

附录 1:

一、研究设计

1. 内在机制模型设计。

为检验 ETS 试点政策影响工业企业经济绩效的内在机制（假说 3），本文以企业的研发创新投入与全要素生产率作为衡量企业研发创新水平的指标：

$$R\&D_{it} = \theta_0 + \theta_1 Treat \times Time1 + \rho Z + \gamma_t + \delta_i + trend + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)的被解释变量为企业的研发投入 $R\&D_{ijt}$ (*Research and Development, R&D*)， $R\&D_{ijt}$ 表示第 t 年 i 企业的研发投入水平(相对于企业营业收入)。式(4)的核心解释变量为 $Treat \times Time1$ ， $Time1$ 为时间虚拟变量，与 $Time$ 不同的是，ETS 试点政策实施前一年及以后年份取值为 1 ($t \geq 2012$ 年)，其他年份则为 0。用于检验 ETS 试点政策对处理组企业研发投入是否存在提前激励效应，即地方政府的市场盘点行为是否会激励处理组企业提前（试点正式启动之前）增加研发投入。 Z 代表其他控制变量向量。

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat \times Time + \tau M + \gamma_t + \delta_i + trend + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)的被解释变量为企业的全要素生产率 TFP_{ijt} (*Total Factor Productivity, TFP*)， TFP_{it} 表示第 t 年 i 企业的全要素生产率。 M 代表其他控制变量向量。

2. 变量说明。

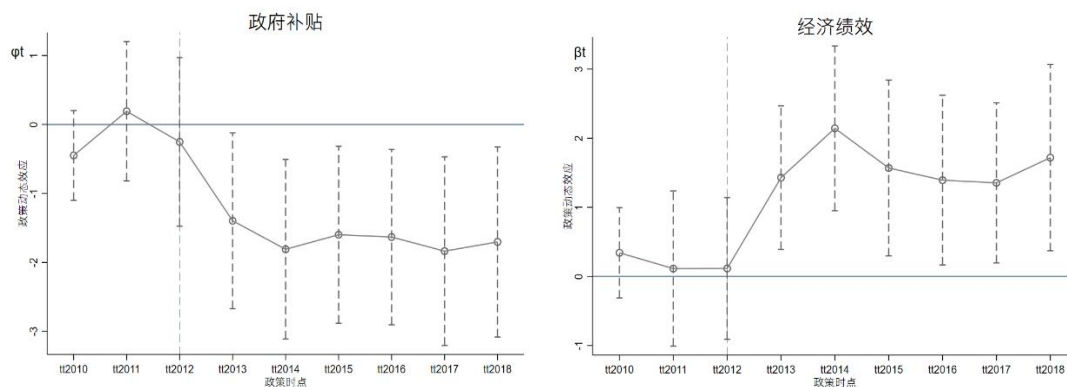
(1) 被解释变量：①研发创新 ($R\&D$)：经济体或企业在受到环境规制约束时会增加内部的研发创新投入，优化生产工艺流程与开发新产品线，从而产生更有效率生产方式，因此不少学者采用 $R\&D$ 指标衡量企业的研发创新投入水平，比如 Jaffe 和 Palmer (1997)、Hamamoto (2006)。本文借鉴张杰等 (2015)、刘晔和张训常 (2017) 等，采取企业研发投入额与营业收入的比值作为 $R\&D$ 投入指标，该比值越高，代表企业的研发创新投入强度越大。②全要素生产率 (TFP)：Olley 和 Pakes (1996)、Levinsohn 和 Petrin (2003) 提出的半参数法有效克服了 OLS 与 FE 方法在计算企业全要素生产率时存在的内生性和样本选择偏差问题（鲁晓东和连玉军，2012），但 OP 方法采用企业当期投资作为代理变量会损失一些样本数据（如果企业当期不存在投资会在样本中被剔除），LP 方法选择中间投入变量替换企业真实投资作为测算全要素生产率的代理变量，提高了样本的利用率。因此本文采用 LP 方法测算企业全要素生产率，参考熊爱华和张质彬 (2020) 等，本文采用企业主营业务收入表示企业产出变量，企业员工人数衡量劳动投入变量，中间投入的计算依据“营业成本+期间费用（销售费用+管理费用+财务费用）-折旧摊销-员工薪酬”。同时，本文分别采用 OP、WRDG (Wooldridge, 2009) 与 ACF (Daniel 等, 2006) 方法进行稳健性检验。

