

DOI: 10.19361/j.er.2024.01.08

纵向失衡下的地方 财政压力与企业能源消耗强度

——基于所得税分享改革的准自然实验分析

宋易珈 李锡涛 刘若曦*

摘要：本文以中国在 2002 年实施的所得税分享改革为背景，将纵向财政失衡纳入中央政府-地方政府-企业互动的理论模型，分析纵向财政失衡引致的地方政府行为对企业能源消耗强度的影响，并利用 1998—2012 年中国工业企业污染排放数据库采用强度 DID 的识别策略进行实证分析。研究结论表明纵向财政失衡显著提升了中国企业能源消耗强度，在一系列稳健性与有效性分析后结论依然稳健。进一步讨论发现，长期纵向财政失衡将通过能源要素市场和劳动力成本影响企业的要素投入决策，最终影响企业能源消耗强度。本文为形成以财政制度为核心的能源环境治理政策体系提供理论支持和政策建议，政府应认识到能源要素市场扭曲背后的制度原因，从财政制度设计角度解决公共治理问题，发挥财政工具的激励、协调作用。

关键词：纵向财政失衡；财政压力；所得税分享改革；能源消耗强度

中图分类号：F812.7；F424

一、引言

长期以来，能源投入是推动工业化发展与经济高速增长的重要引擎。2020 年，中国能源消耗量占全球份额的 25.7%，增长率为 5.2%，中国已然成为全球最大的能源消费国^①。党的十九大以来，中国能源消耗结构和利用效率呈现持续优化的趋势，但仍然落后于其他发达国家和部分发展中国家，能源利用效率的提升仍然是中国实现“双碳”目标与制造业高质量发展的重要途径。现有研究认为除了技术创新，降低能源消耗、提升能源效率的关键在于提供良好的制度保障(Lin and Zhou, 2021)。大量研究将能源过度消耗与能源效率低下的问题归因于一系列的能源政策扭曲，主要体现在能源供给、定价和交易等方面的政策干预(Lin and Zhou, 2021; Ouyang et al., 2018; Choi, 2020)。然而，这些研究却忽视了能源政策扭曲背后政

* 宋易珈，西南财经大学中国金融研究院，邮政编码：611130，电子信箱：songyj@swufe.edu.cn；李锡涛，西南财经大学国际商学院，邮政编码：611130，电子信箱：publiclxt@163.com；刘若曦（通讯作者），浙江大学经济学院，邮政编码：310030，电子信箱：anthonylrx2018@163.com。

本文获得国家自然科学基金青年项目“数字企业赋能中国制造业企业出口产品策略优化与质量升级的机制与路径：理论基础、实证检验与政策设计”（批准号：72303185）、中央高校基本科研业务费专项资金资助（批准号：JBK2307042）的资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

①数据来源于 World Energy & Climate Statistics-Yearbook 2021，网址：<https://yearbook.enerdata.net/>。

府行为的制度逻辑,未能聚焦制度安排形成的深层次驱动力。陈诗一和祁毓(2022)指出,财政政策具有激励、协同、补偿等功能,是能源环境治理政策体系中不可或缺的组成部分,只有财政政策与能源政策协同融合,才能实现长期有效的能源环境治理。可见,财政制度是地方政府行为、能源政策设计背后的深层驱动因素。

随着 Chen(2017)、韦东明等(2021)等文献对中国财政制度研究的持续深入,他们发现大规模纵向财政失衡可能会影响地方政府的政策选择。纵向财政失衡带来的地方财政压力将引起一系列地方政府的策略性行为,包括政策调控、公共支出结构偏转、税收竞争等。具体而言,通过工业用地特许权、税收优惠和能源市场干预等方式促进工业繁荣,是地方政府增加税基以缓解财政压力的重要手段(Lin and Zhou,2021)。显然,地方政府对能源要素市场的干预行为可能会引发能源资源的错配,导致能源效率的损失以及能源消耗强度的提升。因此,纵向财政失衡引致的地方财政压力可能会影响地方政府能源政策决策。本文将研究视角聚焦财政制度与企业能源消耗强度,深入探讨地方能源政策决策背后的财政体制约束,尤其是中央政府与地方政府之间财权和事权分配不平衡带来的纵向财政失衡问题。

本文试图将中央政府-地方政府-企业纳入统一的理论框架之中,探究央地财政不平衡的财政制度与企业能源消耗行为间的因果关系。我们尝试从财政制度的研究视角出发,为地方政府制定协调融合的财政能源政策体系提供有效的理论支撑。纵向财政失衡带来的地方财政压力是否增加了企业能源消耗强度?其中内在的作用机制是什么?弄清这些问题有助于正确认识纵向财政体制设计下地方政府行为转变及其引发的能源效应,对认识能源消耗背后的制度性动因,促进“双碳”目标实现具有重要现实意义。为此,本文以所得税分享改革的准自然实验为突破口,从理论模型与实证检验的角度出发,探讨所得税分享改革下纵向财政失衡的加剧所引致的地方政府行为与能源消耗强度问题。

二、文献综述

全球范围内,财政分权带来的纵向财政失衡十分普遍,即在中央政府和地方政府间的财政分权中,支出责任的下放并没有与相应的收入分配相匹配,导致地方财政收支不平衡,财政压力增加的典型问题。本文聚焦央地财政失衡格局下地方财政压力对中国企业能源消耗强度带来的影响。

财政失衡与财政压力是与本文研究密切相关的第一支重要文献。在央地纵向财政失衡的约束下,地方政府通常采用两种应对策略:开支紧缩策略和收入扩张策略。策略选择取决于地方政府的财政自主权。例如,美国的地方政府在财政上更加自主,倾向于收入扩张策略;而在欧盟开支紧缩策略则更普遍(MacKay,2017)。Jacques(2021)以 17 个经合组织国家为研究对象,发现这些国家的地方政府主要以裁员、减薪和削减公共服务等方式削减财政开支。此外,地方政府更愿意减少隐性支出,而不是选民关心的显性支出。相应地,基于选民对扩张性策略的偏好,地方政府则采用探索额外税源、扩大税基、土地融资、债务融资、中央转移支付和证券储备等方式扩大地方财政收入(Elsasser and Haffert,2022)。特别地,Xu 和 Warner(2016)发现,美国地方政府在应对纵向财政失衡时受到更大的约束,其信贷市场发展程度有限,更倾向于增加税收的同时控制政府债务规模。因此,新税源与扩张税基是地方政府增加税收满足财政需求的重要方式。在新税源稀缺的情况下,扩大税基则成为缓解地方财政压力最有效的途径。地方工业作为地方财政税收的重要保障,地方政府有强烈的动机采取诸如土地财政(舒鹏、周少甫,2023)、税收优惠(彭馨、蒋为,2021)和能源市场干预(Lin

and Zhou, 2021) 等政策来促进地方工业发展。

能源政策扭曲对企业能源消耗、能源效率的影响,是与本文研究密切相关的另一支文献。在已有研究中,政策扭曲通常指不恰当的政策干预引致的资源错配,例如,补贴、价格管制以及价格歧视都会导致能源市场扭曲。地方政府在能源定价方面发挥主导作用,通过压低能源价格或提供大量补贴持续为工业发展提供廉价和充足的能源供应(Ouyang et al., 2018; Choi, 2020)。现有研究认为政策扭曲的影响主要表现在以下几个方面:一是替代效应。Ouyang 等(2018)表明能源价格管制与补贴导致能源价格偏离市场均衡,未能反映其稀缺性。当能源价格低于边际能源产出时,能源的过度使用会提升能源消耗强度。二是挤出效应。Babatunde 等(2021)发现低成本能源降低了企业创新意愿,鼓励企业依靠能源扩大生产而不是引入节能技术,进一步导致能源消耗强度恶化。三是重塑能源消费结构。Choi (2020)认为政策扭曲导致能源密集型和低效企业从低能源价格中受益,从而获得生存和发展的机会,导致行业平均能源消耗强度升高。

