

北京大学中国经济研究中心

China Center for Economic Research

讨论稿系列 Working Paper Series

No.C2018005

2018-03-26

增值税征管与企业排污:一个多维度国家治理能力的视角

李力行 聂卓 席天扬 北京大学国家发展研究院

内容提要:本文研究工业企业增值税的征管力度对于企业排污治理的影响。我们构建理论模型说明,当国家能力不足以确保对税收和排污监管的严格执行时,成本最小化动机驱使企业比较这两种政策的违规成本,并在逃税和超量排污之间做出权衡取舍。当税收征管力度加强时,企业会倾向通过增加超量排污来最小化成本,从而表现出跨部门的外部性。利用中国城市面板数据,并以城市土地出让金占财政收入比重为工具变量,本文发现,地区增值税实际税负的增加,会导致工业二氧化硫等污染物排放强度显著上升,而其他与工业企业成本无关的政府收入的变动则无此影响。本研究表明,国家治理能力的提高需要多部门协同工作、多管齐下;缺少一致行动的治理行为则可能导致跨部门的外部性成本。

关键词: 税收征管力度 排污强度 非正规经济 国家治理能力

增值税征管与企业排污: 一个多维度国家治理能力的视角*

李力行 聂卓 席天扬 北京大学国家发展研究院,100871

内容提要:本文研究工业企业增值税的征管力度对于企业排污治理的影响。我们构建理论模型说明,当国家能力不足以确保对税收和排污监管的严格执行时,成本最小化动机驱使企业比较这两种政策的违规成本,并在逃税和超量排污之间做出权衡取舍。当税收征管力度加强时,企业会倾向通过增加超量排污来最小化成本,从而表现出跨部门的外部性。利用中国城市面板数据,并以城市土地出让金占财政收入比重为工具变量,本文发现,地区增值税实际税负的增加,会导致工业二氧化硫等污染物排放强度显著上升,而其他与工业企业成本无关的政府收入的变动则无此影响。本研究表明,国家治理能力的提高需要多部门协同工作、多管齐下:缺少一致行动的治理行为则可能导致跨部门的外部性成本。

关键词: 税收征管力度 排污强度 非正规经济 国家治理能力

一、导言

国家能力是现代化治理体系的重要组成部分,也是公共领域治理绩效的基本决定因素。经济学和社会科学的主流文献指出,以财政能力为中心的国家能力的匮乏,是制约发展中国家经济发展的一大主因(王绍光和胡鞍钢,1993; Besley & Persson, 2010; Bardhan, 2016)。自从1994年分税制改革以来,中国政府以财税体制为中心,采取了大量旨在强化国家能力的改革。已有的研究表明这些改革显著提高了国家治理能力,改进了经济绩效(张晏和龚六堂,2005; 陈钊和王旸,2016; 范子英和彭飞,2017)。然而,迄今为止的大多数研究尚未对于不同政策领域之间的协同问题予以足够重视,对不同维度的治理能力之间的联系缺少经验性研究。本文利用城市层面的税收和污染数据,考察了当代公共治理体系的两个重要维度:税收征管和污染控制之间的关系,发现在一定条件下,税收征管力度的强化可能提高污染排放强度,产生跨部门的外部性。

公共治理体系中跨部门外部性的产生机制如下。首先,发展中国家存在着国家能力的匮乏(slackness),导致行政能力和正式制度的提供不足,公共政策的效力大打折扣。对发展中国家的国家能力和市场制度最常见的制约来自于非正规经济(informal economy),或者具有非正规性(informality)的市场活动(La Porta & Shleifer, 2014)。经济活动非正规性可以理解为,在生产经营过程中,企业突破各种正式制度架构下的监管以降低成本和提高利润。Levy(2010)指出,过强的政府监管会导致经济活动转向非正规性,削弱管制本身的实施效果。例如,税率提高可能导致企业通过会计操作转移利润、非法避税(Fisman & Wei, 2008;毛程连和吉黎, 2014),或者把一部分经济活动转入政府难以直接监管的"地下"领域,导致

^{*}李力行、聂卓、席天扬,北京大学国家发展研究院,邮政编码: 100871, 电子邮件: lilixing@nsd.pku.edu.cn, znie2017@nsd.pku.edu.cn, tyxi@nsd.pku.edu.cn。作者感谢何国俊、李培、梁平汉、刘冲、蒋俊彦和吴斌珍提供的帮助和评论, 以及香樟经济学会议、第三届中国财政学论坛、北京大学经济学院经济学论坛参与者对本文提出的宝贵建议, 感谢国家自然科学基金(#71773004)的资助。

应税收入减少(Gruber & Saez, 2002),而企业的逃税行为与政府规模和治理水平相关(马光荣和李力行,2012)。

其次,国家治理能力是一个多维度的制度变量,某一政策领域行政能力的改进,并不必然意味着其他领域的齐头并进。由此,缺乏部门协同的治理措施可能顾此失彼。这是因为,在市场中被监管的对象——企业,是寻求成本最小化和利润最大化的理性主体。公共治理能力的相对匮乏,意味着企业能够以转移经济活动、规避正式监管的方式来降低合规成本(compliance cost)。随着单一领域政策 A 的执行力度的强化,规避监管的成本上升,企业将倾向于减少在 A 领域的经济非正规性,同时增加在 B 领域的经济非正规性,造成 B 领域的治理绩效下降。

以环保监管领域的污染排放为例。企业超量排污可以看作一种特定形式的经济非正规性——即通过瞒产、超排等方式,把本应合规报告、并按相关标准对污染物进行无害化处理的生产活动转移到监管体系以外。按照主流公共经济学的认识,当企业面临的实际税负增加,或者取得合法经营的许可证的成本过高时,无力应对成本压力的小企业通常会选择逃税或者不进行经营活动的合法注册(即转入地下经营)。然而,随着税务部门监管和稽查力度的提高,逃税或地下经营的被查出风险和相应的成本攀升。相对而言,通过瞒产、超排(减少对污染物的无害处理)来节约成本,对于企业而言无疑成为了一种相对低风险和低成本的监管规避策略。简而言之,逃税和超排都能节约成本,相互之间形成一种替代关系,当税收监管加强时,企业更可能选择超排。本文的研究重点正是实际税收的力度对污染排放的跨部门的交叉影响。

为了阐明税收征管和企业超量排污之间的关系,本文构建了基于企业成本最小化的模型。在模型中,逃税和超量排污都能降低企业的成本,同时也可能被发现而受到惩罚。企业主需要将有限的时间分配到逃税和超量排污上,使得两方面边际收益相等。当政府的税收征管力度加大时,企业逃税被发现的可能性加大,逃税产生的预期惩罚上升,边际收益下降。因此,企业选择减少逃税方面的努力,把时间更多用于运筹超量排放,导致污染排放强度上升。在此基础上,模型讨论了税收征管和排污稽查这两个维度政策的互动,并探讨了在部门独立行动、环保为税收让路、以及协同治理等不同情形下的均衡。

为了实证检验理论模型所揭示的机制,本文利用《中国城市统计年鉴》等资料,构建了一个中国 260 个地级市 2003-2013 年间污染物排放强度和工业企业增值税缴纳强度的面板数据集。我们基于如下三个原因采取市级层面的平均排污和税收强度分别作为被解释变量和解释变量。第一,从文章的理论框架来说,核心的变量税收征管力度是政府行为,而非企业个体行为,税收征管力度的变动量仅在地区层面有意义(取决于所在地方的国税局的征收努力和地方政府的配合)。第二,企业排污强度在地区层面的总体变动直接反映国家治理能力,是地方政府更关心的维度。在本文的情境下,研究代表性企业对于税收力度在均值意义上的回应,要比关注不同行业、属性的单个企业对于税收力度的异质性回应更为重要。第三,企业层面往往存在不可观测的遗漏变量,例如企业的本地政治联系、技术的差异性等,使得长于避税的企业也更多地超标排放,导致估计偏误,而在城市层面平均量上的分析则有助于消除企业层面遗漏变量导致的内生性问题。

回归分析发现,在控制了城市和年份层面的双向固定效应之后,工业企业增值税征收强度与该城市的工业二氧化硫排放强度之间存在显著正相关关系。增值税实际税率每提高 1%,对应单位工业产值工业二氧化硫排放量提高 0.28%。为了克服潜在的内生性问题,我们进一步使用城市土地出让金占财政收入比重作为工具变量。该工具变量的识别假设为:能够获得充裕土地出让金的地方政府面临的财政压力相对较小,对于工业企业增值税的征收激励较弱,因此土地出让金占比与增值税强度负相关;同时,土地受让的对象是房地产企业而非污染性工业企业,因此土地出让金比例不会通过增值税强度以外的其他途径直接影响工业企

业的污染排放动机。工具变量的回归表明土地出让金占比与增值税强度的一阶段回归显著负相关,二阶段估计量与基准回归的符号一致,数值近似。税收和污染排放之间的正向关系在使用工业烟尘、工业粉尘和污染物综合排放强度等指标作为被解释变量时保持不变,并通过了一系列稳健性检验。进一步,以营业税、个税等收入作为解释变量的安慰剂检验显示,非工业企业税收负担的财政收入项目的变动不影响企业排污的强度,这也佐证了税收和排污强度的关联主要来自于企业对两种公共政策的规避成本进行的权衡取舍。

