

碳排放权交易、企业绿色创新与全要素生产率

杨 晨

(北京邮电大学 经济管理学院, 北京 100876)

摘要:基于 2011—2019 年碳排放权交易试点企业的面板数据,运用双重差分模型与中介效应模型实证检验碳排放权交易对企业全要素生产率的影响,并剖析绿色创新在其中发挥的作用。结果表明,碳排放权交易显著促进了企业全要素生产率的提升,且绿色创新在碳交易与全要素生产率提升方面发挥了中介作用。因此应加快全国统一碳排放权交易市场建设,激励企业加大绿色技术研发投入,以绿色创新驱动高质量发展。

关键词:碳排放权交易;绿色创新;全要素生产率;双重差分模型;中介效应模型

中图分类号:F205 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2023)17-0125-06

近年来,中国作为全球最大的发展中国家和碳排放国家,扎实推进节能减排,提出“力争 2030 年前实现碳达峰、2060 年前实现碳中和”的目标,以更切实有效的环境规制政策,推进经济社会发展全面低碳转型。自 2013 年起,北京、天津、上海、重庆、广东、湖北、深圳和福建 8 个省市陆续开展了碳排放权交易试点^[1],2021 年 7 月,全国统一的碳排放权交易市场正式启动交易^[2]。已有研究认为,中国碳排放权交易试点是激励重点排放单位采取节能减排措施的重大环境规制创新之一,显著降低了二氧化碳碳排放量^[3-4]。

新古典经济学认为,环境规制虽能推动污染问题的改善,但无形中也给企业等微观主体带来额外的经济负担,降低其生产效率。然而哈佛大学商学院教授 Porter^[5]提出的“波特假说”主张适当的环境规制将倒逼企业进行绿色生产技术革新,而这些技术创新将会提高企业的生产效率,从而弥补因环境规制而增加的成本。李玲和陶锋^[6]、邓玉萍等^[7]通过实证检验发现市场激励型环境规制,如环境税、排污权交易等,可以触发创新补偿效应,以市场化的手段持续激励企业绿色低碳技术创新。而且,环境规制在有效改善环境污染问题的同时,对企业全要素生产率的提升起到显著的促进作用^[8-9]。

党的二十大报告提出着力提高全要素生产率,并将其作为推动高质量发展的任务之一。在“双碳”背景下,对中国碳排放权交易试点是否能有效驱动企业全要素生产率的提升进行深入研究很有

必要。纵观以往研究,碳交易的核心目标之一就是基于市场化的碳价格信号,引领投资流向绿色低碳领域,倒逼企业进行绿色创新^[10]。Calel 和 Dechezleprêtre^[11]研究发现欧盟碳交易体系有效诱发了企业的低碳绿色技术和工艺创新,显著提高了企业的绿色低碳创新水平。宋德勇等^[12]实证检验认为中国碳交易试点能有效提高企业的绿色技术水平与绿色技术进步程度。碳排放权交易激励企业绿色创新具体表现为,绿色创新产出如绿色技术专利等较快增长,进而将绿色创新成果转化为先进生产力,促进企业的高质量增长^[13]。综上,学者们多聚焦于碳排放权交易和绿色创新之间的关系,对其中的作用机制和影响表现进行研究,鲜有文献直接对碳排放权交易与全要素生产率之间的关系进行深入探讨,而且关于绿色创新在其中发挥作用的讨论较为缺乏。

对此问题,基于我国 7 个省市的碳排放权交易试点这一准自然实验,从碳交易对绿色创新影响的视角展开研究。提出“碳排放权交易-绿色创新-全要素生产率”的研究路径,运用双重差分模型剖析碳排放权交易对企业全要素生产率的影响,构建中介效应模型检验绿色创新的中介传导作用,探究碳排放权交易对企业全要素生产率的影响机理,并进一步分析在不同产权性质下碳排放权交易对全要素生产率的影响的异质性。

1 文献回顾与研究假设

已有研究发现,在缺乏环境规制干预时,环境

收稿日期:2023-05-22

作者简介:杨晨(1999—),女,河南南阳人,北京邮电大学经济管理学院,硕士研究生,研究方向为低碳经济。

的外部性会使企业没有动力承担绿色创新的成本。而适当的环境规制有利于提高企业绿色创新活动的预期收益,从而激励企业的绿色创新活动,纠正环境外部性^[14-16]。进一步来看,技术进步是提高全要素生产率的关键^[17]。屈小娥^[18]认为环境规制有利于企业生产效率的提升、技术进步和技术效率的改进。何玉梅和罗巧^[19]、赵振智等^[20]认为环境规制能通过提升企业技术创新水平与企业资本配置效率这两条路径来推动企业全要素生产率水平的提高。