财政制度是一国制度体系中的基础要件,是应对气候变化和能源环境可持续发展相关公共政策中的关键性制度安排(陈诗一、祁毓, 2022)。但在现有文献中,探讨财政制度与企业能源消耗的文献大都将研究聚焦于地方政府干预对中国工业企业能源投入绩效的影响,尽管有少量文献探讨了财政体制造成的地方政府财政压力对企业能源环境行为的影响(Kong and Zhu, 2022),但仍然鲜有文献建立起财政制度与企业能源消耗强度之间的理论框架,尤其是从纵向财政失衡的视角深入解析引致中国企业能源消耗强度提升的关键制度因素。财政制度设计深刻影响着地方政府行为,特别是央地间的财政分配制度是地方政府行为选择的深层驱动力。因此,只有将纵向财政失衡纳入中国企业能源绩效的分析框架,才能从根本上理解中国能源要素市场扭曲的关键。但现有研究仍然缺乏将纵向财政失衡引发的地方政府财政压力与企业能源消耗强度直接联系起来,这就很难理解为何很多针对能源转型的制度设计最终却收效甚微。因此,本文以所得税分享改革为背景,从外部政策冲击带来的纵向财政失衡出发,将纵向财政失衡引入政府与企业的决策理论框架,采用微观企业能源数据检验地方财政压力对中国企业能源消耗强度的影响。

与现有文献相比,本文可能的边际贡献体现在:首先,本文丰富了企业能源消耗强度决定因素的相关文献。以往研究探讨了诸如环境规制、金融发展、经济增长和政策扭曲等重要影响因素,而本文将纵向财政失衡引入地方政府决策与企业能源决策行为的理论模型,试图构建从宏观到微观的财政压力影响企业能源决策的传导机制,探讨在央地财政失衡情形下地方财政压力对企业能源消耗强度的影响。其次,现有关于能源消耗方面的研究更多地局限于宏观层面,极为缺乏企业层面的微观证据,而地区、行业加总的总体效应往往会忽视企业个体行为差异带来的影响,本文基于国内现有最全面的企业微观数据库检验了纵向财政失衡下的企业微观行为,为财政体制设计对企业能源治理带来的影响提供了重要的微观证据。再次,本研究更为精确地识别了纵向财政失衡与企业能源消耗强度之间的因果关系。现有研究主要基于地方财政收入、支出、债务、转移支付等指标衡量地方财政缺口。然而,地方政府的各种隐性债务会造成纵向财政失衡下地方财政缺口的测算存在偏差。由于所得税分享改革这一实践对于地方政府完全外生,本文则利用这一改革作为准自然实验来更有效地捕捉纵向财政失衡,能够更为准确地识别地方财政压力对企业能源消耗强度的影响。

三、理论模型与研究假设

本文以所得税分享改革为背景,在包含农业和制造业两部门的经济模型框架中探讨所得税分享改革带来的纵向财政失衡对企业能源消耗强度产生的影响。在模型的基本设定中,我们假设存在农村生产的农业部门和城市生产的制造业部门。其中,农产品为同质化商品与计价物,价格等于 1,制成品为差异化商品,劳动力可以在农村和城市间自由流动。

(一) 模型设定

1. 消费者需求

本文假设消费者的效用是由商品选择与区位选择决策共同决定的,消费者选择农产品和制成品实现消费决策,在城市和农村间作出居住区位决策,效用函数服从柯布-道格拉斯形式:

$$U = e^{-\gamma} C_A^\mu C_M^{1-\mu}, \gamma = g(\tau_E) \quad (1)$$

(1)式中: e 是自然常数, C_A 为农产品的消费量, C_M 为制成品的综合消费量, μ 表示总支出额中对农产品的支出份额。消费者的效用函数是消费量的增函数,居住地环境污染的减函数。参考 Asilis 和 Rivera-Batiz (1994), γ 表示不同区域的污染程度,是能源要素市场扭曲(τ_E)的增函数,即与 τ_E 正相关。此外,本文假设农村地区 $\gamma=0$,而在城市地区 $\gamma>0$ ^①。

在制造业中存在 N 种制成品,制造业企业在垄断竞争市场下进行竞争,制成品的综合消费量(C_M)满足常替代弹性(Constant Elasticity of Substitution, CES)子效用函数形式:

$$C_M = \left(\sum_{i=1}^N c_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

(2)式中: c_i 表示第 i 种产品的消费量, σ 表示任意两种产品间的替代弹性。对于代表性消费者而言,消费者追求在预算约束下的效用最大化。我们分两个阶段来讨论消费者效用最大化的问题。在第一阶段,不管 C_M 的大小,消费者选择实现 C_M 所需成本最小的 c_i :

$$\begin{aligned} \min \quad & \sum_{i=1}^N p_i c_i \\ \text{s.t.} \quad & C_M = \left(\sum_{i=1}^N c_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \end{aligned} \quad (3)$$

(3)式中: p_i 表示第 i 种产品的价格。通过求解成本最小化问题,可以得出消费者对于产品 i 的间接需求函数为:

$$c_i = \left(\frac{p_i}{P_M} \right)^{-\sigma} C_M \quad (4)$$

(4)式中: P_M 表示制造业产品的价格指数, $P_M = \left(\sum_{i=1}^N p_i^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。

在第二阶段,消费者选择 C_A 和 C_M ,使消费者效用函数最大化:

$$\max U = e^{-\gamma} C_A^\mu C_M^{1-\mu}$$

①本文对农村与城市污染系数的设定是对 Asilis 和 Rivera-Batiz (1994)提出的理论模型的简化,其认为农村地区的污染程度是低于城市地区的。当在农村地区和城市地区的污染系数中同时加入一个常数项后,即农村地区污染系数不再为 0,而城市地区污染程度相对高于农村地区,经过理论推导后,结果并不会改变本文理论的研究结论。结果备索,如有需要,可联系作者。

$$\text{s.t. } C_A + P_M C_M \leq w \quad (5)$$

(5)式中: w 为消费者的收入水平,通过求解效用最大化问题可得间接需求函数为:

$$C_M = \frac{1-\mu}{P_M} w \quad (6)$$

$$C_A = \mu w \quad (7)$$

将(6)、(7)式代入(1)式,可以得到消费者的间接效用函数,如下所示:

$$V = \frac{\mu^\mu (1-\mu)^{1-\mu}}{P_M^{1-\mu}} e^{-\gamma} w \quad (8)$$

2. 企业生产

本文假设存在两个部门:农业部门(A)和制造业部门(M)。农业部门只使用劳动力要素且规模报酬不变, TFP_A 和 L_A 分别表示农业部门的全要素生产率和劳动力投入,其生产函数形式为:

$$Y_A = TFP_A L_A \quad (9)$$

制造业企业投入劳动和能源两种要素进行生产, TFP_M 、 L_M 和 E_M 分别为制造业部门的全要素生产率、劳动力投入和能源投入,其生产函数服从柯布-道格拉斯(C-D)形式^①:

$$Y_M = TFP_M L_M^\alpha E_M^{1-\alpha} \quad (10)$$

3. 地方政府税收

本文在模型中假设地方政府有两个方面的财政收入来源:来自中央政府的转移支付(Transfer)和对制造业部门征收的税率为 ω 的所得税分成收入。 s 表示地方政府从所得税收入中分享的比例,这一比例由中央政府决定,对于地方政府为外生变量,当我国实行所得税分享改革后,央地间税收分配的比例变化 s 将会影响地方政府收入与纵向财政失衡。我们采用以下函数形式来表示地方政府的收入,可反映地方政府由于所得税分享改革带来的财政压力,具体地,地方政府的税收收入服从以下函数形式:

$$\bar{T} = Transfer + s\omega Y_M \quad (11)$$

当产品市场实现均衡时,即满足: $Y_M = C_M$, $Y_A = C_A$,地方政府的税收总收入为:

$$\bar{T} = Transfer + s\omega \left(\sum_{i=1}^N c_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (12)$$

(二) 均衡问题

1. 消费者区位选择

我们假设城市与农村居民的间接效用水平分别为 V_{Urban} 和 V_{Rural} ,城市和农村地区的工资水平分别为 w_{Urban} 和 w_{Rural} ,则城市和农村的间接效用函数能够表达为:

$$V_{Urban} = \frac{\mu^\mu (1-\mu)^{1-\mu}}{P_M^{1-\mu}} e^{-\gamma} w_{Urban} \quad (13)$$

$$V_{Rural} = \frac{\mu^\mu (1-\mu)^{1-\mu}}{P_M^{1-\mu}} w_{Rural} \quad (14)$$

假设劳动力可以在农村和城市间自由流动,当城市和农村地区消费者间接效用相等时

①在C-D生产函数中考虑资本投入后,本文理论模型得到的研究结论仍然成立。结果备索,如有需要,可联系作者。

达到均衡,即满足: $V_{Urban} = V_{Rural}$ 。我们结合(13)和(14)式可以推导出居民迁移的均衡条件:

$$w_{Urban} = e^{\gamma} w_{Rural} \quad (15)$$

由于城市制造业对能源消耗时会产生污染,在其他条件不变的情况下环境污染将造成城市居民效用下降,从而降低城市对农村居民的吸引力。从(15)式中可以看出,为了补偿城市居民的效用损失,城市地区工资会高于农村地区,且这种补偿随着城市地区污染的加剧而不断提升。