本研究为理解污染治理机制提供了一种基于多维度国家治理能力的新视角。以往的政治经济学文献,往往假设地方政府出于 GDP 竞赛(Jia, 2012;黄滢等, 2016)、扩大投资额或税基(席鹏辉等, 2017)和政企合谋(梁平汉和高楠, 2014)等动机,策略性地选择放松对环保领域的监管力度®。这些文献认为,强势的财政、税务部门为了加强征管, 可能与相对弱势的环保部门进行协商,促使后者做出妥协, 让环保为增长让路("部门妥协假说")。我们认为, 这一理论解释虽然在逻辑上自洽, 但依赖于两个不可观测的重要假设: (1) GDP竞赛或税收最大化是地方政府最重要的决策动机; (2) 税务部门足够强势到迫使环保部门让步。相对而言, 我们的理论解释("成本替代假说")只用了企业成本最小化这一新古典经济学的公理化命题, 针对国家能力存在不足的假设与发展中国家的实际相符, 同时也是"部门妥协假说"的隐含假定之一。就社会科学方法论而言, 本文的理论解释与传统基于"部门妥协假说"的解释均与同一经验事实相符, 但在论证逻辑中减少了两个不可观测的重要假设,根据"如非必要, 勿增实体"的"奥卡姆剃刀"原则, 本文解释在逻辑上更简洁、严谨。

尽管如此,我们的理论解释并不否认"部门妥协假说"的逻辑自洽性和现实可能性。为了进一步与"部门妥协假说"相区分,我们在实证研究部分选取一系列与税务部门税收激励相关的变量,与增值税征管力度相交叉,进行了异质性检验。结果显示,城市国有企业比重、企业平均利润率以及外资企业占比均减弱了增值税强度对排污强度的影响,这些结果不直接支持"部门妥协假说",但与"成本替代假说"相一致。

本文对现有文献有几个可能的贡献。第一,此前关于地方政府财政激励的研究,主要聚焦于税收分成率变动对地方政府财政行为的影响。研究通常采用税收改革作为自然实验,如 1994 年分税制改革(Wang, 2008)、2002 年所得税改革(Han & Kung, 2015; Liu, 2015; 田彬彬和范子英, 2016)和 2005 年取消农业税等(Chen, 2017a)。本文的研究则将视野拓展到了企业,将地方政府对财政激励做出的反应,作为企业税收负担的外生冲击,把地方政府财政激励与企业行为联系了起来。

第二,本文的研究丰富了关于企业对税收反应的文献。已有的文献集中于讨论税收政策对投资(Chen et al., 2015; 申广军等, 2016)、研发(Chen et al., 2016)、逃税(Cai & Liu, 2009)和出口(Liu & Lu, 2015; 刘怡等, 2017)等企业行为的影响,而本文揭示了税收征管力度对于环保绩效也有重要影响。

第三,现有的关于公共财政与污染之间关联的研究,主要讨论各种排放规制对企业污染的影响^②,以及排放税(Fullerton & West, 2002; He & Zhang, 2018; 徐保昌和谢建国, 2016; 李虹和熊振兴, 2017)、能源补贴(刘伟和李虹, 2014)和环保技术相关的税收和补贴对企业技术进步的激励(Jung et al., 1996; 石光等, 2016)。本文认为,企业的成本最小化和利润最大化是对生产经营各个环节的通盘考虑,在环保和排污上的决策,不只受到与环保和排污直接相关的政策影响,也收到其他所有与企业成本有关的政策的影响。增值税作为工业企业最重要的成本,其征管力度对于排污决策的影响首当其冲,甚至可能比实施排放税和能源

[©] 这些研究主要讨论的是经济总量和污染总量之间的关系,对于企业污染排放强度并没有特别关注,因此与本文的结果并不冲突。

② 如两控区政策(Chen et al., 2018)、"十一五规划"减排政策(Chen et al., 2016; Guo et al., 2016)、排污权交易(涂正革和谌仁俊, 2015)和环保法律的修订(包群等, 2013; 李树和陈刚, 2013)等环境管制政策。

补贴更重要。^① 从宏观税负和企业成本的视角理解污染排放治理的机制,与供给侧结构性改革的精神相契合,有助于促进企业结构性减负的同时提高公共治理的绩效。

下文的结构安排如下: 第二节介绍我国增值税征管和企业排污监管中的国家治理能力问题, 第三节利用模型对本文理论进行阐释, 第四节介绍数据与变量, 第五节汇报主要的实证结果, 第六节讨论作用机制并进行稳健性检验, 第七节总结。

二、增值税征管和排污稽查能力

我国的增值税征管主要由国税部门负责,并由其它地方政府部门和银行等相关单位进行协助[©]。尽管增值税法定税率由中央政府确定,负责增值税征管的国税部门也由国家税务总局进行垂直管理,但在实践中,在2013年之前,增值税征管仍然具有弹性,违规违法逃税仍然普遍存在(Chen,2017b)。

一方面,国税部门的税收征管能力受到雇员人数、技术手段和行政执法能力的影响。从技术角度而言,近年来增值税的执行以"金税工程"为基础。在 1994-1998 年推广的"金税工程"一期结束后,国务院在 1998-2003 年间推行了"金税工程"二期。相比于一期,"金税工程"二期有了许多改进,但仍然在发票防伪和信息识别和信息核对方面存在不少漏洞。直到 2013 年"金税工程"三期上线后,这些漏洞才在很大程度上得到填补。在"金税工程"三期上线以前,国税部门应对系统漏洞的方法主要是对公司账目进行实地审查。由于执法资源有限、企业账目复杂等原因,审查过程十分繁琐,其效果在很大程度上取决于国税部门的努力程度。

另一方面,地方政府也会出于自身利益的考虑,对增值税征管施加影响(Chen, 2017c)。 具体来说,首先,地方政府可能与国税部门进行协调,放松对企业使用假发票行为的监管。 其次,地方政府可以协调国税部门采用"预缴税"或者"延期缴纳"的方式,人为调整企业的增 值税负担。此外,地方政府可以通过高新技术企业认定和其他增值税减免认定等方式,帮助 企业违规获得增值税减免。最后,"包税制"有时也被应用于增值税征管当中,而包税额的认 定则存在较大的谈判空间(贾绍华,2001)。

以国税局在某地的真实税务稽查案例为例, D 市税务稽查局发现 J 矿业公司有较大的逃税嫌疑, 经立案审查后, 发现 J 公司在 2010 年 1 月 1 日至 2012 年 12 月 31 日期间, 通过利用外单位取得的增值税发票抵扣税款、利用第三方发票抵扣进项税、分售电力物资不计销售、以物易物不计销售、增值税适用税率错误、非增值税应税项目领用屋子未做进项转出、外购商品无偿赠送客户单位未记销售等七种方法, 共计少缴纳增值税 110 万余元⁴。

与税收征管上的弹性类似,环保部门对于排污的监督也由于行政执法能力所限也存在监管力度弹性,为企业超标排放留下了空间。例如,根据媒体报道,2015年1-2月陕西省环保厅通报的29起企业超标排放案例中,某污水处理厂由于排放方法不当,导致化学需氧量浓度污染物超标2倍多,某水务有限公司排放物的化学需氧量最大浓度超标19.13倍。2016年,在湖北省孝感市环保局的打击环境违法"百日行动"中,发现该地区的某些盐化企业超标排放严重,某盐化公司排放废气污染物中二氧化硫浓度超过国家标准超标3.85倍,氮氧化物超标0.525倍。相比之下,该公司因为超标排放问题仅被环保局处以8万元罚款。在实

[©] 在这方面,与本文较为接近的是 Naso 和 Swanson (2017)关于环境规制与税收竞争的研究。在他们的模型中,中央政府加强环境规制会导致地方政府更加重视环境质量,税收竞争的激烈程度下降,从而地方政府实施的实际税率上升。

②例如,2017年印发的《国家税务总局稽查局关于印发<2017年税务稽查重点工作安排>的通知》提到,各地国税局和地税局应当"继续在七部委部际联席会议机制统一领导下,依托公安、海关、人民银行和税务总局四部委协作机制,开展打骗专项行动……争取地方党委和政府对各项打击专项行动的重视和支持。"

[®] 以发票信息识别为例,由于"金税工程"二期的发票防伪系统无法识别发票当中的汉字信息,企业可从有税收减免资格的其他企业处购买进项税发票,将发票上的企业信息进行涂改后,用于本企业的增值税抵扣。

④ 《税务稽查案例精选》,税务稽查案例编写组编著,中国市场出版社 2016 年,pp232-235。

⁽⁵⁾ http://news.xinmin.cn/shehuiS/2015/04/08/27304364.html

⑥ http://ecep.ofweek.com/2016-04/ART-93008-8440-29089888.html

际政策执行中,更存在企业超标排放,且拒不接受处理,不执行环保部门处罚决定等问题^①。 环保违规的成本相对于合规成本而言过于轻微,是导致企业违规超排的重要制度诱因。

三、理论分析

(一) 模型设定

考虑竞争性市场中的一个代表性企业 (representative firm)。企业的产出为Q,市场价格为P,成本函数为C(Q),满足 $C'(\cdot)>0$, $C''(\cdot)>0$ 。企业处在污染性行业,每单位产出会造成一定的污染,需要进行环保处理后才能无害排放。企业可以选择不对污染物处理而超标排放节约减排成本,或者通过增值税逃税来降低财务成本。超标排放和增值税逃税都需要管理者投入时间和努力进行运筹,企业主的时间约束为 $e+h \le 1$,其中e和h分别为企业用于逃税和超量排放的努力。

