

政企合谋、环境规制与企业全要素生产率^{*}

王彦皓

〔摘要〕 本文利用中国工业企业数据库和地级市层面的企业治污投资数据构建了一个2003—2007年的面板，实证检验了环境规制对企业全要素生产率的影响以及政企合谋在背后的作用。实证结果表明，用企业治污投资占工业增加值比重衡量的环境规制强度每上升1%，企业当期的生产率下降约1%。当政企合谋可能性上升时，环境规制对企业生产率的边际影响在减弱，说明政企合谋带来的监管放松和处罚不力弱化了环境规制对合谋企业生产率的影响。本文的政策启示在于中央政府应加强环保领域统一执法，破解囚徒困境式的环境规制。同时，本文的发现为环保机构监测监察执法垂直管理制度改革提供了合理性依据。

〔关键词〕 政企合谋；环境规制；全要素生产率

一、引言

中国在缺乏完备的法律体系、有效的产权制度和成熟的金融系统的背景下，依然在改革开放30多年来取得了年均8%以上的高速经济增长，这在经济学文献中被称为“中国之谜”。^{〔1〕}然而这只是中国经济光鲜的一面，日益突出的社会经济问题尤其是环境污染使中国在享受“高增长”红利的同时也付出了沉重代价。近年来，中国政府不断加码环境规制政策，并从中央层面提出了一系列目标来应对环境挑战，在节能减排、污染防治等领域取得一定突破和进展。但与此同时，逐渐提高的环境规制标准也引发了各界对其是否会拖累经济增速的担忧。

环境规制政策的合理性建立在企业自身没有激励去治理生产过程中造成的环境外部性而需要政府的干预和引导的基础上。直观上讲，严格的环境规

制会企业施加无法绕行的生产约束条件，从而拖累企业的生产率。但也有学者认为，适当强度的环境规制会倒逼企业创新，通过鼓励企业采用更先进更清洁的生产技术，实现生产率的提升，这就是所谓的“波特假说”。^{〔2〕}已有文献尝试检验我国环境规制对企业生产率的影响，但大多停留在宏观或行业层面，缺乏对地区和微观企业层面的深入研究。^{〔3〕〔4〕〔5〕}

中国式的环境规制有其自身的特点。《中华人民共和国环境保护法》明确规定，环境管理具有明显的区域性，地方各级人民政府应对本辖区内的环境质量负责。在这一规定下，地方政府成为我国环境规制实施和执行的主体。地方政府的行为特点自然而然地影响到环境规制政策施行的实际效果。在财政分权和地方政府激烈竞争的制度背景下，环境规制成为以经济增长为首要目标的地方政府调控辖区内经济的“工具”之一。地方政府领导人为追求

^{*} 王彦皓，上海交通大学安泰经济与管理学院，邮政编码：200030，电子信箱：gmwangyanhao@sjtu.edu.cn。感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

经济政绩,有激励通过对污染企业放松监管而使“发展”凌驾于“环保”之上。而另一方面,企业在与地方政府经营“政治关联”的过程中也逐渐将索取政策优惠的“触角”伸向环保领域。面对日渐趋紧的环境规制,企业有意愿和动力与地方政府“合作”,以换取环保执法上的“优待”。事实上,这种在环保领域中的“政企合谋”现象已频繁见于报端。

然而,关于政企合谋如何通过环境规制影响企业生产率的研究还在很大程度上被文献所忽略。尽管已有研究将政企合谋引入到研究环境规制如何影响环境污染中,但很少有研究通过政企合谋的桥梁在环境规制和企业生产率之间搭建联系。^[6]本文旨在填补文献中的这一空白。通过利用中国工业企业数据库企业层面数据和城市层面企业治污投资数据进行实证分析,本文发现地级市层面的环境规制强度与辖区内企业全要素生产率呈负向关系。通过利用地方政府特征、外部制度环境以及企业特征等方面的数据衡量政企合谋可能性,本文发现地方政府与企业合谋的可能性越大,环境规制对企业生产率的拖累越小。

本文的结果在环境规制和政府与企业关系两方面对现有文献做出了贡献。首先本文突出了我国环境规制水平在地区之间存在差异性,并将环境规制对企业生产率的研究落实到了企业微观层面。已有研究指出环境规制对我国制造业企业研发创新有正向影响。^[7]但本文利用同省异市的环境规制强度作为工具变量解决内生性问题后发现:以企业治污投资占工业增加值比重衡量的环境规制强度上升1%,企业当期的生产率下降约1%。这一结果更加符合直觉,也在一定程度上拒绝了“波特假说”。本文认为环境规制对企业生产率的实际作用依赖于规制主体即政府与企业的互动关系,而这种互动关系在中国背景下则多表现为政企合谋。事实上,这并非中国独有的现象。已有研究结合欧洲制造业数据指出,企业在预见其生产率下降的情况下,会选择游说政府降低环境规制强度。^[8]忽略这种逆向因果的可能性将导致环境规制对企业生产率的影响被高估,更容易得出支持“波特假说”的结论。

其次,本文丰富了对政企合谋现象在环保领域

的研究。本文的结果显示政企合谋使得环境规制的作用产生了异质性,歧视性的政策违背了其防治污染和鼓励清洁生产的初衷。地方政府间的竞争是促进中国经济增长的源泉之一,这种竞争多表现在税收、基础设施、制度环境等方面。^[9]本文的结果则揭示了环境规制也可成为政府调控地方经济从而从竞争中脱颖而出的手段之一。如果与某些企业合谋可以减少环境规制对企业生产率的负面影响,地方政府实则面临增长和环保的权衡。当地方政府领导人晋升考核将GDP增速置于首位时,增长带来晋升概率的提高往往压过对污染后果的关注。