2. 制造业部门商品利润最大化问题

本文假设代表性制造业企业在城市投入劳动力与能源要素组织生产,企业 i 的利润函数为:

$$\pi_i = (1-\omega)p_i Y_i - w_{Urban} L_i - (1-\tau_E)p_E E_i, Y_i = TFP_M L_i^{\alpha} E_i^{1-\alpha} \quad (16)$$

(16)式中: p_E 表示能源要素价格; τ_E 表示能源要素的市场扭曲,即地方政府为了促进地方制造业发展,通过能源补贴、价格管制等方式形成的能源价格相对于市场能源价格下调的幅度; E_i 表示企业的能源要素投入。能源要素的市场扭曲将增强制造业对能源要素投入的依赖,城市的污染更为严重,导致 γ 增加,即: $\gamma = g(\tau_E), g'(\tau_E) > 0$ 。代表性企业生产产品价格 p_i 可表示为:

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{p_E}{\alpha} \right)^{\alpha} \left(\frac{w_{Urban}}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \frac{1}{TFP_M} \quad (17)$$

根据企业利润最大化问题,我们通过求解一阶条件能够得到企业的能源消耗强度与最优产出为:

$$EI_i^* = \frac{E_i}{Y_i} = \frac{1}{TFP_M} \left[\frac{1-\alpha}{\alpha} \times \frac{w_{Urban}}{(1-\tau_E)p_E} \right]^{\alpha} \quad (18)$$

$$Y_i^* = \left[\frac{(1-\tau_E)p_E}{w_{Urban}} \cdot \frac{\alpha}{1-\alpha} \right]^{\alpha-1} TFP_M L_i = EI_i^* TFP_M^{-\frac{1}{\alpha}} L_i \quad (19)$$

(三) 所得税分享改革对制造业企业能源消耗强度的影响

为了刻画纵向财政失衡,我们将所得税分享改革引入模型。所得税分享改革加剧了央地间的纵向财政失衡,将(19)式代入(12)式中,可以得到地方政府的税收收入为:

$$\bar{T} = Transfer + s\omega TFP_M^{-\frac{1}{\alpha}} EI_M^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \left(\sum_{i=1}^N L_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (20)$$

通过调整(20)式,可得企业能源消耗强度为:

$$EI_i = N_i s^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} \quad (21)$$

$$(21) \text{ 式中: } N_i = \left[\frac{\bar{T} - Transfer}{\omega TFP_M^{-\frac{1}{\alpha}} \left(\sum_{i=1}^N L_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}, \text{ 为一常数。}$$

为了探讨所得税分享改革分成比例对企业能源消耗强度决策的影响,我们对 s 求偏导可得:

$$\frac{\partial EI_i}{\partial s} = \frac{\alpha}{\alpha-1} N_i s^{\frac{1}{\alpha-1}} < 0 \quad (22)$$

由(22)式可知,企业能源消耗强度与地方政府所得税分成比例呈负相关,即地方政府所得税分享比例越低,企业的能源消耗强度越高。所得税分享改革直接导致中央政府调高了与地方政府在所得税分成中的比例,地方政府收入的减少而事务及支出责任并未发生改变,

纵向财政失衡使得地方政府面临更大的财政压力。由(18)式可知,这种财政压力很可能通过能源市场扭曲与劳动力市场的劳动力成本上升传导给企业的能源消耗强度,这与现有的关于财政压力与地方政府行为以及能源政策扭曲与能源消耗强度的文献是一致的(Babatunde et al., 2021)。本文的理论框架如图1所示。

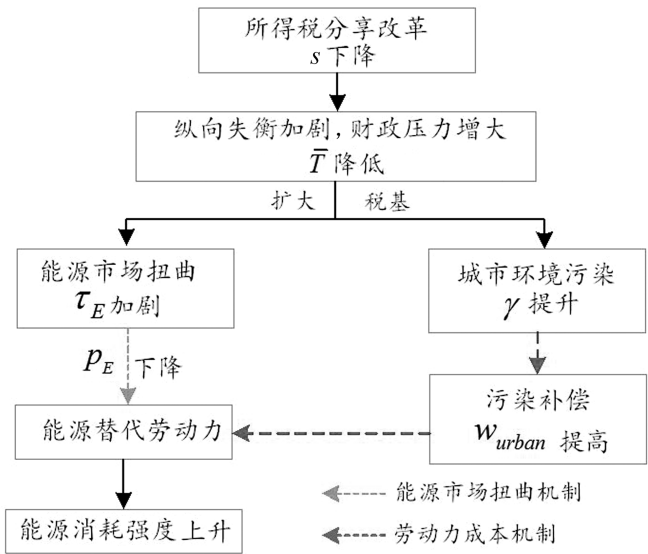


图1 理论机制框架图

四、数据来源与识别策略

(一) 制度背景

经过一系列重大的财政体制改革,中国重塑了央地之间税收分配方式与税收结构。1994 年全国统一实施了分税制改革,中央政府通过划分税种的方法参与地方财政收入的分享,对增值税、营业税和消费税等税种的征管方式进行了重新设计,但企业所得税仍保持原有征管状态,即按照企业的隶属关系分别由国家税务局和地方税务局进行征收^①。国家税务局负责征收中央企业和外资企业所得税,地方税务局负责征收地方企业所得税,所得税税收收入成为地方稳定的固定财政收入。然而,为避免地方政府追求政绩带来的地方保护主义与地区间过度竞争,2002 年中央政府在全国范围内推行了新一轮财税体制改革即所得税收入分享改革,将原属于地方政府税种的企业所得税变为了中央和地方共享税,由中央和地方各分享 50%;2003 年调整为中央分享 60%,地方分享 40%^②。然而,所得税分享改革对不同地区地方政府的企业所得税收入变化带来的影响具有异质性。一方面,这种异质性表现在省际间,一是中央政府将分享所得的所得税收入全部用于地方主要是中西部地区的转移支付。二是此次改革也实施了所得税基数返还的配套措施^③。另一方面,这种异质性还表现在省内,

① 参见《国务院关于实行分税制财政管理体制的决定》,国发[1993]85 号。
② 参见《国务院关于印发所得税收入分享改革方案的通知》,国发[2001]37 号。
③ 所得税基数返还以 2001 地方所得税收入为基数,如果地方分享的所得税收入小于地方实际所得税收入,差额部分由中央返还地方;如果地方分享的所得税收入大于地方实际所得税收入,差额部分由地方作为基数上解中央。

与中央和省级政府间统一规定的所得税分成方案不同,各省可对省级以下政府层级间的税收分成方案自由设定,地方与中央分成后留存的部分可按各省规定比例由省与下辖市共同分享。因此,本文可以借助此次改革捕捉地方政府所得税收入变化引致的地方财政压力变化。

(二) 数据来源

本文基于 1998—2012 年中国工业企业污染排放数据库测算了中国企业能源消耗强度。该数据库由中国生态环境部对重要污染物排放量占地区污染物排放量 85% 以上的工业企业的定期调查所形成。污染企业需定期自主上报企业的环境数据,并由县级环保部门不定期检查来核实信息披露的真实性。该数据库提供了企业有关煤、油、天然气和水资源等能源投入,覆盖了采矿业、制造业、电力、供水等 39 种行业,本文仅保留了其中的制造业企业样本。鉴于调查过程的严格性和环境信息披露的全面性,该数据库被认为是目前国内最全面可靠的环境微观数据库(陈钊、陈乔伊,2019;陈登科,2020)。近年来,不少学者利用该数据库研究了中国企业层面的环境和能源问题(陈钊、陈乔伊,2019;陈登科,2020)。