企业主通过数量为e的努力,可以规避比例为 $\Delta(e)$ 的应缴税收, $\Delta'(\cdot)>0$, $\Delta''(\cdot)<0$,这意味着逃税努力增加能够扩大规避税额的比例,但该比例的增速随着努力的扩大而递减。企业实际缴纳税收为 $\tau(1-\Delta(e))Q$, τ 为法定税率。企业事后因为逃税遭到惩罚的预期成本为 $\Phi[\Delta(e),E]$ $\tau\Delta(e)Q\mu$ 。式中, $\Phi[\cdot]$ 是逃税被发现的概率,取决于两个因素:税收规避的比例 $\Delta(e)$,以及政府税务部门税收征管的力度E。假设 $\Phi'_e>0$, $\Phi''_e>0$, $\Phi''_E>0$, $\Phi''_E>0$, $\Phi''_E<0$, $\Phi''_E>0$,这意味着更高的避税努力(和避税比例)将加速提高企业被税务部门稽查的概率:税务部门自身努力对于稽查概率的一阶影响为正,二阶影响为负,即税收征管力度的加强使得避税行为被稽查的概率提高,且提高的速度随税务部门努力程度的上升而下降。参数 μ 代表对于单位税额的逃税惩罚力度。因此,企业对单位产出付诸数量为e的逃税努力得到的期望收益为

$$\pi_1(e) = \tau \Delta(e)(1 - \mu \Phi) \tag{1}$$

为了保证模型存在内点解,我们假设 $\pi_1(e)$ 严格凹,且在 $e \in [0,1]$ 上存在极大值点 e_0 , $\pi_1(e_0) > 0$ 。

假设企业对产出进行无害处理的单位成本为 δ , 生产数量为Q的产品的无害处理总成本为 δQ 。企业主通过数量为h的努力,可以超排比例为 $\theta(h)$ 的污染物, $\theta'(h)>0$, $\theta''(h)<0$ 。企业用于污染物处理的总成本为 $\delta[1-\theta(h)]Q$ 。企业事后因为超排遭到惩罚的预期成本为 $\Psi[\theta(h),H]\delta\theta(h)Q\rho$ 。式中, Ψ 是超量排放被发现的概率, $\theta(h)$ 是超排比例,H为政府环保部门的环保监察力度。与税收规避的情形相似,我们假设 $\Psi'_h>0$, $\Psi''_h>0$, $\Psi''_h>0$, $\Psi''_h<0$, $\Psi''_h<0$, $\Psi''_h<0$, $\Phi''_h<0$, $\Phi''_h<0$ 0, $\Phi''_h<0$ 0 为价表环保部门对于超量排放行为的惩罚力度。因此,企业付诸数量为 Φ 0, Φ 0, Φ 0 和自己的期望收益为

$$\pi_2(h) = \delta\theta(h)(1 - \rho\Psi) \tag{2}$$

同样假设 $\pi_2(h)$ 严格凹,且存在极大值点 h_0 , $\pi_2(h_0) > 0$ 。

(二) 企业最优化问题

给定政府的税收征管力度E和环保部门的稽查努力H,企业的利润最大化问题可以写成

$$\max_{Q,e,h} \quad \pi(Q,e,h) = PQ - C(Q) - Q(\tau + \delta - \pi_1(e) - \pi_2(h))$$
 (3)

$$s.t. e+h \le 1 (4)$$

假定上述最优化问题的解为 Q^* , e^* 和 h^* , 容易看出 e^* 和 h^* 的决定与产量Q无关。根据第(4) 式中的时间约束是否严格取等号,求解最优化问题的一阶条件,该问题分为两种情况。

(1) 情形 1: 时间约束不紧,即 $e^* + h^* < 1$ 。此时, $e^* = e^0$, $h^* = h^0$ 。

 $[\]textcircled{1} \ \ \, \text{http://finance.people.com.cn/n1/2016/0129/c1004-28094242.html}$

(2) 情形 2: 时间约束紧,即 $e^* + h^* = 1$ 。此时 $e^* < e^0$, $h^* < h^0$,且满足 $\frac{d\pi_1(e^*)}{de} = \frac{d\pi_2(h^*)}{dh} > 0$ 。

可以看到,当企业主时间约束为紧时,企业主在逃税和超量排放上投入的努力程度 e^* 和 h^* ,将分别小于无时间约束条件下的最优努力程度 e^0 和 h^0 。接下来进行比较静态分析,得到税收征管力度E的变化对企业决策的影响如下:

(1) 时间约束不紧,

$$\frac{\partial e^*}{\partial E} < 0, \qquad \frac{\partial h^*}{\partial E} = 0, \qquad \frac{\partial Q^*}{\partial E} < 0$$
 (5)

(2) 时间约束紧,

$$\frac{\partial e^*}{\partial E} < 0, \qquad \frac{\partial h^*}{\partial E} > 0, \qquad \frac{\partial Q^*}{\partial E} < 0$$
 (6)

从第(5)式和第(6)式可以看到,税收征管力度的提高(E增大)将导致企业避税努力的边际收益下降,促使企业把更多时间分配到对于超标排放的运筹。同时,税收征管力度的增加会导致企业因为成本上升而缩减生产规模。 $^{\tiny ①}$

(三) 政府部门决策

以上的比较静态分析把政府部门的监管投入视为给定。我们进一步内生化监管行为, 把政府部门视为委托人,把企业视为代理人,在委托—代理框架下讨论税务部门的税收征 管力度E和环保部门的环境监察力度H如何相互影响。我们将讨论三种情形:部门独立行 动、环保部门妥协、以及环保和税务协同决策。

1.部门独立行动

假设各部门独立行动,不存在协同治理,监管部门类似于寡头市场中的古诺竞争者,同时选择监管努力最大化其目标函数。环保部门和税务部门的最优化问题分别为

环保部门:
$$\max_{H} U(-P(E,H)) - K(H)$$

税务部门:
$$\max_{E} U_1(T(E,H) - J(E))$$

式中,U(-P)和 $U_1(T)$ 分别为为污染减排给环保部门带来的效用和税收收入给税务部门带来的效用,满足 $U'(\cdot)>0$, $U'_1(\cdot)>0$, $U'(\cdot)\le 0$, $U'_1(\cdot)\le 0$ 。P(E,H)和T(E,H)分别为企业产生的排污总量和缴纳的税收总量。不失一般性,我们假定 $\frac{\partial P}{\partial E}>0$, $\frac{\partial P}{\partial H}<0$, $\frac{\partial T}{\partial E}>0$, $\frac{\partial T}{\partial H}<0$ 。令K(H)为环保部门付诸监察力度H所对应的行政成本,K'(H)>0,K''(H)>0。J(E)为税收征管努力程度E给税务部门带来的行政成本,J'(E)>0,J''(E)>0。在这个模型当中,两个部门的最优化问题彼此独立且类似,因此在本小节余下部分中,我们通过讨论税务部门的税收征管努力 E 外生变化对环保部门环境监察努力 E 的影响,来阐明两个部门努力程度互相影响的逻辑。②

环保部门最优决策的一阶条件如下,

$$U' P_E' + K'(H) = 0$$

对该式进行比较静态分析,得到环保部门最优的环境监察力度 H^* 对E的反应函数 $H^*(E)$ 满足

$$\frac{\partial H^*}{\partial E} = \frac{L(E, H^*) + M(E, H^*)}{N} \tag{7}$$

① 我们在实证研究中也发现增值税实际税率与企业的工业总产出之间存在着负向关系,与方程(5)和(6)的推论一致。限于篇幅,未在文中展示。

② 可以证明,下文对环保部门决策问题讨论得出的结论,在对税务部门决策进行讨论时也都成立。

式中,

$$L(E, H^*) = U'' P'_E P'_H;$$

 $M(E, H^*) = -U' P''_{EH};$
 $N = -U'' {P'_H}^2 + U' {P''_H} + K''$

其中, $L(E,H^*)$ 为税收对排污影响的"总量效应",满足 $L \geq 0$,当且仅当环保部门风险中性,即U''=0时取"="号。L的经济含义为:税收征管力度E增大导致污染总量增加,治污对环保部门带来的边际效用上升,从而环保部门倾向于增加环境监察力度。 $M(E,H^*)$ 为税收对排污影响的"边际效应",其符号不确定。M的经济含义为:税收征管力度E增大会导致环境监察力度H对污染总量P减排的边际效果发生变化,其影响方向不确定。N>0。因此,E对 H^* 的影响可以分如下几种情形进行讨论:

- (1) 环保部门风险厌恶,且"边际效应"为正。此时 $\frac{\partial H^*}{\partial E} > 0$,即税收征管力度加大会导致环境监察力度也增强。
- (2) 环保部门风险中性,且"边际效应"为正。此时 $\frac{\partial H^*}{\partial E} > 0$,即税收征管力度加大会导致环境监察力度也增强。
- (3) 环保部门风险厌恶,且"边际效应"为负。此时 $\frac{\partial H^*}{\partial E}$ 符号不定,税收征管力度加大对环境监察力度的影响方向不确定。
- (4) 环保部门风险中性,且"边际效应"为负。此时 $\frac{\partial H^*}{\partial E}$ < 0,即税收征管力度加大会导致环境监察力度减弱。

以上分析表明,当各部门独立决策并根据自身与其他部门的目标进行策略性互动,税收征管对于环境监察力度的影响不确定。在一定条件下,可能出现税收增进、环保后撤的结果,导致超标排污的强度增加。这对应上述情形(4),即环保部门风险中性(U''=0),并且税收征管力度E增大导致环境监察力度H对降低污染水平P的边际贡献下降(M

0),从经济直觉来说,因为E的增大推高了企业的违规排放,环保监察努力的作用被削弱了。这一结果在经验事实上对应着税收强度和排污强度的正相关性,且无需"环保为税收让路"的假设。当上述交叉边际效应为正(M>0),税收力度E增大将会促使环保部门加强监察力度,这对应上述情形(1)和(2)。综合来看,在理论上税收强度和排污强度的关系取决于部门的风险态度和跨部门的边际效应,总体影响不确定。

