逼企业通过技术创新和扩大市场份额来抵消规制所带来的成本。在环境规制下企业不仅会通过提高技术水平来提升产能利用率, 进而缓解产能过剩问题, 而且也会带动产品质量的提升, 提高市场对产品的需求, 从消费端化解产能过剩问题^[21]。因此, 本文给出了第二个假设:

假设 2：碳排放交易机制能够对产能过剩治理产生正向影响，表现为产业产能利用率的提升，而环境规制所倒逼的技术创新从中起连接作用。

虽然技术创新是关键的中期要素之一，但是在治理产能过剩的传导机制上它并不是最直接影响产能过剩的那一环。因为企业在进行技术改革之后并不能立刻改善自身的生产条件，只有经过一段时间的技术扩散，使得现存的产能得到升级优化之后，才会对企业整体的产能利用率产生正向影响，从而对产能过剩起到缓解的效果。环境规制能够在优质产能形成的过程中产生积极影响，与此同时这一过程也会伴随着产能过剩的化解^[22]。据此，本文提出了第三个假设。

假设 3：在由碳交易制度推动的技术进步治理产能过剩问题的过程中，优化现有产能是中间路径，其中“优质产能”的增加可以提高产能利用率，所以更能直接影响到产能过剩的治理。

本文将上面的影响机制汇总为一个理论结构图，如图 2 所示。

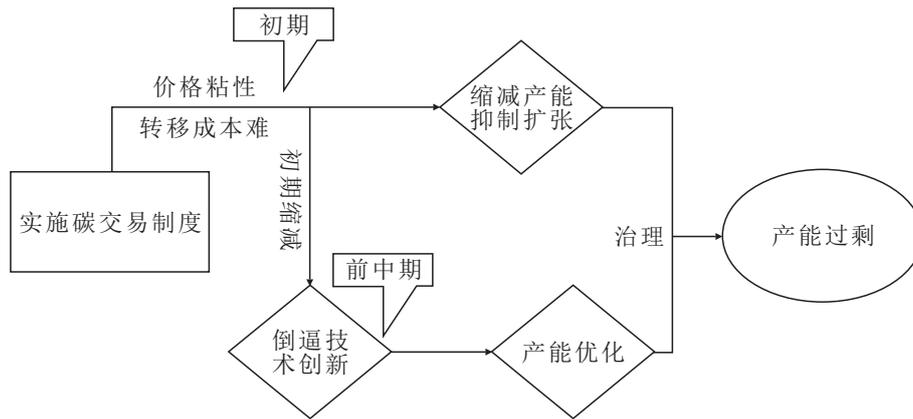


图 2 理论结构图

三、变量解释与模型构建

（一）变量解释

1. 被解释变量。本文的实证目的是探索碳交易制度对城市第二产业产能过剩的影响，因此需要将产能过剩作为被解释变量，政策的有效实施作为解释变量。根据本文的文献综述以及理论分析的内容，产能过剩在理论上表现为厂商生产能力的无序扩张所带来的与市场需求之间的不平衡。因此衡量产能过剩的程度，按理来说是需要测量产业的生产能力与市场相应的消费能力并对比，来判断是否出现了产能过剩的问题。然而这两项指标实际上会由于过于抽象而较难以进行量化处理，因此学界也较少会通过这种方式来量化产能过剩程度，而是常选择使用产能利用率来作为量化指标之一，其计算含义为实际产出与理论产出之比。

产能利用率的测算方法非常丰富，在考虑本研究的变量数据结构的基础上，本文借鉴杨振兵等^[23]和程俊杰^[24]的实证思路，采用随机前沿函数法来对地方第二产业的产能利用率进行测算，其具体的数理推导如下。

首先设置一个随机前沿生产模型。

$$Q = f(X_i; \lambda) \tag{6}$$

其中 Q 表示理论上的最大产出， X_i 则为各类的生产投入， λ 则是一个未知影响。 $Q = f(X_i; \lambda)$ 式子表现了企业在一定生产投入和其他未知影响因素下所能够达到的最大理论产量。然后再设置一

个实际产出的生产模型。

$$Q_1 = f(X_i; \lambda)\theta \quad (7)$$

其中 Q_1 代表着实际产出, θ 则表示产能利用率, 整个式子表示在产能利用率的限制下企业所能够达到的实际产量, 且 $\theta = Q_1/Q$, 取值范围在 0 到 1 之间。进一步地, 本文选择 C-D 生产函数来展开生产函数模型, 同时对其进行对数化处理并得到了以下的随机前沿生产函数模型。

$$\ln Q = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \dots + \beta_k \ln x_k \quad (8)$$

$$\ln Q = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \dots + \beta_k \ln x_k + \ln \theta \quad (9)$$