二、文献综述

国内外已有大量实证文献研究环境规制的经济影响,“波特假说”能否得到经验证据的支持一直是相关领域的核心问题。这一类文献有两个分支,第一个分支主要研究环境规制对受规制企业的研发活动的影响。^{[10][11]}第二个分支则着重研究环境规制对行业和企业层面生产率的影响。^{[12][13]}近年来,相关研究开始从行业层面转向企业微观层面。伯曼和布伊(Berman and Bui)对洛杉矶地区炼油厂的研究发现,尽管为了达到当地环境规制的要求,炼油厂付出了可观的成本,但其生产率在随后几年有明显的提高。^[14]格雷和沙德贝金(Gray and Shadbegian)对美国纸浆和造纸业的研究则发现付出更多成本遵守环境规制的企业生产率却更低。^[15]贝克尔(Becker)认为相关研究仅停留在某些重污染行业,他对美国所有制造业企业的研究表明,空间和时间上环境规制水平的变化并不能解释企业生产率的差异。^[16]随着环境问题在世界各国逐渐受到越来越多的重视,相关研究也从美国拓展到别的国家和地区,结论却仍莫衷一是。^{[17][18][19]}

现有文献也对研究我国环境规制政策对企业生产率的影响做出了许多尝试。张成等人利用1998—2007年中国30个省份工业部门的面板数据研究发现,环境规制与企业生产技术进步之间呈现U型关系。^[5]李树和陈刚则利用2000年我国《大气污染防治法》修订这一自然实验,结合倍差法发现该修订提高了空气污染密集型工业行业的全要素生

产率。^[4]但以上研究仍局限于行业层面。王杰和刘斌利用中国工业企业数据库估算企业 TFP,并将其与行业层面的规制变量相结合,发现环境规制与企业 TFP 之间呈“倒 N 型”关系,我国整体的环境规制水平仍处于较低水平。^[3]蒋为利用世界银行营商环境调查的中国企业问卷调查数据,发现环境规制对我国制造业企业的研发创新有正向作用。^[7]但这些研究仍囿于数据缺陷,未能彻底地处理内生性问题。

在我国,地方政府是环境规制的执行主体。地方政府对环境政策的制订和执行力度直接影响着环境规制的实际效果。一部分学者将政治经济学中我国“财政联邦主义”和长期以来以经济增长为首要考核目标的“官员晋升锦标赛”模型引入到对环境规制作用的分析中,希望解释我国“高增长”和“重污染”并存的发展轨迹。^{[20][21]}杨海生等人指出地方政府之间在环境政策方面存在互相攀比式的“逐底竞争”,为追求经济增长而牺牲环境质量是造成环境污染问题的重要原因。^[22]周权雄指出,地方政府不但缺乏治理污染的激励,更有可能在环境规制领域寻租。他的实证分析表明地方政府短期利益导向的行政干预越多,该地区的二氧化硫排放量就越难以控制。^[23]尽管近年来中央对地方官员的考核机制越来越强调“环保政绩”,且“环保考核”也对地方官员的晋升概率具有一定的正向作用,但此作用在大多数情况下仍局限于大城市和政府行政力量较强的城市。^[24]

上述研究仅局限于地方政府的角度,忽略了环境规制的对象——企业。聂辉华和李金波提出了一个“政企合谋”的分析框架,指出地方政府作为中央政府的监督者,默许、纵容甚至鼓励作为代理者的企业选择不环保的生产技术来发展本地经济。^[25]有研究者将这一框架引入到对环境污染的研究中。梁平汉和高楠利用 2004—2011 年我国 287 个地级市的数据,实证检验政企合谋在地方环境污染中所起的作用。他们发现地方政府领导人任期越长,地方政府越倾向于和污染企业建立合谋关系,地方领导人事变更则有利于打破这一合谋关系,从而改善环境。^[26]龙硕和胡军利用 1991—2010 年 28 个省份的数据,也证实了政企合谋会加剧地区环境污

染。^[6]除环境污染外,“政企合谋”的框架也越来越多地被应用于对房价高企、土地违法和偷税漏税等其他现象的研究中。^[27]

三、理论假说与实证方法

(一) 建立假说

1. 环境规制与企业全要素生产率。本文首先对环境规制对企业全要素生产率的影响建立可检验的假说。环境规制给企业施加的约束,可能对企业生产率产生两个方面的影响。一方面,企业为使生产活动满足环保规定,需要投入额外成本或者将一部分原可投入生产的成本改投到减排活动中,如加装或升级环保监测设备等。显然这一直接的作用渠道会对企业生产率产生负向影响。另一方面,企业的环保合规努力还会间接地影响其生产投入。比如,当企业为了不超标排放污染物而不得不控制产量时,其生产规模或要素投入组合便偏离了最优化水平,生产率因此受到拖累。而当企业为弥补其治污投资而不得不加快资产周转速度,或者被倒逼采用更加高效清洁的生产技术时,其生产率反而得到提升。可见,这一间接的作用渠道对生产率产生可正可负的影响。波特指出,当正向的间接作用抵消了负向的直接作用时,环境规制将有利于技术创新和生产率提高,此即为“波特假说”。^[2]然而,芭芭拉和麦克康奈尔(Barbera and McConnell)利用美国制造业数据检验了这两种渠道,发现总效应是拖累了企业生产率。^[12]帕尔默等人(Palmer et al)更是进一步指出,如果企业内部存在提高生产率的机会,企业并不需要等到政府施加环境规制才抓住这一机会。^[28]需要说明的是,即使环境规制带来创新效应可在未来节约成本、提高生产率,但无论是企业研发新技术或者从市场上购置新技术都需要成本。而在我国,大多数中小企业和私营企业仍面临较严重的融资约束,这对企业研发投入产生了负面作用。^[29]与此同时,我国知识产权保护不足等制度性短板也进一步制约了环境规制作为企业创新催化剂的作用空间。^[30]因此本文推测,相比发达国家,面临环境规制时,我国企业通过创新提高生产率的能力和激励仍相对不足。据此,本文建立假说 1。

假说1: 地方环境规制会降低企业全要素生产率。

2. 政企合谋、环境规制与企业全要素生产率。本文进一步探究政企合谋是否会影响环境规制对企业生产率的作用。背后的经济学直觉是, 政府在实施环境规制的过程中, 并不是对所有受规制企业一视同仁的, 而是会有选择对某些企业放松(收紧)环境规制, 或者有策略地分时段放松(收紧)环境规制。同理, 也并非所有企业都有能力和动力和政府达成合谋关系。即使是同一企业, 其与政府的合谋关系也并非随时间不变的。这就使得环境规制对生产率的影响产生了异质性。但由于政企合谋无法直接被观测到, 本文只能寻找和政企合谋发生概率相关的特征, 从而间接地推断政企合谋的存在。当地方政府或者企业拥有这些特征的时候, 本文就认为政企合谋在概率上更可能发生。^[31]