2.环保部门妥协

考虑环保部门与税收部门之间存在协商,且税务部门强势。两个部门协商决策的最优 化问题如下,

$$\max_{H,E} SW = \lambda U_1(T) + (1 - \lambda)U(-P) - J(E) - K(H)$$

其中, λ 为税务部门效用在政府总效用中的权重, $0 < \lambda < 1$ 。求解该问题,得到税务部门和环保部门的最优监管力度分别为 $E^{**}(H)$ 和 $H^{**}(E)$ 。

假定上述最优反应方程能够确定一个稳定的均衡。当税务部门变得强势,即模型中A 变大时,容易证明在最优解处有

$$\frac{\partial E^{**}}{\partial \lambda} > 0; \quad \frac{\partial H^{**}}{\partial \lambda} < 0$$

也就是说,趋于强势的税务部门或税收征管目标将导致税收征管力度 E^{**} 的上升和 H^{**} 的下降。从 3.2 节的分析不难得出,此时税收的强度和排污强度同时提高。我们把对税收强度和排污强度之间的这种互动形式称为"部门妥协假说"。

3.部门协同治理

在 3.3.2 中的设定中,假定部门之间根据既定社会福利目标 $SW \ge SW^0$ 协同治理。该最优化问题的求解与 3.3.2 一致: $H^{**}(E)$ 和 $E^{**}(H)$ 。能够证明,当某些系统外的冲击导致税收努力E上升,为了保证环保部门的努力相应上升,避免企业通过增加超标排放转嫁税收成本,需要减少税收维度的权重 λ ,增加环保权重 $1-\lambda$ 。这意味着在部门协同治理的制度安排下,E和H需要同时上升(λ 相应下降),才能保证原有社会福利目标水平 SW^0 不变。

4.模型小结

在上述模型分析可以看出,以扩大税收为目标而牺牲环保的政策互动,并非造成排污强度增加的唯一路径,也未必是主要路径。无论是部门独立决策,或基于既定的社会发展目标开展协同的治理决策,都有可能使得税收和环保部门同时强化监管努力。因此,税收强度和企业排污之间的正向关联更可能是企业基于自身成本最小化的考量,选择在两种合规成本之间权衡取舍的产物。

四、数据与变量

模型的核心结论是 3.2 节中的方程(5)和(6), 其结果显示税收征管力度对于污染排放的一阶影响大于等于 0。在考虑了部门的决策和互动后,该一阶影响的符号取决于部门风险态度和跨部门边际效应。因为风险态度不可观测,最终上述维度的政策互动仍需通过数据实证检验。利用各种公开数据资料,我们构建了一个城市层面污染物排放强度和工业企业增值税缴纳强度的面板数据集。为了使样本中的城市具有可比性,我们删去了所有的直辖市样本。在剔除了缺失值后,我们得到了 260 个地级市跨越 2003-2013 年共 11 年的面板数据,用于回归的样本共计 2860 个观测值。

(一) 被解释变量

工业二氧化硫、工业烟尘和工业废水等工业污染物排放数据来自《中国城市统计年鉴》。 本文主要采用单位工业产值对应的工业污染物排放量来衡量工业污染物排放强度。需要强 调指出的是, 在模型的结论中, 税收强度的提高直接引起的是企业超标排放力度的增强。在 官方统计数据中,无法区分超标与合规排放的污染物。所谓超标,并不意味着这部分污染排 放不在官方的统计范围以内, 在现实情境中的经济非正规性, 往往对应着官方没有充足的行 政力量去查处和惩罚所有的违规超排行为。正因为执法存在弹性, 对某一企业的超标排放是 否执行处罚、认定多少, 通常来自于环保部门的自由裁量。无论如何, 从均值来看, 超标排 放与污染排放总量高度相关,是一枚硬币的两面。因此,总污染排放强度是超标排放强度的 可靠替代变量。同时我们放弃使用环境经济学中常用的某些指标,例如空气中 PM2.5 的浓 度,或者卫星观测的 SO2 浓度数据。其主要原因在于空气环境质量和污染排放仍是两个存 在显著差异的指标,环境质量取决于污染物扩展条件、城市燃煤、汽车尾气、建筑扬尘等众 多因素,并不能直接对应于工业企业的排放行为。相应的,我们构造了"单位工业产值对应 的工业二氧化硫 (SO2) 排放量"来作为基准回归的被解释变量。在稳健性检验中, 我们还使 用了单位第二产业 GDP 对应的工业二氧化硫排放量。为确保结论的可靠性,我们也构造了 单位工业产值对应的工业粉尘排放量和工业废水排放量。此外,参考沈坤荣等(2017),我 们构造了污染排放强度总指数(p_total),如(8)式所示:

$$p_{total_{it}} = \log\left(\frac{pv_{it1} + pv_{it2} + pv_{it3}}{indv_{it}}\right)$$
(8)

其中, p_total_{it} 为城市 i 在年份 t 的综合工业污染排放强度指数; pv_{itj} 是城市 i 在年份 t 关于污染物 i 的排放总量指数, 定义方法如(2)式所示:

$$pv_{itj} = p_{itj} / \sum_{i=1}^{n} \frac{p_{itj}}{n}$$
 (9)

其中 p_{iij} 为城市 i 在年份 t 在污染物 j 上的排放总量,当 j 取 1、2 和 3 时,分别代表二氧化硫、粉尘和废水。类似地,我们构造了工业产值指数:

$$indv_{itj} = ind_{itj} / \sum_{i=1}^{n} \frac{ind_{itj}}{n}$$
 (10)

污染物排放相关变量的统计描述见表 1。

(二)解释变量

地方政府预算内各项财政收入的数据来自《地市县财政统计资料》和《中国城市统计年鉴》。我们采用单位工业产值对应的地方政府增值税收入作为企业面临实际税率的度量^①。在 2012 年"营改增"试点改革开始之前,样本中所有城市的增值税收入均主要来自工业企业,因此我们的指标能较为准确地反映工业企业的税收负担。另外,由于出口退税等税收返还项目在财政管理中算作支出,因此出口退税的存在会导致下文中的估计结果出现低估。此外,在稳健性检验中,我们还使用了单位第二产业 GDP 和单位工业增加值对应的地方增值税收入。在土地财政方面,本文使用土地出让收入与地方政府财政收入的比值作为地方政府土地财政依赖程度的度量,土地出让收入的数据来自《中国国土资源统计年鉴》。为了验证确实是工业企业税负对工业企业排污强度产生了影响,本文还构造了一系列"伪增值税负强度"指标,包括单位工业产值对应的地方政府税收收入、地方政府总收入、营业税收入、企业所得税收入。

(三) 其他变量

本文在回归当中加入了一系列控制变量,其描述性统计如表 1 所示。首先,我们在回归中加入了城市工业总产值、第二产业 GDP 占 GDP 总额比重、工业企业平均资产总额和工业企业平均主营业务收入,以便对城市的工业基本情况进行控制。其次,根据环境库兹涅茨曲线(Grossman & Krueger, 1991; Dinda, 2003),企业生产的污染程度会受到经济发展水平的影响,因此我们在回归中控制了人均 GDP 数额。根据污染避难所(Pollution Haven)假说,FDI 会对本地污染产生影响(Dean et al., 2009; Kellenberg, 2009),我们用一地工业企业数量中外资企业数量比重来对 FDI 进行度量。为了度量企业的成本压力,我们还构造了城市土地出让金数额占 GDP 比重和工业企业平均利润率。上面这些变量均来自《中国城市统计年鉴》。此外,为了控制环境规制强度的影响,我们使用"因水污染超标而被通报的企业数量/工业企业数量"来度量环境规制强度。通报企业数量的数据来自非营利环保机构"公众环境研究中心"。

五、实证结果

(一) 基准回归结果

本文使用如下的双向固定效应模型进行估计:

$$\log pollution_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log VAT_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \theta_t + \epsilon_{it}$$
(11)

-

需要说明的是,土地增值税是地方税,与作为中央地方共享税的增值税是两种不同的税收,因此土地增值税收入不计入地方政府增值税收入。

(11) 式中, pollution_{it} 为排放强度指标,等于单位工业产值对应的污染物排放量。VAT_{it} 为 单位工业产值对应的地方政府增值税收入, 其系数 β_1 衡量了企业工业污染物排放强度对增 值税实际税率的弹性,是本文关心的核心参数。 X_{it} 是一组控制变量,包括工业总产值、第二 产业 GDP 占比、工业企业平均总资产规模、工业企业平均主营业务收入、人均 GDP、外资 企业占比、土地出让收入占 GDP 比重和工业企业平均利润率。所有名义变量均用该地级市 GDP 平减指数进行过价格处理,在回归当中变量形式均取自然对数形式。\int 为城市固定效 应, θ , 为时间固定效应, ε _{it} 为误差项。图 1展示了工业二氧化硫排放强度与增值税实际税率 之间的关系①。可以看到, 二者之间表现出明显的正相关关系。