(2) 控制变量：企业的研发投入可能会受到融资成本、企业盈利能力、财务杠杆、现金流等因素影响（唐跃军和左晶晶，2014；毛其淋和许家云，2015；张杰等，2015），本文在式(3)的回归中选择债务融资成本 (ird)、净利润增速 (nii)、固定资产投资增速 (far)、资产负债率 (lev)、经营活动产生的现金流量净额/带息债务 ($cfoid$) 以及审计质量 ($audit$) 作为控制变量。而企业的全要素生产率则可能会受到负债水平、现金流、偿债能力、营运能力的影响（熊波和杜佳琪，2020；孙建军和孙楠，2020），基于此，本文在式(4)中选择债务融资成本 (ird)、资产负债率 (lev)、长期负债占比 (ld)、经营活动产生的现金流量净额/

营业总收入 (*cfos*)、企业的议价能力 (*pr*) 与审计质量 (*audit*) 作为控制变量。

附表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GS</i>	6268	14.496	5.038	0	20.043
<i>ROA</i>	6270	4.694	6.19	-15.246	25.124
<i>TFP</i>	6270	0.011	0.211	-0.347	0.873
<i>R&D</i>	4849	0.024	0.019	0	0.27
<i>Treat × Time</i>	6270	0.085	0.279	0	1
<i>Treat × Time1</i>	6270	0.099	0.299	0	1
<i>nii</i>	6270	-15.279	381.13	-2608.539	1105.526
<i>lev</i>	6270	31.732	23.406	0	88.351
<i>ld</i>	6270	16.28	19.159	0	74.417
<i>ird</i>	5716	0.057	0.035	0	0.244
<i>far</i>	6270	19.753	56.689	-44.588	404.953
<i>audit</i>	6270	0.913	0.282	0	1
<i>pr</i>	6024	-0.01	0.195	-0.595	0.663
<i>cfod</i>	6260	0.182	0.275	-0.344	1.521
<i>cfoid</i>	6260	0.925	3.735	-1.001	31.559
<i>cfos</i>	6260	10.633	14.108	-28.102	63.019
<i>trac</i>	6011	42.252	138.491	1.418	1179.094



附图 1 平行趋势检验

二、试点随机性检验与预期效应检验

1. 试点随机性检验。

碳排放权交易试点重点排放企业并非随机抽取，而是有针对性地选择试点省份，进而确定试点省份的重点排放企业。但如果试点省份重点排放企业的选择与被解释变量不具有系统相关性，则可以认为由于分组的非随机性所导致的政策内生性问题可以忽略。本文借鉴谢先雄等（2020）做法，采用 Logit 模型进行检验，利用 ETS 试点政策实施前的数据，以“是否为碳排放权交易试点重点排放企业”(*TS*)为被解释变量，分别采用企业的政府补贴收入(*GS*)

和资产收益率 (ROA) 为核心解释变量。在检验企业的政府补贴收入是否影响碳排放权交易试点重点排放企业的选取时, 本文控制了资产负债率 (lev)、净利润增速 (nii)、长期负债占比 (ld)、固定资产投资增速 (far)、经营活动产生的现金流量净额/带息债务 ($cfoid$) 与企业资产规模的对数值 ($size$)。在检验企业资产收益率是否影响碳排放权交易试点重点排放企业的选取时, 本文控制了企业的资产负债率 (lev)、审计质量 ($audit$)、净利润增速 (nii)、长期负债占比 (ld)、固定资产投资增速 (far) 与企业资产规模的对数值 ($size$)。回归结果如附表 2 的列 (1) ~ (2) 所示, 核心解释变量 GS 和 ROA 系数均不显著, 说明是否为碳排放权交易重点排放企业和企业的政府补贴收入以及经济绩效无关, 本文的样本选取满足随机分组的基本假设。