由于取值范围在 0 到 1 之间, 所以 $\ln \theta$ 为一个负数, 令 $-v$ 等于 $\ln \theta$, 则最终的实际产能生产函数和产能利用率的数学式子可以表示为:

$$\ln Q_1 = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \dots + \beta_k \ln x_k - v \quad (10)$$

$$CU = Q_1/Q = \exp(\beta \ln X - v) / \exp(\beta \ln X) = \exp(-v) \quad (11)$$

本文选择使用能源 (E)、资本 (K) 以及劳动 (L) 来作为投入指标, 以各城市第二产业的 GDP 作为产出指标, 再结合随机前沿生产法来计算出各个城市第二产业的产能利用率。其中, 由于第二产业中的大部分都隶属于工业, 所以能源 (E) 选择各城市工业用电量来近似代替第二产业的能源投入。关于资本投入 (K), 由于相关产业的固定资产净值年平均余额的数据在 2008 年之后就不再公布, 因此借鉴刘海英等^[22]的做法, 将固定资产合计作为代替数据来加入测算。而劳动力 (L) 的数据则使用第二产业从业人员数, 数据缺失的年份使用插值法进行处理。

2. 中介变量。(1) 产能增长幅度 (PA)。第二产业的产能扩张往往意味着资产尤其是固定资产的投入。因此本文将第二产业的固定资产增长率作为其产能增长的代表, 在某一时段内第二产业的固定资产增长率受到冲击, 则说明其产能增量也受到了一定程度的抑制。

(2) 优质产能指数 (EA)。借鉴刘海英等^[22]的做法, 本文从稳定增长和绿色转型两个维度共六项指标, 并结合主成分分析法来构建第二产业的优质产能指数。其中“稳定增长”维度包括工业 GDP 波动率、工业企业利润总额波动率和城镇登记失业率, 而“绿色转型”维度则包括单位工业 GDP 能耗、单位工业 GDP 废气排放和单位工业 GDP 废水排放。

3. 控制变量。依照黄炜等^[25]的理论, 双重差分模型的控制变量最好满足“既会影响被解释变量 Y_{it} , 又能够影响到实验组个体的选择”, 这样才能被称为“好控制变量”, 进而有效保证条件独立的假设成立并提高估计精度。因此, 本文基于这条标准, 将外商直接投资 (FI)、地方财政负担 (FB)、年平均劳动收入 (AI)、对外开放度 (OR)、教育投入 (EI) 和中央管理便利度 (GC) 作为控制变量, 这些变量在一定程度上能够影响地方的产能利用率, 同时也能够从经济发达程度、中央管辖便利度和财政负担程度等方面来影响碳排放交易制度试点的选择。

4. 数据来源。本文所使用的数据主要是通过《中国城市统计年鉴》和各地方统计年鉴直接所得或者间接计算所得, 时间跨度为 2007—2018 年共 12 年, 具体的微观个体是各个省份下属的市级城市。其中由于数据缺失, 部分样本变量使用插值法进行处理, 而有些样本由于数据缺失较多, 会直接进行删减处理。经过数据整理之后, 本文最终通过这 3 054 份样本数据, 以直接获取和间接计算的方式得到了所需要的变量数据, 具体变量含义如表 1 所示。

(二) 模型构建

黄炜等^[25]将双重差分模型定义为“一个基于反向事实框架来评估政策冲击发生与不发生这两种情况下被解释变量的不同变化”的因果推断模型, 其本质是估计并对比处理组和控制组的结果变量在干预前的组间均值差异和干预后的组间均值差异, 表现为“差异之差异”, 因此被称为双重差分。基于此论述, 本文以 2007—2018 这 12 年间的中国的城市面板数据作为研究样本, 以其中 7 个试

表 1 变量诠释表

| 变量性质 | 变量名称 | 变量含义 | 样本数 |
|-------|------------|--|-------|
| 被解释变量 | 产能利用率 CU | 采用随机前沿生产函数法计算所得 | 3 054 |
| 解释变量 | 政策有效冲击 DID | 只有满足“在政策实施年”和“是政策试点”这两个条件，才会被赋值为 1；否则赋值为 0 | 3 054 |
| 中介变量 | 产能增长幅度 PA | 固定资产增长率 | 3 054 |
| | 优质产能指数 EA | 以 6 项指标数据为基础，采用主成分分析法计算所得 | 3 054 |
| 控制变量 | 外商直接投资 FI | 当年实际使用外资金额的对数 | 3 054 |
| | 地方财政负担 FB | 财政一般预算内支出与一般预算内收入之比 | 3 054 |
| | 平均劳动收入 AI | 当地职工年平均劳动工资的对数 | 3 054 |
| | 对外开放度 OR | 当地外资企业占比 | 3 054 |
| | 教育投入 EI | 当地财政教育支出的对数 | 3 054 |
| | 中央管理便利 GC | 以“是否为中央直辖市”作虚拟变量 | 3 054 |

点地区（北京、天津、上海、重庆、湖北、广东和深圳）的各大市区作为实验组，剩余地区作为对照组，同时将 2013 年作为政策起点，把 2013 年往后的年份都设置为试点期，进而构建的碳交易政策与对产能过剩的影响实证模型如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (time_t * treat_i) + \gamma_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (12)$$

