

碳排放权交易机制能提高企业价值吗^{*}

沈洪涛 黄楠

内容提要: 本文借助中国碳排放权交易的准自然实验场景,提供了碳排放权交易影响企业价值的中国市场经验证据。基于碳排放权交易试点《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》公告日的事件研究证实,资本市场对于该事件有显著正面反应,低碳强度企业的市场反应更为显著,表明碳排放权交易能提高企业短期价值。但是,基于双重差分模型的研究显示,碳排放权交易正式启动后并没有影响企业的长期价值。进一步,本文分析了碳排放权交易未能影响企业长期价值的原因,由于碳排放权交易机制配额分配较为宽松,加之宏观去产能政策影响,导致配额供大于求,配额价格过低,从而碳排放权交易机制在现阶段没能实现经济红利。本文透过碳排放权交易揭示了科斯定理的微观经济后果,对于建设全国统一的碳市场有积极的指导意义。

关键词: 碳排放权交易 市场反应 企业价值 准自然实验

作者简介: 沈洪涛,暨南大学管理学院教授,510000;

黄楠(通讯作者),暨南大学管理学院博士研究生,510000。

中图分类号: F832.5, F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2019)01-0144-18

一、引言

温室气体排放引起的气候变暖是全世界共同面临的挑战。作为负责任的大国,中国积极参与全球环境治理,落实减排承诺。2011年中国引入市场型环境规制手段——碳排放权交易(以下简称“碳交易”)机制,推进低碳发展。从2013年6月起,深圳、上海、北京、广东、天津、湖北和重庆七个试点省市先后启动碳排放权交易试点。2017年12月,全国碳排放权交易市场(电力行业)正式启动。从试点的范围来看,二氧化碳排放总量和强度出现了双降的趋势,起到了碳市场控制温室气体排放的作用。然而,低碳发展是“低碳”与“发展”的有机结合,在减碳的同时要提高经济效益,促进经济和社会均衡发展(厉以宁等,2017)。著名的“波特假说”认为,适当而严格的环境规制,特

^{*} 基金项目:国家自然科学基金面上项目“基于环境会计视角的生态补偿机制微观效果研究:政府之手与市场之手”(71672075)。作者感谢广州市人文社会科学重点研究基地“广州区域低碳经济研究基地”的资助。作者感谢匿名审稿人及编辑部提出的宝贵修改意见。当然,文责自负。

别是市场型环境规制(Jaffe和Palmer,1997),能够促使环境与经济双赢(Porter,1991;Porter和Van der Linde,1995)。

碳排放权交易是应对全球气候变化的重要机制,是运用科斯定理解决环境外部性问题的典型实践。依据科斯定理,通过明晰环境资源的产权可以内化环境的外部性。政府向企业分配或出售“环境资源许可证”,企业可以通过市场买卖许可证,实现资源最优配置(Dales,1968)。但是,科斯定理的前提条件是交易成本为零(Coase,1960),在现实中并不成立。在交易成本为正的情况下,权利的初始安排就会影响收入分配,产生重要的经济后果(唐跃军、黎德福,2010)。碳排放权交易的实施可能增加企业成本,包括获取二氧化碳排放配额(以下简称“配额”)的显性及隐性支出、核算和报告碳排放信息的成本、环境治理投入等,不利于企业生产和发展(薛爽等,2017);另外,碳排放权买卖和融资也可以改善企业的财务状况和现金流(Oestreich和Tsiakas,2015;Abrell等,2008),带来企业福利水平的增进。因此,碳排放权交易机制在实现低碳目标的同时,能否促进经济发展?具体而言,碳排放权交易机制能否提高企业价值?对这个问题的回答有助于认识运用科斯定理解决环境外部性问题的经济后果,也有助于政策制定者、参与企业以及投资者的决策。

自20世纪初发达国家实施碳排放权交易,尤其是2005年欧盟启动全球最大的碳排放权交易市场(EU ETS)以来,研究者极为关注碳排放权交易的环境影响及经济影响。对于碳排放权交易的经济影响,研究的重点为对整体经济的宏观影响和对行业的中观影响,对企业的微观影响研究相对较少,且以理论分析为主。碳排放权交易对企业价值影响的实证研究为数不多,研究对象主要为欧盟市场,且结论迥异。有一组文献认为,碳排放权交易提升了企业价值(Smale等,2006;Veith等,2009;Ye等,2013;Chan等,2013;Oestreich和Tsiakas,2015)。另有不少文献发现,碳排放权交易减损了企业价值(Oberndorfer,2009;Mo等,2012;Chapple等,2013;Koch和Bassen,2013;Jong等,2014)。出现实证结论相左的原因很有可能是研究中存在的内生性问题,以及各国碳排放交易机制设计的差异。

2011年10月29日,国家发改委发布《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》(以下简称《通知》),宣布在北京、天津、上海、重庆、湖北、广东及深圳七个省市展开碳排放权交易试点。随后七个省市积极展开碳排放权交易探索行动,确定碳交易试点企业名单、制定配额管理暂行办法、筹备碳交易场所。至2013年6月,深圳、上海等七个试点省市先后正式启动碳排放权交易市场。历经四年碳排放权交易试点探索后,2017年12月,全国碳排放权交易市场(电力行业)正式启动。中国在部分地区进行碳排放权交易试点的特殊制度安排,为验证碳排放权交易的微观经济后果提供了难得的准自然实验机会。同时,来自世界最大碳排放国——中国的经验证据,也将丰富碳排放权交易研究的文献。

本文借助中国碳排放权交易市场的准自然实验场景,基于中国碳排放权交易的制度设计,分别从短期和长期视角验证碳排放权交易对企业价值的影响,以提供来自中国市场的经验证据。首先,本文采用事件研究法,检验了正式宣告碳排放权交易试点的市场反应,发现资本市场对于该事件有显著的正向反应,低碳强度企业的市场反应更为显著,表明市场预期碳排放权交易能够提高企业价值。接着,本文利用双重差分模型研究碳排放权交易正式启动后对企业长期价值的影响,发现碳排放权交易对企业长期持有到期收益及企业财务绩效并没有显著影响。最后,本文对碳排放权交易机制未能对企业长期价值产生影响的原因进行探索分析,发现现阶段碳排放权交易机制配额分配较为宽松,加之宏观去产能政策的影响,导致配额供大于求,碳价过低,从而碳排放权交易机制目前无法在实现低碳的同时提升企业价值。

相较已有研究,本文可能的贡献主要体现在:第一,利用中国碳排放权交易试点这一准自然实验,在一定程度上避免了遗漏变量等内生性问题,提供了更为科学的碳排放权交易经济后果的证据;第二,同时检验了碳排放权交易对企业短期和长期价值的影响,更为全面地回答了碳排放权交易的微观经济后果,并揭示了内在原因;第三,首次提供了世界最大碳排放国的微观经验证据,丰富了已有的碳排放权交易的研究文献;第四,基于中国碳排放权交易机制的研究,为完善中国以及国际碳排放权交易市场提供了政策参考。

二、制度背景、理论分析与研究假设

(一)碳排放权交易背景及中国的机制设计

碳排放权交易是基于市场解决气候问题的一种经济手段,目前大多数国家采用的是总量交易(Cap and Trade)模式,其基本思路是:政府根据环境容量制定逐年下降的碳排放总量目标,向企业分配或出售配额,企业和投资者可以在市场上买卖配额,实际二氧化碳排放(以下简称“实际排放”)低于配额的企业可以出售配额,实际排放超过配额的企业必须购买超排部分的配额以完成履约。这一制度安排激励减排成本低的企业进行最大程度的减排,减排成本高的企业则会选择购买配额来履约,从而使得企业的边际减排成本相等,整个市场以最低的成本完成减排目标,实现帕累托最优。

2002年英国启动了世界上第一个全国范围内的碳排放权交易市场(UK ETS),随后美国、加拿大等国也相继展开碳排放权交易。截至2017年底,全球已运行21个碳交易体系,36个国家参与其中,覆盖全球15%的温室气体排放量。^①2005年,伴随着《京都议定书》的正式生效,欧盟启动了全球规模最大的碳排放权交易体系(EU ETS)。EU ETS是由欧盟各成员国自上而下建立的一个联合碳市场,基于总量交易原则,覆盖了31个主权国家。2016年欧盟温室气体排放量比1990年降低了24%(不包括国际航空排放量),超额完成欧盟设定的“2020年减排20%”的目标。^②欧盟在气候变化治理上取得的显著成效为在全球范围内推广碳排放权交易起到了重要的指导作用。