碳排放权交易作为市场激励型环境规制之一,通过基于市场的成本效益手段激励企业进行绿色生产技术创新,如污染防治、无废处理和清洁减碳等环保技术,从而减少二氧化碳等污染物的排放,同时也有利于提升企业的生产效率。在基于欧盟碳交易体系的实证研究中发现,碳交易有助于激发追求利润最大化的企业增加研发创新投入,进而提高企业生产率水平,最终增加企业的收益,企业技术创新则在这其中扮演着中介传导作用^[21-22]。在中国碳交易体系的研究中,张平淡和张惠琳^[23]认为碳排放权交易可以通过刺激企业绿色创新来提高参与碳交易企业的全要素生产率,邵帅和李兴^[24]基于 2003—2016 年中国 276 个地级及以上城市的面板数据样本实证研究,提出碳排放权交易试点政策主要通过促进绿色低碳技术创新、推动产业结构转型升级以及一系列环境政策的协同效应来提升全要素生产率水平,进而实现经济发展质量的提高。基于上述分析,提出假设 1 和假设 2。

H1:碳排放权交易能显著促进企业全要素生产率的提升。

H2:绿色创新在碳排放权交易对企业全要素生产率提升的影响中发挥了中介作用。

国有企业的决策和经营行为由政府的意志和利益决定,“一股独大”的现象较为普遍,同时也必须认真履行企业社会责任,实现企业、社会和环境全面协调可持续发展,兼具着商业的营利性和公益的非营利性两大特点,而非国有企业则通常以经济利润最大化为宗旨,受政府影响较小^[25]。为考察不同所有制企业在碳排放权交易试点下的行为表现的差异,本文从企业股权性质的异质性视角出发提出假设 3。

H3:对于国有企业和非国有企业两类企业来说,碳排放权交易对其绿色创新以及全要素生产率提升的影响效果存在差异。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

双重差分模型要求数据期至少有两期,考虑到政策传导存在一定的滞后性,以 2014 年作为政策冲击时间点,选取 2011—2013 年作为未受到政策影响的第 1 期,选取 2014—2019 年作为受到政策实施影响的第 2 期。

选取 2011 年已上市且 2014 年至今一直被纳入试点的 A 股上市企业作为处理组企业。考虑到数据的有效性,剔除 ST、PT、*ST 的公司,剔除数据存在重大缺失的公司和货币金融服务、保险业上市公司样本。同样地,选取非试点的 A 股上市企业作为对照组企业。最终获得 249 家上市企业连续 9 年(2011—2019 年)共计 2 241 个观测值的面板数据,其中 64 家处理组企业,185 家对照组企业。企业相关数据来自国泰安数据库。

2.2 模型设定与变量定义

2.2.1 模型设定

首先构建双重差分模型,基于 2011—2019 年的平衡面板数据,实证检验碳排放权交易对企业全要素生产率提升的促进作用,并采用平行趋势检验、安慰剂检验、替换被解释变量等方法检验结论的稳健性。模型设定为

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ETE_{it} + \alpha_2 ETE_{it} \times Time_{it} + \alpha_3 Time_{it} + \alpha_4 Control_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中:TFP_{it}为被解释变量,表示*i*企业在*t*年的全要素生产率,采用 Olley-Pakes 的半参数三步估计法来计算 TFP_{it};ETE_{it}为政策实施虚拟变量,表示*i*企业在*t*年是否被纳入碳排放权交易市场试点,若企业被纳入试点,则对 ETE_{it}赋值为 1,否则赋值为 0;Time_{it}为时间虚拟变量,2014 年碳交易试点实施之前对 Time_{it}赋值为 0,2014 年政策实施后对 Time_{it}赋值为 1;ETE_{it}×Time_{it}为政策实施虚拟变量与时间虚拟变量的交乘项;Control_{it}为控制变量,借鉴齐绍洲等^[26]的做法,选取企业层面控制变量;α₀为常数项;α₁~α₄为回归系数;ε_{it}为随机误差项。

进一步,为了验证企业绿色创新在碳排放权交易与企业全要素生产率水平的提升中起到中介效应,本文参考温忠麟等^[26]的中介检验三步法,构建通过绿色创新影响企业全要素生产率的中介效应模型。

$$TFP_{it} = \alpha X + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$Green\ patent_{it} = \beta X + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$TFP_{it} = \lambda X + \eta Green\ patent_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式中:X=ETE_{it}×Time_{it},即政策实施虚拟变量与时