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (time_t * treat_i) + \beta Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (13)$$

其中， Y_{it} 变量包含了 i 地区第 t 年的产能利用率（CU）、固定资产投资增长率和优质产能指数； $time_t$ 表示时间分组变量，2007—2012 年赋值为 0，而政策实施之后的 2013—2018 年被赋值为 1； $treat_i$ 则代表政策分组变量，碳交易制度试点区域内的城市都被赋值为 1，其余城市被赋值为 0；设置变量 DID 为解释变量，其取值为 $time_t * treat_i$ 。 γ_t 为时间固定效应， μ_i 为地区固定效应， ϵ_{it} 代表着随机误差项。而 $Control_{it}$ 则表示控制变量，包括对外投资、地方财政负担、年平均劳动收入、外商企业投资比例、教育投入和是否为直辖市的虚拟变量。

四、实证分析与检验

（一）基准回归结果

表 2 报告了碳交易制度影响产能利用率的回归结果。其中，第（1）列和第（2）列表现的是在控制了时间和个体的固定效应之后，政策对城市产能利用率的冲击情况。其中，虽然在简单基准回归下碳交易制度对产能利用率的影响不显著为正，但是其 P 值为 0.104，说明政策的施行大概率能够有效提高第二产业的产能使用效率，对产能过剩问题有一定的缓解效果。与此同时，在加入控制变量之后其回归结果则显示为显著为正，进一步证明了前文的实证结论，说明本文的基准实证结果具有一定的稳健性和可信度。而这也证实了本文所提出的假设 2，即碳交易制度的推出可以对产能过剩问题产生积极的化解作用。

（二）分位数回归结果

除了基准回归之外，本文还对此次政策冲击做了分位数回归，分别检测当地方第二产业的产能利用率在 0.1、0.5 和 0.9 这三个分位点时对碳交易政策的反应程度，具体结果表现在表 1 中的第（3）列到第（5）列。由实证结果可以得知，碳排放交易制度对产能过剩的化解效果在产能利用率由低分位到高分位过渡的过程中呈现出 U 型的变化趋势。在当地产能利用率处于较低的水平时，碳交易政策的确能够显著提高地方第二产业的产能利用率；随着产能利用率提升到中位数时，虽然

说碳交易制度也会对其产生正面影响, 但是其显著性同时也在下降; 当产能利用率处于高位数时, 碳交易制度化解产能过剩的效果又得到显著提升。

表 2 基准回归与分位数回归

| 变量 | CU | | | | |
|--------------|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>DID</i> | 0.003 (1.63) | 0.004*** (2.58) | 0.001* (1.96) | 0.001 (1.01) | 0.006* (2.25) |
| <i>FI</i> | | 0.002** (15.228) | 0.001*** (11.838) | 0.002*** (16.272) | 0.001*** (4.461) |
| <i>FB</i> | | -0.001*** (-5.938) | -0.001*** (-7.420) | -0.001*** (-5.629) | -0.001*** (-4.920) |
| <i>AI</i> | | 0.012** (15.852) | 0.004*** (5.443) | 0.010*** (12.959) | 0.014*** (13.981) |
| <i>OR</i> | | 0.020*** (5.990) | -0.001 (-0.402) | 0.004* (1.696) | 0.065*** (5.916) |
| <i>EI</i> | | 0.006* (25.504) | 0.003*** (15.192) | 0.004*** (17.076) | 0.006*** (13.013) |
| <i>GC</i> | | 0.020*** (5.990) | 0.021*** (4.909) | 0.030*** (7.393) | 0.017*** (3.873) |
| 年份固定效应 | yes | yes | yes | yes | yes |
| 地区固定效应 | yes | yes | yes | yes | yes |
| Observations | 3 054 | 3 054 | 3 054 | 3 054 | 3 054 |
| R^2 | 0.09 | 0.69 | 0.28 | 0.39 | 0.57 |

注: ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平, 第一行的括号内为 T 值, 其余行括号内为 Z 值。

具体表现为当样本的产能利用率在 0.1 分位时, 其 DID 变量对应 P 值为 0.094; 当样本的产能利用率在 0.5 分位时, 其 DID 变量对应 P 值为 0.416; 而当样本的产能利用率在 0.9 的高分位时, 其 DID 变量对应 P 值为 0.066。一方面, 这可能是因为产能利用率较低的地区所拥有的绿色生产技术较为落后^[26], 因此单位生产所产生的碳排放量较大, 所受到碳排放限额的约束也较大, 进而使得所受到的政策冲击也会更大且更显著。另一方面, 产能利用率较高的地区往往处于经济发达地段, 由经济基础所影响的技术创新的潜力也较高, 因此在面对碳交易制度的影响时也能够快速且明显地做出反应, 并具体体现在高分位数的回归结果中。此外, 与基准回归结果不同的是, 在低分位地区对外开放度与产能利用率表现出的是负相关关系, 这可能是因为产能利用率的低分位地区大部分是经济欠发达地区, 外商往往倾向于将这种地区作为国外污染密集型产业的转移终点, 将一系列高污染、低效率的生产线转移到我国的经济欠发达地区, 从而降低了当地的产能利用率并加重了产能过剩的问题。