2011年,中国引进碳排放权交易机制,并于2013年6月起先后在深圳、上海、北京等七个省市展开试点,历经四年碳排放权交易试点探索后,2017年12月,全国碳排放权交易市场(电力行业)正式启动。中国在七个省市试点的基本框架和总体思路是:首先,设定排放的上限目标,即对碳排放实现总量控制;其次,确定参与交易的试点企业,过去两到三年内直接或间接碳排放量超过一定标准的电力、钢铁、石化等工业企业,高科技企业以及大型建筑物均被强制纳入试点;再次,确定配额的初始分配方法,各试点地区选择历史法或基准法分配初始配额,确定有偿配额发放比例,建立试点企业碳排放量监测、报告和核查制度;最后,设计履约机制及奖惩措施,即试点企业需上缴与实际排放量相应的配额,若企业实际排放超过持有配额则需购买短缺部分,并根据履约情况给予奖惩。

(二)碳排放权交易的经济学分析

气候问题与所有环境问题一样都具有外部性。福利经济学家庇古认为,通过政府的征税和补

① 数据来源于 *Emissions Trading Worldwide International Carbon Action Partnership Status Report 2018*。

② 数据来源于 *Annual European Union Greenhouse Gas Inventory 1990—2016 and Inventory Report 2018*。

贴,就可以将外部性内部化。这种政策思路被称为“庇古税”。部分国家,如芬兰、挪威、法国、瑞士等就采纳了庇古税的主张,征收碳税以控制温室气体排放。新制度经济学奠基人科斯并不认同庇古藉由政府解决外部性的思路。科斯指出,政府干预本身,例如征税,也是要花费成本的,如果这个成本大于外部性所造成的损失,显然就丧失了效率。在科斯(2014)看来,只要产权明晰且交易成本为零,无论权利如何界定,都可以通过市场交易和自愿协商达到资源的最优配置。也就是说,可以用市场交易形式替代庇古税手段解决外部性问题。

依据科斯产权理论,产生环境问题的原因是没有明确界定环境资源的产权。因此,可以用明晰产权的方法来解决环境问题。美国经济学家戴尔斯(Dales,1968)运用科斯定理设计了排污权交易的方案:政府向企业分配或出售“污染许可证”,企业可以通过市场交易买卖污染许可证,由此最小化减排成本,实现资源最优配置。美国自20世纪90年代以来,通过排污权交易制度有效地控制了二氧化硫排放,并推动了德国、英国、澳大利亚等国家相继实行了排污权交易。

但是,运用科斯定理解决环境问题并非没有局限。首先,交易成本为零的前提在现实中难以成立。碳交易的双边交易性质和难以量化合格减排量,使得碳排放权交易市场上存在多种交易成本,包括寻找交易对手和信息的搜寻成本、讨价还价和决策的协调成本、交易获得政府同意的批准成本、监管者维持市场秩序的监督和执行成本、确保交易顺利进行的保险成本,这些成本由政府和企业共同承担(Dudek和Wiener,1996)。其次,即使产权界定是明晰的,权利分配给不同的主体虽然不影响碳排放权的最终配置,但将导致不同的收入分配。如果免费发放给企业,相当于给了企业一笔财富,如果政府有偿出售配额,则相当于政府获得一笔收入(唐跃军、黎德福,2010)。最后,尽管界定产权的目的是通过经济激励内化外部性问题,从而更为有效地管理和使用资源,但在环境治理领域,将公共资源直接进行私有化分配,会带来严重的福利后果。

因此,观察碳排放权交易的市场反应,分析碳排放权交易制度对企业价值的影响,对于认识科斯产权理论指导下的市场化环境经济政策微观后果具有重要的理论意义。

(三)研究假设

碳排放权交易对企业价值有怎样的影响,是提高企业价值还是减损企业价值?已有文献基于不同市场得出截然不同的研究结论。

支持碳排放权交易能够提高企业价值的文献认为:一方面,配额作为一种物权,可以被视为一项具有实物价值和期权价值的资产(Johnston等,2008;Cook,2009)。欧盟碳排放权交易第一阶段,配额均为免费且过度发放,企业可以出售剩余配额获得现金流入,得到一笔“横财”(Abrell等,2008;Oestreich和Tsiakas,2015)。Abrell等(2008)以欧盟2005—2008年的2000多家上市公司为研究样本,发现由于欧盟碳交易体系第一阶段配额分配过度且为免费发放,企业获得使用或出售免费配额的权利,从而增加了利润。Oestreich和Tsiakas(2015)通过研究欧盟碳交易体系第一阶段和第二阶段的股票市场反应,发现企业获得免费配额可以带来现金流入,从而增加企业价值。另一方面,纳入碳排放权交易的企业多数属于垄断行业,例如电力、钢铁、水泥等,能够将碳价转嫁到产品价格中,当配额并非全部有偿发放却依然抬升价格时,企业获得过度补偿实现暴利(Smale等,2006;Bode,2006;Veith等,2009)。Smale等(2006)对欧盟碳交易试点企业进行分行业研究,发现水泥、新闻纸、钢铁、铝和石油五个行业企业利润有显著增加,这些行业的企业可以通过提高产品价格将碳成本转嫁给消费者,由于产品价格的影响,以及大量的免费配额,企业可以从中赚取超额利润。Bode(2006)和Veith等(2009)对欧盟电力企业的研究得到了相同的结论,由于碳排放权交易的实施,电价上升,电力行业企业可以从免费配额中获利,提高企业价值。当碳价上升时,垄断

企业从碳市场和产品市场的获利更为可观 (Oberndorfer, 2009; Da Silva 等, 2016)。Oberndorfer (2009) 研究欧盟碳配额价格变动对企业股票价值的影响, 数据显示, 碳配额价格上涨时企业股价也显著上升。Da Silva 等 (2016) 以西班牙电力企业为研究样本, 发现在欧盟碳交易体系的第二阶段, 碳配额价格上涨 1%, 电力部门的股票价格上涨 0.0087%。

另一组文献认为, 碳排放权交易约束和内化了企业原本“自由”的排放行为, 增加了企业购买配额和减排履约等成本, 从而减损企业价值。首先, 在碳排放权交易规制下, 当企业实际排放超过初始分配配额时, 即出现配额短缺, 企业需要承担购买配额的现金支出, 同时, 碳价的波动直接导致企业经营风险提高; 其次, 企业还会增加减排投入, 面临碳信息核查披露等合规成本 (Chapple 等, 2013; Clarkson 等, 2015)。Chapple 等 (2013) 以澳洲上市公司为研究样本, 通过 Ohlson 估值模型和事件研究法, 发现由于合规成本 (减排成本) 带来的预计负债, 高碳强度企业在碳排放权交易机制实施后平均市值降低了 7% ~ 10%。Clarkson 等 (2015) 同样利用 Ohlson 估值模型, 以欧盟 2006—2009 年碳交易试点企业为研究样本, 发现配额短缺对企业价值有负面影响。Brouwers 等 (2016) 利用事件研究法研究欧盟首次碳核查对企业价值的影响, 发现市场对超配额排放的企业有显著负向反应。此外, 碳排放权交易的实施促使公众和政府更加关注气候变化问题, 投资者预期未来规制将会更为严格, 对于高排放企业会要求更高的必要收益率, 增加了企业的资本成本 (Koch 和 Bassen, 2013; Jong 等, 2014)。Jong 等 (2014) 研究欧盟首次碳价格变化时的市场反应, 发现当配额价格下跌时, 碳强度低且拥有较多配额的企业股价上涨, 碳强度高的企业股价下跌。Koch 和 Bassen (2013) 利用资产定价模型研究欧盟 20 家公用事业企业 2005—2010 年的资本成本变化, 发现投资者对于高排放企业会要求更高的资本成本率。