(1) 地方政府特征与政企合谋。首先, 政企合谋的概率与地方政府稳定性有关。不妨假设合谋企业与每一届地方政府建立合谋关系都需要投入一笔成本, 而企业愿意付出这笔成本的前提是在可预见的未来政府会给予回报。一旦地方政府频繁更替, 政策缺乏连贯性和一致性, 企业便会预期难以从新任政府手中收回在前任政府身上投入的成本。同理, 如果地方政府领导人预期在任时间不长, 难以在其任期内“收获”合谋的“好处”, 那么其选择与辖区企业合谋的可能性也降低。因此本文推断地方领导人在任时间越长, 地方政治环境越稳定, 地方政府越有可能与当地企业结成相互勾结的“人情网”和“利益关系网”, 地方政府也就越有可能在环保执法中对受其庇护的污染企业“网开一面”。在文献中, 梁平汉和高楠以及龙硕和胡军都采用地方政府领导人任期长度来衡量政企合谋的潜在程度。^{[6][26]}

与任期长短类似, 官员更替从另一个角度刻画了地方政府的稳定性。除了官员正常的晋升降调之外, 制度化的领导干部交流机制也为地方政府人事更替提供了可观的变动来源。当政府换届、官员更替时, 原有的政企合谋网络被打破, 同时由于建立新的合谋关系需要付出新的时间和成本, 合谋企业将面临趋紧的环保执法和环境规制。同时, 在官员

更替带来的政治不确定性中, 合谋企业需要重新谨慎评估与政府的关系, 合谋关系更难建立。陈刚和李树指出, 我国的党政领导干部交流(官员交流)制度有助于减少辖区内的腐败, 打破政企合谋的“温床”。^[32]与此同时, 从地方政府的角度看, 新任领导人具有“新官上任三把火”的传统和激励, 倾向于在任期早段通过制定与前任有差异的政策来树立威信。^[33]于是在政府换届期间, 合谋企业将难以继承合谋期间获得的“优待”。基于以上理论分析, 本文提出以下假说:

假说2a: 地方政府领导人任期越长, 环境规制对企业生产率的负向影响越小。

假说2b: 地方政府换届当年, 环境规制对企业生产率的负向影响较大。

(2) 地方制度环境与政企合谋。本文也尝试从外部制度环境的角度考虑政企合谋发生的概率。首先, 政企合谋与腐败现象高度相关。一方面, 腐败可能是政企合谋的结果。污染企业为建立与地方政府的合谋关系, 常通过行贿的方式“讨好”主管工作的政府官员。政府官员收受贿赂并在环保执法的具体操作过程中用“双重标准”对待合谋与非合谋企业, 是典型的腐败行为。另一方面, 腐败现象具有较强的传染性, 腐败之风容易从政府的某一部门扩散到其他部门, 环保执法部门由于直接与市场经济主体——企业打交道, 有更大的寻租空间, 更容易受腐败风气的影响。同时, 腐败现象的盛行也容易给市场上的污染企业发送信号——地方政府对合谋“持更开放的态度”, 建立合谋关系所需的成本可能更少。

一个地区的市场化程度也与政企合谋发生的概率密切相关。曲创等人指出, 政企合谋是我国行政垄断形成的机制之一。在市场化程度不高的地区, 计划经济的体制惯性更大, 政府部门更容易凭借其行政权力限制、排斥来自其他企业的市场竞争, 为合谋企业设置市场壁垒。^[34]同时, 政企合谋也内生于地方政府对经济的调控中。牺牲环境换取经济增长的做法在地方政府竞争和地方官员晋升锦标赛的过程中屡见不鲜。而在市场化程度不高的地区, 政府规模更大, 也更有能力和意愿通过对企业生产经营的干预, 实施对地方经济的调控。基于以上分

析,本文进一步提出以下假说:

假说 3a:地区腐败程度越高,环境规制对企业生产率的负向影响越小。

假说 3b:地区市场化程度越低,环境规制对企业生产率的负向影响越小。

(3) 企业特征与政企合谋。企业作为政企合谋的需求方,其性质特征对预测政企合谋发生概率同样具有重要的参考意义。从所有制角度看,国企相比其他类型企业有更大的可能性与地方政府合谋。首先,国企相比其他性质的企业与地方政府有更低的沟通成本。地方政府往往直接任命或委派干部到国有企业担任高管要职,这使得国有企业具有天然的政治关联性。同时,20世纪80年代以来我国经历了政府官员的“下海”潮,许多政府官员到原来单位下属的国有企业任职,这也使得国有企业与地方政府的关系更加紧密。^[35]再者,政企不分的问题时至今日仍未得到妥善解决,国企高管“似官非官”、“亦官亦商”的官僚化色彩仍然浓厚,这也使得其与地方政府有更多的“共同语言”。^[36]最后,在某些城市,国企往往是地方经济的象征和支柱,以其较大的规模贡献较大比例的就业和财税。地方政府出于稳就业和促增长的考虑,不愿对污染国企在环境规制方面采取过于强硬的态度,甚至会给国企一定的治污补贴,帮助其完成排污设备的升级改造。地方国企这一“大而不能倒”的特征往往使地方政府在实施环境规制中陷入两难。

另一方面,企业为与地方政府建立合谋关系需要付出一定的显性成本,这些与地方政府“打交道”的成本可能通过费用项反映在企业的会计报表上。蔡洪滨等人(Cai et al)通过对世界银行2003年中国企业调查数据研究发现企业的招待和差旅费(entertainment and travel costs, ETC)中包含了用于贿赂地方政府的支出部分。^[37]黄玖立和李坤望利用世界银行2004年对中国120座城市营商环境的调查数据指出,招待费的确被企业用作不正当竞

争的手段。^[38]可以想象,一部分招待费也可能被企业用于以逃避环境规制为目的的腐败活动。招待费支出越多,政企合谋的概率越大,合谋关系越牢固,企业就越有可能逃避在环境规制之外。综合以上分析,本文提出以下假说:

假说 4a:环境规制对国企生产率的负向影响较小。

假说 4b:企业招待费用越多,其受到环境规制的负向影响越小。

(二) 计量模型

本文首先构建以下回归模型,检验环境规制对企业全要素生产率的影响:

$$\ln TFP_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{ct} + \delta Controls + \theta_i + \gamma_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

式中, $\ln TFP_{ict}$ 是位于城市 c 的企业 i 在 t 年的全要素生产率(取对数); ER_{ct} 是城市 c 在 t 年的环境规制水平。考虑到环境规制对企业生产经营的影响有一定的滞后性,本文也同时检验上一年的环境规制强度 ER_{ct-1} 对企业本年生产率的影响。 $Controls$ 包含一系列企业和城市层面的控制变量, θ_i 和 γ_t 分别代表企业和年份固定效应^①, ε_{ict} 是扰动项。 α_1 是本文主要关注的参数,如果 $\alpha_1 < 0$,则意味着环境规制有损企业生产率,从而支持本文假说1。

尽管本文在式(1)中添加了一系列控制变量和固定效应,关键变量 ER_{ct} 仍然有内生的嫌疑。潜在内生性源于具有较高生产率的企业也更有能力投入更多的治污成本或投资更清洁的生产技术,从而满足所在城市的环境规制要求,这将导致 α_1 被高估。因此,本文采用同时期同一省份不同城市的平均环境规制强度作为城市 c 环境规制水平 ER_{ct} 的工具变量,用两阶段最小二乘法重新估计式(1)。采用这一工具变量的理由在于,省一级政府在制定环境规制政策时对省内各地级市有总体的规划和统一的要求,且省内城市之间出于竞争的目的也会相互参考和“模仿”环境规制的水平和实施经

① 本文剔除了样本中曾在不同城市注册或曾处在不同行业中的企业,所以控制企业固定效应基本能控制住地区和行业固定效应。同时,由于模型因变量是企业层面的 TFP ,而自变量是城市层面的环境规制水平,一个城市不大可能因为辖区内的某个企业的 TFP 高低而改变其整体的环境规制水平,内生性问题得到一定程度的缓解。

验。^{[39][40]} 这些原因都使得某市的环境规制水平和同省其他市的环境规制水平有紧密的联系。与此同时,其他市的环境规制政策又不会直接影响该市企业的生产率水平。

本文构建以下包含交互项的模型,检验政企合谋是否会影响环境规制的实施,从而间接地影响企业生产率:

$$\ln TFP_{ict} = \beta_0 + \beta_1 ER_{ct} + \beta_2 Collusion_{ct} + \beta_3 ER_{ct} \times Collusion_{ct} + \delta Controls + \theta_i + \gamma_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

式中, $Collusion_{ct}$ 是城市层面的政企合谋的代理变量,分别对应假说 2a 至假说 3b 中的地方政府换届、地方领导人任期长度、地区腐败程度和市场化程度。将 $Collusion_{ct}$ 替换成企业层面的 $Collusion_{it}$, 即国企虚拟变量和招待费用,可以检验假说 4a 和 4b。系数 β_3 反映了假说正确与否,若 $\beta_3 Collusion < 0$, 则说明政企合谋使得企业生产率受环境规制的边际影响较小。

四、数据

(一) 企业全要素生产率

本文所采用的企业层面数据全部来自 1998—2007 年中国工业企业数据库。该数据库包括所有国有及规模以上非国有工业企业。本文借鉴聂辉华等人的做法将各年的企业进行匹配,组成面板。^[41] 由于各年统计口径不一致,数据中部分变量存在缺失值和极端值,本文借鉴蔡洪滨和刘俏 (Cai and Liu) 的做法^[42] 对样本作以下处理: (1) 将重要变量缺失或值小于 0 的观测值从样本中剔除。^① (2) 将一些明显不符合会计准则的观测值剔除和不满足“规模以上”标准的企业剔除。^② 最后,由于 2002

年前后统计局使用了两种产业分类标准,本文对企业所属的行业分类作了相应调整。^[43]

本文主模型采用阿克伯格等人 (Akerberg et al) 提出的结构性方法估计企业全要素生产率 (以下简称 ACF 方法)。^[44] ACF 方法建立在经典的 OP 方法和 LP 方法基础上,可以较好地解决 OP 方法和 LP 方法存在的共线性问题。本文采用永续盘存法计算企业的投资,将资产折旧率设为 9%^③ 并对工业增加值和资本作了平减。本文分别对每一个两位数行业估计生产函数。图 1 展示了估算得出的企业全要素生产率分布。可以看出,从 2003 年开始,企业 TFP 呈总体上升的趋势,TFP 均值不断右移。

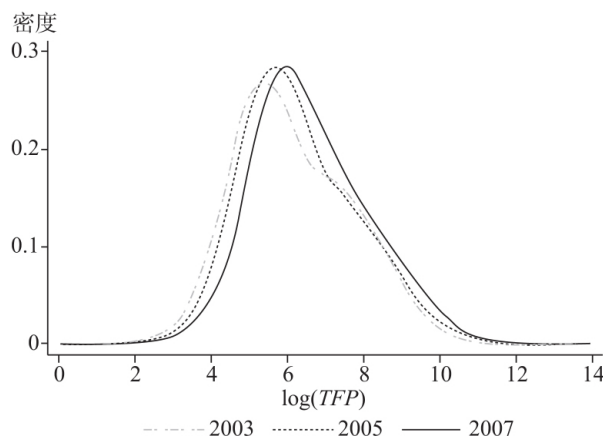


图 1 企业全要素生产率 (2003—2007 年)

(二) 环境规制

本文参照张成等人和李小平等人采用一个地级市内污染源治理本年投资额相对于全市工业增加值的比率作为刻画该地级市环境规制强度的变量 ER 。^{[5][45]} 污染源治理投资额指企业实际用于治理废水、废气、固体废物、噪声和其他环境污染 (如电磁波、恶臭等) 的资金总额。资料来源为中国城