(三) 中介路径检验

传统的中介效应三步法主要是由三次计量回归所显示的统计相关性来识别 X 、 Y 和 MV 之间的因果关系。然而当被解释变量和中介变量之间存在反向因果关系时, 则会引发内生性问题从而回归结果出现偏误, 进而可能会让总体的因果识别出现偏差。因此本文在考虑了江艇^[27]的实证建议后, 决定使用理论描述和文献引用来代替被解释变量和中介变量的回归, 以此绕开内生性问题对实证结果的影响, 并结合三步法中没有内生性的 (14)、(15) 式的回归结果来完成三步法中介效应检验。其中, (14) 式为本文的基准回归模型并已在上述的实证中得到了检验, 因此下文主要对中介效应的 (15) 式进行检验。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (time_t * treat_i) + \beta Control_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (time_t * treat_i) + \beta Control_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

1. 产能增量角度。本文的被解释变量——产能利用率表现为实际产出与理论产出的比值，当固定资产投资出现增长时，工厂生产的理论产出也会跟着上升，若此时实际产出不能提高相应幅度，其产能利用率则会下降，使得工厂出现产能过剩的风险。换句话说，在理论上，当对固定资产增长进行限制时，工厂的理论产能会下降，从而可能会使得其产能利用率得到提升。也就是说，固定资产的增量的确有可能会影响产能利用率，进而可以反映出产能增量与产能过剩治理之间的关系，从而进一步说明了规制产能增量对提高产能利用率并缓解产能过剩问题的可行性。

表 3 报告了产能增量角度中介效应（15）式的回归结果。为了检验本文所提出的假设一，探索碳交易制度在短期内是否会对固定资产增长产生影响，本文仿照了钱雪松等^[28]的实证策略，当假设政策冲击分别在 2013 年、2014 年和 2015 年发生短期冲击时，其对应的回归结果分别展示在第 6、第 7 和第 8 列。从中可以看出碳交易制度在实施的第一年就对政策试点城市的固定资产增长率产生显著的负面影响，可见环境规制在一定程度上能够对过度投资行为进行干预。然而当假设政策冲击往后延续两到三年时，固定资产增长率所对应的回归式子并没有得出显著的回归系数，这说明碳排放交易制度对地方带来的产能规制只是暂时的。在制度实施的两三年之后，当企业能够通过价格和技术升级来降低环境规制成本时，那么投资扩张仍然还是企业生产的首要决策。综合来看，碳交易制度确实可以在短期内抑制过度投资，而投资水平提升是中国出现产能过剩的重要原因^[29]。

表 3 产能增量中介效应

| 变量 | PA | | |
|----------------------------|---------------------|-----------------|-----------------|
| | (6) | (7) | (8) |
| <i>DID</i> ₂₀₁₃ | -0.140*** (2.62) | | |
| <i>DID</i> ₂₀₁₄ | | 0.031 (0.64) | |
| <i>DID</i> ₂₀₁₅ | | | 0.144 (1.36) |
| <i>Control</i> | yes | yes | yes |
| 年份固定效应 | yes | yes | yes |
| 地区固定效应 | yes | yes | yes |
| <i>Observations</i> | 3 054 | 3 054 | 3 054 |
| <i>R</i> ² | 0.08 | 0.08 | 0.08 |

注：***表示 1% 的显著性水平，其中括号内的数值为 *T* 值。

在经济高涨期，出于盲目乐观企业会大量扩张产能来占据市场份额，造成市场的“潮涌现象”；而在经济萎靡时，政府也会通过投资刺激经济增长，但与此同时也会加剧社会的产能过剩问题。因此，碳交易制度对过度投资的抑制作用在一定程度上也会对产能过剩产生一定的化解效果，通过限制其产能进一步增长来规制企业产能过剩，其中产能增量在短期内具有中介效应。而这也证明了本文所提出的假设 1，即受限于短期价格粘性，在不能及时通过价格转移环境规制成本的条件下，短期内企业首先会压制自己的生产能力来防范可能或已存在的亏损，而这个生产能力既包括当下的企业产量，也包括企业未来的产能扩张。

2. 产能存量角度。表 4 报告了产能存量角度中介效应回归的实证结果。其中第（9）列表现了在整个政策周期内第二产业优质产能指数所受到的冲击，我们可以从中得知在 2013 到 2018 年这六

年的政策实施年份里, 碳交易制度对优质产能指数产生了较为显著的负面影响, 而这与本文假设 3 的内容相悖。为了能够更细致地探究其内在机理, 本文紧接着假设当政策只发生在 2013 年、2014 年和 2015 年的情况, 对中介变量作出了基于时点而非时段的统计回归, 结果发现在政策实施的前两年企业的优质产能可能会得到一定的提升, 虽然本文假设可以从中得到一定的证据支持, 但由于此结果并不算显著, 因此还需要更进一步的分析研究。考虑到在将所有试点城市并为一组样本来统一进行实证回归, 可能会因为忽视不同城市优质产能指数所受到冲击程度不同, 从而导致回归系数不能完全解释现实的情况发生。为了规避这一问题, 本文额外做了一次异质性检验, 其结果如表 5 所示。