中国碳排放权交易处于初期试行阶段, 除了广东和深圳试点电力企业外, 配额全部免费发放, 加之中国政府特有的“帮助之手”, 会在追求某些政策目标时提供无偿地转移支付 (王凤翔、陈柳钦, 2005; 唐清泉、罗党论, 2007)。因此, 碳排放权交易试点企业很可能利用免费配额获得额外的现金流入。企业加入碳排放权交易试点后, 由于严格的监管和核查制度, 企业碳排放信息披露将更为充分和透明, 有利于相关利益者的决策。企业为了合规履约增加的减排投入会产生溢出效应, 例如煤电企业节能设备可以减少煤炭消耗, 减少碳排放, 煤炭消耗减少的同时还能减少二氧化硫、废渣等污染物排放, 降低了企业整体环境风险 (Laplante 和 Lanoie, 1994; Richardson 和 Welker, 2001; 沈洪涛等, 2010)。由此, 碳排放权交易能够增加企业价值。因而本文提出研究假设 H1。

H1: 碳排放权交易有助于提高企业价值。

碳排放权交易机制对不同碳强度企业价值的影响存在差异。对于高碳强度企业而言, 其边际减排成本较高, 出现配额短缺的可能性更大, 受碳价波动影响的经营风险更大, 企业价值降低的可能性更大 (Koch 和 Bassen, 2013; Bushnell 等, 2013; Oestreich 和 Tsiakas, 2015)。虽有研究发现, 高碳强度企业通常属于垄断行业, 能够将碳成本转嫁到产品价格, 获得“不义之财”, 甚至碳价越高, 提价越多, 获利越多 (Smale 等, 2006; Veith 等, 2009)。但是, 中国高碳强度企业集中在钢铁、水泥和电力行业, 钢铁和水泥属于产能过剩产业, 电力行业正面临电力体制市场化改革的冲击, 不再具备成本转移能力。因此, 中国碳排放权交易制度下的高碳强度企业将面临更大的成本压力。对于低碳强度企业而言, 边际减排成本较低, 可以通过碳市场将富余额出售给高碳强度企业从而获利。因而, 本文提出研究假设 H2。

H2: 碳排放权交易能更为显著地提升低碳强度企业的价值。

三、碳排放权交易对企业短期价值的影响

事件研究法用于探讨事件的发生对股票价格(或企业价值)带来的冲击(袁显平、柯大钢, 2006),因此,本文首先采用事件研究法来估计企业参与碳排放权交易事件的短期市场反应,即碳排放权交易相关公告后的累计超常收益率。碳排放权交易在中国经历了三个重要事件:一是碳排放权交易试点通知,2011年10月29日国家发改委发布《通知》,确定北京、天津、上海、重庆、湖北、广东及深圳七个省市为先行试点地区;二是碳排放权交易试点启动,2013年6月18日起,深圳、上海、北京、广东、天津、湖北、重庆七个碳交易所先后启动;三是全国碳市场建立,2017年12月19日全国碳市场(电力行业)正式启动。相对而言,第一次公告带来的信息更为丰富,冲击力度更大,因此,本文将主要研究碳排放权交易试点通知事件,检验投资者对于碳排放权交易的预期。

(一)样本选择

《通知》确定北京、天津、上海、重庆、湖北、广东及深圳七个省市为先行试点地区,具体的试点企业名单以及配额分配方法由各地区制定。对于试点企业的范围,根据国际温室气体核算标准,碳排放核算分为三个范畴:直接排放(燃煤、石油等产生的碳排放)、间接排放(用电、热等能耗产生的碳排放)和其他间接排放(供应链产生的碳排放)。每个企业均有碳排放产生,因此试点地区所有企业均有可能被纳入碳排放权交易。故针对《通知》公告日事件研究,本文以2010年12月31日之前在沪深两市上市的所有A股公司作为样本选取范围,考察2011年10月29日碳排放权交易试点《通知》公告期间,试点地区上市公司与非试点地区上市公司的市场反应差异。为了确保数据的可靠性,本文根据以下原则进行了剔除:(1)剔除事件日期间发生重大公告,例如并购、高管变更、季报等事件公告的公司。由于《通知》宣告日为周六,本文选取宣告日后第一个工作日,即周一(2011年10月31日)为事件日,考虑到周五、周六、周日发布的重要公告都有可能反应在周一的股价上,故剔除28日、29日及30日发生重大公告的上市公司;(2)剔除金融行业上市公司;(3)剔除相关财务数据缺失的上市公司。最后获得1249家上市公司样本,其中427家来自试点地区。

(二)模型设计

借鉴罗进辉(2013),本文采用市场模型法来估计超常收益率和累计超常收益率,检验碳排放权交易对企业短期价值的影响。由于资本市场普遍存在信息提前泄漏问题,可能存在提前反应或反应迟钝问题,因此,本文同时选取 $[-1,1]$ 、 $[-2,2]$ 、 $[-3,3]$ 、 $[-5,5]$ 、 $[-10,10]$ 五个事件窗口,以相互验证得到更稳健的结论。具体地,本文利用事件日前第130个交易日至事件日前第10个交易日的日收益率,通过市场模型估算个股的 α_i 和 β_i ,然后根据公式 $\widehat{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt}$ 分别计算出事件窗口期每天的预期收益 \widehat{R}_{it} ,再用个股的实际收益 R_{it} 减去预期收益得到个股超常收益率,即 $AR_{it} = R_{it} - \widehat{R}_{it}$,累积超常收益率为事件窗口内每日超常收益率的加总,即

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{it} \quad (1)$$

为检验H1,本文通过式(2)的计量模型进行回归分析,检验解释变量 $Pilotarea$ 的系数 α_1 是否显著为正,从而验证投资者对碳排放权交易事件的市场反应。

$$CAR(t_1, t_2) = \alpha_0 + \alpha_1 Pilotarea + \alpha_i \sum Control_i + \varepsilon \quad (2)$$

其中, $CAR(t_1, t_2)$ 分别为 $[-1, 1]$ 、 $[-2, 2]$ 、 $[-3, 3]$ 、 $[-5, 5]$ 、 $[-10, 10]$ 五个事件窗口期的累计超常收益率; $Pilotarea$ 为虚拟变量, 试点地区内上市公司赋值为 1, 其余地区上市公司赋值为 0; $\sum Control_i$ 代表一组控制变量, 借鉴罗进辉 (2013) 模型, 包括上一年度的换手率 ($Turnover$)、Beta 值 ($Beta$)、流通股比例 ($Trshare$)、ST 状态 (ST)、规模 ($Size$)、财务杠杆 (Lev)、账面市值比 (BM)、盈利能力 (ROE)、企业性质 ($State$)、企业上市年限 (Age) 以及行业。

为检验假说 H2, 本文设计了如式 (3) 的计量模型进一步在试点地区企业样本中进行回归分析, 以检验碳强度如何影响《通知》公告的市场反应。

$$CAR(t_1, t_2) = \alpha_0 + \alpha_1 Intensity + \alpha_i \sum Control_i + \varepsilon \quad (3)$$

其中, $Intensity$ 为碳强度, 本文将分别选取两个层面的代理变量。一是衡量行业层面碳强度的虚拟变量 $Intensity_dum$ 。若企业属于《2010 年国民经济和社会发展统计公报》中六大高耗能行业, 则定义为高碳强度企业, 取值为 1; 其他企业则定义为低碳强度企业, 取值为 0。二是衡量企业层面二氧化碳排放强度的连续变量 $Intensity_con$ 。借鉴 Chapple 等 (2013), 用企业二氧化碳排放量除以主营收入来衡量碳强度。其中, 企业二氧化碳排放量根据行业能源消耗进行近似估算, 具体计算方法见式 (4)。行业主营成本与行业能源消耗总量数据分别来源于《中国工业经济统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》, 参照厦门节能中心二氧化碳计算标准, 1 吨标准煤的二氧化碳折算系数为 2.493。 $Intensity_con$ 值越大, 碳强度越高。 $\sum Control_i$ 为与式 (2) 中相同的一组控制变量。

$$Intensity_con = \frac{\text{二氧化碳排放量}}{\text{企业主营收入} \times 1000000}$$

$$\text{二氧化碳排放量} = \frac{\text{企业主营成本}}{\text{行业主营成本}} \times \text{行业能源消耗总量} \times \text{二氧化碳折算系数} \quad (4)$$