本文在构建计量方程中加入了企业和地区层面的控制变量,采用地区层面的税收数据对央地纵向财政失衡进行刻画。一方面,为获得企业的财务信息与生产信息,本文将中国工业企业污染排放数据库与中国工业企业数据库,通过企业法人代码与企业名称进行逐年匹配,进一步采用人工核实方式确保数据可靠性。同时,本文在国民经济行业分类基础上剔除了非制造业企业;借鉴 Brandt 等(2012)的处理方式,删除了总资产小于流动资产、总资产小于固定资产、工业总产值为负、职工人数少于 8 人的企业样本。另一方面,地区层面的税收信息则来源于 2000—2007 年《全国地市县财政统计资料》。需要说明的是,《全国地市县财政统计资料》没有纳入 2000 年企业所得税数据,我们通过 2000 年《中国区域经济统计年鉴》汇报的信息进行了补充。此外,地区层面控制变量数据主要来自 1998—2012 年《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。最终,本文获得了 1998—2012 年分布在 289 个地级市 82 434 家工业企业的 234 892 个观测值。

(三) 识别策略

本文参考 Chen(2017)、徐超等(2020)的识别策略,采用构建的相对“实验组”和“对照组”的强度双重差分法,识别纵向财政失衡下的地方财政压力对企业能源消耗强度的影响,具体计量模型如下:

$$\ln EI_{ict} = \alpha + \beta Pressure_c \times Post_t + \sum X_{it} + \sum Z_{ct} + \gamma_t + \eta_i + \mu_{ict} \quad (23)$$

(23)式中:下标 i 、 c 、 t 分别代表企业、地区、年份。 $\ln EI_{ict}$ 为能源消耗强度,采用企业的煤炭消耗量除以总产值的自然对数来衡量。 $Post_t$ 为时间虚拟变量,2002 年之后(包含 2002 年)为 1,否则为 0。 $Pressure_c$ 为所得税分享改革对纵向财政失衡下地方财政压力的冲击强度大小,以此作为相对“实验组”和“对照组”的处理强度变量。 $Pressure_c \times Post_t$ 为政策处理效应变量,表示在每一个分位上,大于该分位 $Pressure_c$ 值的样本是该分位所属样本的相对“实验组”。 X_{it} 为企业层面的控制变量, Z_{ct} 代表地区层面的控制变量。 γ_t 和 η_i 分别为年份固定效应和企业固定效应, μ_{ict} 是随机误差项。本文主要关心的是核心解释变量,即双重差分项 $Pressure_c \times Post_t$ 的估计系数 β ,从而识别纵向财政失衡下的地方财政压力对企业能源消耗强度的影响。若 β 显著为正,则表示纵向财政失衡下的地方财政压力提升了中国企业的能源消耗强度,反之,则降低了中国企业的能源消耗强度。

(四) 变量设定

1. 企业能源消耗强度指标

企业能源消耗强度反映的是企业单位产出所需要的能源要素投入量(陈钊、陈乔伊, 2019; Martin et al., 2012)。因此, 借鉴陈钊和陈乔伊(2019)的做法, 本文采用企业层面能源投入与总产出比值的自然对数测度企业的能源消耗强度, 具体计算方式如下:

$$\text{Ln}EI_{ict} = \text{Ln}\left(\frac{\text{Energy_Input}_{ict}}{\text{Output}_{ict}}\right) \tag{24}$$

(24)式中: $\text{Ln}EI_{ict}$ 为企业能源消耗强度; Output_{ict} 代表企业总产出; $\text{Energy_Input}_{ict}$ 代表企业能源投入, 本文采用企业煤炭消耗量作为企业能源投入。已有文献表明煤炭消费在中国能源消费市场上占据主导地位, 且常年保持稳定的能源消费结构, 快速推动了中国的高速增长(陈钊、陈乔伊, 2019)。因此, 煤炭消耗量可以很好地反映中国工业企业的能源要素投入绩效。具体地, $\text{Ln}EI_{ict}$ 的值越大, 代表企业的能源消耗强度越高, 即单位产出需要更多的能源消耗。

2. 纵向财政失衡指标

所得税分享改革意味着地方政府会损失一部分企业所得税收入, 改革前地方财政对企业所得税的依赖程度越高, 所得税分享改革产生的纵向财政失衡程度越高, 地方政府面临的财政压力越大。借鉴吴敏和周黎安(2020)的度量方式, 我们采用所得税分享改革前两年(2000年和2001年)地方所得税收入占一般预算收入的结构平均值来测算改革对纵向财政失衡下地方财政压力的冲击程度(Pressure_c)。该比值越大, 说明地方财政越依赖于企业所得税收入, 改革后带来的纵向财政失衡程度越高, 地方政府面临的财政压力越大。

此外, 为了检验所得税分享改革是否会带来纵向财政失衡, 造成地方财政压力的提升, 参考 Eyraud 和 Lusinyan(2013), 本研究采用地方政府财政支出中未通过财政收入覆盖的比例来度量纵向财政失衡下的地方财政压力(VFI)。纵向财政失衡下的地方财政压力的具体构建方式为:

$$VFI = 1 - \frac{RD}{SD} \times (1 - CG_deficit) \tag{25}$$

(25)式中: VFI 为纵向财政失衡下的地方财政压力; RD 为收入分权指数, 采用地方政府财政收入与中央财政收入的比值测度; SD 为支出分权指数, 采用地方财政支出与中央财政支出的比值测度。 $CG_deficit$ 为中央政府财政赤字, 采用中央政府财政赤字在支出中的比例来度量, 即:

$$CG_deficit = \frac{CG_spending - CG_revenue}{CG_spending} \tag{26}$$

(26)式中: $CG_deficit$ 为中央政府财政赤字; $CG_spending$ 和 $CG_revenue$ 分别为中央政府的财政支出和财政收入。

3. 控制变量

为避免企业和地区层面其他因素对企业能源消耗强度的影响, 参考 Costa-Campi 等(2015)、陈钊和陈乔伊(2019)、He 和 Huang(2020)的研究, 本文分别引入企业和地区两个层面的控制变量。企业控制变量主要包括: (1) 企业年龄 (Lnage), 经营时间长的企业能优化能源投入。本文采用当年减去企业成立年份的自然对数衡量。(2) 企业规模 (Lnsize), 大规模企业有能力采用先进的节能设备。本文采用企业总资产的自然对数衡量。(3) 国有企业

(SOE), 国有企业更易于获取低价能源, 从而提升能源消耗强度。如果企业是国有企业, 该变量取值为 1, 否则为 0。(4) 外资企业(FIE), 外资企业存在来自海外的节能技术溢出, 有更低的能源消耗强度。如果企业是外资企业, 该变量取值为 1, 否则为 0。(5) 企业出口(Lnexport), 出口企业面对国际绿色标准时, 对能源使用有一定约束。本文使用企业出口交货值加 1 的自然对数测度。(6) 财务状况(Lnprofit), 盈利能力强的企业有更多的资金进行节能技术升级和节能设备引进。本文采用利润总额与总资产比值的自然对数来衡量。地区控制变量主要有:(1) 环境规制(Lnauthority), 环境规制会激励企业进行节能技术升级。本文采用地区环保人员数量的自然对数衡量。(2) 政府支出(Lngov), 地方财政支出占比越大, 可能面临的纵向财政压力也越大。本文使用地区财政支出占 GDP 比重的自然对数测度。(3) 产业结构(Industry), 第二产业集聚的地区企业之间的节能技术溢出效应会更加明显。本文使用第二产业增加值占 GDP 比重测度。(4) 经济发展(Lnpgdp), 地区经济的快速发展会带动企业生产规模的扩大, 增加对能源的消费需求和生产过程中的能源投入。本文使用人均 GDP 的自然对数衡量。

相关变量的详细定义及其描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
企业能源消耗强度	煤炭消耗量除以总产出(吨/万元)	0.521	0.355	0.065	1.000
纵向财政失衡	改革前两年地方所得税收入占地方一般预算收入的结构平均值	0.180	0.086	0	0.515
所得税改革时间	2002 年及以后为 1, 否则为 0	0.782	0.413	0	1
企业年龄	当年减去企业成立年份	14.862	14.529	1	411
企业规模	企业总资产(单位:亿元)	2.478	16.070	0.001	1476.378
财务状况	利润总额与总资产比值(单位:%)	0.095	0.223	0	55.043
国有企业	国有企业为 1, 否则为 0	0.095	0.293	0	1
外资企业	外资企业为 1, 否则为 0	0.187	0.390	0	1
企业出口	企业出口交货值(单位:亿元)	3.589	34.013	0	4783.917
环境规制	地区环保人员数量(单位:人)	549.403	254.142	43	1320
政府支出	地区财政支出占 GDP 比重(单位:%)	2.001	1.988	0.114	17.326
产业结构	第二产业增加值占 GDP 比重(单位:%)	49.837	8.523	15.700	90.970
经济发展	人均 GDP(单位:元)	274.853	217.931	16.600	1751.250