2. 预期效应检验。

考虑到企业可能会预期到 ETS 试点政策的推出, 进而影响基准回归模型中“共同趋势”假设的成立, 本文借鉴刘啟仁等 (2019) 的做法, 在基准回归模型中引入 $Treat \times Time1$ 和 $Treat \times Time2$ 两个交互项, 以检验预期效应的影响, 其中 $Time1$ 为年份是否为 2012 年以后的虚拟变量, $Time2$ 为年份是否为 2011 年以后的虚拟变量。回归结果如附表 2 的列 (3) ~ (4) 所示, 新加入两项交乘项系数并不显著, 且核心解释变量 $Treat \times Time$ 系数依然显著, 符号方向与基准回归模型一致, 表明预期效应并没有影响“共同趋势”假设的成立。

附表 2 ETS 试点随机性检验与预期效应检验

	(1) TS	(2) TS	(4) GS	(3) ROA
GS	0.042 (0.027)			
ROA		-0.022 (0.023)		
$Treat \times Time$			-1.410*** (0.394)	1.485*** (0.423)
$Treat \times Time1$			-0.444 (0.427)	0.002 (0.469)
$Treat \times Time2$			0.417 (0.440)	-0.0572 (0.509)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	否	否
个体固定效应	否	否	是	是
观测值	2176	2181	6258	6270
伪 R^2	0.2008	0.1994		
R^2			0.248	0.269

注: 考虑到碳排放权交易试点省份的样本 TS 值均为 1, 所以列 (1) ~ (2) 无法控制省份固定效应或个体固定效应。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号中为稳健标准误差。下同。

三、稳健性检验

1. ETS 试点政策对工业企业政府补贴收入的影响。

第一，政府补贴的不同测算方式。本文将采用不同口径政府补贴的计算方法，检验式（1）回归结果的稳健性。*GS1* 采用营业外收入中政府补助的对数、*GS2* 采用营业外收入和其他收益政府补助加总值的对数，回归结果见附表 3 列（1）~（4），采用不同口径的政府补贴计算方法对 $Treat \times Time$ 回归系数影响不大。第二，剔除非试点关联企业影响。本文通过匹配上市公司关联公司筛选得到的处理组样本中存在 17 家位于非试点省份^①，本文担心关联公司受到碳规制对上市公司政府补贴收入影响较小，从而干扰基准回归结果，剔除该部分样本的回归结果见附表 3 列（5）~（6）， $Treat \times Time$ 系数仍在 1%水平显著。第三，排除政府补贴漏出可能。为排除试点内重点排放工业企业政府补贴收入的减少，是由于政府以低息贷款等方式补偿给企业，本文检验了 ETS 试点政策对企业债务融资成本（*IRD*）的影响。回归结果不显著。

附表 3 ETS 试点政策对工业企业政府补贴收入影响的稳健性检验

政府补贴收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>GS1</i>	<i>GS1</i>	<i>GS2</i>	<i>GS2</i>	<i>GS</i>	<i>GS</i>	<i>IRD</i>	<i>IRD</i>
$Treat \times Time$	-1.375*** (0.406)	-1.406** (0.581)	-1.575*** (0.373)	-1.592*** (0.528)	-1.303*** (0.373)	-1.331*** (0.511)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	否	是	否	是	否	是	否
行业固定效应	是	否	是	否	是	否	是	否
个体固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	6260	6260	6260	6260	6088	6088	5706	5706
R ²	0.294	0.299	0.258	0.253	0.247	0.249	0.251	0.248

附表 4 ETS 试点政策对工业企业经济绩效影响的稳健性检验

企业经济绩效	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ROE</i>	<i>ROE</i>	<i>ROS</i>	<i>ROS</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
$Treat \times Time$	2.074*** (0.686)	2.505*** (0.834)	1.871*** (0.666)	2.000*** (0.716)	1.341*** (0.313)	1.543*** (0.397)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	否	是	否	是	否
行业固定效应	是	否	是	否	是	否
个体固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	6270	6270	6270	6270	6100	6100
R ²	0.318	0.276	0.365	0.264	0.344	0.268