本文所涉及的数据主要通过手工收集, 相关财务数据主要来源于 CSMAR 数据库。为控制极端值的影响, 本文对连续变量 1% 以下和 99% 以上的分位数进行了缩尾处理。变量定义详见表 1。

表 1 变量定义

变量符号	变量名称	计算方法
CAR	累计超常收益率	事件窗口期内实际收益率与预期收益率差异总和
$Pilotarea$	试点地区企业	虚拟变量, 若企业处于深圳等七个试点地区取值为 1, 否则为 0
$Intensity_dum$	行业碳强度	虚拟变量, 若企业属于《2010 年国民经济和社会发展统计公报》中六大高耗能行业则取值为 1, 否则为 0
$Intensity_con$	企业碳强度	企业二氧化碳排放强度, 等于企业二氧化碳排放量/主营收入 $\times 1000000$
$Turnover$	换手率	企业上一年交易股数除以年度平均流通股数
$Beta$	Beta 值	分市场上一年度 Beta 值
$Trshare$	流通股比例	企业上年末流通股股数占总股本比例
ST	ST 状态	虚拟变量, 公司当年处于 ST 状态, 则取值为 1, 否则为 0
$Size$	公司规模	企业上年末总资产规模的自然对数

续表 1

变量符号	变量名称	计算方法
<i>Lev</i>	财务杠杆	企业上一年度的资产负债率,等于总负债/总资产
<i>BM</i>	账面市值比	公司上年末账面总资产与股票总市值的比值
<i>ROE</i>	盈利能力	企业上年度净资产收益率,等于净利润/股东权益平均余额
<i>State</i>	企业性质	虚拟变量,若实际控制人为国有单位则取值为 1,否则为 0
<i>Age</i>	企业上市年限	企业上市年龄,等于 2011 - 企业上市年份

(三)实证分析

1. 描述性分析

在剔除事件日发布重大公告、金融行业和财务数据缺失的企业后共有样本 1249 个,其中试点地区内企业占比 34.19%,高碳强度行业企业在样本中占比 17.21%。企业二氧化碳排放强度均值为 44.85,标准误为 69.48,表明样本中不同企业碳强度差异较大。其他控制变量描述性统计结果与罗进辉(2013)等相似,表明本文样本特征的分布都在合理范围内。^①表 2 报告了各事件窗口累计超常收益率分组检验的结果。本文采用均值 T 检验和中位数 Z 检验方法来观察碳排放权交易试点《通知》公告的短期市场反应。从表 2 可知,在事件窗口期[-1,1]、[-2,2]、[-3,3]、[-5,5]、[-10,10],试点地区内上市公司累计超常收益率的均值及中位数均大于非试点地区内企业,且在后四个窗口期中分组 T 检验和 Z 检验的统计显著水平均达到 1%,支持了本文提出的研究假设 H1,即相比非试点地区企业,碳排放交易试点《通知》公告后,试点地区内上市公司的短期市场反应是显著正向的。

表 2 各事件窗口累计超常收益率及其显著性检验

<i>CAR</i>	试点地区企业(1)				非试点地区企业(2)				(1)VS(2)	
	样本	均值	中位数	T 检验	样本	均值	中位数	T 检验	T 检验	Z 检验
[-1,1]	427	0.0014	-0.0034	0.176	822	-0.0013	-0.0058	-1.251	1.488	1.294
[-2,2]	427	0.0034	-0.0014	1.655*	822	-0.0059	-0.0105	-4.153***	3.773***	3.815***
[-3,3]	427	0.0050	-0.0045	1.982**	822	-0.0044	-0.0084	-2.511**	3.101***	2.893***
[-5,5]	427	0.0069	0.0018	2.150**	822	-0.0051	-0.0117	-2.249**	3.075***	2.986***
[-10,10]	427	0.0122	0.0057	2.846***	822	-0.0060	-0.0065	-2.052**	3.558***	3.609***

注:*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平下显著,下同。

为了更直观地了解事件窗口期内碳排放权交易试点《通知》的短期市场反应,本文绘制了上市公司累计超常收益率变化图。从图 1 可以看到,在[-10,10]的事件窗口期内,试点地区内上市公司累计超常收益率在事件日前五天开始逐渐上升,而非试点地区内上市公司累计超常收益率在事件日前三天开始逐渐下降,进一步支持了本文假设 H1。

① 限于篇幅,变量描述性统计从略。

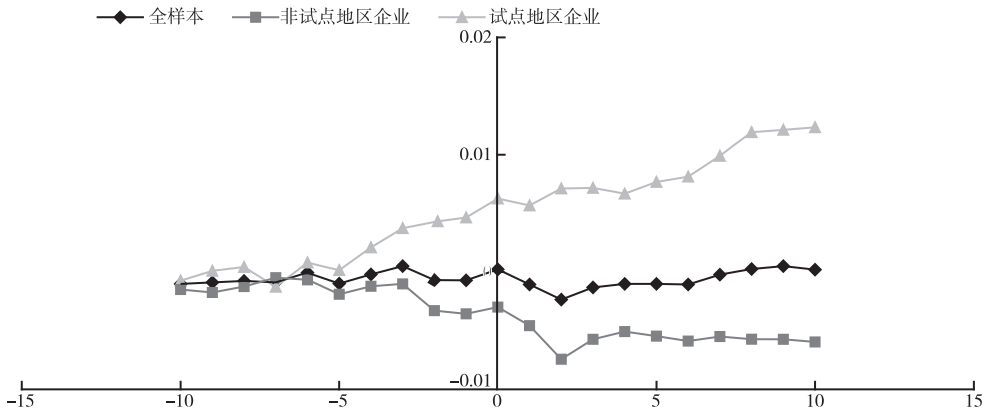


图1 《通知》公告期间上市公司累计超常收益率

2. 回归分析

为更全面地检验碳排放权交易试点《通知》的市场反应, 本文根据模型(2)进行多元回归分析(见表3)。除[-1, 1]窗口期外, 在[-2, 2]、[-3, 3]、[-5, 5]、[-10, 10]的四个窗口期, *Pilotarea* 系数分别为0.0080、0.0073、0.0099和0.0128, 在5%或1%的水平下显著, 表明碳排放权交易试点《通知》公告为试点地区内企业带来正向影响, 支持了本文假设H1。控制变量中, 企业规模(*Size*)对累计超常收益率有显著正向影响, 风险水平(*Beta*)、财务杠杆(*Lev*)和账面市值比(*BM*)对累计超常收益率有显著负向影响, 与已有的研究(李常青等, 2010; 罗进辉, 2013)基本一致。

表3 碳排放权交易试点《通知》与企业累计超常收益率

<i>CAR</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	[-1, 1]	[-2, 2]	[-3, 3]	[-5, 5]	[-10, 10]
<i>Pilotarea</i>	0.0025 (1.38)	0.0080 *** (3.20)	0.0073 ** (2.42)	0.0099 *** (2.63)	0.0128 ** (2.46)
<i>Turnover</i>	0.0003 (0.92)	0.0001 (0.31)	0.0002 (0.34)	0.0003 (0.53)	0.0000 (0.01)
<i>Beta</i>	-0.0053 (-1.15)	-0.0143 ** (-2.18)	-0.0237 *** (-2.89)	-0.0295 *** (-2.74)	-0.0270 * (-1.91)
<i>Trshare</i>	0.0009 (0.23)	0.0093 * (1.80)	0.0079 (1.29)	0.0115 (1.49)	-0.0011 (-0.10)
<i>ST</i>	-0.0004 (-0.11)	-0.0010 (-0.21)	-0.0023 (-0.33)	0.0029 (0.31)	0.0027 (0.22)
<i>Size</i>	0.0023 ** (2.17)	0.0067 *** (4.63)	0.0080 *** (4.42)	0.0110 *** (4.83)	0.0082 *** (2.69)
<i>Lev</i>	-0.0178 *** (-3.05)	-0.0348 *** (-4.53)	-0.0413 *** (-4.22)	-0.0469 *** (-3.68)	-0.0582 *** (-3.52)
<i>BM</i>	-0.0565 *** (-4.52)	-0.0946 *** (-5.86)	-0.1084 *** (-5.63)	-0.0984 *** (-3.88)	-0.0840 *** (-2.59)