注:本表为变量未取对数时的描述性统计。

五、实证结果与分析

(一) 基准估计结果与分析

本文首先检验了所得税分享改革是否带来了央地间纵向财政失衡, 加大了地方政府的财政压力, 表 2 中列(1) 汇报了对其检验的回归结果。结果显示双重差分项对纵向财政失衡下的地方财政压力的估计系数显著为正, 这表明所得税分享改革显著地加剧了央地纵向财政失衡程度, 加大了地方政府面临的财政压力。在此基础上, 根据基准回归模型(23) 的设定, 本文检验了纵向财政失衡下的地方财政压力对企业能源消耗强度的影响, 具体估计结果如表 2 列(2) — (4) 所示。其中, 所有回归结果均控制了年份和企业层面的固定效应, 并采用聚类稳健标准差, 以避免异方差与序列相关问题对本文估计结果带来的影响。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	VFI	LnEI	LnEI	LnEI
Pressure×Post	0.205 *** (0.067)	0.264 *** (0.069)	0.251 *** (0.069)	0.259 *** (0.069)
Lnauthority	-0.065 *** (0.012)		-0.087 *** (0.019)	-0.088 *** (0.019)
Lngov	-0.195 *** (0.015)		0.041 ** (0.020)	0.039 ** (0.020)
Industry	-0.001 *** (0.000)		-0.002 *** (0.001)	-0.002 ** (0.001)
Lnpgdp	-0.004 (0.015)		0.040 *** (0.015)	0.037 ** (0.015)
Lnage				-0.010 ** (0.005)
Lnsize				-0.037 *** (0.005)
Lnprofit				-0.005 *** (0.001)
SOE				-0.019 (0.019)
FIE				-0.016 (0.019)
Lnexport				-0.001 * (0.001)
城市固定效应	Yes	No	No	No
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	No	Yes	Yes	Yes
样本量	3 923	204 410	204 410	204 410
调整 R ²	0.842	0.708	0.708	0.709

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内为标准误，标准误聚类到企业层面。下表皆同。

列(2)仅加入了双重差分项和年份、企业层面的固定效应,列(3)和列(4)进一步分别控制了一些地区和企业层面的基本特征。在加入了所有地区和企业层面的控制变量后,交互项的系数仍在 1% 的显著性水平下为 0.259。显然,这个系数代表的是不同地区间由于所得税分享改革带来的平均效应,进一步,本文通过计算可以给出回归系数在不同地区间产生的具体经济影响。我们以所得税分享改革影响程度最大与最小的两个地区为例,计算过程如下:

$$\ln\left(\frac{EI_{\max,2003}/EI_{\min,2003}}{EI_{\max,2000}/EI_{\min,2000}}\right)=\beta_1(Pressure_{\max}-Pressure_{\min})=0.259\times0.515=0.133 \quad (27)$$

$$\frac{EI_{\max,2003}/EI_{\min,2003}}{EI_{\max,2000}/EI_{\min,2000}}=e^{0.133}=1.142=114.2\% \quad (28)$$

结果表明,政策实施后所得税收入占比最高地区相比最低地区的企业能源消耗强度上升幅度高 14.2%。

(二) 识别策略的有效性检验

1. 共同趋势检验

在所得税分享改革前,实验组和控制组需要满足平行趋势假定,即两组企业的能源消

耗强度需要保持相同的变动趋势。本文以所得税分享改革前一年(2001 年)作为基准年份,运用事件研究法进行平行趋势检验,结果如图 2 所示。图中实线为所得税分享改革带来的地方财政压力对企业能源消耗强度影响的边际效应,虚线为 95%置信区间。从图中可以看出,所得税分享改革前的回归系数靠近零轴,95%置信区间穿过零轴,满足平行趋势假定。此外,所得税分享改革实施后的回归系数均位于零轴上方,且呈现出上升趋势,这表明所得税分享改革带来的地方财政压力显著提高了企业能源消耗强度,且这一效应具有增强的趋势。

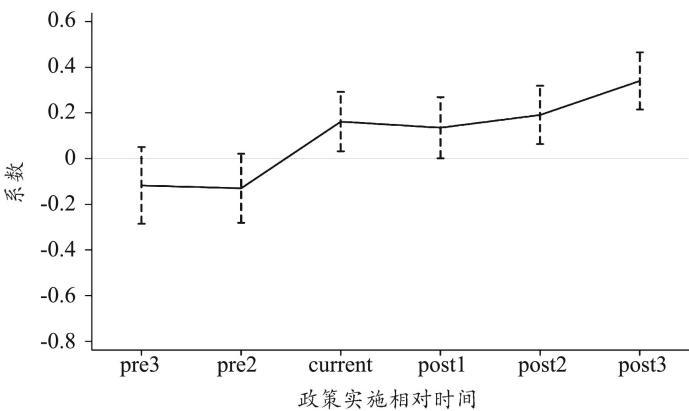


图 2 共同趋势检验

2. 安慰剂检验

企业能源消耗强度的变化趋势可能受其他不可观测因素影响,本文进行了安慰剂检验以排除不可观测因素的潜在影响。本文将基准回归中测算的财政压力强度指标 *Pressure*_{*i*} 随机分配给每个地区,重新对基准模型进行估计,将这一过程重复 500 次。图 3 展示了 500 次安慰剂检验的估计系数核密度以及对应 *P* 值的分布。可以发现,估计系数的均值接近于 0,且绝大部分 *P* 值大于 0.1。同时,垂直虚线代表的实际估计系数在安慰剂检验的估计系数中明显属于异常值。综合来看,企业能源消耗强度的提高确实是源自于所得税分享改革带来的地方财政压力,排除了其他不可观测因素的潜在影响。

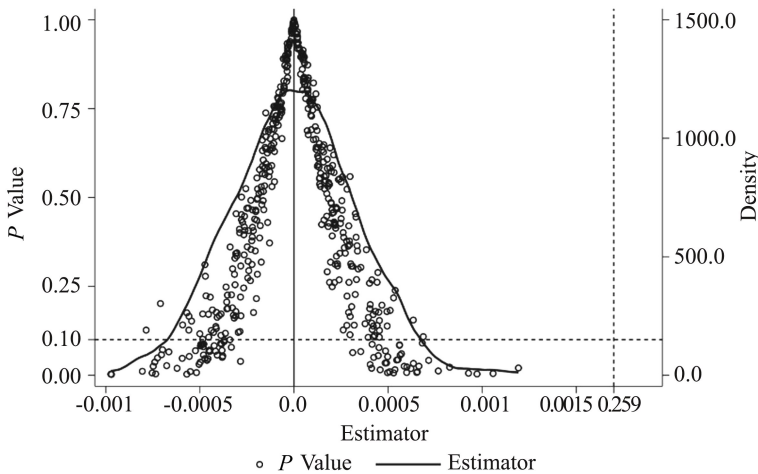


图 3 安慰剂检验

3.稳定个体干预值假设检验

双重差分法识别策略的有效性依赖于稳定个体干预值假设,即不同个体受到的政策冲击是相互独立的,某一个体受到政策冲击的情况不影响其他个体的结果。然而,现实情况中的政策冲击可能会引发个体的策略性迁移决策,造成估计得到的平均处理效应是有偏的。具体到本文的研究情境下,所得税分享改革带来的地方财政压力会造成当地能源市场的扭曲,这可能会吸引追求低廉能源要素的外来企业进入,且高财政压力地区的国有企业也可能在异地新设子公司以缓解地方政府的财政压力。因此,所得税分享改革带来的地方财政压力和企业能源消耗强度之间的关系,可能会因企业的逐利行为导致估计得到的平均处理效应是有偏的。为此,本文剔除了所得税分享改革后新进入企业的样本观测值重新估计,估计结果汇报在表3列(1)中,结果仍然证实了本文基准结论的稳健性。此外,本文也检验了改革冲击对城市每年新进入企业数量(*NewFirm*)、每年新进入高能耗企业数量(*NewEFirm*)以及每年高能耗企业数量(*EFirm*)的影响,估计结果分别汇报在表3列(2)、(3)和(4)中^①。

表 3 稳定个体干预值假设检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	LnEI	NewFirm	NewEFirm	EFirm
<i>Pressure</i> × <i>Post</i>	0.263 *** (0.069)	0.250 (0.192)	0.143 (0.153)	-0.254 (0.387)
企业维度控制变量	Yes	No	No	No
地区维度控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	No	No	No
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	108 472	3 752	3 705	3 705
调整 <i>R</i> ²	0.677	0.600	0.599	0.821