间虚拟变量的交乘项;中介变量 Green patent_i 为 i 企业在 t 年的绿色创新。首先,检验自变量 X 对 TFP 的影响。其次,检验自变量 X 对 Green patent 的影响。最后,将自变量 X 和 Green patent 同时并入检验模型,如果发现该变量系数 β 和 λ 均显著,则证明中介效应检验通过,中介变量发挥了部分中介作用;若 β 显著但是 λ 不显著,则证明中介变量发挥了完全中介作用。

2.2.2 变量定义

被解释变量:TFP,表示企业全要素生产率(total factor productivity),采用 Olley-Pakes 的半参数三步估计法计算 TFP。

解释变量: $\text{ETE} \times \text{Time}$,表示企业在该年份是否被纳入碳排放权交易市场试点。其中,ETE (emission trade exchange)为政策实施虚拟变量,表示企业是否被纳入碳排放权交易市场试点,若企业被纳入试点,则对 ETE 赋值为 1,否则赋值为 0;Time 为时间虚拟变量,2014 年之前对 Time 赋值为 0,2014 年及以后对 Time 赋值为 1。核心解释变量 $\text{ETE} \times \text{Time}$ 的系数 α_2 表示政策实施的净效应。

中介变量:Green patent,表示企业绿色创新。参照余明桂等^[27]的做法,考虑到专利授权数据的滞后性,选取绿色发明专利与绿色实用新型专利申请数量之和加 1 的自然对数作为绿色创新的代理变量。基于国家知识产权专利数据库和世界知识产权组织(WIPO)的国际专利分类绿色专利清单对企业的绿色专利申请进行筛选。数据来源于国家知识产权局 2011—2019 年已公开的发明与实用新型专利数据。

控制变量:Control _{i} ,借鉴齐绍洲等^[28]的做法,选取企业层面控制变量。变量定义见表 1。

3 实证结果

3.1 相关性分析

使用 Stata 软件对控制变量进行相关性分析,

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义和计算方法
被解释变量	全要素生产率	TFP	采用 Olley-Pakes 半参数三步估计法
	政策实施虚拟变量	ETE	若企业被纳入试点,则对 ETE 赋值为 1,否则赋值为 0
解释变量	时间虚拟变量	Time	2014 年之前对 Time 赋值为 0,之后对 Time 赋值为 1
	绿色创新	Green patent	绿色发明专利与绿色实用新型专利申请数量之和加 1 的自然对数
控制变量	企业规模	Size	企业总资产取自然对数
	资产收益率	ROA	净利润与总资产的比率,反映企业盈利能力
	资产负债率	Leverage	总负债与总资产的比率,反映企业偿债能力
	固定资产规模	PPE	固定资产与总资产的比率
	企业成长性	Growth	营业总收入增长率,反映企业发展能力
	企业股权性质	SOE	根据股权性质,分为国有企业和非国有企业,国有企业取值为 1,其他为 0

对控制变量之间是否存在多重共线性进行检验。表 2 显示,解释变量之间的相关系数均小于 0.5,说明控制变量之间的相关性较弱,模型不存在严重的多重共线性问题,由此可以排除解释变量之间多重共线性对回归结果的影响。

3.2 回归结果分析

运用双重差分模型检验碳排放权交易对全要素生产率的影响,并检验绿色创新在二者关系中是否发挥中介效应,检验结果见表 3。

表 3 中,列(1)报告了碳排放权交易对企业全要素生产率的影响系数在 1%的水平上呈现显著的正向关系,说明碳排放权交易显著促进了企业全要素生产率的提升,支持了本文的假设 H1;列(2)报告

表 2 变量相关性分析结果

变量	TFP	Green patent	ETE×Time	Size	ROA	Leverage	PPE	Growth
TFP	1							
Green patent	0.125***	1						
ETE×Time	0.141***	0.122***	1					
Size	0.621***	0.244***	0.191***	1				
ROA	0.450***	0.008	0.006	−0.01	1			
Leverage	0	0.064***	−0.019	0.161***	−0.424***	1		
PPE	0.033	−0.060***	0.113***	0.103***	−0.051**	0.043**	1	
Growth	−0.001	−0.0190	−0.0260	−0.077***	0.084***	0.017	−0.042**	1