续表 3

CAR	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	[-1,1]	[-2,2]	[-3,3]	[-5,5]	[-10,10]
ROE	-0.0008 (-0.09)	0.0020 (0.18)	0.0280 ** (1.97)	0.0371 ** (2.08)	0.0455 * (1.82)
State	-0.0013 (-0.61)	-0.0049 * (-1.68)	-0.0066 * (-1.85)	-0.0041 (-0.95)	-0.0010 (-0.18)
Age	0.0001 (0.24)	0.0001 (0.22)	0.0003 (0.85)	0.0001 (0.16)	-0.0003 (-0.50)
Constant	-0.0103 (-0.44)	-0.0941 *** (-3.09)	-0.1102 *** (-2.87)	-0.1707 *** (-3.54)	-0.0914 (-1.38)
Industry	Control	Control	Control	Control	Control
N	1249	1249	1249	1249	1249
Adj-R ²	0.036	0.080	0.097	0.087	0.077

注：括号内为 t 值。

表 4 进一步报告了企业碳强度对《通知》公告市场反应的影响。Panel A 报告了行业层面碳强度对企业累计超常收益率的影响。在[-2,2]、[-3,3]、[-5,5]、[-10,10]四个窗口期,碳强度(Intensity_dum)系数分别为-0.0156、-0.0202、-0.0280和-0.0260,且均显著,表明碳排放权交易试点《通知》公告后,相比高碳强度行业企业,市场预期低碳强度行业企业的价值有更高提升。Panel B 报告了企业层面碳强度对企业累计超常收益率的影响。在[-2,2]、[-3,3]、[-5,5]三个窗口期中,碳强度(Intensity_con)系数同样在 1% 或 10% 的统计水平下显著为负,表明企业碳强度越高,累计超常收益越低。上述结果验证了本文假设 H2。

表 4 碳强度与企业累计超常收益

Panel A 行业层面碳强度

CAR	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	[-1,1]	[-2,2]	[-3,3]	[-5,5]	[-10,10]
Intensity_dum	-0.0067 (-1.44)	-0.0156 ** (-2.19)	-0.0202 ** (-2.31)	-0.0280 *** (-2.78)	-0.0260 * (-1.77)
ConVariable	Control	Control	Control	Control	Control
Industry	Control	Control	Control	Control	Control
Constant	-0.0989 ** (-2.58)	-0.2181 *** (-3.90)	-0.2420 *** (-3.67)	-0.3095 *** (-3.80)	-0.2347 * (-1.93)
N	427	427	427	427	427
Adj-R ²	0.047	0.081	0.093	0.117	0.090

续表 4

Panel B 企业层面碳强度

CAR	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	[-1, 1]	[-2, 2]	[-3, 3]	[-5, 5]	[-10, 10]
<i>Intensity_con</i>	-0.0001 (-1.26)	-0.0002*** (-2.74)	-0.0002*** (-2.83)	-0.0002* (-1.95)	-0.0002 (-1.23)
<i>ConVariable</i>	Control	Control	Control	Control	Control
<i>Industry</i>	Control	Control	Control	Control	Control
Constant	-0.1182** (-2.11)	-0.2838*** (-3.65)	-0.3399*** (-3.65)	-0.3621*** (-3.15)	-0.1176 (-0.71)
<i>N</i>	251	251	251	251	251
Adj-R ²	0.057	0.126	0.130	0.058	0.013

基于上述碳排放权交易试点《通知》公布日短期市场反应的检验结果可以发现,整体而言,投资者对碳排放权交易机制预期较为乐观,认为碳排放权交易有助于提升企业价值。中国碳排放权交易采取的是总量交易机制,控制整体碳排放量,但并不规定每个企业的减排任务,边际减排成本高的企业可以从减排成本低的企业购买配额。低碳强度企业比高碳强度企业的减排效率高,分配所得的配额将高于实际碳排放量,可以通过出售多余的配额获得额外的收益,因此市场对于低碳强度企业反应更为积极。

为验证实证结果的可靠性,本文进行了两方面的稳健性测试:(1)利用倾向性得分匹配法(PSM)在非试点地区企业中对试点地区企业进行匹配,以克服样本自选择偏差(在确定碳排放权交易试点省市时,可能会存在自选择问题)。匹配后样本回归结果与上述结果保持一致,说明本文的检验结果具有较高稳健性。(2)把碳排放权交易《通知》公告时间假定为2010年10月29日,进行安慰剂检验。安慰剂检验结果显示,关键变量的估计系数均不显著,表明前文检验的回归结果不太可能是季报发布或遗漏随时间改变的异质性所带来的影响,进一步证实了本文检验结果的稳健性。

四、碳排放权交易对企业长期价值的影响

为分析碳排放权交易对企业长期价值的影响,本文采用买入并持有的长期收益率和双重差分模型比较碳排放权交易启动后试点企业与非试点企业长期市场业绩及财务业绩的变化。

自2013年6月18日起,深圳、上海、北京等七个碳排放权交易所正式启动,首批纳入碳排放权交易试点名单的企业有2000多家。通过查询国家企业信息公示系统,可识别出试点名单中共有105家为上市企业。本文以该105家上市企业为样本,剔除金融行业企业及试点之后上市的企业,得到处理组(*Treat*)样本企业84家。在试点地区内达到一定排放标准的企业都已被纳入管控名单,故无法从试点地区中匹配到相同排放情况的对照企业,因此,本文从非试点地区的企业中配对控制组样本。由于无法直接获取企业碳排放数据,且间接获得的碳排放数据存在较多缺失值,因此本文主要根据企业所在行业及规模进行手工1:1配对。配对后,处理组和对照组分别有84家共168家样本企业。

(一)碳排放权交易对企业长期市场业绩的影响

借鉴徐莉萍等(2005)和罗进辉(2013)的做法,本文通过计算碳排放权交易正式启动后买入并持有的超常收益率(*BHAR*)来衡量企业长期市场业绩,具体为:

$$BHAR_{j,T} = \prod_t^T (1 + r_{j,t}) - \prod_t^T (1 + r_{m,t}) \quad (5)$$

其中, $BHAR_{j,t}$ 表示第 j 只股票在区间 (t, T) 内买入并持有的超常收益率; $r_{j,t}$ 表示第 j 只股票在第 t 期的月收益率, $r_{m,t}$ 表示第 t 期的市场月收益率。本文计算了买入并持有 100 天、200 天和 300 天的超常收益率, 分别记为 $BHAR[0, 100]$ 、 $BHAR[0, 200]$ 和 $BHAR[0, 300]$ 。为检验碳排放权交易对企业长期市场价值的影响, 本文设计如式 (6) 的计量模型。其中 $BHAR_j$ 分别为买入并持有 100 天、200 天和 300 天的超常收益率 ($BHAR[0, 100]$ 、 $BHAR[0, 200]$ 、 $BHAR[0, 300]$); $Treat$ 为 0、1 变量, 匹配后的处理组企业赋值为 1, 控制组为 0; $\sum Control_i$ 为一组与式 (2) 相同的控制变量, 取碳排放权交易启动当年年初值。

$$BHAR_j = \alpha_0 + \alpha_1 Treat + \alpha_i \sum Control_i + \varepsilon \quad (6)$$

表 5 为碳排放权交易影响企业长期市场业绩的多元回归分析结果。Panel A 为碳排放权交易对企业长期持有到期收益率的影响。结果显示, 解释变量 $Treat$ 系数都不显著, 表明碳排放权交易启动后, 投资者买入并持有试点企业股票 100 天、200 天或 300 天得到的长期市场收益率与持有非试点企业得到的长期市场收益率并不存在显著差异, 即碳排放权交易并未增加企业长期价值。进一步, 本文检验碳强度对试点企业持有到期收益的影响。无论是 Panel B (行业碳强度) 还是 Panel C (企业碳强度) 中, $Intensity_dum$ 和 $Intensity_con$ 的系数均不显著, 进一步说明碳排放权交易对于低碳强度和高碳强度企业的长期价值均没有显著影响。