结果表明所得税分享改革带来的地方财政压力并未造成城市每年新进入企业数量和每年新进入高能耗企业数量的显著增加,也未显著影响城市每年高耗能企业的数量。因此,所得税分享改革可能并未引致企业的策略性区位选择问题,本文得到的平均处理效应能够有效反映所得税分享改革带来的地方财政压力对企业能源消耗强度的影响。

(三) 稳健性检验与分析

1.企业能源消耗强度再度量

一方面,借鉴 Martin 等(2012)的做法,本文采用能源投入与可变成本的比值重新度量了企业能源消耗强度(LnEI1),表4列(1)汇报了回归结果。结果表明纵向财政失衡下的财政压力确实提升了企业能源消耗强度。另一方面,参照 Zhang 等(2020)的做法,本文也采用了能源投入与工业销售产值的比值作为企业能源消耗强度的代理变量(LnEI2)进行稳健性分析,表4列(2)汇报了回归结果。表中结果显示,交互项(*Pressure*×*Post*)的估计系数仍然在1%水平下显著为正,证实了本文基准回归结果的稳健性。

①《中华人民共和国 2010 年国民经济和社会发展统计报告》中将化学原料及化学制品制造业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、非金属矿物制品业、石油加工炼焦及核燃料加工业归类为制造业中的高耗能行业。本文将属于高耗能行业的企业识别为高能耗企业。

2. 财政压力强度指标再度量

为了精确地捕捉所得税分享改革带来的纵向财政失衡下的地方财政压力,借鉴徐超等(2020)的测度方式,本文将地区转移支付和所得税基数返还纳入地方财政压力的测度中,重新定义纵向财政失衡下地方财政压力指标($Pressure_2$),具体衡量方式如下:

$$Pressure_2 = \frac{1}{2} \sum_{t=2000}^{2001} \frac{CIT_{ct} + Transfer_{ct}}{Revenue_{ct}} - \frac{1}{6} \sum_{t=2002}^{2007} \frac{CIT_{ct} + Return_{ct} + Transfer_{ct}}{Revenue_{ct}} \quad (29)$$

(29)式中: c 代表地区; t 代表年份; CIT_{ct} 为企业所得税收入; $Transfer_{ct}$ 为中央对地方的一般转移支付; $Revenue_{ct}$ 为一般预算收入; $Return_{ct}$ 为所得税基数返还。

表4列(3)汇报了考虑所得税基数返还和转移支付的回归结果,交互项系数在1%水平下显著为正,这与本文的基本结论保持一致。

3. 遗漏重要变量的稳健性检验

一方面,由于所得税分享改革规定将中央政府所得的所得税收入全部用于地方主要是中西部地区的转移支付,这可能会影响纵向财政失衡下地方财政压力强度,造成基准回归中的估计是有偏的。为此,本文进一步控制了城市层面的转移支付强度($Trans$)和财政自给能力($Self$)^①,估计结果汇报在表4列(4),本文的基准结论依然成立。另一方面,考虑到地方政府为了缓解纵向失衡下的财政压力,可能会通过改变当地的投资环境吸引外来企业投资,从而影响企业的能源消耗强度,本文进一步控制了城市投资环境($Asset$),采用固定资产投资完成额与GDP的比值进行度量,表4列(5)展示了回归结果,本文的基本结论并未受到地区投资环境的影响。

4. 内生性问题

考虑到所得税分享改革具有一定的政策目标,比如平衡地区间的财政收入,因此该政策可能不是足够外生的^②。为了解决可能存在的内生性问题,本文选择所得税分享改革前城市专项转移支付^③占一般预算收入比重的平均值,作为所得税分享改革强度指标(所得税分享改革前地区所得税收入占一般预算收入比重的平均值)的工具变量。专项转移支付是指上级政府委托下级政府代理的一些事务进行补偿而设立的专项补助资金,资金接受者需按规定用途使用资金,主要集中在增加地方公共品的投资。然而,我国一般采用的是具有配套条款的专项转移支付形式,即地方政府必须按照一定比例出资增加地方公共品供给水平,从而带来了地方政府“被动支出”的问题,促使地方政府通过增加税收收入来保证地方财政税收体系有效运转(贾俊雪等,2012)。因此,专项转移支付与地方政府所得税收入具有很强的相关性,满足工具变量相关性条件。然而,专项转移支付的使用具有明确的限定范围,与企业的能源消耗强度不存在直接关联,满足工具变量外生性的要求。在此基础上,借鉴Bai和Jia(2016)的做法,本文将专项转移支付占比与所得税分享改革时间虚拟变量的交互项作为所得税分享改革双重差分项的工具变量,采用工具变量法重新估计所得税分享改革带来的

①转移支付强度($Trans$)采用城市转移支付与财政收入的比值衡量,财政自给能力($Self$)采用财政支出与财政收入的比值衡量。

②感谢匿名评审专家的建设性意见。

③专项转移支付的数据来源于《全国地市县财政统计资料》,1998—2006年该项称为“专项补助”。

地方财政压力对企业能源消耗强度的影响。表 4 列(6)汇报了工具变量法的回归结果,所得税分享改革双重差分项的估计系数在 1%水平下显著为正,证实了本文基本研究结论的稳健性。在第一阶段回归中工具变量(即专项转移支付占比与改革时间虚拟变量)的系数在 1%水平下显著为正,表明专项转移支付与地方所得税收入占比存在显著的正向关系。同时,Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1%的显著性水平下拒绝原假设,Kleibergen-Paap rk Wald F 值为 56.202,大于 Stock-Yogo 弱识别检验在 10%水平下的临界值 16.38,这意味着工具变量的选择不存在未识别和弱工具变量问题。

表 4 变量再度量、遗漏重要变量和内生性问题的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LnEI1	LnEI2	LnEI	LnEI	LnEI	LnEI
Pressure×Post	0.499*** (0.126)	0.477*** (0.127)	0.658*** (0.170)	0.185*** (0.068)	0.186*** (0.068)	0.912*** (0.168)
Pressure2×Post						
Trans				-0.019*** (0.005)	-0.019*** (0.005)	
Self				0.021* (0.012)	0.023* (0.012)	
Asset					-0.008 (0.009)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段 IV						1.550*** (0.206)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量						89.946 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量						56.202 {16.38}
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	144 262	144 302	189 251	194 786	193 823	202 547
调整 R ²	0.819	0.812	0.711	0.709	0.709	0.235

注:[]内数值为 P 值,{ }内数值为 Stock-Yogo 弱识别检验在 10%水平上的临界值。

5.排除预期效应

鉴于所得税分享改革方案在 2001 年 12 月份就已经提出,且规定按照 2001 年的所得税收入为基数进行所得税基数返还,地方政府有强烈的动机做大所得税返还基数,这可能难以有效地反映纵向财政失衡下的地方财政压力程度(徐超等,2020)。因此,我们使用以下两种方式来排除这种预期效应。第一种做法是删除 2001 年的样本后再次进行回归。第二种做法是重新定义地方纵向财政失衡下的地方财政压力指标的测度方式,只采用 2000 年地方所得税收入占财政收入的比重(Pressure1)来衡量。表 5 列(1)和列(2)分别展示了两种排除预期效应做法的估计结果,结果显示交互项的系数均在 1%水平下显著为正,表明本文基准回归结果是稳健的,纵向财政失衡下的地方财政压力显著提高了企业的能源消耗强度。

6.模型设定的稳健性检验

第一,为了缓解组内测量误差对本文估计结果的影响,借鉴徐超等(2020)的做法,本文将衡量纵向财政失衡下的地方财政压力的指标设置为虚拟变量的形式(Treat),当地区纵向

财政失衡大于 *Pressure* 中位值时, *Treat* 赋值为 1, 否则为 0。在此基础上, 本文构建了传统的双重差分模型以检验纵向财政失衡下的地方财政压力对企业能源消耗强度的影响。我们在表 5 列(3)中汇报了传统双重差分模型的回归结果, 交互项 (*Treat*×*Post*) 的估计系数显著为正, 进一步证实了本文基准回归结果的稳健性, 不受双重差分模型设定形式的影响。第二, 考虑到标准误可能在城市层面的序列相关性, 本文将标准误重新聚类到城市层面进行回归, 估计结果汇报在表 5 列(4), 本文的基准结论仍然成立。第三, 在基准回归中, 尽管本文控制了企业和年份固定效应, 但可能遗漏了一些城市层面的变量。为此, 本文在基准回归的基础上进一步控制了城市固定效应, 估计结果汇报在表 5 列(5), 这一结果并未影响本文基准结论的稳健性。第四, 本文在基准回归的基础上进一步加入了行业-年份固定效应, 以控制一些行业层面随时间变化的因素, 回归结果汇报在表 5 列(6), 仍然证实了本文基本结论的稳健性。