表 1

主要变量描述性统计

~ I		\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	12001			
变量名称	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
	污染	物排放相关	长变量			
工业 SO2 排放强度	千吨/十亿元	2,860	1.27	1.95	0	30.09
工业烟尘排放强度	千吨/十亿元	2,838	0.72	1.76	0	41.79
工业废水排放强度	百万吨/十亿元	2,860	1.32	2.30	0.04	45.53
排放强度指数		2,838	0.32	0.94	-3.17	4.4
		政府收入				
地方政府增值税收入	百万元	2,860	922.09	1633.7	15.78	22787.28
增值税实际税率		2,860	8.12	5.37	0.79	106.42
增值税依赖程度		2,860	0.15	0.07	0.01	0.98
税收收入	百万元	2,860	5152.02	9257.42	130.51	124569.3
总收入	百万元	2,860	6582.45	10895.02	208.52	143928.3
营业税收入	百万元	2,860	1564.24	2925.15	38.63	35467.2
所得税收入	百万元	2,860	647.34	1556.88	0	23977.77
土地财政依赖程度		2,860	0.82	5.34	0	230.86
企业置地成本		2,860	53.77	444.26	0.08	18568.09
		其他变量				
工业总产值	十亿元	2,860	144.06	220.75	0.91	2305.48
第二产业 GDP	十亿元	2,860	48.88	59.16	0.91	523.49
工业增加值	十亿元	2,060	24.57	39.74	-0.56	403.56
第二产业 GDP 占比		2,860	0.49	0.11	0.16	0.86
人均 GDP	千元	2,860	21.81	16.51	1.89	127.75
企业平均资产规模	十亿元	2,860	0.11	0.1	0.01	1.71
企业平均主营业务收	亿元	2,860	1.3	1.03	0	10.38
λ						
工业企业中外资企业		2,860	0.05	0.05	0	0.41
数量比重						
本地企业平均利润率		2,860	0.08	0.35	-0.1	18.47
环境规制强度		2,340	0.02	0.04	0	0.58
本地企业平均资产负		2,580	0.6	0.09	0.19	0.92
债率						
本地企业平均财务成		2,580	0.02	0.01	-0.01	0.04
本						

[◎] 增值税实际税率对工业烟尘排放强度和工业废水排放强度的影响与对工业二氧化硫排放强度的影响类似,见附图 1 和附图

国有企业占比 2,580 0.12 0.11 0 0.86

注: 表中所有名义变量均经过价格处理。变量的定义方式和数据来源详见附表 1。烟(粉) 尘排放量数据多缺失了两个地级市,在样本中共 258 个地级市, 2838 个观测值。在从工业企业数据库获得的变量当中,由于数据质量问题,我们剔除了 2010 年的所有观测值。由于国家统计局没有在数据中报告企业 2008 和 2009年当年的资产折旧数额,因此这两年的工业增加值无法计算。环境规制强度的年份跨度为 2004-2012 年。

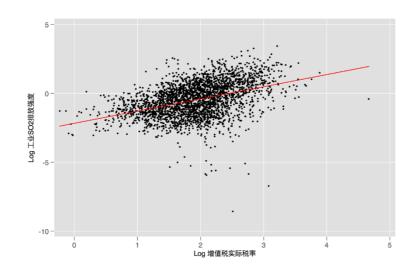


图 1: 增值税实际税率对工业二氧化硫排放强度的影响

表 2报告了本文的基准回归结果。列(1)和列(2)为工业二氧化硫排放强度对增值税实际税率进行 OLS 回归得到的结果,其中列(2)在列(1)的基础上添加了控制变量。可以看到,工业二氧化硫排放强度与增值税实际税率之间存在着正相关关系。根据列(2),增值税实际税率每提高 1%,工业二氧化硫排放强度上升 0.28%,这一结果在 1%的水平上显著。该结果支持我们的假说,即当企业面临的实际税率上升时,企业会选择排放更多的工业污染物。列(3)、列(4)和列(5)分别使用了工业烟(粉)尘排放强度、工业废水排放强度和污染排放强度总指数作为被解释变量,估计结果与列(2)相近,说明当企业面临的税负增加时,其工业污染物排放强度确实有了普遍的增加。也就是说,当税收方面的管制加强时,环保方面的管制效果被削弱了。

表 2 增值税实际税率对工业污染物排放强度的影响

	工业 SO2 扫	非放强度	工业烟尘排 放强度	工业废水排 放强度	排放强度指数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
增值税实际税率	0.4816***	0.2857***	0.3804***	0.1281***	0.2459***
	(0.060)	(0.058)	(0.082)	(0.046)	(0.041)
观测值数量	2,860	2,860	2,838	2,860	2,838
R平方	0.687	0.702	0.613	0.769	0.321
城市数量	260	260	258	260	258
控制变量	不控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

注:本表中的回归均为 OLS 回归。括号内为均聚类到城市层面的标准误。***、**、 和*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。

(二) 工具变量法

在基准模型当中,尽管控制了城市和年份的双向固定效应,增值税强度这一变量仍可能与不可观测的因素相联系导致估计的偏误。需要强调的是,并非所有不可观测变量都会导致高估表 2 的正向关系。例如,一个可能影响增值税强度的因素是企业的迁移或退出:税收负担可能导致技术和盈利低下的企业退出市场,而更有可能退出市场的这些企业往往污染情况更严重,排污由于"差"企业退出的改善可能导致方程(11)的系数 β_1 被低估。此外,地方政府可能为了慰留企业在本地经营,对税收通过事后返还的方式为企业提供补贴,这也使得系数被低估。另一方面,在环境规制本身较强的地区,企业有更强的动机去通过与政府谈判获得税收优惠,从而产生反向因果问题,导致估计结果的高估。为了解决解释变量存在的内生性问题,我们使用城市对土地财政的依赖度作为增值税实际税率的工具变量。具体而言,我们使用的工具变量为"土地出让收入占财政收入比重"。一方面,土地财政依赖程度与企业成本和生产经营的其它方面无关,仅可能通过影响增值税的征收力度来影响企业成本,进而影响企业排污 $^{\circ}$ 。另一方面,讨论中国地方政府财政激励的相关文献(Wang, 2008; Han and Kung, 2015; Chen, 2017a)指出,对于地方政府而言,不同来源的收入之间,存在着替代关系。也就是说,当一地政府拥有更多来自土地财政的收入时,其征收增值税带来的边际收益就会下降,从而征收增值税的努力也会下降,导致增值税实际税率的降低。

工具变量法估计的一阶段模型为(5)式所示:

 $\log VAT_{it} = \beta_0 + \beta_2 \log Land_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \theta_t + \epsilon_{it}$ (12) 其中, $Land_{it}$ 表示城市 i 在年份 t 土地出让收入占地方政府财政收入比重,其余变量含义与基准模型一致。表 3 展示了工具变量法估计结果。第一阶段回归表明,工具变量"土地财政依赖程度"对内生变量"增值税实际税率"的影响显著为负,前者每上升 1%,增值税实际税率下降 0.64%。一阶段回归 F 值介于 93.70 到 134.17 之间,远大于临界值 10;一阶段回归结果的 K-P rk Wald F 统计量介于 138-141 之间,远大于 10%显著性水平对应的临界值 16.38。因此可以认为,不存在严重的弱工具变量的问题。

表 3 增值税实际税率对工业污染物排放强度的影响-工具变量法

	一阶段回归结果:被解释变量=增值税实际税率					
	(1)	(2)	(3)	(4)		
土地财政依赖程度	-0.6357***	-0.6435***	-0.6357***	-0.6435***		
	(0.054)	(0.054)	(0.054)	(0.054)		
观测值数量	2,860	2,838	2,860	2,838		
一阶段回归下值	134.17	93.70	134.17	93.70		
城市数量	260	258	260	258		
控制变量	控制	控制	控制	控制		
城市固定效应	控制	控制	控制	控制		
年份固定效应	控制	控制	控制	控制		

		二阶段回归	3结果	
	工业 SO2 排放	工业烟尘排放	工业废水排放	排放强度指
	强度	强度	强度	数
增值税实际税率	0.3336**	0.4240**	-0.0156	0.2242**
	(0.153)	(0.194)	(0.145)	(0.114)
观测值数量	2,860	2,838	2,860	2,838
R平方	0.702	0.613	0.768	0.320
城市数量	260	258	260	258

[©] 在简约式(reduced form)回归中,如果我们控制住增值税实际税率,土地财政依赖程度对企业排污强度的影响将不再显著。该结果显示,土地财政依赖程度的确不太可能从除了增值税负担以外的方面对企业排污产生影响。

第12页

_

控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

注: 括号内为均聚类到城市层面的标准误。***、**、 和*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。

第二阶段估计结果表明,除了废水排放强度之外,增值税实际税率对其他被解释变量的影响在方向和显著性上都与表 2 接近,二氧化硫排放强度和烟(粉)尘排放强度对增值税实际税率的弹性还有所增大。以二氧化硫为例,根据列(1)的估计,增值税实际税率每上升 1%,工业二氧化硫排放强度增加 0.33%。在使用了工具变量之后,废水排放强度的显著性消失,系数也变得很小。该结果产生的原因可能是二氧化硫、粉尘和废水排放量统计方式不同^①。总体而言,工具变量估计结果支持我们的假说,即税收管制的增强导致环境管制的效果变差。

(三) 安慰剂检验

根据本文的理论,增值税负担与企业排污强度之间的正向关系,是通过增大企业成本压力产生的。一个潜在的问题是,这种正向关系有可能是某些不可观测的背景因素导致的。例如,经济活跃时,税收和排污可能同时增加。为了排除背景因素的影响,在这一小节中,我们将解释变量分子当中的增值税收入替换为其他同样受到类似背景因素影响、但不反映工业企业税收负担的政府收入的指标。如果替换后的指标仍然显著影响企业排污强度,则增值税负担与排污之间的关系的确是由不可观测的背景因素导致的;反之,则可以在一定程度上排除背景因素影响结果的可能性。具体而言,我们使用的替代性政府收入指标包括地方政府营业税收入、个人所得税收入、企业所得税收入、税收收入以及政府总收入。一方面,这些收入指标与增值税收入高度相关^②,共同受到城市经济状况的影响;另一方面,与增值税收入不同,营业税和个人所得税与工业企业完全无关,企业所得税、税收收入和政府总收入中也仅包含了少部分工业企业税收负担^③。表4的回归结果显示,五种替换指标均不显著,表明增值税负担与企业排污之间的关系不太可能来自于主动的宏观政策调整。