表 5 碳排放权交易对企业长期市场业绩的影响

Panel A 碳排放权交易与企业持有到期收益			
	(1) $BHAR[0, 100]$	(2) $BHAR[0, 200]$	(3) $BHAR[0, 300]$
$Treat$	-0.0053 (-0.13)	-0.0821 (-1.13)	-0.0083 (-0.08)
$ConVariable$	Y	Y	Y
$Year$	Y	Y	Y
$Industry$	Y	Y	Y
Constant	1.3098* (1.94)	2.6076** (2.14)	4.5626** (2.45)
N	149	146	130
Adj-R ²	0.044	0.060	0.132
Panel B 行业碳强度与试点企业持有到期收益			
	(1) $BHAR[0, 100]$	(2) $BHAR[0, 200]$	(3) $BHAR[0, 300]$
$Intensity_dum$	0.1095 (1.66)	0.0609 (0.53)	0.1934 (0.78)
$ConVariable$	Y	Y	Y
$Year$	Y	Y	Y
$Industry$	Y	Y	Y
Constant	1.0697 (1.28)	0.9144 (0.63)	4.2918 (1.33)
N	73	71	62
Adj-R ²	0.143	0.058	0.152

续表 5

Panel C 企业碳强度与试点企业持有到期收益			
	(1) <i>BHAR</i> [0,100]	(2) <i>BHAR</i> [0,200]	(3) <i>BHAR</i> [0,300]
<i>Intensity_con</i>	0.0005 (0.06)	0.0015 (0.09)	-0.0287 (-1.64)
<i>ConVariable</i>	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y
<i>Industry</i>	Y	Y	Y
Constant	2.0198 (1.41)	4.9463* (1.92)	7.1483** (2.52)
<i>N</i>	61	60	53
Adj-R ²	-0.088	-0.019	0.188

(二) 碳排放权交易对企业长期财务业绩的影响

双重差分模型 (Difference in Difference, DID) 是政策分析评估中广为使用的一种方法, 用来评判一项政策给作用对象带来的净影响 (Ashenfelter 和 Card, 1985; 涂正革、谌仁俊, 2015; 李友永、文云飞, 2016), 因此, 本文进一步采用双重差分模型检验碳排放权交易机制对企业长期财务业绩的影响。具体为:

$$Performance = \alpha_0 + \alpha_1 Treat + \alpha_2 Treat \times T + \alpha_3 T + \alpha_i \sum Control_i + \varepsilon \quad (7)$$

其中, 被解释变量 *Performance* 为衡量企业财务业绩的一组变量, 包括企业经营绩效 (*ROA*) 以及企业价值 (*TobinQ*); 解释变量 *Treat* 表示双重差分方法中的实验变量, 将匹配后的碳排放权交易试点企业作为处理组, 赋值为 1, 匹配得到的非试点企业作为对照组, 赋值为 0; *T* 表示双重差分方法中衡量外生冲击的一个时间虚拟变量, 本文取 2010—2016 年为样本区间, 碳排放权交易启动之前取值为 0, 启动之后则取值为 1; 交互项 *Treat* × *T* 为双重差分分析方法中的核心变量, 反映在 *T* 时段企业是否被纳入试点。∑ *Control_i* 为一组控制变量, 包括规模 (*Size*)、财务杠杆 (*Lev*)、成长性 (*ROE*)、企业性质 (*State*)、上市年限 (*Age*)。为尽可能降低行业环境和经济周期对企业价值的影响, 本文还对企业所处行业和年度进行了控制。

表 6 为碳排放权交易影响企业长期财务业绩的回归结果, 第 (1) ~ (3) 列被解释变量为企业经营绩效 (*ROA*), 第 (4) ~ (6) 列被解释变量为企业价值 (*TobinQ*)。在第 (1) 列中, 交乘项 *Treat* × *T* 系数为 0.0031, 但不显著, 表明碳排放权交易对试点企业用 *ROA* 衡量的经营绩效并无显著影响。本文在第 (2) 和第 (3) 列中加入行业与企业碳强度 *Intensity_dum* 和 *Intensity_con* 与 *Treat* × *T* 进行交乘, 交乘项系数也均不显著。同样, 第 (4) ~ (6) 列中交乘项 *Treat* × *T*、*Treat* × *T* × *Intensity_dum* 和 *Treat* × *T* × *Intensity_con* 也均不显著, 表明碳排放权交易对试点企业用 *TobinQ* 衡量的价值无显著影响。

表 6 碳排放权交易对企业长期财务业绩的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROA	ROA	TobinQ	TobinQ	TobinQ
<i>Treat</i>	-0.0026 (-0.79)	-0.0025 (-0.77)	-0.0011 (-0.35)	0.2259* (1.72)	0.2259* (1.72)	0.2798* (1.76)
<i>Treat × T</i>	0.0031 (0.79)	0.0013 (0.33)	-0.0020 (-0.44)	-0.1881 (-1.10)	-0.1881 (-1.10)	-0.0696 (-0.32)
<i>T</i>	-0.0047 (-1.00)	-0.0054 (-1.12)	-0.0072 (-1.27)	-0.0725 (-0.45)	-0.0725 (-0.45)	-0.1389 (-0.84)
<i>Treat × T × Intensity_dum</i>		0.0072 (1.26)			0.1849 (0.98)	
<i>Intensity_dum</i>		-0.0030 (-0.81)			-0.3574** (-2.53)	
<i>Treat × T × Intensity_con</i>			8.9521 (1.60)			-56.9775 (-0.45)
<i>Intensity_con</i>			-0.1204 (-0.22)			3.3566 (0.25)
<i>ConVariable</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Industry</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Constant	0.0132 (0.45)	0.0122 (0.42)	0.0012 (0.04)	14.3738*** (10.66)	14.3738*** (10.66)	14.6177*** (9.85)
<i>N</i>	1223	1223	961	1197	1197	939
Adj-R ²	0.697	0.697	0.782	0.540	0.540	0.526

综合表 5 和表 6 的检验结果,我们认为,碳排放权交易无论是对试点企业长期市场业绩还是长期财务业绩均没有显著正向影响,表明碳排放权交易并没有提高企业长期价值。

本文通过改变控制组企业的匹配方法进行稳健性检验:(1)考虑到除了规模外,主营成本同样是影响企业碳排放的主要因素,本文根据行业和主营成本,手工从非试点地区上市公司中匹配控制组样本企业;(2)由于手工匹配无法考虑多个因素,本文利用倾向性得分匹配法在非试点地区企业中根据规模(*Size*)、财务杠杆(*Lev*)、成长性(*ROE*)、企业性质(*State*)、上市年限(*Age*)和行业公司特征变量匹配控制组样本企业。采用这两种匹配方法后的回归结果与原检验结果保持一致,关键解释变量系数均不显著,说明结果较为稳健。

五、碳排放权交易无法影响企业长期价值的原因分析

已有文献认为碳排放权交易能够影响企业价值主要有两方面原因,一是配额交易,二是成本转移(Oberndorfer,2009;Mo等,2012;Oestreich和Tsiakas,2015)。当企业拥有的配额多于实际排放时可以在碳市场上出售富余配额获得现金流入(Abrell等,2008;Oestreich和Tsiakas,2015),配额低于实际排放则必须购买短缺的配额导致现金流出(Abrell等,2008;Brouwers等,2016),进而影响到企业价值。对于拥有成本转嫁能力的垄断企业,将碳配额成本转嫁到产品价格中,甚至加价幅度高于碳配额成本,从而获取暴利(Bushnell等,2013;Chan等,2013;Jong等,2014)。然而,我国参与

碳排放权交易试点的企业主要集中在钢铁、水泥和电力等行业,而钢铁和水泥属于产能过剩产业,电力行业正面临电力体制市场化改革的冲击,均难以具备成本转移能力。因此,我国碳排放权交易机制影响企业价值最可能的途径是配额交易。碳配额交易价格是影响碳配额交易的现金流和企业价值的关键因素。

从我国七个试点地区的情况来看,碳配额交易价格整体低迷。截至2016年12月31日,七个碳排放权交易市场的碳配额平均成交价分别为每吨21.75~49.29元,总的平均价格为每吨33元,约为每吨5美元。根据世界银行统计的2014—2016年全球碳价数据,瑞典碳税价格始终维持在每吨130美元以上,瑞士、芬兰、挪威等国家的碳税或碳交易价格在每吨50美元左右。可见,我国的碳配额交易价格过低,从而对企业价值的影响有限。