表 5 排除预期效应和模型设定的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LnEI	LnEI	LnEI	LnEI	LnEI	LnEI
<i>Pressure</i> × <i>Post</i>	0.430 *** (0.094)			0.259 ** (0.105)	0.258 *** (0.069)	0.286 *** (0.070)
<i>Pressure</i> 1× <i>Post</i>		0.451 *** (0.087)				
<i>Treat</i> × <i>Post</i>			0.052 *** (0.016)			
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	No	No	No	No	Yes	No
行业-年份固定效应	No	No	No	No	No	Yes
样本量	189 463	175 993	189 463	204 410	204 410	204 010
调整 R ²	0.711	0.709	0.711	0.709	0.708	0.717

7. 考虑同期其他政策改革的影响

为剔除其他政策冲击的潜在影响, 本文考虑了样本期内影响纵向财政失衡下地方财政压力和企业能源消耗强度的五次改革, 分别是取消农业税改革、增值税转型改革、加入世界贸易组织、外资进入管制以及“省管县”财政体制改革。在考虑了以上其他政策的潜在影响后, 本文的基本研究结论仍然保持稳健。^①

(四) 机制检验与异质性分析

1. 能源价格和劳动力成本的机制检验

(1) 检验能源价格扭曲机制。本文借鉴 Li 和 Zhang (2022) 对中间品投入价格的测算方式对企业层面的能源价格进行了估算。该方法基于两阶段的生产决策结构模型, 通过常见的如劳动雇佣、材料购买支出、资本、营业收入、能源投入等变量估计中间品要素投入价格。具体而言, 可根据企业最优化条件下的劳动与能源投入数量组合与企业的工资、原材料支出等变量推断出不含质量因素的要素投入价格。由此, 本文可获得企业层面能源价格的代理指标 (*Energy_Price*)。表 6 列(1)汇报了所得税分享改革对企业能源价格的回归结果, 改革

^①考虑到文章篇幅限制, 同期其他政策改革检验未予列出, 如有需要, 可联系作者。

交互项($Pressure \times Post$)对能源价格的回归系数显著为负,表明所得税分享改革带来的地方财政压力会显著降低能源价格,造成能源价格扭曲。

(2)检验劳动力成本上升机制。本文采用应付职工工资与职工人数的比值作为企业劳动力成本($Labor_Cost$)的衡量指标。表6列(2)汇报了所得税分享改革对企业劳动力成本的回归结果,改革交互项($Pressure \times Post$)对劳动力成本的回归系数显著为正,表明所得税分享改革带来的地方财政压力会显著增加企业的劳动力成本,与本文的理论分析保持一致。

表 6 机制检验与异质性分析检验结果

	机制检验		异质性分析		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	能源价格	劳动力成本	财务压力	能源密集度	要素市场化水平
	$Energy_Price$	$Labor_Cost$	$LnEI$	$LnEI$	$LnEI$
$Pressure \times Post$	-0.877 ** (0.419)	4.784 *** (0.927)	0.307 *** (0.075)	0.317 *** (0.071)	0.460 *** (0.175)
$Pressure \times Post \times FP$			0.097 * (0.059)		
EC_dummy				0.046 ** (0.020)	
$Pressure \times Post \times EC_dummy$				0.227 *** (0.059)	
FM_dummy					0.576 (0.567)
$Pressure \times Post \times FM_dummy$					0.651 *** (0.144)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	115 960	135 863	204 410	204 410	204 410
调整 R^2	0.732	0.521	0.709	0.709	0.709

2.异质性分析

为了进一步理解所得税分享改革带来的地方财政压力影响企业能源消耗强度的内在联系,考虑到二者与企业财务压力、行业能源消耗和地区要素化水平密切相关,本文进一步从这三个方面探讨地方财政压力与企业能源消耗强度关系的异质性。

(1)检验企业财务压力的异质性影响。所得税分享改革带来的地方财政压力会进一步传导给当地企业,导致财务压力越大的企业面临更加严峻的生产经营环境,不仅会减弱这些企业进行设备升级和环保投资的动机,而且会促使其投入更多成本相对较低的能源要素,从而增加生产过程中的能源消耗。借鉴 Kong 和 Zhu(2022),本文采用样本期间企业总负债与总资产比值的平均值衡量企业财务压力(FP),该值越大表明企业的财务压力越大。表6列(3)汇报了企业财务压力的异质性影响,企业财务压力与双重差分变量交乘项($Pressure \times Post \times FP$)的系数显著为正,表明对于财务压力越大的企业,所得税分享改革带来的地方财政压力对企业能源消耗强度的正向影响越大。

(2)检验行业能源密集度的异质性影响。高能耗行业在生产过程中更依赖于能源要素的投入,地方财政压力下能源价格的扭曲会降低能源要素成本,这会进一步增加高能耗行业的能源需求和能源投入,从而提升企业能源消耗强度。为了检验行业能源密集度的异质性

影响,本文构造了高能耗行业的虚拟变量(EC_dummy),当企业所属行业为高能耗行业时,该虚拟变量取值为 1,否则为 0。表 6 列(4)汇报了行业能源密集度的异质性影响,高能耗行业虚拟变量与双重差分变量交乘项($Pressure \times Post \times EC_dummy$)的系数显著为正,表明对于高能耗行业而言,所得税分享改革带来的地方财政压力对企业能源消耗强度的促进作用更强。

(3) 检验地区要素市场化水平的异质性影响。地方政府对能源要素市场的干预行为会受到当地要素市场化水平的影响,当地区要素市场化水平越低时,地方政府干预能源价格的能力和动机越强,从而通过扭曲能源价格影响企业的能源消耗强度。为了检验地区要素市场环境的异质性影响,借鉴 Kong 和 Zhu (2022),本文构造了低要素市场化水平的虚拟变量(FM_dummy),当企业所属地区样本期间的平均要素市场化水平低于中位数时,虚拟变量 FM_dummy 取值为 1,否则为 0^①。表 6 列(5)汇报了地区要素市场化水平的异质性影响,低要素市场化水平虚拟变量与双重差分变量交乘项($Pressure \times Post \times FM_dummy$)的系数显著为正,表明在低要素市场化水平地区,所得税分享改革带来的地方财政压力对企业能源消耗强度的促进效果更明显。

六、结论与政策建议

本文以纵向财政失衡为研究视角,将所得税分享改革这一外生冲击带来的央地财政分配变化纳入中央政府-地方政府-企业行为决策的理论框架,探讨了央地间的财政分配制度如何影响地方政府行为与企业能源消耗强度。理论分析结论表明,当央地分成比例发生变化时,地方财政收支缺口带来的财政压力会通过能源市场价格扭曲与劳动力成本上升增加企业的能源消耗强度。基于理论模型,本文借助所得税分享改革这一准自然实验,采用强度 DID 的识别策略对纵向财政失衡与中国企业能源消耗强度进行了因果识别,主要得到以下结论:第一,纵向财政失衡显著提升了能源消耗强度,经过一系列的稳健性、有效性分析后结论依然稳健。第二,机制分析显示,纵向财政失衡引发了能源市场价格的扭曲和劳动力成本的上升,从而增加了企业的能源消耗强度。第三,异质性分析表明,纵向财政失衡对能源消耗强度的正向效应主要集中在高财务压力企业、高能源密集度行业以及低要素市场化水平地区。

基于以上研究发现,本文提出以下政策建议:

第一,科学划分中央政府与地方政府的财权与事权,构建权责清晰、财力协调和区域均衡的新型央地财政关系,为能源环境管理和“双碳”目标实现提供新的制度红利和动力源泉。一是在财政支出方面,按照中央政府主导、权力下放、权责相属等原则,明确中央政府和地方政府的固有事权和相应的财政支出责任,优化央地财政支出的纵向结构。二是在财政收入方面,遵循财权与事权相匹配的原则重构地方税收体系和税收制度,允许地方政府科学培育地方税种,通过优化地方政府财政收入结构提高财政自给水平,提升地方政府绿色环境治理意愿和能力。三是根据不同地方政府的纵向财政支出责任和能力,通过规范转移支付资金分配程序,优化转移支付分配结构和分配比例,充分利用转移支付缓解纵向财政失衡这一重要政策工具,有效调动地方政府节能减排的积极性。