表 4 产能存量中介效应

| 变量 | EA | | | |
|---------------|--------------------|-----------------|-----------------|------------------|
| | (9) | (10) | (11) | (12) |
| DID_{13-18} | -0.102** (2.19) | | | |
| DID_{2013} | | 0.101 (1.12) | | |
| DID_{2014} | | | 0.027 (0.60) | |
| DID_{2015} | | | | -0.091 (1.02) |
| Control | yes | yes | yes | yes |
| 年份固定效应 | yes | yes | yes | yes |
| 地区固定效应 | yes | yes | yes | yes |
| Observations | 3 054 | 3 054 | 3 054 | 3 054 |
| R^2 | 0.17 | 0.17 | 0.17 | 0.18 |

注: ** 表示 5% 的显著性水平, 其中括号内的数值为 T 值。

表 5 产能存量异质性研究

| 变量 | 含一线城市 EA | | | 含非一线城市 EA | | |
|---------------|-----------------|-----------------|------------------|---------------------|-----------------|-----------------|
| | (13) | (14) | (15) | (16) | (17) | (18) |
| DID_{13-18} | 0.116 (1.46) | | | -0.132*** (2.83) | | |
| DID_{2013} | | 0.108 (1.07) | | | 0.106 (1.13) | |
| DID_{2014} | | | -0.104 (1.47) | | | 0.041 (0.79) |
| Control | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| 年份固定效应 | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| 地区固定效应 | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| Observations | 3 054 | 3 054 | 3 054 | 3 054 | 3 054 | 3 054 |
| R^2 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.17 | 0.16 | 0.16 |

注: *** 表示 1% 的显著性水平, 其中括号内的数值为 T 值。

本文的异质性研究主要是将政策冲击的样本分为“含一线省市”组和“含非一线省市”组, 进而来探明碳交易政策对不同经济发展样本优质产能的影响状况, 从而规避由于同一组中试点样本情况差距过大而导致回归结果对现实情况失去解释力, 其实证结果如表 5 所示。通过第 (13) 列和第 (16) 列的回归结果, 可以发现在碳交易制度实施的时间段里, 该政策对非一线城市的优质产能有

着显著的消极冲击，而对一线城市却产生了 P 值为 0.144 的正面影响。这说明第（9）列的回归结果之所以没有能够证实本文的假设 3，可能是因为试点样本经济实力的分化所致，经济实力弱的省市在面对环境规制时可能会由于技术基础差而不能通过快速技术升级来提高优质产能，只能通过削减现有产能来减少生产损失。削减现有产能会带来大量的工人失业，进而影响产能的稳定性，而产能稳定性是本文中衡量优质产能的一个指标之一，因此表 4 的实证结果才会出现与理论分析相悖的情况，主要的原因可能是经济基础的分化。

此结果间接证明本文假设 3 的结论，同时也说明了经济基础的差异可能能够解释碳交易制度对不同性质试点城市所带来影响上的不同。与此同时，虽然一线省市组回归结果的 P 值只有 0.144，但其回归系数的符号为正，与非一线省市的回归系数符号相反，而这就进一步印证了上文的结论，即经济基础较弱的城市更难以通过技术升级来提高其优质产能，因此只能通过削减产能来规避碳交易制度所带来的成本从而影响了产能稳定性，进而对试点城市的优质产能指数产生负面冲击。而如果将经济基础好的一线试点城市单独拎出来做异质性检验的话，则会发现碳交易制度确实会给优质产能带来正面提升，而这也部分印证了本文的理论假设，说明环境规章制度在削减落后产能的同时也促进了低端产能向优质产能转型。在削减无效产能的过程中提升优质产能，是产能过剩治理中的一环，利用二者的协同效应来化解产能过剩是充分理解产能治理本质的表现^[20]。

（四）稳健性检验

1. 平行趋势检验。借鉴许和连等^[30]的平行趋势检验策略，如果不存在政策冲击，那么试点城市和非试点城市的时间趋势理论上来说应该是一致的。为了检验这一假设是否存在合理性，可以设置以下模型进行检验：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{j,t}^{-3} + \alpha_2 D_{j,t}^{-2} + \dots + \alpha_6 D_{j,t}^3 + \beta Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (16)$$

其中， $D_{j,t}^{-3}$ 为一个虚拟变量，当试点城市在政策实施前的 k 期以内时赋值为 1，否则赋值为 0；而 $D_{j,t}^h$ 则表示试点城市在政策实施后的 h 期以内时赋值为 1，否则赋值为 0。与此同时，该模型对个体效应和时间效应进行了固定并剔除了政策实施的起始期以保证整体平行检验的稳健性，其最终检验结果如表 6 所示。由表 6 的回归数据可以看出 D^{-1} 、 D^{-2} 、 D^{-3} 期的回归系数均不显著，这表明