碳配额的供求关系决定了碳配额的市場交易价格。我国碳配额交易价格低迷的原因是碳配额供大于求。存在两方面的因素导致碳配额供大于求:一是现有碳排放权交易机制下较为宽松的配额分配导致配额供给过多,二是宏观去产能政策导致企业对配额的需求减少。

1. 从碳配额的供给来看,我国碳排放权交易处于试点阶段,初期配额分配较为宽松。各试点地区首先根据碳强度下降总体目标确定配额总量,随后对不同行业分别采用历史排放法、历史强度法和基准线法(重庆为企业按需申报)向企业免费发放或拍卖配额(除广东、深圳和湖北有3%的配额进行拍卖外,其余均为无偿发放)。不同地区三种配额分配方式略有差异,但大致相同。历史排放法为企业历史年度排放量 \times 控排系数,历史强度法为实际产量 \times 历史碳强度 \times 控排系数,基准法为实际产量 \times 行业标准排放量 \times 控排系数。三种配额分配方法均按照年度控排系数逐年减少企业配额数量,但目前该控排系数为0.9~1,表明多数企业在正常生产情况下或稍微改进生产技术后,免费分配所得的配额基本能覆盖实际排放量。

2. 从碳配额的需求来看,受国际金融危机影响,国际市场持续低迷,国内需求增速趋缓,我国传统制造业产能普遍过剩,特别是钢铁、水泥、煤炭等高能耗、高排放行业尤为突出,因此,国家出台了相关去产能政策以限制企业生产,从而降低了企业对配额的需求。自碳排放权交易试点以来,国务院陆续出台了化解产能过剩的指导意见,如国发[2016]7号《国务院关于煤炭行业化解过剩产能实现脱困发展的意见》、国发[2016]6号《国务院关于钢铁行业化解过剩产能实现脱困发展的意见》、国发[2013]41号《国务院关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》,各地区政府也相继出台政策,积极遏制产能扩张、淘汰和退出落后产能、调整优化产业结构,从而导致传统制造业产量大幅减少。例如,《中国工业经济统计年鉴》统计的煤炭开采和洗选业2013—2016年主营成本分别为26055.3亿元、25029亿元、19766.74亿元和17670.71亿元,黑色金属冶炼和压延加工业(钢铁行业)2013—2016年主营成本为69987.96亿元、68288.6亿元、58497.97亿元、56267.67亿元,主营成本均逐年递减,可推测其产能也相应减少。进一步查阅《中国能源统计年鉴》发现,煤炭开采和洗选业2013—2016年能源消耗总量为14179.99万吨、13079.88万吨、10168.06万吨和9098万吨标准煤,黑色金属冶炼和压延加工业(钢铁行业)2013—2016年能源消耗总量为68838.89万吨、69342.42万吨、63950.51万吨、62101万吨标准煤,能耗呈减少趋势。因此,可推断产能过剩行业企业的实际排放量也相应降低,从而对配额的需求也骤减。

六、研究结论

我国在2013年启动碳排放权交易试点,并在2017年底建立了全国统一碳排放权交易市场,确定了利用市场机制推动低碳发展的政策路径。那么,碳排放权交易机制对企业价值有何影响?能

否在低碳的同时实现发展,获得环境与经济的双赢?对这个问题的回答有助于更好地认识运用科斯定理解决环境外部性问题的经济后果,也有助于指导和完善环境经济政策。

本文利用我国在七个省市开展碳排放权交易试点的准自然实验场景,从短期和长期角度检验碳排放权交易对企业价值的影响。基于《通知》公告日的事件研究发现,资本市场的投资者对于该事件短期做出了正向反应,特别是低碳强度企业的市场反应更为显著,表明碳排放权交易短期能够提高企业,尤其是低碳强度企业的价值。进一步地,本文采用双重差分模型检验碳排放权交易对企业长期价值的影响,发现碳排放权交易对试点企业长期市场业绩和财务业绩均无显著影响,表明碳排放权交易未能提高企业长期价值。对其原因的分析发现,由于我国目前碳排放权交易配额分配制度宽松,加上产能政策的影响,配额供大于求,导致碳价低迷,碳排放权交易机制无法提升企业价值。

本文的研究表明,运用科斯定理解决环境外部性问题的碳排放权交易制度会对不同企业的价值产生不同的影响,并且这种影响取决于碳排放权交易机制的设计以及宏观政策环境。一方面,碳配额的初始分配是决定碳排放权交易经济后果的重要因素。另一方面,宏观政策的不确定性会影响企业产能,从而改变对碳配额的需求。因此,如何合理设计碳排放权交易机制并根据宏观经济政策及时进行调整,是实现低碳与发展的关键。基于此,本文借鉴国际碳市场经验以及国内碳市场试点情况,对中国碳排放权交易配额制度提出以下几点政策建议。

(一) 配额总量设定应“自上而下”与“自下而上”相结合

总量设定是各试点地区发改委基于宏观减排目标和碳市场覆盖范围起始碳排放量而确定的目标年份的碳排放总量。总量设定决定了碳市场上碳配额的供给量,以及碳价的高低,即总量设定越少,碳价越高,反之亦然。不论是欧盟还是其他国际碳市场,都曾经历过失败或不合理的总量设定,即设定的配额总量显著高于实际碳排放总量,从而导致碳价过低。总量设定过高的主要原因是覆盖行业企业的营业增长率预期过高,而受宏观产能政策或企业自身发展影响,实际经营增长并未达到预期,最终导致碳配额过于宽松。根据“十二五”规划中的碳强度下降目标,七个试点地区配额总量设定为下降17%~19.5%(操群,2015),而2013—2016年高排放行业,如煤炭开采和洗选业产能下降32%、黑色金属冶炼和压延加工业下降约20%,产能下降比例明显高于碳强度下降目标,从而导致配额总量过多,碳价降低。因此,各地区在设定碳配额总量时,不仅要“自上而下”地考虑减排目标,更要“自下而上”地结合企业的实际产能变动情况。

(二) 配额分配应兼顾公平与适度从紧

配额分配是将碳配额总量根据一定的方法分配给碳市场所覆盖企业的过程,即首先要选择历史法或基准法确定企业未来目标年份能获得的配额数量,然后决定以有偿或无偿的形式下发。配额分配过多或过少都会影响对碳排放权交易的预期,若分配给企业的配额过多,则企业碳成本几乎为零,碳市场形同虚设;若分配给企业的配额过少,则会大幅增加试点企业环境遵循成本,影响企业经营活动和竞争力。欧盟碳市场从第一阶段按历史法分配且全部无偿发放配额,到第二阶段按历史法分配和采取10%的有偿比例发放,直至第三阶段按基准法分配及有偿比例由50%逐步提高到100%。湖北和重庆两个地区的碳市场分别从2014年4月和6月开始启动。湖北以历史法为主、基准法为辅,按3%有偿的比例进行分配,截至2016年底,碳市场配额成交量达3450万吨,成交额为70800万元。重庆采用试点企业自行申报制度且全部无偿发放,截至2016年底,碳市场配额成交量仅73.39万吨,成交额为1050万元。可见,适当紧缩配额分配对碳市场活跃度有重要作用。当前我国七个碳市场配额分配以历史法为主,各地区控排下降系数基本在95%以上,更有地区高达100%,即只要企业产量没有高出历史年度,就不会出现配额短缺,碳排放权交易对企业

没有任何影响。因此,建议应进一步调低控排系数至 90% ~ 95%。另外,历史法分配存在一定的不合理性,若企业过去年度产量出现突然增加或减少的情况都会影响其历史排放数据,可能造成企业获得的碳配额与其实际产能不符,而且一些粗放型生产企业反而会先期减排工作出色的企业获得更多配额,因此,在未来的配额分配制度中应尽量采取基准法以减少不公平性问题。此外,七个试点地区中仅广东、深圳和湖北部分配额为有偿发放,有偿比例仅为 3% ~ 5%,其余均为免费发放,对企业影响微乎其微,无法激励企业的减排行为,建议借鉴欧盟第二阶段的办法,将有偿发放比例逐步提高至 10%,甚至更高的比例。

参考文献:

1. 操群:《碳配额、碳排放交易对短期企业价值影响分析——基于我国碳交易试点省市不同标准的比较》,《财会通讯》2015 年第 16 期。
2. 李常青、魏志华、吴世农:《半强制分红政策的市场反应研究》,《经济研究》2010 年第 3 期。
3. 厉以宁、朱善利、罗来军、杨德平:《低碳发展作为宏观经济目标的理论探讨——基于中国情形》,《管理世界》2017 年第 6 期。
4. 李永友、文云飞:《中国排污权交易政策有效性研究——基于自然实验的实证分析》,《经济学家》2016 年第 5 期。
5. 罗进辉:《“国进民退”:好消息还是坏消息》,《金融研究》2013 年第 5 期。
6. [美] 罗纳德·哈里·科斯:《企业、市场与法律》,盛洪和陈郁译,格致出版社 2014 年版。
7. 沈洪涛、游家兴、刘江宏:《再融资环保核查、环境信息披露与权益资本成本》,《金融研究》2010 年第 12 期。
8. 唐清泉、罗党论:《政府补贴动机及其效果的实证研究——来自中国上市公司的经验证据》,《金融研究》2007 年第 6 期。
9. 唐跃军、黎德福:《环境资本、负外部性与碳金融创新》,《中国工业经济》2010 年第 6 期。
10. 涂正革、谌仁俊:《排污权交易机制在中国能否实现波特效应?》,《经济研究》2015 年第 7 期。
11. 薛爽、赵泽朋、王迪:《企业排污的信息价值及其识别——基于钢铁企业空气污染的研究》,《金融研究》2017 年第 1 期。
12. 王凤翔、陈柳钦:《中国地方政府对本地竞争性企业财政补贴行为研究》,南开大学工作论文,2005 年。
13. 徐莉萍、陈工孟、辛宇:《产权改革、控制权转移及其市场反应研究》,《审计研究》2005 年第 5 期。
14. 袁显平、柯大钢:《事件研究方法及其在金融经济研究中的应用》,《统计研究》2006 年第 10 期。
15. Abrell, J., Faye, A. N., & Zachmann, G., Assessing the Impact of the EU ETS Using Firm Level Data. Bruegel Working Paper, 2008.
16. Ashenfelter, O., & Card, D., Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. *Review of Economics & Statistics*, Vol. 67, No. 4, 1985, pp. 648 – 660.
17. Bode, S., Multi-period Emissions Trading in the Electricity Sector-Winners and Losers. *Energy Policy*, Vol. 34, No. 6, 2006, pp. 680 – 691.
18. Brouwers, R., Schoubben, F., Van Hulle, C., & Van Uytbergen, S., The Initial Impact of EU ETS Verification Events on Stock Prices. *Energy Policy*, Vol. 94, 2016, pp. 138 – 149.
19. Bushnell, J. B., Chong, H., & Mansur, E. T., Profiting from Regulation: Evidence from the European Carbon Market. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 5, No. 4, 2013, pp. 78 – 106.
20. Chan, H. S., Li, S., & Zhang, F., Firm Competitiveness and the European Union Emissions Trading Scheme. *Energy Policy*, Vol. 63, 2013, pp. 1056 – 1064.
21. Chapple, L., Clarkson, P. M., & Gold, D. L., The Cost of Carbon: Capital Market Effects of the Proposed Emission Trading Scheme (ETS). *Abacus*, Vol. 49, No. 1, 2013, pp. 1 – 33.
22. Clarkson, P. M., Li, Y., Pinnuck, M., & Richardson, G. D., The Valuation Relevance of Greenhouse Gas Emissions under the European Union Carbon Emissions Trading Scheme. *European Accounting Review*, Vol. 24, No. 3, 2015, pp. 551 – 580.
23. Coase, R. H., The Problem of Social Cost. *The Journal of Law and Economics*, Vol. 3, No. 4, 1960, pp. 1 – 44.
24. Cook, A., Emission rights: From Costless Activity to Market Operations. *Accounting Organizations & Society*, Vol. 34, No. 3, 2009, pp. 456 – 468.
25. Da Silva, P. P., Moreno, B., & Figueiredo, N. C., Firm-specific Impacts of CO₂ Prices on the Stock Market Value of the Spanish Power Industry. *Energy Policy*, Vol. 94, 2016, pp. 492 – 501.

26. Dales, J. , *Pollution, Property, and Prices*. Toronto: University of Toronto Press, 1968.
27. Dudek, D. J. , & Wiener, J. B. , *Joint Implementation, Transaction Costs, and Climate Change*. OECD,1996.
28. Jaffe, A. B. , & Palmer, K. , Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study. *Review of Economics & Statistics*, Vol. 79, No. 4, 1997, pp. 610 – 619.
29. Johnston, D. M. , Sefcik, S. E. , & Soderstrom, N. S. , The Value Relevance of Greenhouse Gas Emissions Allowances: An Exploratory Study in the Related United States CO₂ Market. *European Accounting Review*, Vol. 17, No. 4, 2008, pp. 747 – 764.
30. Jong, T. , Couwenberg, O. , & Woerdman, E. , Does EU Emissions Trading Bite? An Event Study. *Energy Policy*, Vol. 69, 2014, pp. 510 – 519.
31. Koch, N. , & Bassen, A. , Valuing the Carbon Exposure of European Utilities. The Role of Fuel Mix, Permit Allocation and Replacement Investments. *Energy Economics*, Vol. 36, 2013, pp. 431 – 443.
32. Laplante, B. , & Lanoie, P. , The Market Response to Environmental Incidents in Canada: a Theoretical and Empirical Analysis. *Southern Economic Journal*, Vol. 60, No. 3, 1994, pp. 657 – 672.
33. Mo, J. L. , Zhu, L. , & Fan, Y. , The Impact of the EU ETS on the Corporate Value of European Electricity Corporations. *Energy*, Vol. 45, No. 1, 2012, pp. 3 – 11.
34. Oberndorfer, U. , EU Emission Allowances and the Stock Market: Evidence from the Electricity Industry. *Ecological Economics*. Vol. 68, No. 4, 2009, pp. 1116 – 1126.
35. Oestreich, A. M. , & Tsiakas, I. , Carbon Emissions and Stock Returns: Evidence from the EU Emissions Trading Scheme. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 58, 2015, pp. 294 – 308.
36. Porter, M. E. , America's Green Strategy. *Scientific American*, Vol. 264, No. 4, 1991, pp. 193 – 246.
37. Porter, M. E. , & Van der Linde, C. , Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1995, pp. 97 – 118.
38. Richardson, A. J. , Welker, M. , Social Disclosure, Financial Disclosure and the Cost of Equity Capital. *Accounting Organizations & Society*, Vol. 26, No. 7, 2001, pp. 597 – 616.
39. Smale R. , Hartley, M. , Hepburn, C. , Ward, J. , & Grubb, M. , The Impact of CO₂ Emissions Trading on Firm Profits and Market Prices. *Climate Policy*, Vol. 6, No. 1, 2006, pp. 31 – 48.
40. Veith, S. , Werner, J. R. , & Zimmermann, J. , Capital Market Response to Emission Rights Returns: Evidence from the European Power Sector. *Energy Economics*, Vol. 31, No. 4, 2009, pp. 605 – 613.
41. Ye, D. , Liu, S. , & Kong, D. , Do Efforts on Energy Saving Enhance Firm Values? Evidence from China's Stock Market. *Energy Economics*, Vol. 40, 2013, pp. 360 – 369.

Will the Carbon Emission Trading Scheme Improve Firm Value?

SHEN Hongtao, HUANG Nan (Jinan University, 510000)

Abstract: With the quasi-natural experiment scenario of the carbon ETS in China, this paper provides empirical evidence of the impact of carbon ETS on firm value. Research finds that on the day the *Notice on Launching the Carbon Emission Trading Pilot Scheme* was released, the capital market responded positively, especially firms with low carbon intensity, showing that the carbon ETS can increase a firm's short-term value. However, with the DID methods, we find carbon ETS has no effect on the firm's long-term value and go on to explain the reasons: due to the loose control over carbon emission quota and the reduction of excessive production capacity, the carbon emission quota is in oversupply and low-priced, and as a result the carbon ETS fails to produce economic dividends for the time being. The paper reveals the microeconomic outcomes of the Coase Theorem from the perspective of carbon ETS and its findings have important implications for establishing a national unified carbon market in China.

Keywords: Carbon Emission Trading Scheme, Firm Value, Quasi-natural Experiments

JEL: D62, G30, M40