① 这些变量包括: 企业登记注册类型、注册地、行业分类、开工年份、总产值、中间投入、增值税、工业增加值、总资产、流动资产、固定资产、总负债、流动负债、长期负债、股东权益、总股本、销售成本和应付职工工资等。

② 不符合会计准则指的是: 总资产 \neq 负债 + 权益, 总资产 $<$ 流动资产, 总资产 $<$ 固定资产以及各类型股本占比小于 0 或大于 1 等。不满足“规模以上”标准指的是: 员工人数小于 8 人或销售收入小于 500 万元。这些企业有很大的可能性没有完整的会计系统, 所以其观测值存在较大误差。

③ 本文也尝试将资产折旧率设为 15%, 发现这并不影响文章主要结论。

市统计年鉴。^① 该衡量方法在以发达国家为样本的文献中被广泛采用 (pollution abatement and control expenditure, PACE)。ER 值越大, 表示该地级市环境规制程度越强。

(三) 政企合谋

本文所用的政企合谋代理变量分为地方政府和企业两个层面。地方政府 (地级市) 层面的政企合谋变量包括: (1) *Turnover*: 地方领导人换届虚拟变量, 换届当年为 1, 否则为 0。(2) *Tenure*: 地级市领导人任期长度, 以年为单位。本文所用的地级市官员数据来自陈硕的整理, 包括 27 个省 (及自治区) 334 个地级市 (及副省级城市、自治州和地区) 的党委书记和市长的个人信息。^{②[46]} (3) *Corruption*: 地方政府腐败程度, 用各省每万名公职人员职务犯罪立案数衡量腐败犯罪率, 数据来自各年《中国检察年鉴》。(4) *Marketization*: 市场化程度指数, 来自樊纲等人的文献。^{③[47]} 本文分别采用各省份市场化进程总得分和“政府与市场关系”分项的得分, 并将其标准化至 [0, 1] 区间。

企业层面的政企合谋变量包括: (1) *State*: 所有制性质, 包括国企虚拟变量 (如果是国企则为 1, 否则为 0) 和国有资本在总注册资本中所占的比例。^{④[41]} (2) *ETC*: 招待与差旅费。由于工业企业数据库中并没有披露企业招待费和差旅费用, 但管理费用项包含了此二级科目, 本文用企业的管理费用占销售收入和总资产的比例来衡量企业的招待费和差旅费支出。^{⑤[37]}

(四) 控制变量

本文在回归模型中添加一系列企业层面的控制变量, 包括: (1) *lnAge*: 企业年龄的自然对数; (2) *lnAsset*: 企业总资产的自然对数; (4) *lnKL*: 企业资本劳动比率的自然对数; (5) *State*: 国企虚拟变量; (6) *Leverage*: 企业的资产负债比; (7) *Liquidity*: 企业的流动性比率 (流动负债/流动资产); (8) *Profitability*: 企业的盈利能力, 用股东权益回报率 (ROE) 刻画; (9) *Tangibility*: 企业固定资产占总资产的比率。这些控制变量旨在反映普遍影响企业 TFP 的因素。

本文的回归模型还包括了四个城市层面的控制变量: (1) *lngdp*: 地级市的实际 GDP 增速, 用于刻画企业所在城市的宏观经济周期。(2) *Ind/gdp*: 地级市工业总产值占 GDP 的比重, 用于描述城市工业部门的规模。(3) *GovEnvInv*: 地级市政府对城市环境设施的投资额占财政支出的比重, 这在一定程度上刻画了地方政府对环境保护问题的重视程度。(4) *HHI*: 企业所处城市同一行业的赫芬达尔指数, 用于衡量城市一行业层面的行业集中度。^⑥

以上地级市层面的数据均来自各年的《中国城市统计年鉴》。受数据时间跨度的限制, 本文的回归模型主要利用 2003—2007 年的面板观测值。表 1 报告了本文所利用变量的 2003—2007 年区间内的描述性统计。样本区间内各市企业用于治理污染的投资占工业增加值的比例约为 2.2%, 市委书记和市长的平均任期约为 2.8 年和 2.6 年, 每万名公

① 尽管城市统计年鉴最早可追溯到 1993 年, 但“污染源治理投资额”这一指标仅在 2003 年之后出现。

② 由于直辖市与省辖地级市在领导人换届相比有其特殊性, 为不混淆分析, 本文的样本并未包括北京、上海、天津、重庆四个直辖市的数据。

③ 本文参照聂辉华等人的研究, 将所有注册类型为“国有、国有联营、国有与集体联营、国有独资公司”的企业定义为国企。本文也曾尝试将所有国有资本占实收资本比例 50% 以上的企业定义为国企, 主要结果仍保持不变。^[41]

④ 管理费用还包括企业生产运营过程中产生的一系列其他费用, 本文无法一一析出区分, 因而该变量具有一定程度的测量误差。如果本文愿意假定企业招待费用占管理费用的比例在企业间变化不大, 那么用管理费用作为招待差旅费的代理变量仍具有一定合理性。事实上, 本文利用和蔡洪滨等人 (Cai et al) 相同的世界银行企业调查数据发现 90% 的企业的招待差旅费占管理费用的比重在 0~34% 之间, 分布离散程度并不明显。^[37]

⑤ 行业 i 在城市 c 的 HHI 指数为: $HHI_{ic} = \sum_{k=1}^K s_{kic}^2$, 其中 s_{kic}^2 是企业 k 在行业 i 城市 c 中的市场份额。本文用企业的产值来计算其市场份额。

职人员职务犯罪立案数约为 30 件。

表 1 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	单位
全要素生产率（取对数）	6.380	1.577	-3.937	14.722	—
环境规制强度	0.022	0.020	0	0.606	%
市委书记任期	2.761	1.567	1	8	年
市长任期	2.625	1.479	1	8	年
公职人员职务犯罪立案数	29.672	6.989	16.652	62.202	件/万人
市场化指数（标准化后）	0.716	0.183	0.112	1	—
国企虚拟变量	0.025	0.157	0	1	—
国有资本占比	0.031	0.162	0	1	%
管理费用/增加值	0.281	6.471	0	3 162.096	%
企业年龄（取对数）	1.852	0.820	0	4.078	（年）
企业总资产（取对数）	9.683	1.368	3.638	18.177	（千元）
资本劳动比	3.668	1.308	-6.774	10.197	千元/人
资产负债率	0.541	0.257	0	1	%
流动比率	1.048	4.076	0	2 334	%
资本回报率	0.238	30.777	-18 632	9 961	%
有形资产占比	0.357	0.216	0	1	%
城市—行业赫芬达尔指数	0.269	0.285	0.005	1	—
城市 GDP 增速	0.169	0.065	-1.330	1.595	%
工业产值占 GDP 比重	0.524	0.084	0.090	0.897	%
环保基础设施投资占 GDP 比重	0.186	0.112	0	3.457	%