^①当上市公司位于非试点省份，但其关联公司被纳入碳排放权交易试点省份重点排放企业名单时。

2. ETS 试点政策对工业企业经济绩效影响。

首先，企业绩效的不同测算方式。为检验式（2）回归结果的稳健性，本文将被解释变量替换为净资产收益率（*ROE*）与销售利润率（*ROS*），回归结果见附表 4 列（1）~（4），交乘项系数显著。其次，剔除非试点关联企业影响。剔除受管控关联企业所属上市公司位于控制组省份的样本，见附表 4 列（5）~（6）回归结果稳健。

附表 5		PSM 平衡性检验					
协变量		均值		标准化偏	标准偏差	T 检验	
		处理组	对照组	差 (%)	减少幅度 (%)	T 值	P>T
被解释变量：GS							
gro	匹配前	1.168	1.447	-4.2		-0.87	0.386
	匹配后	1.168	1.184	-0.2	94.2	-0.36	0.721
ld	匹配前	25.398	15.675	48.3		13.77	0.000
	匹配后	25.398	25.424	-0.1	99.7	-0.03	0.980
far	匹配前	19.232	757.060	-2.8		-0.58	0.563
	匹配后	19.232	19.940	-0.0	99.9	-0.16	0.877
cfoid	匹配前	1.281	124.910	-2.2		-0.45	0.650
	匹配后	1.281	1.451	-0.0	99.9	-0.26	0.798
被解释变量：ROA							
size	匹配前	9.406	8.134	83.5		24.71	0.000
	匹配后	9.150	9.149	0.1	99.9	0.01	0.988
gro	匹配前	1.170	1.448	-4.2		-0.86	0.389
	匹配后	1.174	1.160	0.2	94.6	0.46	0.645
ld	匹配前	25.504	15.680	48.8		13.91	0.000
	匹配后	23.705	23.964	-1.3	97.4	-0.25	0.805
far	匹配前	19.236	756.590	-2.8		-0.58	0.563
	匹配后	19.918	19.396	0.0	99.9	0.11	0.911

3. 其他稳健性检验。

本文采用倾向得分匹配双重差分方法（*Propensity Score Matching and Difference-in-Difference Method, PSM—DID*）解决现有样本可能存在的选择偏差问题，进行稳健性检验。本文通过 1:4 近邻匹配方法匹配控制组企业。在研究 ETS 试点政策对企业政府补贴收入影响时，协变量选择营业收入增速（*gro*）、长期负债占比（*ld*）、固定资产投资增速（*far*）以及经营活动产生的现金流量净额/带息债务（*cfoid*）；在研究 ETS 试点政策对企业经济绩效影响时，协变量选择企业总资产的对数值（*size*）、营业收入增速（*gro*）、长期负债占比（*ld*）以及固定资产投资增速（*far*）。附表 5 报告了 PSM 平衡性检验结果，匹配后所有变量的标准化偏差大幅减少，均小于 10%，处理组与控制组的协变量不存在显著差异。在此基础上本文采用匹配后样本重新估计了 ETS 试点政策对企业政府补贴收入与企业经济绩效的影响，回归结果如附表 6、附表 7 所示，匹配后无论使用满足共同支撑假设样本，还是使用权重匹配样本回归，*Treat* × *Time* 系数始终显著，且与基准回归结果符号方向保持一致，说明基