注:**、***分别表示 $P<0.05$ 、 $P<0.01$;括号内为标准误。

表 3 碳排放权交易对企业全要素生产率的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	TFP	Green patent	TFP
ETE×Time	0.150* (1.75)	0.260*** (4.24)	0.752*** (5.79)
Green patent			0.271*** (5.28)
Size	0.917*** (39.84)	0.152*** (8.59)	
ROA	14.748*** (31.82)	0.185 (0.92)	
Leverage	0.703*** (7.63)	0.091*** (2.71)	
PPE	−0.058 (−0.31)	−0.534*** (−5.70)	
Growth	0.002 (0.17)	−0.002 (−1.02)	
常数项	−14.286*** (−28.29)	−2.910*** (−7.75)	6.856*** (127.71)
观测值	2 241	2 241	2 241
R ²	0.593	0.079	0.032
F 检验	0	0	0
adj. R ²	0.590 0	0.076 4	0.030 8
F	513.50	16.06	35.40

注：*、**、*** 分别表示 $P<0.1$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ ；括号内为标准误。

了碳排放权交易对企业绿色创新的影响系数在 1% 的水平上显著为正,说明碳排放权交易试点能够倒逼企业进行绿色技术创新,对企业的绿色技术创新水平提升有显著影响;列(3)将中介变量 Green patent 同时加入回归方程中检验系数的显著性,Green patent 的系数为 0.271,在 1% 的水平上显著,说明绿色创新在碳排放权交易与企业全要素生产率之间发挥了部分的中介效应,在企业参与碳排放权交易试点后,通过加大绿色技术创新这一作用路径,能够促进企业的全要素生产率的提升,支持了假设 H2。

3.3 异质性分析

为探索碳排放权交易试点对不同所有制企业影响的潜在异质性,根据企业的股权性质,将企业样本划分为国有企业和非国有企业进行分组检验,非国有企业包括民营、外资和其他性质企业等。异质性分析结果见表 4。

在研究碳排放权交易对绿色创新的影响时,非国有企业样本变量 ETE×Time 的系数为 0.416,且在 1% 的水平上显著,说明碳排放权交易对非国有企业绿色创新的促进作用更为显著;而在研究碳排放权交易对全要素生产率的影响时,国有企业样本中变量 ETE×Time 的系数为 0.271,且在 5% 的水

表 4 异质性分析:股权性质

变量	Green patent		TFP	
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
ETE×Time	0.093 (1.16)	0.416*** (4.75)	0.271** (2.00)	−0.179 (−1.42)
Size	0.100*** (3.47)	0.259*** (8.80)	1.040*** (26.93)	0.982*** (27.01)
ROA	−1.846*** (−3.87)	0.646*** (3.01)	21.818*** (6.39)	12.305*** (8.97)
Leverage	−0.089 (−0.52)	0.147*** (4.57)	−0.546 (−1.38)	0.803*** (4.60)
PPE	−0.515*** (−4.42)	−0.155 (−0.94)	0.177 (0.80)	−0.112 (−0.35)
Growth	−0.030 (−0.64)	−0.000 (−0.12)	0.353*** (3.01)	0.001 (0.11)
常数项	−1.657*** (−2.80)	−5.272*** (−8.41)	−16.737*** (−22.42)	−15.690*** (−21.10)
观测值	882	1 359	882	1 359
R ²	0.052	0.159	0.655	0.594
F 检验	6.93×10^{-9}	0	0	0
adj. R ²	0.044 6	0.154 0	0.653 0	0.592 0
F	7.574	15.720	225.100	158.700

注：**、*** 分别表示 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ ；括号内为标准误。

平上显著,说明碳排放权交易显著激励了国有企业全要素生产率的提升,回答了异质性假设。

3.4 稳健性检验

3.4.1 平行趋势检验

分别对 Green patent 和 TFP 两个变量的样本趋势进行平行趋势检验,两个目标变量在政策发生前趋势大体保持相同,满足平行趋势假设要求。

3.4.2 安慰剂检验

将碳排放权交易试点时间前置 2 年,即设定政策冲击时间点为 2012 年,同时同步将试点企业纳入碳排放权交易试点的时间前置。2012 年之前对变量 Time 赋值为 0,2012 年及以后对变量 Time 赋值为 1。2012 年之前对试点企业变量 ETE 赋值为 0,2012 年及以后对变量 ETE 赋值为 1。表 5 分别列示了变量 Green patent 和变量 TFP 的回归结果,变量 ETE×Time 的系数均不显著,与前述双重差分回归结果不一致,说明处理组全要素生产率和企业绿色创新水平的显著提升确实是 2014 年碳排放权交易试点作用的结果。