表 6 平行趋势检验

| 变量 | CU | | | | | |
|--------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| D^{-3} | -0.070 (1.53) | | | | | |
| D^{-2} | | -0.054 (1.30) | | | | |
| D^{-1} | | | -0.073 (1.61) | | | |
| D^1 | | | | 0.003* (1.93) | | |
| D^2 | | | | | 0.004* (1.92) | |
| D^3 | | | | | | 0.002* (1.96) |
| Control | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| 年份固定效应 | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| 地区固定效应 | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| Observations | 3 054 | 3 054 | 3 054 | 3 054 | 3 054 | 3 054 |
| R^2 | 0.17 | 0.17 | 0.17 | 0.17 | 0.17 | 0.17 |

注：* 表示 10% 的显著性水平，其中括号内的数值为 T 值。

在政策实施前的时段内试点城市和非试点城市产能利用率的变化并没有显著差异, 因此不能够拒绝对照组和实验组之间存在平行性趋势的假设。而 D^1 的回归系数显著为正, 说明碳交易政策的确能够对实验组的产能利用率带来正面的提升, 而这回归系数上的差异也进一步对比出本文实证数据平行趋势的存在, 说明本文实证结果具有一定统计意义。

2. 安慰剂检验。为了排除其他未知因素对本文双重差分实证的干扰, 并进一步验证城市产能利用率的变动与碳交易制度之间的因果关系, 本文通过计量软件来随机抽取样本并构建出新的实验组, 来对此次实证做安慰剂检验。具体而言, 本文将从所有的城市样本中随机抽取 150 个作为实验组, 其他城市为对照组并结合双重差分基准模型 (13) 来进行计量回归, 并重复此过程 5 000 次。若经过随机抽样的回归之后, 核心解释变量 DID 对城市的产能利用率并没有产生显著影响且其回归系数的统计分布符合正态分布的话, 则说明基于随机选择的实验组并没有对产能利用率产生目标性的影响, 进而从侧面说明了上文实证结果中政策冲击存在的真实性。图 3 显示了本次检验中 5 000 次随机抽样回归的系数及其密度分布, 我们可以发现随机抽样的回归系数符合正态分布, 即基于随机抽样方法下的双重差分回归并没有证实碳交易制度对产能利用率的影响, 这与基于现实试点文件的抽样回归结果形成对比, 从而说明了本文的基准回归结果的确是由政策实施所引起的, 证明实证结果具有稳健性。

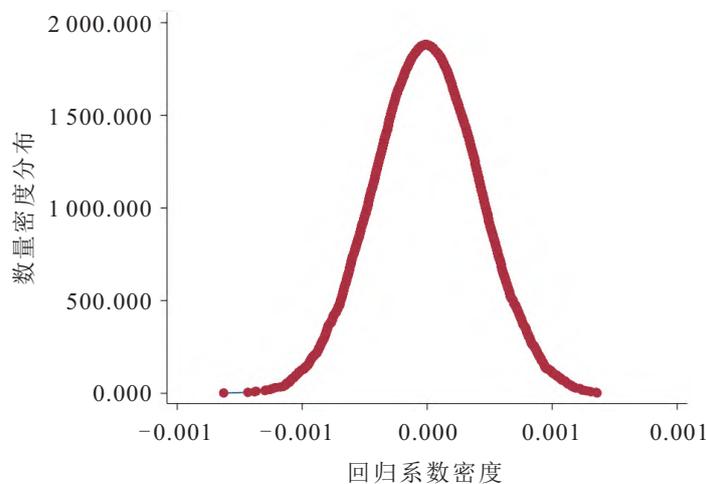


图 3 5 000 次随机抽样检验

3. 其他稳健性检验。本文假设碳排放制度的落地时间提前, 以此设置时间虚拟变量并将其加入实证回归中, 从而构成一个“反事实”检验。若此检验的回归系数不显著, 则说明“反事实”并不成立, 进而从侧面反映出原来正事实的准确性, 从而通过稳健性检验。考虑到碳排放制度发出的信息较早, 所以本文将反事实的时间分别提早了两年、三年和四年, 从而避免制度实施的预期影响被解释变量, 进而避免稳健性检验的实证结果出现偏误。表 7 第 (1)、(2) 和 (3) 列的回归结果显示反事实检验中碳排放制度的作用不显著, 且随着假设的实施时间不断往前推移, 其实证结果的 P 值也在不断增大, 说明反事实并不成立, 侧面证明了正事实成立的可能性, 因此本文的实证结果通过了反事实检验, 证明本文实证结果稳健。

另外, 检验双重差分模型的内生性是稳健性检验的内容之一, 而双重差分模型的内生性主要来源于试点选择的非随机和非外生。为了规避这种情况, 实证分析中应该加入可能会影响某城市称为试点的控制变量来消解模型的内生性。然而本文在基准回归的时候就已经以“影响被解释变量和试点选择”为条件来加入控制变量, 也就是说本模型的内生性已经在那时候得到了控制, 而基准回归