六、机制讨论和稳健性检验

(一) 排除"部门妥协假说"

正如引言中所提到,除了企业层面的成本替代("成本替代假说")之外,税收与污染之间的正相关关系还可能是由于弱势的环保部门对强势的财政和税务部门妥协("部门妥协假说")导致的。在这一小节中,我们将检验这两种假说对应的一系列相对应的推论。

1.国有企业的角色

由于所有者缺位和承担政策性负担等问题,国有企业并非完全追求利润最大化和成本最小化(Lin et al., 1998; Bai et al., 2000),因此对税收负担压力变化引发的成本压力变化不如私营企业敏感。依照"成本替代假说",当税收负担变动时,国有企业排污强度的变化应该相对较小。而根据"部门妥协假说",增值税负担对排污强度的影响主要是由环保部门减弱管制强度产生。由于存在政治联系等原因,环保部门对国有企业削弱环境管制的力度会更强,

© 在环保部门统计二氧化硫排放量时,二氧化硫排放量要求采用实测数据,如果没有实测数据,则根据物料平衡法或者经验公式法,对二氧化硫排放量进行估算,因此二氧化硫排放量数据相对准确。在统计粉尘排放数据时,环保部门也要求采用实测数据。由于布袋除尘技术在本世纪初已经得到相当普遍的应用,因此粉尘排放量数据也相对准确。而在统计废水排放量时,环保部门统计的是流经工业厂区所有排污管道的废水量,对于企业通过私设管道和深井偷排的废水无法进行统计,因此废水排放量数据不如另外两种污染物的排放量数据准确。

② 这些收入指标与增值税收入之间的相关系数均达到了 0.9 左右, 相关系数表见附表 2。

[®]企业所得税收入当中包含了工业企业缴纳的所得税,税收收入和政府总收入中包含了工业企业缴纳的所得税和增值税。我们利用全国财政数据计算了 2013-2016 年间这三类收入当中工业企业负担的平均占比,分别仅为 0.29、0.33 和 0.28。

因此税收负担对排污的影响在国企中应该更大。如果在国有企业比重大的地方,税收负担对排污强度的影响更小,则本文的假说成立,反之则"部门妥协假说"更为可信。

在表 5 的列(1)和列(2)当中,我们加入了增值税负担与国有企业占比的交叉项,交叉项的估计系数显著为负。在第(2)列中,交叉项系数大小为-0.51,大于增值税实际税率的系数 0.35,说明当国有企业比重增大时,企业排污强度对增值税实际税率的弹性会有较大下降。在列(1)和列(2)的设定下,我们对"国企占比*增值税实际税率"这一交叉项的系数与增值税实际税率的系数之和进行了 F 检验。结果显示,无论是在列(1)还是在列(2)的设定下,两个系数之和均不显著的区别于 0° 。这一结果说明,如果一个城市的所有企业都是国企,税收负担将不再影响企业排污,该结果支持本文的假说,即成本压力才是导致企业在税收负担加重的情况下增大排污强度的原因。

主 1	安慰剂检验-其他政府收入对工业污染排放强度的影响	
表 4	女怒剂检验-县他政府收入对工业乃采排放蚀度的影响	

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
营业税收入	0.0396				
	(0.077)				
个人所得税收入		0.0803			
		(0.053)			
企业所得税收入			-0.0459		
			(0.065)		
税收收入				0.0917	
				(0.098)	
政府总收入					0.1696
					(0.121)
观测值数量	2,860	2,856	2,857	2,860	2,860
R-squared	0.695	0.696	0.695	0.696	0.696
城市数量	260	260	260	260	260
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

注:本表中的回归均为 OLS 回归。括号内为均聚类到城市层面的标准误。***、**、 和*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著。

2.增值税依赖程度

假定地方环保部门会对强势的地方税务部门进行妥协,当一个地方的政府更加依赖增值税收入时,这种妥协效应应该更强。按照"部门妥协假说",如果在回归中加入增值税实际税率和增值税依赖程度的交叉项,我们应该观察到交叉项的系数显著为正。然而表 5 的列 (3) 和列 (4) 显示,该交叉项的系数在两列当中都为负,且显著性不高。该结果不支持"部门妥协假说"。

3.企业利润率

根据"成本替代假说",当企业成本压力较大时,增值税负担对企业排污的影响应该更大。而根据"部门妥协假说",税收负担与企业排污之间的关系主要取决于环保部门向税务部门的妥协,与企业的成本压力没有关系。我们用城市工业企业平均利润率作为企业成本压力的度量指标,在表5的列(5)和列(6)当中加入增值税实际税率与城市工业企业平均利润

[®]在两种设定下, F 检验的 p 值分别为 0.68 和 0.73, 远大于 0.05 的临界值。

率的交叉项。交叉项的系数显著为负,表明企业成本压力越小的地区,增值税负担与企业排污之间的关系越小。该结论与"成本替代假说"一致。

4.外资企业

已有研究表明,外资企业的生产过程比内资企业要更加清洁(林立国和楼国强,2014),并促进了节能降耗技术的应用(张宇和蒋殿春,2013)。根据"成本替代假说",由于外资企业本身生产技术更加清洁,在受到同样的税收负担冲击时,应该只需少量增加排污强度,就能起到较大的成本节约效果。因此,当一地外资企业比例更大时,税收负担与企业排污之间的正向关系应该减小。而从地方政府的角度而言,外资企业通常被认为享受着"超国民待遇",因此在税收负担增加时,环保部门对其监管放松的幅度应该更大。按照"部门妥协假说"的逻辑,外资企业占比高的地区,税收负担与企业排污之间的正向关系应该更强。

在表 5 的列 (7) 和列 (8) 当中,我们加入了增值税负担与工业企业当中外资企业数量 占比的交叉项,两列当中交叉项均显著为负。该结果与"成本替代假说"的预测一致,与"部 门妥协假说"的预测相反。

表 5

排除"部门妥协假说"

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
增值税实际税率	0.572***	0.354***	0.667***	0.464***	0.263***	0.152**	0.593***	0.390***
	(-0.075)	(-0.067)	(-0.074)	(-0.091)	(0.069)	(0.071)	(0.063)	(0.065)
增值税实际税率	-	-0.510**						
*国有企业占比	0.723***							
	(-0.254)	(-0.224)						
国有企业占比	1.322*	-						
		2.669***						
	(-0.707)	(-0.987)						
增值税实际税率			-0.378	-0.636*				
*增值税依赖度			(-0.319)	(-0.339)				
增值税依赖度			-1.0711	0.6807				
			(-1.168)	(-1.459)				
增值税实际税率					-	-		
*工业企业平均					0.122***	0.099***		
利润率					(0.038)	(0.032)		
增值税实际税率							-	-
*外资企业占比							2.086***	1.816***
							(0.581)	(0.530)
观测值数量	2580	2580	2860	2860	2,860	2,860	2,860	2,860
R平方	0.69	0.704	0.697	0.706	0.693	0.705	0.690	0.704
城市数量	260	260	260	260	260	260	260	260
控制变量	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
城市固定效应	控制							
年份固定效应	控制							

注:本表中的回归均为 OLS 回归。列 (1) 和列 (2) 样本范围不包括 2010 年。括号内为均聚类到城市层面的标准误。***、**、 和*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著。由于控制变量当中已经包含了工业企业平均利润率和外资企业占比,因此列 (5)-列 (8) 当中没有对这两个变量进行单独展示。

(二) 排除其它替代性假说

1.高技术制造业

2008年4月. 科技部、财政部和国家税务总局联合颁布了《高新技术企业认定管理办 法》,规定获得"高技术企业"称号的企业可以享受一系列的税收减免。为了排除高技术企 业同时享受低税率和具有低污染强度这一可能性对本文结果的影响,我们计算了各城市 2003-2013 年工业产值中高技术制造业产值平均占比①, 然后在回归中删去了平均占比排名 在前50%的城市,得到的结果见表6中列(1)和列(2)。这两列的结果与基准回归接 近,说明高技术企业并不是导致本文发现的原因。

表 6 排除其它替代性假说

	删除高技术制造业占		删除 SO2 i	删除 SO2 污染行业占		删除出口占比高的城	
	比高的	的城市	比高的	勺城市	市		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
增值税实际税率	0.4064***	0.2107**	0.4580***	0.3484***	0.6108***	0.2980***	
	(0.093)	(0.081)	(0.085)	(0.098)	(0.068)	(0.066)	
观测值数量	1,430	1,430	1,430	1,430	1,430	1,430	
R-squared	0.646	0.663	0.691	0.702	0.725	0.753	
城市数量	130	130	130	130	130	130	
控制变量	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制	
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	

注: 本表中的回归均为 OLS 回归。括号内为均聚类到城市层面的标准误。*** 、 ** 、 和*分别代表 在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。

2.二氧化硫污染行业

另一种对本文结果可能的解释是, 许多二氧化硫排放强度较高的企业, 本身就是当地的 纳税大户, 有可能面临着更高的税收征管强度。我们计算了各城市 2003-2013 年工业产值中 主要二氧化硫污染行业产值的占比2,然后在回归中删去了平均占比排名在前 50%的城市, 得到的结果见表 6中的列(3)和列(4),与基准回归相比变化不大,说明二氧化硫污染行 业不是导致本文结果的原因。