3.4.3 替换被解释变量

使用常规法测算企业全要素生产率 TFP₂,替换原模型中的被解释变量 TFP。回归结果见表 6。替换变量 TFP₂ 后,ETE×Time 的系数为 0.173,且在 10% 的水平上显著,说明了本文回归结果的稳健性。

表 5 修改政策冲击时间点的安慰剂检验结果

变量	Green patent	TFP
ETE×Time	0.018	−0.013
	(0.36)	(−0.10)
Size	0.042	0.903***
	(1.41)	(12.00)
ROA	0.180	11.065***
	(0.95)	(23.76)
Leverage	0.017	0.653***
	(0.42)	(6.76)
PPE	0.165	−0.033
	(1.08)	(−0.09)
Growth	−0.001	−0.006
	(−0.27)	(−0.57)
常数项	−0.611	−13.800***
	(−0.90)	(−8.09)
观测值	2 241	2 241
R ²	0.740	0.753
F 检验	0.749	0
adj. R ²	0.706	0.719
F	0.577	122.500

注:***表示 $P<0.01$;括号内为标准误。

表 6 替换被解释变量 TFP 的回归结果

变量	TFP_2
ETE×Time	0.173*
	(1.87)
Size	0.930***
	(30.42)
ROA	14.636***
	(9.85)
Leverage	0.667**
	(2.33)
PPE	−0.137
	(−0.72)
Growth	0.001
	(0.07)
常数项	−14.546***
	(−25.14)
观测值	2 241
R ²	0.590
F 检验	0
adj. R ²	0.589
F	297.7

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.01$;括号内为标准误。

4 结论与政策建议

4.1 结论

检验了碳排放权交易试点政策对试点企业的绿色创新和全要素生产率的影响及其影响的异质性,并对绿色创新在碳排放权交易试点对全要素生产率的影响中的中介效应进行了探讨,得到以下结论:

1)碳排放权交易试点政策显著促进了企业全

要素生产率的提升。

2)碳排放权交易能有效地诱发企业加大绿色低碳技术的研发投入,并通过加强绿色创新这一作用路径提高企业的全要素生产率水平,绿色创新在碳排放权交易与企业全要素生产率之间发挥了部分的中介效应。

3)碳排放权交易试点政策对非国有企业的绿色创新具有显著的促进作用,但在提升全要素生产率方面对国有企业的影响作用更为显著。

综上所述,碳排放权交易试点政策为试点行业企业的碳减排释放了有效的碳价信号,形成了有效的市场竞争和激励机制,有助于逐步将研发资金投入引导到碳减排压力和潜力较大的行业企业中,有针对性地推动了企业的绿色低碳技术创新,并且有利于推动绿色低碳技术创新突破和绿色低碳高质量发展,促进提升企业的全要素生产率水平,推动经济高质量发展。

4.2 政策建议

1)加快推进建设全国统一的碳排放权交易市场,打通全国碳市场与地方试点碳市场的隔阂,逐步将全国碳市场覆盖范围扩大到更多的高排放行业,通过统一碳价、提高碳配额交易的流动性、改善碳交易的效率等更好地发挥碳定价的作用,有效激励企业积极参与碳市场交易,控制和减少二氧化碳排放量,推动经济发展方式绿色低碳转型。

2)政府要利用好全国统一碳交易市场的建设契机,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,同时也要发挥好财政资金的引导带动作用,辅以一系列的配套政策支持。特别是要充分调动国有企业在电力行业的优势,激励国有企业积极进行绿色低碳技术的长期投资规划,同时也要更大范围地激发非国有企业参与碳交易的市场活力,推动各类资源、要素向绿色低碳技术的创新研发集聚,增强碳交易市场政策和企业创新政策的系统性、整体性、协同性,以形成政策与企业的良性互动,激发企业绿色低碳转型的内生动力和创新活力。

3)当前中国经济已转向高质量发展阶段,必须充分发挥科技创新在推动高质量发展的重要战略支撑作用,充分发挥绿色创新在促进企业全要素生产率增长中的中介效用,促使企业不断提高资源要素配置的效率和竞争力,以更好地促进企业全要素生产率的增长,实现企业发展质量的全面提升,推动经济社会高质量发展。