准回归结果较为稳健。

附表 6 PSM—DID 检验（碳排放权交易试点政策对工业企业政府补贴的影响）

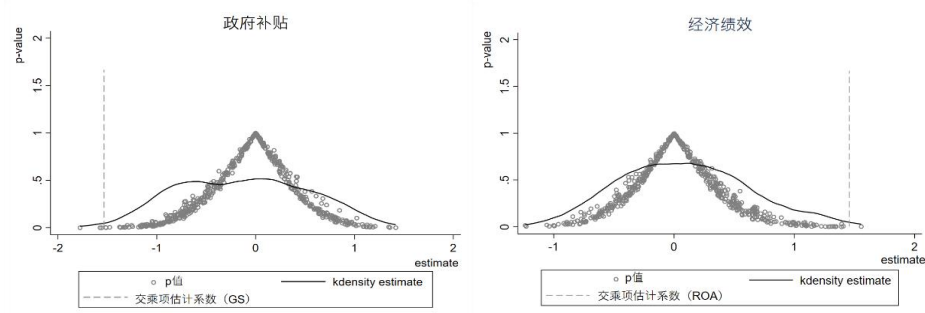
GS	(1) 使用满足共同支撑假设样本	(2) 使用满足共同支撑假设样本	(3) 使用权重匹配样本	(4) 使用权重匹配样本
$Treat \times Time$	-1.567*** (0.468)	-1.524*** (0.442)	-0.979*** (0.348)	-0.997*** (0.334)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	6241	6231	3146	3146
R ²	0.220	0.248	0.128	0.133

附表 7 PSM—DID 检验（碳排放权交易试点政策对工业企业经济绩效的影响）

ROA	(1) 使用满足共同支撑假设样本	(2) 使用满足共同支撑假设样本	(3) 使用权重匹配样本	(4) 使用权重匹配样本
$Treat \times Time$	0.926* (0.477)	1.407*** (0.389)	1.296*** (0.459)	0.846** (0.327)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	6161	6161	2763	2763
R ²	0.026	0.272	0.076	0.356

四、安慰剂检验

为检验基准回归结果是否会受到其他省份—行业—年份层面遗漏变量的影响，本文参照 Cai 等（2016），通过随机分配碳排放权交易试点省市的方法进行安慰剂检验。具体而言，本文从样本所覆盖的省份中随机抽取七个省份作为处理组，而其余省份自动作为控制组进行置换检验，将此过程重复 500 次，随机抽样构造伪政策冲击变量交乘项 $Treat^{false} \times Time$ 。由此获得新构造的 500 个交乘项的回归估计系数与 P 值，概率密度与 P 值分布如附图 2 所示，交乘项回归系数集中分布在 0 点附近，回归结果大多不显著，本文的基准回归结果交乘项的估计系数分别位于伪回归变量系数分布的低尾位置和高尾位置，在安慰剂检验中属于异常值，因此不太可能存在未观测到的省份—行业—年份层面遗漏变量影响本文的基准回归结果。



附图 2 安慰剂检验

五、内在机制检验

附表 8 ETS 试点政策对工业企业全要素生产率的激励效应

全要素生产率	(1) OP	(2) OP	(3) ACF	(4) ACF	(5) WDRG	(6) WDRG
<i>Treat × Time</i>	0.031*** (0.010)	0.041*** (0.012)	0.026*** (0.010)	0.034*** (0.012)	0.020** (0.010)	0.024** (0.011)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	否	是	否	是	否
省份固定效应	是	否	是	否	是	否
个体固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	5309	5309	5703	5703	5703	5703
R ²	0.480	0.182	0.495	0.188	0.543	0.218

附表 9 报告了以 2009 年为基期的碳排放权交易试点政策影响工业企业 *R&D* 与 *TFP* 的动态效应，第（1）列表明 2012 年起，试点省市重点排放工业企业的 *R&D* 投入显著提高，且此后年份虚拟变量系数相对稳定，说明中央提出建立碳排放权交易试点工作安排后，地方政府的市场盘点行为显著激励了试点省市重点排放工业企业提高科研投入，且激励效应长期有效。第（2）列的回归结果表明试点省市工业企业全要素生产率水平在试点启动后显著提高，但随着碳排放权交易制度的推进，试点地区与非试点地区全要素生产率的差距有所缩小。