结果的显著性也证明了控制内生性之后本文结果仍然成立，进而说明本文实证结果稳健。

表 7 其他稳健性检验

| 变量 | CU | | | | |
|--------------|-----------------|-----------------|-----------------|--------------------|------------------|
| | “反事实” (1) | “反事实” (2) | “反事实” (3) | 基准回归 (2) | 滞后一期 (3) |
| $DID_{反事实1}$ | 0.002 (0.72) | | | | |
| $DID_{反事实2}$ | | 0.002 (1.04) | | | |
| $DID_{反事实3}$ | | | 0.003 (1.62) | | |
| DID | | | | 0.004*** (2.58) | |
| $DID_{滞后一期}$ | | | | | 0.003* (1.82) |

注：***、* 分别表示 1%、10% 的显著性水平，其中括号内的数值为 T 值。

此外，新政策的实施效果往往会出现时滞性，即当期的制度实施会对下一期的核心指标产生影响，所以仅以当期政策冲击来解释当期被解释变量的波动可能会存在不完善的问题，若当期政策冲击能够与下一期被解释变量的波动产生联系，则会进一步说明政策冲击的真实存在，从而证明本文的实证结论具有稳健性。因此本文利用滞后一期的被解释变量来进行稳健性检验。在碳交易制度发挥作用具有时滞性的前提下，倘若滞后一期的政策实施虚拟变量的回归系数为正且具有显著性，则说明该政策也会对被解释变量产生一定程度的冲击。其回归结果如表 7 第 (3) 列所示，此项的回归系数显著为正，再一次说明了碳交易制度能够提升城市第二产业产能利用率这个实证结果的具有稳健性。

五、研究结论与启示

化解产能过剩是实现供给侧结构性改革的重要途径之一，如何有效地化解行业的产能过剩问题具有重要的现实意义。本文以碳排放交易试点实施作为准自然实验，研究其对产能过剩治理之间的影响关系。研究发现：(1) 碳排放权交易政策正式落地以后，试点城市第二产业的产能利用率得到了显著的提升，从而证明了碳交易政策的确能够缓解第二产业的产能过剩问题；(2) 碳排放交易制度对产能过剩的化解效果在产能利用率由低分位到高分位过渡的过程中呈现出 U 型的变化趋势，这可能是跟低分位区域技术提升上限高和高分位区域经济与科技基础雄厚有关；(3) 短期内对地方“产能增量”进行制约从而规制过度投资，是碳交易制度化解产能过剩的路径之一；(4) 碳排放权交易制度能够显著提高一线城市的优质产能，但在其他城市中此结论没有得到验证，这可能是与经济实力所影响的科技潜力有关。科技潜力越强，城市所能达到的技术上限就越高，从而使得其产能优化的势能越强。

由上述结论所得到的启示是明显的。

第一，重视不同城市的科技潜力差异，加强区域间学术理论和实践技术协同交流，降低城市由于经济差异所带来的科技潜力差距对政策化解产能过剩问题的影响。本文实证结果表明碳排放交易政策对优质产能的提升作用会优先体现在一线城市地区而非其他地区城市，而优质产能的提升是技术进步的直接表现。因此可以认为经济基础上的劣势能够限制城市技术进步从而无法进一步化解产

能过剩问题,所以需要进一步促进理论成果以及科学技术在不同区域上的流通。此外,政府应该在加强科技专利权保护的同时保持区域之间企业的科技交流,通过科技所有的辐射属性来平衡不同地区之间的科技发展进程,从而使得部分相关的政策落地效果不至于发生太大的偏误。

第二,重视市场激励型环境规制手段对产能过剩问题的化解效果,逐步使用非命令型政策手段来实现相关的政策目标。传统的命令型环境规制虽然也能够为化解产能过剩问题提供帮助,然而其诸如影响市场价格均衡、难以控制规制力度、企业排斥心理较强等弊端也逐步被暴露出来,因此采用以碳排放权交易制度为代表的市场激励性规制手段,未必不是实现化解产能过剩目标的有效途径。在此基础上,政府需要建立一套融入当地经济基础、资源禀赋和市场化水平等差异的碳排放权分配和交易机制,并且结合科学的碳排放量测算以及分配方法,来完成产能过剩治理政策的创新和完善,为最终实现中国供给侧结构性改革注入新活力。