3.出口

相比非出口企业,出口企业在税收负担和排污强度上可能有所不同。我们计算了各城 市 2003-2013 年工业企业出口交货值占工业产值比重®, 然后在回归中删去了平均占比在前 50%的城市,得到结果如表 6 中列 (5) 和列 (6) 所示,仍然与基准回归差别不大,说明 出口企业不是导致本文结果的原因。

(三) 稳健性检验

为了确保本文结论的可靠性,表7展示了一系列稳健性检验的结果。第一,先前的结 论可能对关键变量的取值形式敏感。列(1)将排污强度和增值税实际税率均不取 log, 发现 估计系数仍然在5%的水平上显著。第二,在本文的分析当中,增值税实际税率和工业污染 物排放强度都是采用工业总产值进行标准化,而有的研究(Chen,2017a)也采用工业增加值 对相关指标进行标准化。在列(2)和列(3)中,我们分别将分母和控制变量当中的工业总 产值, 替换为第二产业 GDP 和工业增加值, 结果仍然稳健[®]。第三, 基准回归当中可能遗漏

① 对于高技术制造业的定义,我们参照了国家统计局发布的《高技术产业(制造业)分类(2013)》。需要说明的是,并非这 些行业中的所有企业都能得到"高技术企业"的认定,但绝大多数得到认定的高技术企业都被包含在了这些行业当中。另外,由 于 2008、2009 和 2010 年工业企业数据库数据存在质量问题,本文没有使用这三年的工业企业数据。

[®] 参照 Cai et al.(2015), 我们根据环保部 2010 年公布的《全国第一次污染源普查公报》, 将其中报告的 6 个工业二氧化硫主要 排放行业定义为二氧化硫污染行业。

③ 出口交货值来自工业企业数据库。

[®] 在本文中,使用工业二氧化硫排放量得到的结果,在将二氧化硫替换为其他污染物时也成立; 使用工业产值进行标准化的结

了环境规制强度的影响。在列(4)当中,我们将"因水污染被通报的企业数量/工业企业数量"作为当地环境规制强度的代理变量加入到控制变量当中,发现结论不变[®]。第四,由于各市环保部门和税务部门都受到省级政府的影响,上文的估计结果可能是由于某些省级层面随时间变化的因素造成的。为了排除这一点,在列(5)中我们加入了"省份*年份"的固定效应,发现系数略有减小,但主要结论依然成立。第五,前文得到的估计结果可能是由某些特殊的观测值驱动的。在(6)列中,我们采用除去副省级城市的样本,在(7)和(8)列中,我们将Y变量进行缩尾1%和5%处理[®]。这三列得到的估计结果与基准回归基本一致。以上不同方面的检验表明,本文的基本结论是比较稳健的。

同万面的	检验表明	,本又的基	本结论是比	【较稳健的。				
表 7			稳	健性检验				
	增值税	分母替	分母替	控制环	加入"省	除去副	Y变量	Y变量
	收入不	换为第	换为工	境规制	份*年	省级城	缩尾 1%	缩尾 5%
	取 Log	二产业	业增加	强度	份"固定	市样本	处理	处理
		GDP	值		效应			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
增值税收入	0.076**							
	(0.036)							
增值税收入		0.314***						
(分母替换								
为第二产业		-0.064						
GDP)								
增值税收入			0.335***					
(分母替换为			(0.060)					
工业增加值)			(0.069)					
增值税实际				0.270***	0.229***	0.315***	0.275***	0.255***
税率				(0.061)	(0.065)	(0.060)	(0.055)	(0.053)
观测值数量	2,860	2,860	2,059	2,340	2,860	2,695	2,860	2,860
R 平方	0.400	0.539	0.630	0.659	0.766	0.699	0.747	0.746
城市数量	260	260	260	260	260	245	260	260
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
环境规制强	アお知	アお別	アや畑	上 产生月	アお別	丁砂畑	アお畑	丁拉樹
度	不控制	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	不控制	不控制
城市固定效	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
应	1至刊	12刊	 在刊	7至 刊	12刊	12刊	12刊	12 刊
年份固定效	控制	控制	控制	控制	丁松圳	控制	控制	控制
应	红刺	12刊	12刊	1至 刊	不控制	12刊	12刊	红剂
省份*年份固	丁 山山	ナレン	丁 141	ナレル	المدا	ナレント	ナレン	ナレル

注:本表中的回归均为 OLS 回归。列(3)使用的工业增加值由工业企业数据库加总得到,相比基准结果观测值减少 20。由于国家统计局没有公布 2008年和 2009年工业企业的增加值,且 2010年数据质量有问题,在列(3)当中我们使用的样本不包含这三年的观测值。列(4)使用的环境规制强度变量数据年

不控制

控制

不控制

不控制

不控制

不控制

不控制

不控制

定效应

第17页

果,在使用第二产业 GDP 时也成立。限于篇幅,这些结果我们未在文中给出。

[◎] 我们也尝试了将环境规制强度作为被解释变量,发现实际税率对环境规制强度的影响不显著。这一结果在一定程度上说明,

当税收征管力度变化时,环境规制力度并没有显著变化。

② 将极端值直接赋值为临界值。

份为 2004-2012 年, 故观测值数量相比基准回归减少 520。括号内为均聚类到城市层面的标准误。***、 ** 、 和*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。

(四) 进一步的讨论:长期影响

上文的实证模型主要讨论了当期增值税负担对企业工业污染物排放强度的影响,这一小节讨论这一关系是否存在长期影响。表 8展示了加入滞后项的回归结果,其中列 (1) 到列 (3) 分别加入了一期、两期和三期的增值税实际税率滞后项。在前两列中,当期、一阶滞后项和二阶滞后项的系数均显著为正;在第三列中,当期和二阶滞后项不显著,一阶滞后项和三阶滞后项显著。造成第三列部分系数不显著的原因可能有两点:一方面随着滞后项数量的增加,回归使用的样本量减少,从而标准误增大;另一方面,不同阶数滞后项之间存在共线性,因而当期和二阶滞后项的效果被其它滞后项吸收,导致系数变小。总体而言,表 8的结果支持增值税实际税率对工业污染物排放强度长期影响的存在。当增值税负担增加时,不仅当年的排污强度会有所增大,接下来几年的排污强度也会增加,显示出增值税负担对于企业超排行为的影响可能具有持续作用。

表 8 增值税负担和工业污染排放-长期效应

	(1)	(2)	(3)
增值税实际税率	0.1754***	0.1402**	0.1211
	(0.049)	(0.071)	(0.077)
增值税实际税率-滞后1期	0.2395***	0.1677***	0.1153**
	(0.053)	(0.048)	(0.050)
增值税实际税率-滞后2期		0.0915*	0.0272
		(0.054)	(0.055)
增值税实际税率-滞后3期			0.1184**
			(0.049)
观测值数量	2,600	2,340	2,080
R 平方	0.686	0.670	0.636
城市数量	260	260	260
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制

注:本表中的回归均为 OLS 回归。括号内为均聚类到城市层面的标准误。***、 **、 和*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著。

七、结论与政策建议

本文利用城市层面增值税和工业污染物排放数据考察了增值税征管力度对于企业超标排放污染物行为的影响。实证研究的结果显示,当增值税负担加重,企业可能会通过向环保领域转嫁非正规经济活动,通过增加单位产值的排污来降低成本。由于在逃税和排污这两种节约企业成本的非正规经济活动之间存在着相互替代的关系,导致在税收领域单一维度国家能力的强化,反而会削弱环境管制治理绩效。公共治理是一个综合、多维度的体系,现代化治理体系和国家治理能力的提升需要多部门协同工作、多管齐下;缺少一致行动的治理行为可能导致跨部门的外部性成本。

本文的政策含义如下。财政税收能力是现代化治理体系的核心问题,这不仅缘于税收的总量重要性,同时是因为税收负担和征管力度的结构性变化将影响到包括环保在内的其他领域。具体到本文所讨论的环保问题,一个可行思路是结构性地调整税收力度,在加大对排放强度较高行业的环保督查的同时,对于排污合规情况好的企业适度降低税费负担作为奖励 (tax credit)。与直接加诸工业企业的"排放税"相比,这种对于税收负担的结构性调整,或许有利于在不增加甚至降低企业成本的同时,利用价格机制提高企业在环保合规上的激励,符合供给侧结构性改革促进降低成本、优化环境的总体精神。

参考文献

包群、邵敏、杨大利, 2013: 《环境管制抑制了污染排放吗?》, 《经济研究》第12期。

陈钊、王旸, 2016年:《"营改增"是否促进了分工:来自中国上市公司的证据》,《管理世界》第3期。

范子英、彭飞, 2017: 《"营改增"的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角》, 《经济研究》第 2期。

黄滢、刘庆、王敏,2016:《地方政府的环境治理决策:基于SO2 减排的面板数据分析》,《世界经济》 第12期。

贾绍华, 2001: 《中国税收流失问题研究》, 中国财政经济出版社。

梁平汉、高楠, 2014: 《人事变更、法制环境和地方环境污染》, 《管理世界》第6期。

林立国、楼国强,2014:《外资企业环境绩效的探讨——以上海市为例》,《经济学(季刊)》13 卷第 2期。

吕冰洋、马光荣、毛捷,2016:《分税与税率:从政府到企业》,《经济研究》第7期。

李虹、熊振兴, 2017: 《生态占用、绿色发展与环境税改革》, 《经济研究》第7期。

李树、陈刚, 2013:《环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例》,《经济研究》第1期。

刘怡、耿纯、赵仲匡,2017年:《出口退税政府间分担对产品出口的影响》,《经济学(季刊)》16卷第3期。

刘伟、李虹, 2014: 《中国煤炭补贴改革与二氧化碳减排效应研究》, 《经济研究》第8期。

马光荣、李力行,2012:《政府规模、地方治理与企业逃税》,《世界经济》第6期。

毛程连、吉黎, 2014: 《税率对外资企业逃避税行为影响的研究》, 《世界经济》第6期。

沈坤荣、金刚、方娴, 2017: 《环境规制引起了污染就近转移吗?》, 《经济研究》第5期。

申广军、陈斌开、杨汝岱,2016:《减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究》,《经济研究》第11期。