附表 9 碳排放权交易试点政策影响工业企业研发投入与全要素生产率的动态效应

变量	(1) <i>R&D</i>	(2) <i>TFP_{LP}</i>	变量	续(1) <i>R&D</i>	续(2) <i>TFP_{LP}</i>
tt2010	1.23e-05 (0.002)	−0.002 (0.011)	tt2015	0.004 (0.003)	0.045** (0.019)
tt2011	−0.001 (0.003)	0.011 (0.014)	tt2016	0.004 (0.003)	0.038* (0.020)
tt2012	0.005** (0.002)	0.015 (0.014)	tt2017	0.005* (0.003)	0.012 (0.020)
tt2013	0.005* (0.002)	0.040*** (0.014)	tt2018	0.006* (0.003)	−0.001 (0.020)

tt2014	(0.003) 0.005*	(0.016) 0.044***		(0.003)	(0.017)
控制变量	是	是	控制变量	是	是
年份固定效应	是	是	年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是	个体固定效应	是	是
观测值	4584	5703	观测值	4584	5703
R ²	0.089	0.222	R 平方	0.089	0.222

六、进一步分析

附表 10 ETS 试点政策对市场地位不同的工业企业经济绩效的影响

ROA	(1) OLS	(2) FE	(3) OLS	(4) FE	(5) OLS	(6) FE
<i>Treat × Time</i>	1.315*** (0.321)	1.831*** (0.394)	1.216*** (0.357)	1.638*** (0.433)	0.726** (0.337)	0.996** (0.469)
<i>far</i>	9.19e-07** (4.54e-07)	3.80e-06*** (2.68e-07)				
<i>Treat × Time × far</i>	0.007** (0.003)	0.008** (0.003)				
<i>trac</i>			0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)		
<i>Treat × Time × trac</i>			0.002 (0.002)	0.007** (0.003)		
<i>cfod</i>					10.73*** (0.396)	6.831*** (0.577)
<i>Treat × Time × cfod</i>					2.284** (1.135)	3.515* (1.947)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	否	是	否	是	否
省份固定效应	是	否	是	否	是	否
个体固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	5928	5928	5598	5598	5604	5604
R ²	0.297	0.181	0.356	0.249	0.407	0.261

参考文献

- [1] 刘啟仁,赵灿,黄建忠.税收优惠、供给侧改革与企业投资[J].管理世界, 2019, 35(1): 78-96, 114.

- [2] 刘晔,张训常.碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究[J]. 经济科学,2017,(03):102-114.
- [3] 鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊),2012, 11(2):541-558.
- [4] 毛其淋,许家云.政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J]. 中国工业经济,2015(6):94-107.
- [5] 孙建军,孙楠.利率市场化与企业全要素生产率——一项基于中国人民银行取消贷款利率上限的准自然实验[J]. 产经评论,2020,11(3):78-93.
- [6] 唐跃军,左晶晶.所有权性质、大股东治理与公司创新[J]. 金融研究,2014(06):177-192.
- [7] 谢先雄,赵敏娟,蔡瑜等.农地休耕如何影响农户收入?——基于西北休耕试点区1240个农户面板数据的实证[J]. 中国农村经济, 2020(11): 62-78.
- [8] 熊爱华,张质彬.国有企业混合所有制改革、金融化程度与全要素生产率[J]. 南方经济,2020(9):86-106.
- [9] 熊波,杜佳琪.高新技术企业认定对企业全要素生产率的影响——基于双重差分方法的分析[J]. 科技进步与对策,2020,37(18):133-142.
- [10] 于连超,张卫国,毕茜.环境税对企业绿色转型的倒逼效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(7): 112-120.
- [11] 张杰,陈志远,杨连星,新夫.中国创新补贴政策的绩效评估:理论与证据[J]. 经济研究,2015,50(10):4-17,33.
- [12] Cai X, Lu Y, Wu M, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123:73-85.
- [13] Daniel A, Kevin C, Garth F. Structural identification of production functions[R]. MPRA Paper, 2006, no.38349.
- [14] Hamamoto, M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries[J]. Resource and Energy Economics, 2006, 28(4):299-312.
- [15] Jaffe, A. B., K. Palmer. Environmental regulation and innovation: A panel data study[J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4): 610-619.
- [16] Levinsohn J, Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control Unobservables[J]. Review of Economic Studies, 2003, 70(1):317-342.
- [17] Olley G S, Pakes A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. Econometrica, 1996, 64(6):1263-1297.
- [18] Wooldridge J M. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables[J]. Economics Letters, 2009, 104(3):112-114.