第二,加强财政制度设计和能源环境治理目标的协同融合,形成以财政政策为核心的能源环境治理体系。一是在央地财政制度框架下,通过财政补贴和税收优惠等手段提升地方

① 本文以样本期间地区平均要素市场化水平的中位数作为高低要素市场化水平的划分依据。

政府绿色环境政策执行与创新的意愿,并加强绿色环境政策执行过程中的监督和考核,发挥财政制度设计对能源环境目标实现的激励作用。二是借助财政资金的分配比例、预算管理以及公共债务制度协调地方政府之间在能源环境管理目标上的利益关系,解决不同地区间环境治理的外部性问题,有效实现财政制度设计对能源环境目标实现的协调作用。

第三,积极推进能源市场化改革,完善地方政府绩效考核体系。一是弱化地方政府在能源价格制定上的主导作用,采用公开透明的招投标方式分配能源要素,并加强分配过程中的监督与管理。二是要在能源市场引入竞争机制,减少地方政府对能源部门的行政干预和财政补贴,允许更多的民营资本进入能源市场并平等的参与竞争,让市场机制决定能源要素的价格及配置。在能源市场化的作用下,能源价格会成为市场配置资源的信号,能源要素会流向能源效率更高的企业,从而提升企业的能源效率。三是优化地方政府官员绩效考核标准,淡化以经济指标考核为主的观念,强化对能源消耗和污染排放客观指标的关注。

参考文献:

- 1.陈登科,2020:《贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据》,《经济研究》第12期。
- 2.陈诗一、祁毓,2022:《“双碳”目标约束下应对气候变化的中长期财政政策研究》,《中国工业经济》第5期。
- 3.陈钊、陈乔伊,2019:《中国企业能源利用效率:异质性、影响因素及政策含义》,《中国工业经济》第12期。
- 4.贾俊雪、高立、秦聪,2012:《政府间财政转移支付、激励效应与地方税收收入体系》,《经济理论与经济管理》第6期。
- 5.彭馨、蒋为,2021:《税收竞争与出口产品质量:企业迁移还是效率提升?》,《经济评论》第3期。
- 6.舒鹏、周少甫,2023:《房产税政策、土地财政行为与宏观经济波动》,《经济评论》第3期。
- 7.韦东明、顾乃华、魏嘉辉,2021:《财政垂直失衡、公共支出偏向与经济高质量发展》,《经济评论》第2期。
- 8.吴敏、周黎安,2020:《财政压力的多层级传递与应对——基于取消农业税改革的研究》,《世界经济文汇》第1期。
- 9.徐超、庞雨蒙、刘迪,2020:《地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析》,《经济研究》第6期。
- 10.Asilis, C., and L.A. Rivera-Batiz. 1994. “Geography, Trade Patterns, and Economic Policy.” IMF Working Paper, No.16.
- 11.Babatunde, K. A., F. F. Said, N. G. M. Nor, R. A. Begum, and M. A. Mahmoud. 2021 “Coherent or Conflicting? Assessing Natural Gas Subsidy and Energy Efficiency Policy Interactions Amid CO2 Emissions Reduction in Malaysia Electricity Sector.” *Journal of Cleaner Production* 279, 123374.
- 12.Bai, Y., and R. X. Jia. 2016. “Elite Recruitment and Political Stability: The Impact of the Abolition of China’s Civil Service Exam.” *Econometrica* 84(2): 677–733.
- 13.Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. 2012. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97(2): 339–351.
- 14.Chen, S.X. 2017. “The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China.” *Journal of Public Economics* 147: 62–76.
- 15.Choi, B. 2020. “Productivity and Misallocation of Energy Resources: Evidence from Korea’s Manufacturing Sector.” *Resource and Energy Economics* 61, 101184.
- 16.Costa - campi, M. T., J. Garcia - Quevedo, and A. Segarra. 2015. “Energy Efficiency Determinants: An Empirical Analysis of Spanish Innovative Firms.” *Energy Policy* 83: 229–239.
- 17.Elsasser, L., and L. Haffert. 2022 “Does Fiscal Pressure Constrain Policy Responsiveness? Evidence from Germany.” *European Journal of Political Research* 61(2): 374–397.
- 18.Eyraud, L., and L. Lusinyan. 2013. “Vertical Fiscal Imbalances and Fiscal Performance in Advanced Economies.” *Journal of Monetary Economics* 60(5): 571–587.
- 19.He, L. Y., and G. Huang. 2020. “Processing Trade and Energy Efficiency: Evidence from Chinese

- Manufacturing Firms.” *Journal of Cleaner Production* 276, 122507.
20. Jacques, O. 2021. “Austerity and the Path of Least Resistance: How Fiscal Consolidations Crowd Out Long-term Investments.” *Journal of European Public Policy* 28(4): 551–570.
21. Kong, D., and L. Zhu. 2022. “Governments’ Fiscal Squeeze and Firms’ Pollution Emissions: Evidence from a Natural Experiment in China.” *Environmental and Resource Economics* 81: 833–866.
22. Li, S., and H. Zhang. 2022. “Does External Monitoring from the Government Improve the Performance of State-Owned Enterprises?” *The Economic Journal* 132(6): 675–708.
23. Lin, B., and Y. Zhou. 2021. “Does Fiscal Decentralization Improve Energy and Environmental Performance? New Perspective on Vertical Fiscal Imbalance.” *Applied Energy* 302, 117495.
24. MacKay, R.C. 2017. “The Impact of Fiscal Stress on Local Government Fiscal Structures: An Event Study of the Orange County Bankruptcy.” *Public Budget Finance* 37(2): 102–124.
25. Martin, R., M. Muûls, L. B. De Preux, and U. J. Wagner. 2012. “Anatomy of a Paradox: Management Practices, Organizational Structure and Energy Efficiency.” *Journal of Environmental Economics and Management* 63(2): 208–223.
26. Ouyang, X., X. Wei, C. Sun, and G. Du. 2018. “Impact of Factor Price Distortions on Energy Efficiency: Evidence from Provincial-level Panel Data in China.” *Energy Policy* 118: 573–583.
27. Xu, Y., and M.E. Warner. 2016. “Does Devolution Crowd Out Development? A Spatial Analysis of US Local Government Fiscal Effort.” *Environment and Planning A* 48(5): 871–890.
28. Zhang, D., J. Li, and Q. Ji. 2020. “Does Better access to Credit Help Reduce Energy Intensity in China? Evidence from Manufacturing Firms.” *Energy Policy* 145, 111710.

Local Fiscal Pressure and Firm’s Energy Intensity with Vertical Fiscal Imbalance: Evidence from Income Tax Sharing Reform

Song Yijia¹, Li Xitao² and Liu Ruoxi³

(1: Institute of Chinese Finance Studies, Southwestern University of Finance and Economics;

2: School of International Business, Southwestern University of Finance and Economics;

3: School of Economics, Zhejiang University)

Abstract: This study examines the impact of vertical fiscal imbalance on a firm’s energy intensity by constructing a theoretical model that considers the interactions between central and local governments and firms. Specifically, we investigate how the behavior of local governments, which is influenced by vertical fiscal imbalance, affects a firm’s energy intensity in the context of income tax sharing reform. To provide empirical evidence, we use a difference – in – differences identification strategy and utilize data from the 1998–2012 China Industrial Enterprise Pollution Emission Database. Our results show that vertical fiscal imbalance has a significant positive impact on the energy intensity of Chinese firms, and this finding is robust to robustness and validity analyses. Furthermore, our study highlights that long – term fiscal imbalance affects the input decisions of firms through energy factor markets and labor costs, ultimately affecting the energy intensity of firms. Overall, our study provides both theoretical and empirical evidence to support the development of a more effective energy and environmental governance system focusing on fiscal institutions in China. The government should recognize the institutional causes behind the distortion of the energy factor market and, address public governance issues from the fiscal system design perspective, and leverage the incentive and coordination role of fiscal tools.

Keywords: Vertical Fiscal Imbalance (VFI), Fiscal Pressure, Income Tax Sharing Reform, Energy Intensity

JEL Classification: F610, F140, H260

(责任编辑:惠利、陈永清)