资料来源：笔者计算。

五、实证结果

本文首先采用固定效应模型对式（1）进行回归。表 2 的列（1）～列（3）展示了回归结果，回归同时包括了企业和城市层面的控制变量。当期环境规制变量前的系数为 -0.289，且在 1% 的水平上统计显著，说明环境规制对企业生产率有显著的负向影响。过往文献指出环境规制对生产率的影响具有一定的时滞，本文也将上一期的规制强度引入模型中，发现影响仍然为负。

表 2 的列（4）～列（6）报告了采用同省别市

平均规制水平作为工具变量的两阶段估计结果。本文发现环境规制前的系数约为 -4.7，较固定模型有显著的下降，说明固定模型的系数仍有很大可能因内生性而被高估。当本文同时控制住上一期的环境规水平时，当期环境规制前的系数约为 -1，仍比固定效应时高。这一系数不仅在统计上显著，在经济意义上也显著：企业用于治理污染的投资占工业增加值的比重每增加 1%，其全要素生产率在当期相应下降 1%。以上结果都支持本文提出的假说 1，即地级市层面的环境规制对企业全要素生产率有抑制作用。

表 2 环境规制与企业生产率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定效应	固定效应	固定效应	工具变量	工具变量	工具变量
环境规制 (t)	-0.289*** (0.0604)	—	-0.147** (0.0742)	-4.698*** (0.398)	—	-1.015* (0.523)
环境规制 ($t-1$)	—	-0.276*** (0.0675)	-0.147** (0.0713)	—	-4.053*** (0.369)	-3.300*** (0.415)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业和时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	788041	491622	473752	694419	431653	413112
R^2	0.160	0.114	0.108	0.149	0.103	0.101

注：括号内表示企业聚类标准误。***，** 和 * 分别表示系数在 1%，5%和 10%的统计水平上显著。下表同。

接着本文通过估计式 (2)，验证政企合谋是否影响了环境规制的实际作用，从而使得合谋企业从环境规制的负影响中得以“幸免”。表 3 报告了当地方政府换届和任期作为政企合谋代理变量时的估计结果。^① 表 3 列 (1)～列 (2) 显示，环境规制与地方政府任期的交互项前系数显著为正，说明地方政府任期越长，越有可能与辖区内的污染企业结成合谋关系，企业生产率所受到环境规制的负面影

响就越小，这有力地支持了本文的假说 2a，也与现有文献的发现一致。^[6] 观察表 3 列 (3)～列 (4)，本文发现环境规制与地方政府换届虚拟变量的交互项前系数显著为负，说明当地方政府换届时，企业生产率所受到环境规制的拖累更大。这也支持了假说 2b：政府换届造成旧的合谋关系破裂，而新的合谋关系尚未建立，企业难以从与政府的关系中获利，这也与文献的观点一致。^[26]

表 3 地方政府换届、任期与环境规制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	地方官员任期		地方政府换届	
	市委书记	市长	市委书记	市长
环境规制	-7.342*** (0.67)	-6.378*** (0.60)	-3.632*** (0.37)	-3.671*** (0.38)
环境规制×政企合谋	3.240*** (0.44)	2.151*** (0.43)	-4.743*** (0.61)	-4.495*** (0.48)
政企合谋	-0.0919*** (0.01)	-0.0478*** (0.01)	0.132*** (0.01)	0.0986*** (0.01)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制
企业和时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	694419	694419	694419	694419
R^2	0.148	0.149	0.145	0.146

① 表 3 以表 2 列 (4) 为基准添加政企合谋与环境规制的交互项，并报告工具变量法两阶段回归结果，表 4 和表 5 同理。

表 4 报告了以地区腐败程度和市场化程度作为政企合谋代理变量的回归结果。表 4 列 (1) ~ 列 (2) 显示, 当地区腐败越严重 (公职人员职务犯罪越多) 时, 企业生产率受环境规制的负面影响有所减轻。这可以理解为: 地方政府越腐败, 便越有动机与企业合谋, 从而给了污染企业“钻空子”或者“走关系”的机会, 最终使环境规制的实际作用打

折扣。这一结果支持了本文提出的假说 3a。表 4 列 (3) ~ 列 (4) 则显示, 地区市场化程度越高, 企业受环境规制的负面影响越大。可以想象, 在市场化程度高的地区, 政府干预环保执法的现象较少, 市场规则对所有市场主体一视同仁, 企业便难以依靠与政府的关系逃脱环境规制, 假说 3b 得到支持。

表 4 腐败、市场化程度与环境规制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	腐败		市场化	
	每万人犯罪数	ln (每万人犯罪数)	综合指数	政府与市场关系指数
环境规制	-8.354*** (1.789)	-23.95*** (5.611)	19.42*** (1.677)	24.24*** (2.253)
环境规制×政企合谋	0.102** (0.046)	5.404*** (1.533)	-31.92*** (2.000)	-33.79*** (2.458)
政企合谋	-0.00319*** (0.00112)	-0.169*** (0.0383)	0.897*** (0.0885)	0.761*** (0.105)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制
企业和时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	694 419	694 419	694 419	694 419
R^2	0.145	0.142	0.137	0.137