徐保昌、谢建国,2016:《排污征费如何影响企业生产率:来自中国制造业企业的证据》,《世界经济》第8期。

田彬彬、范子英,2016:《税收分成、税收努力与企业逃税——来自所得税分享改革的证据》,《管理世界》第12期。

石光、周黎安、郑世林、张友国,2016年:《环境补贴与污染治理——基于电力行业的实证研究》,《经济学(季刊)》15卷第4期。

涂正革、谌仁俊, 2015: 《排污权交易机制在中国能否实现波特效应?》, 《经济研究》第7期。

王绍光、胡鞍钢, 1993: 《中国国家能力报告》, 辽宁人民出版社。

席鹏辉、梁若冰、谢贞发,2017:《税收分成调整、财政压力与工业污染》,《世界经济》第10期。 张宇、蒋殿春,2013:《FDI、环境监管与能源消耗:基于能耗强度分解的经验检验》,《世界经济》第 3期。

张晏、龚六堂,2005:《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》第4期。

Bai C., Li D., Tao Z. and Wang Y., 2000, "A Multitask Theory of State Enterprise Reform", *Journal of Comparative Economics*, 28(4), 716-738.

- Bardhan P., 2016, "State and development: The Need for a Reappraisal of the Current Literature", *Journal of Economic Literature*, 54(3), 862-92.
 - Besley T. and T. Persson, 2010, "State Capacity, Conflict, and Development", Econometrica, 78(1), 1-34.
- Cai H. and Liu Q., 2009, "Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms", *Economic Journal*, 119(537), 764-795.
- Cai X., Lu Y., Wu M. and Yu L., 2016, "Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, 123, 73-85.
- Chen S., 2017a, "The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China", *Journal of Public Economics*, 147, 62-76.
- Chen S., 2017b, "VAT Rate Dispersion and TFP Loss in China's Manufacturing Sector", *Economics Letters*, 155, 49-54.
- Chen S., 2017c, "Industrial Favouritism over Local Political Cycles in China", Manuscript, The University of Western Australia.
- Chen Y., He Z. and Zhang L., 2015, "The Effect of Investment Tax Incentives: Evidence from China's Value-Added Tax Reform", SSRN Working Paper.
- Chen Y., Li P. and Lu Y., 2018, "Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-Based Performance Evaluation System in China", *Journal of Development Economics*, 133, 84-101.
- Chen Z., Kahn M., Liu Y. and Wang Z., 2016, "The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China", NBER working paper, No. w22507.
- Chen Z., Liu Z., Serrato J. and Xu D., 2017, "Notching R&D Investment with Corporate Income Tax Cuts in China", Manuscript, Duke University.
- Dean J., Lovely M. and Wang H., 2009, "Are Foreign Investors Attracted to Weak Environmental Regulations? Evaluating the Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 90(1), 1-13.
 - Dinda S., 2004, "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: a Survey", *Ecological Economics*, 49(4), 431-455. Fisman R. and Wei S., 2008, "Tax Rates and Tax Evasion: Evidence from "Missing Imports" in China", *Journal*
- Fullerton D. and West S., 2002, "Can Taxes on Cars and on Gasoline Mimic an Unavailable Tax on Emissions?", *Journal of Environmental Economics and Management*, 43(1), 135-157.
- Grossman G. and Krueger A., 1991, "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement" National Bureau of Economic Research, No. w3914.
- Gruber J. and Saez E., 2002, "The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications", *Journal of Public Economics*, 84(1), 1-32.
- Guo H., Zhang B., Chen X., 2016, "Environmental Inspection and Water Pollution Reduction in China: Evidence from the Regression Discontinuity Design", Manuscript, HKUST.
- Han L. and Kung J., 2015, "Fiscal Incentives and Policy Choices of Local Governments: Evidence from China" *Journal of Development Economics*, 116, 89-104.
- He P. and Zhang, B., 2018, "Environmental Tax, Polluting Plants' Strategies and Effectiveness: Evidence from China", *Journal of Policy Analysis and Management*, forthcoming.
 - Jia R., 2012, "Pollution for Promotion", Manuscript, UC San Diego.

of Political Economy, 112(2), 471-496.

- Jung C., Krutilla K. and Boyd R., 1996, "Incentives for Advanced Pollution Abatement Technology at the Industry Level: An Evaluation of Policy Alternatives", *Journal of Environmental Economics and Management*, 30(1), 95-111.
- Kellenberg D., 2009, "An Empirical Investigation of the Pollution Haven Effect with Strategic Environment and Trade Policy", *Journal of International Economics*, 78(2), 242-255.

La Porta R. and Shleifer A., 2014, "Informality and Development", *Journal of Economic Perspectives*, 28(3), 109-126.

Levy S., 2010, "Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality, and Economic Growth in Mexico", Brookings Institution Press.

Lin J., Cai F. and Li Z., 1998, "Competition, Policy Burdens, and State-owned Enterprise Reform", *American Economic Review*, 88(2), 422-427.

Liu Q. and Lu Y., 2015, "Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-added Tax Reform", *Journal of International Economics*, 97(2), 392-403.

Liu Y., 2015, "Discretionary Charges as Firm Output Distortions: Evidence from China", Manuscript, Fudan University.

Naso P. and Swanson T., 2017, "How Does Environmental Regulation Shape Economic Development? A Tax Competition Model of China (No. 54-2017)." Manuscript, Centre for International Environmental Studies, The Graduate Institute of Geneva.

Wang J., 2008, "Fiscal Incentive and Effort Allocation by Governments: Evidence from China", Manuscript, HKUST.

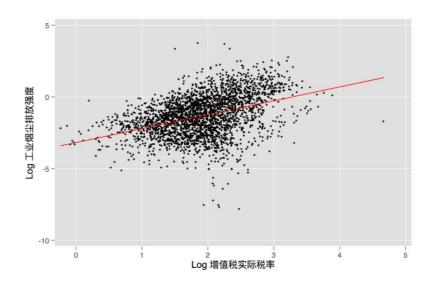
附表 1

主要变量定义和数据来源

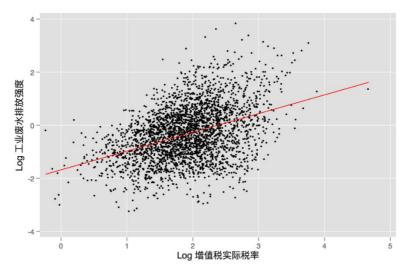
171 & 1	工女文里及人作数仍不你	
变量名称	定义	数据来源
	污染物排放相关变量	
工业 SO2 排放强度	工业 SO2 年排放量/真实工业总产值	《中国城市统计年鉴》
工业烟尘排放强度	工业烟尘年排放量/真实工业总产值	《中国城市统计年鉴》
工业废水排放强度	工业废水年排放量/真实工业总产值	《中国城市统计年鉴》
排放强度指数	见正文 3.2 部分	
	政府收入	
地方政府增值税收入		《中国城市统计年鉴》、
		《全国地市县财政统计
		资料》
增值税实际税率	地方政府增值税收入/工业总产值	
增值税依赖程度	地方政府增值税收入/地方政府总收入	
应交增值税		《中国城市统计年鉴》
税收收入	地方政府税收收入	《中国城市统计年鉴》
总收入	地方政府总收入	《中国城市统计年鉴》
营业税收入	地方政府营业税收入	《中国城市统计年鉴》
所得税收入	地方政府所得税收入	《中国城市统计年鉴》
土地财政依赖程度	土地出让收入/地方政府总收入	《国土资源统计年鉴》
企业置地成本	土地出让收入/GDP总量	《国土资源统计年鉴》
	其他变量	
工业总产值		《中国城市统计年鉴》
第二产业 GDP		《中国城市统计年鉴》
工业增加值		工业企业数据库
第二产业 GDP 占比		《中国城市统计年鉴》
人均 GDP		《中国城市统计年鉴》
企业平均资产规模	(工业企业固定资产总额+工业企业流动资	《中国城市统计年鉴》
	产总额)/工业企业数量	
企业平均主营业务收入	工业企业主营业务收入总额/工业企业数量	《中国城市统计年鉴》
工业企业中外资企业数		《中国城市统计年鉴》
量比重		
本地企业平均利润率	工业企业利润总额/主营业务收入	《中国城市统计年鉴》
环境规制强度	因水污染超标被通报的企业数/工业企业数	公众环境研究中心
	里里	
本地企业平均资产负债	工业企业负债合计 / 工业企业资产总计	工业企业数据库
率		
本地企业平均财务成本	财务费用 / 资产总计	工业企业数据库
国有企业占比	将控股类型为国有的企业定义为国有企	工业企业数据库
	业,本地工业企业当中国有企业数量比重	

注: 表中所有名义变量均经过价格处理。

	增值税收入	财政收入	税收收入	所得税收入	营业税收入
增值税收入	1.000				
财政收入	0.928	1.000			
税收收入	0.938	0.994	1.000		
所得税收入	0.925	0.956	0.970	1.000	
营业税收入	0.870	0.964	0.973	0.942	1.000



附图 1: 增值税实际税率对工业烟尘排放强度的影响



附图 2: 增值税实际税率对工业废水排放强度的影响