参考文献

- [1] 钟正生,管涛,黄益平. 如何有效应对新冠疫情冲击下的总需求不足问题[J]. 国际经济评论,2020(4).
- [2] Mathis,S.,J. Koscianski. Excess capacity as a barrier to entry in the US titanium industry[J]. *International Journal of Industrial Organization*,1997(2).
- [3] 余靖雯,韩秀华,李一可. 政府补贴与企业产能过剩[J]. 产业经济评论,2022(5).
- [4] 金戈. 潮涌现象与政府在产业结构变迁中的作用:以港台为例[J]. 亚太经济,2008(2).
- [5] 郭吉涛,郑岚清. 新旧动能转换背景下传统产业潮涌现象的形成机制[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2019(2).
- [6] 余东华,吕逸楠. 政府不当干预与战略性新兴产业产能过剩——以中国光伏产业为例[J]. 中国工业经济,2015(10).
- [7] 颜恩点,侯明辉,李路. 产能过剩、产业政策与非效率投资——来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 上海大学学报(社会科学版),2022(2).
- [8] 林毅夫. 潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建[J]. 经济研究,2007(1).
- [9] 刘淑琳,王贤彬,黄亮雄. 高经济增长目标导致产能过剩了吗——基于地级市四位数行业的理论分析与实证检验[J]. 中国经济问题,2022(1).
- [10] 皮建才,张鹏清. 垂直结构、环境规制与产能过剩[J]. 社会科学战线,2020(8).
- [11] 刘斌,赖洁基. 破行政垄断之弊能否去产能过剩之势?——基于出台《公平竞争审查制度》的准自然实验[J]. 财经研究,2021(9).
- [12] 夏飞龙,朱丽萍. 财政分权、政商关系和结构性产能过剩——基于 2001—2011 年中国工业面板数据和 GMM 的分析[J]. 商业研究,2022(1).
- [13] 白雪洁,张哲. 混合所有制改革能有效化解国有企业产能过剩吗[J]. 经济理论与经济管理,2022(9).
- [14] 颜敏,白栖凡. 实体企业金融化、企业创新与产能过剩[J]. 会计之友,2022(9).
- [15] 杜爽,曹效喜. 企业数字化转型能否促进绿色创新——来自中国上市公司的证据[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2023(4).
- [16] 罗奇,陈梁,赵永亮. 数字基础设施建设与企业产能利用率——来自“宽带中国”战略的经验证据[J]. 产业经济研究,2022(5).
- [17] 鲁保林. 结构性产能过剩的政治经济学分析[J]. 教学与研究,2016(12).
- [18] 张嫚. 环境规制与企业行为间的关联机制研究[J]. 财经问题研究,2005(4).
- [19] 高红贵,许莹莹,朱于珂. 命令控制型环境规制对碳市场价格的影响——来自中央环保督察的准自然实验[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2022(3).
- [20] 张志强. 环境管制、价格传递与中国制造业企业污染费负担——基于重点监控企业排污费的证据[J]. 产业

经济研究,2018(4).

[21]张成,陆旸,郭路,等.环境规制强度和生产技术进步[J].经济研究,2011(2).

[22]刘海英,钟莹.环境规制在产能过剩治理中能否形成“优质产能”[J].吉林大学社会科学学报,2022(2).

[23]杨振兵,张诚.中国工业部门产能过剩的测度与影响因素分析[J].南开经济研究,2015(6).

[24]程俊杰.转型时期中国地区产能过剩测度——基于协整法和随机前沿生产函数法的比较分析[J].经济理论与经济管理,2015(4).

[25]黄炜,张子尧,刘安然.从双重差分法到事件研究法[J].产业经济评论,2022(2).

[26]杨文举,王其.化解产能过剩有助于绿色全要素生产率提升吗?——基于中国工业去产能的准自然实验[J].经济问题,2022(7).

[27]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5).

[28]钱雪松,康瑾,唐英伦,等.产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J].中国工业经济,2018(8).

[29]肖明月,郑亚莉.供给质量提升能否化解中国制造业的产能过剩?——基于结构优化与技术进步视角[J].中国软科学,2018(12).

[30]许和连,王海成.简政放权改革会改善企业出口绩效吗?——基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验[J].经济研究,2018(3).

“Incremental Regulation” or “Stock Optimization” ?

— The Impact of Carbon Trading System on China’s Urban Secondary Industry Overcapacity

CHEN Xiang-yang, DAI Er

Abstract: Carbon trading system, as a rare market-based environmental regulation means, can address local overcapacity with the way of both “incremental regulation” and “stock optimization”. Taking the data of China City Yearbook from 2007 to 2018 as samples, this paper calculates the capacity utilization rate of the secondary industry in each city by combining with the stochastic frontier function. The relationship between carbon trading system and overcapacity is tested with the differential model. The empirical results show that: (1) The implementation of carbon trading system can alleviate local overcapacity and improve the capacity utilization rate of local secondary industry. (2) The effect of carbon emission trading system on solving overcapacity shows a U-shaped trend in the process of capacity utilization from low to high. (3) The implementation of carbon trading system will have a negative impact on the fixed assets growth rate of local industrial enterprises in the short term, and restrain the excessive growth of production capacity from the perspective of “incremental regulation”. (4) The system can also improve the quality capacity index of first-tier cities, improve the quality of production capacity from the perspective of “stock optimization”, but in non-first-tier cities, the effect is not significant, which may be caused by technological potential difference due to economic gap.

Key words: carbon trading; overcapacity; stochastic frontier function; double difference method

(责任编辑 孙 洁)