最后, 表 5 报告了以企业层面变量作为政企合谋代理变量时的回归结果。表 5 列 (1) 显示, 国企相比非国企, 其生产率受到环境规制的负面影响较小。表 5 列 (2) 显示, 当一个企业国有资本占比越高时, 其生产率受到环境规制的负面影响也较小。在国企更容易也更有动机与地方政府合谋的前提假说下, 本文再一次证实了政企合谋会使得部分企业得以避免环境规制带来的对生产率的拖累, 即假说 4a。值得深思的是, 在现有文献纷纷指出国企生产率较私企和外企等其他企业低的背景下, 地方政府和国企的合谋将使得环境规制的天秤向低效的国企倾斜, 而高效的企业却不得不承受环境规制带来的成本。

表 5 的列 (3) ~ 列 (4) 显示产生越多管理费用的企业, 受到环境规制的负向效应越小, 这在直

觉上与蔡洪滨等人 (Cai et al) 以及黄玖立和李坤望的结果相吻合: 管理费用中的一部分招待和差旅费用被用于和地方政府“打交道”, 以获取环境监管和环保执法上的放松。^{[37][38]}值得注意的是, 影响企业管理费用的原因多种多样, 本文不对表 5 列 (3) ~ 列 (4) 的结果作过多因果解释。

六、稳健性检验

为确保实证结果的稳健性, 本文采用除 ACF 方法以外的其他三种方法 (OLS, OP 和 LP 方法) 重新估计企业的全要素生产率。值得一提的是, 在利用 OP 方法时, 本文将地区环境规制强度加入到对企业进入退出概率的估计当中, 据此估出的企业生产率考虑了环境规制对企业进入退出决策的影响,

表 5 企业所有制、管理费用与环境规制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	所有制性质		管理费用	
	国企虚拟变量	国有资本占比	管理费用/增加值	管理费用/总资产
环境规制	-4.806*** (0.400)	-4.797*** (0.400)	-6.802 (12.48)	-5.399*** (0.435)
环境规制×政企合谋	4.599*** (1.226)	3.256*** (1.219)	9.392 (56.33)	9.281*** (1.771)
政企合谋	-0.173*** (0.0328)	-0.0765*** (0.0293)	-0.142 (0.795)	0.208** (0.0999)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制
企业和时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	694 419	694 419	694 419	694 419
R^2	0.149	0.149	-0.760	0.156

在一定程度上避免了“环境规制程度高的地区存活的都是生产率高的企业”的选择性偏误。表 6 的列 (1)~列 (3) 报告了对应的结果, 环境规制前的系数与表 2 列 (6) 相差不大。

为进一步剥离企业进入退出的影响, 本文将原样本中 2007 年之前即退出或 2003 年之后才进入市场的企业剔除, 再对得到的子样本进行估计。表 6

的列 (4) 报告了这一结果, 和前述结果 (-1) 相比, 系数绝对值变小 (-0.7), 说明环境规制对在位企业的负面影响较所有企业小, 间接地证明环境规制的确使得一部分企业被迫退出市场或阻止了一部分潜在的新企业进入市场。这也符合现实中一部分生产技术落后的中小企业因排放不达标而被“关停并改”的事实。

表 6 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OP	LP	仅保留 2003—2007 年 续存企业
环境规制 (t)	-1.295*** (0.488)	-1.178** (0.488)	-1.447*** (0.489)	-0.709 (0.745)
环境规制 ($t-1$)	-3.813*** (0.394)	-3.655*** (0.393)	-3.926*** (0.394)	-3.164*** (0.557)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制
企业和时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	413 112	413 112	413 112	183 448
R^2	0.110	0.128	0.129	0.120

七、结论

本文所希望回答的问题是我国地区层面的环境规制是否会对企业全要素生产率造成影响,以及政企合谋是否会在通过环境规制这一渠道间接影响企业生产率。利用工业企业数据库企业层面的数据和地级市层面的企业治污投资数据,本文构建了一个2003—2007年的面板,实证检验了上述问题。实证结果表明,用企业治污投资占工业增加值比重衡量的环境规制强度每上升1%,企业全要素生产率下降约1%,这一结果拒绝了“波特假说”。本文还利用地方政府换届、地方领导人任期、地区腐败和市场化程度以及企业性质等变量衡量地方政府和企业合谋的可能性,并发现当政企合谋可能性上升时,环境规制对企业生产率的边际影响在减弱,从而揭示了政企关系在环境规制背后扮演的重要角色:地方政府在环境规制的实际执行过程中对合谋企业有意识地放松监管或减少处罚,从而弱化了环境规制对合谋企业生产率的影响。

政企合谋的存在使得环境规制带有歧视性,而这种歧视性使得政策有效性大打折扣甚至和初衷背道而驰。可以设想,当政企合谋成本很低时,生产

率较低和污染问题更严重的企业有更大的动机和可能性与地方政府合谋,而非被动地接受规制带来的负作用或者主动采用清洁技术满足来规制要求。这就带来企业热衷于攀附地方政府而非专注提高生产效率的道德风险。再者,在政企合谋为低生产率的污染企业提供“保护伞”的同时,高生产率的清洁企业不得不蒙受更大的社会成本,这种“劣币驱逐良币”的逆向选择使环境污染问题无法从根本上得到缓解。

本文的政策启示在于,为破解环境规制的囚徒困境,中央政府应加强环保领域的统一执法,减少地方政府与污染企业的合谋空间。与此相呼应,2015年党的十八届五中全会公报首次提出环保机构监测监察执法垂直管理制度改革,2016年国务院办公厅下发《关于省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度改革试点工作的指导意见》,市县环保部门下属的环境监测机构实行省级垂直管理。这均显示了中央打破环境规制领域地方保护主义的决心。同时,从官员晋升的角度看,降低合谋对地方官员的吸引力也有助于打破政企勾结的链条,使政策效果公平地传递到每个受规制企业。这也为环保工作考核问责在地方官员提拔中制度化和常态化提供了依据。

参考文献

- [1] F. Allen, J. Qian, M. Qian. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (1).
- [2] M. E. Porter, C. V. Der Linde. Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9 (4).
- [3] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析 [J]. 中国工业经济, 2014, (3).
- [4] 李树, 陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例 [J]. 经济研究, 2013, (1).
- [5] 张成, 陆旻, 郭路. 环境规制强度和生产技术进步 [J]. 经济研究, 2011, (2).
- [6] 龙硕, 胡军. 政企合谋视角下的环境污染: 理论与实证研究 [J]. 财经研究, 2014, (10).
- [7] 蒋为. 环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新? [J]. 财经研究, 2015, (2).
- [8] Y. Rubashkina, M. Galeotti, E. Verdolini. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors [J]. Energy Policy, 2015, 83 (35).
- [9] C. Xu. The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development [J]. Journal of Economic Literature, 2011, 49 (4).
- [10] A. B. Jaffe, K. L. Palmer. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79 (4).