参考文献

- [1] 关于推动建立全国碳排放权交易市场的基本情况和工作思路[J]. 中国经贸导刊, 2015(1):15-16.
- [2] 全国碳排放权交易市场上线交易正式启动[J]. 环境经济, 2021(14):5.
- [3] 刘传明, 孙喆, 张瑾. 中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(11): 49-58.
- [4] 李治国, 王杰. 中国碳排放权交易的空间减排效应: 准自然实验与政策溢出[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1):26-36.
- [5] PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4):168.
- [6] 李玲, 陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择: 基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2012(5): 70-82.
- [7] 邓玉萍, 王伦, 周文杰. 环境规制促进了绿色创新能力吗?: 来自中国的经验证据[J]. 统计研究, 2021, 38(7): 76-86.
- [8] 陈艳莹, 张润宇, 李鹏升. 环境规制的双赢效应真的存在吗?: 来自中国工业污染源重点调查企业的证据[J]. 当代经济科学, 2020, 42(6):96-107.
- [9] 何山. 环境规制能否倒逼企业全要素生产率提升? [J]. 企业经济, 2022, 41(10):54-67.
- [10] CAPARRÓS A, PÉREAU J C, TAZDAÏT T. Emission trading and international competition: the impact of labor market rigidity on technology adoption and output[J]. Energy Policy, 2013, 55:36-43.
- [11] CALEL R, DECHEZLEPRÊTRE A. Environmental policy and directed technological change: evidence from the European carbon market[J]. Review of Economics & Statistics, 2012, 98(1):551-574.
- [12] 宋德勇, 朱文博, 王班班. 中国碳交易试点覆盖企业的微观实证: 碳排放权交易、配额分配方法与企业绿色创新[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1):37-47.
- [13] 廖文龙, 董新凯, 翁鸣, 等. 市场型环境规制的经济效应: 碳排放交易、绿色创新与绿色经济增长[J]. 中国软科学, 2020(6):159-173.
- [14] HALL B H, HELMERS C. Innovation and diffusion of clean/green technology: can patent commons help? [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2013, 66(1):33-51.
- [15] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励: 来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(9):192-208.
- [16] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响: “波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(3):147-160.
- [17] 袁礼, 欧阳峤. 发展中大国提升全要素生产率的关键[J]. 中国工业经济, 2018(6):43-61.
- [18] 屈小娥. 行业特征、环境管制与生产率增长: 基于“波特假说”的检验[J]. 软科学, 2015, 29(2):24-27, 60.
- [19] 何玉梅, 罗巧. 环境规制、技术创新与工业全要素生产率: 对“强波特假说”的再检验[J]. 软科学, 2018, 32(4):20-25.
- [20] 赵振智, 程振, 吕德胜. 国家低碳战略提高了企业全要素生产率吗?: 基于低碳城市试点的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2021(6):101-115.
- [21] PORTER M E, LINDE C. Towards a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 4(4):97-118.
- [22] HAMAMOTO M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries[J]. Resource & Energy Economics, 2006, 28(4):299-312.
- [23] 张平淡, 张惠琳. 环境规制改进企业全要素生产率的路径研究: 基于碳排放权交易试点的准自然实验[J]. 江淮论坛, 2021(4):44-51.
- [24] 邵帅, 李兴. 市场导向型低碳政策能否推动经济高质量发展?: 来自碳排放权交易试点的证据[J]. 广东社会科学, 2022(2):33-45.
- [25] 李涛, 陈晴. 异质机构投资者、企业性质与科技创新[J]. 工业技术经济, 2020, 39(3):30-39.
- [26] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5):614-620.
- [27] 余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016(12):5-22.
- [28] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?: 基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12):129-143.

Carbon Emission Trade Exchange, Green Innovation and Total Factor Productivity

YANG Chen

(School of Economics and Management, Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing 100876, China)

Abstract: Based on panel data of enterprises of China Carbon Emission Trade Exchange from 2011 to 2019, the impact of carbon emissions trade exchange on enterprises' total factor productivity are empirically examined by using the difference-in-differences model and the mediating effect model, and the mechanism of the role played by green innovation is analyzed. The results show that carbon emission trade exchange significantly promotes the improvement of total factor productivity of enterprises, and green innovation plays a mediating role in carbon trading and total factor productivity improvement. Therefore, it is suggested to accelerate the construction of the unified national carbon emission trading market, encourage enterprises to increase green technology R&D spending and pursue green innovation-driven development.

Keywords: carbon trading; green innovation; total factor productivity; difference-in-differences model; mediating effect model