- [11] J. O. Lanjouw, A. Mody. Innovation and the International Diffusion of Environmentally Responsive Technology [J]. Research Policy, 1996, 25 (4).
- [12] A. J. Barbera, V. D. McConnell. The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1990, 18 (1).
- [13] W. B. Gray. The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown [J]. American Economic Review, 1987, 77 (5).
- [14] E. Berman, L. T. M. Bui. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries [J]. Review of Economics and Statistics, 2001, 83 (3).
- [15] W. B. Gray, R. J. Shadbegian. Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 46 (3).
- [16] R. A. Becker. Local Environmental Regulation and Plant-level Productivity [J]. Ecological Economics, 2011, 70 (12).
- [17] M. Hamamoto. Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries [J]. Resource and Energy Economics, 2006, 28 (4).
- [18] P. Lanoie, M. Patry, R. Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis [J]. Journal of Productivity Analysis, 2008, 30 (2).
- [19] C. Yang, Y. Tseng, C. Chen. Environmental Regulations, Induced R&D, and Productivity: Evidence from Taiwan's Manufacturing Industries [J]. Resource and Energy Economics, 2012, 34 (4).
- [20] Y. Qian, G. Roland. Federalism and the Soft Budget Constraint [J]. American Economic Review, 1999, 88 (5).
- [21] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007, (7).
- [22] 杨海生, 陈少凌, 周永章. 地方政府竞争与环境政策——来自中国省份数据的证据 [J]. 南方经济, 2008, (6).
- [23] 周权雄. 政府干预、共同代理与企业污染减排激励——基于二氧化硫排放量省际面板数据的实证检验 [J]. 南开经济研究, 2009, (4).
- [24] 孙伟增, 罗党论, 郑思齐, 万广华. 环保考核、地方官员晋升与环境治理 [J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2014, (4).
- [25] 聂辉华, 李金波. 政企合谋与经济发展 [J]. 经济学(季刊), 2006, (1).
- [26] 梁平汉, 高楠. 人事变更、法制环境和地方环境污染 [J]. 管理世界, 2014, (6).
- [27] 聂辉华. 政企合谋: 理解“中国之谜”的新视角 [J]. 阅江学刊, 2016, (6).
- [28] K. Palmer, W. E. Oates, P. R. Portney. Tightening Environmental Standards: The Benefit-cost or the No-cost Paradigm? [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9 (4).
- [29] 张杰, 芦哲, 郑文平, 陈志远. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入 [J]. 世界经济, 2012, (10).
- [30] 史宇鹏, 顾全林. 知识产权保护、异质性企业与创新: 来自中国制造业的证据 [J]. 金融研究, 2013, (8).
- [31] 聂辉华, 蒋敏杰. 政企合谋与矿难: 来自中国省级面板数据的证据 [J]. 经济研究, 2011, (6).
- [32] 陈刚, 李树. 官员交流、任期与反腐败 [J]. 世界经济, 2012, (2).
- [33] 文雁兵. 新官上任三把火: 存在中国式政治经济周期吗 [J]. 财贸经济, 2014, (11).
- [34] 曲创, 石传明, 臧旭恒. 我国行政垄断的形成: 垄断平移与政企合谋 [J]. 经济学动态, 2010, (12).
- [35] 周林洁, 邱汛. 政治关联、所有权性质与高管变更 [J]. 金融研究, 2013, (10).
- [36] 赵璨, 杨德明, 曹伟. 行政权, 控制权与国有企业高管腐败 [J]. 财经研究, 2015, (5).
- [37] H. Cai, H. Fang, L. C. Xu. Eat, Drink, Firms, Government: An Investigation of Corruption from the Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms [J]. Journal of Law and Economics, 2011, 54 (1).
- [38] 黄玖立, 李坤望. 吃喝、腐败与企业订单 [J]. 经济研究, 2013, (6).
- [39] 张华. 地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释 [J]. 中国工业经济, 2016, (7).
- [40] 李胜兰, 初善冰, 申晨. 地方政府竞争、环境规制与区域生态效率 [J]. 世界经济, 2014, (4).

- [41] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济, 2012, (5)
- [42] H. Cai, Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms [J]. *Economic Journal*, 2009, 119.
- [43] L. Brandt, J. Van Biesebroeck, Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2).
- [44] D. A. Akerberg, K. Caves, G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J]. *Econometrica*, 2015, 83 (6).
- [45] 李小平, 卢现祥, 陶小琴. 环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势 [J]. 世界经济, 2012, (4).
- [46] 陈硕. 从治理到制度: 央地关系下的中国政治精英选拔, 1368—2010 [D]. 上海: 复旦大学经济系工作论文, 2015.
- [47] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.

(责任编辑: 刘舫舫)

GOVERNMENT-FIRM COLLUSION, ENVIRONMENTAL REGULATION AND FIRM' S TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY

WANG Yan-hao

(Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University)

Abstract: By establishing a panel dataset ranging from 2003 to 2007 with annual survey of industrial firms and prefecture-level data on firms' investment in pollution control, this paper investigates how region-level environmental regulation affects manufacturer' s total factor productivity and how government-firm collusion compromises this effect. We find that firm' s contemporaneous TFP decreases by 1% when the intensity of environmental regulation, measured by the ratio of firm' s pollution abatement and control investment to value added, increases by 1%. The possibility that local government colludes with polluting firms mitigates this negative marginal effect. We believe the reciprocal government-firm collusion enables the favored firms to escape from rigorous regulation with lenient regulations and penalties. The policy implication of this paper is the central government should adopt unified law enforcement to escape from prisoner' s dilemma of environmental regulation. We also provide justification for the reform of vertical management system in monitoring polluting firms and enforcing laws by environment agencies.

Key words: government-firm collusion; environmental regulation; total factor productivity