

环境规制加速了中国老工业城市“去工业化”吗?

刘和旺^{1,2}, 张 双^{1,2}, 郑世林³

(1. 湖北大学商学院, 湖北 武汉 430062; 2. 湖北省开放经济研究中心, 湖北 武汉 430061;
3. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732)

摘要:以“十一五”节能减排目标政策为外生冲击,基于双重差分法,利用中国工业企业数据和城市统计数据实证检验环境规制对中国老工业城市去工业化的影响及作用机制。研究发现:节能减排目标政策的推出并未加速全国范围去工业化,但加速了老工业城市的去工业化,同时政策效应在国有企业、高污染行业企业、资源依赖性较强城市和市场化程度较低地区的企业中更为显著。机制检验结果表明,节能减排目标政策对老工业城市去工业化的影响主要是通过资本流失和创新挤出实现的。基于此,提出通过动能转换、效率提升等应对环境规制约束下区域去工业化问题的对策建议。

关键词:环境规制;节能减排政策;去工业化;产业安全

中图分类号:F222.3 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2023)02-0115-10

Do environmental regulations aggravate the deindustrialization of Chinese old-industrial cities?

LIU Hewang^{1,2}, ZHANG Shuang^{1,2}, ZHENG Shilin³

(1. Business School, Hubei University, Wuhan 436002, China;

2. Open Economy Research Centre of Hubei Province, Wuhan 436001, China;

3. Institute of Quantitative & Technological Economic, Chinese Academy of Social Science, Beijing 100871, China)

Abstract: Based on “the Eleventh Five-Year Plan” target emission reduction responsibility system and the Annual Survey of Industrial Firms in China, we use the DID method to test the impact of environmental regulations on deindustrialization in old industrial cities and its mechanism. We find that stronger environmental regulations don’t exacerbate the deindustrialization at the national level, but they do in old industrial bases. Furthermore, the impact is more significant in state-owned enterprises, enterprises in heavy-pollution industries, enterprises in cities with stronger resource dependence, and enterprises in areas with lower marketization degrees. The mechanism test shows that the effect is mainly caused by crowding out capital investment and innovation. Based on these results, this paper puts forward some advices to deal with regional deindustrialization under environmental regulations through driver conversion and efficiency improvement.

Key words: environmental regulation; energy conservation policy; deindustrialization; industry safety

当前,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。在此新发展阶段,如何平衡实现“双碳”目标与“保持制造业比重基本稳定”的关系不仅是学术界关注的一个重要理论问题,也是政界、

收稿日期:2022-08-07 修回日期:2022-12-01

基金项目:国家社会科学基金一般项目“‘双碳’目标下资源型城市工业绿色转型与稳增长协同路径研究”(22BJL049)。

作者简介:刘和旺(1972—),男,安徽安庆人,湖北大学商学院教授、湖北省开放经济研究中心研究员,博士,研究方向为环境发展经济学。

业界和社会舆论关注的一个重大现实问题。如果联系自 21 世纪以来中国经济增长过程中出现的两大典型事实来看,其现实紧迫性更为明显。

一是中国环境规制力度不断加大。从“十一五”规划中“单位 GDP 能耗降低 20%”的约束性指标出台,到 2013 年碳排放权交易试点市场建立,再到 2020 年“碳达峰”和“碳中和”目标的提出,都概莫如是。“双碳”目标的提出意味着从“十四五”时期开始,中国经济发展将面临更为严格的减排约束:此前,中国提出的是没有总量限制、单位 GDP 温室气体下降的相对减排目标;而“双碳”目标则明确了二氧化碳排放总量的天花板和下降总量——绝对减排目标。由此不难预见,未来更为严格的环境规制约束对高碳和高能耗产业乃至整个中国经济发展造成的冲击也将是巨大的。

二是中国工业尤其是制造业比重过快和过早下降。尽管有学者认为制造业占比下降是经济高级化的必然趋势,但就现实情况而言,现阶段中国工业化进程尚未完成,经济发展并不充分,地区间工业化程度并不平衡。同时,在发达国家逆全球化战略的“外患”以及中国经济“脱实向虚”的“内忧”压力下,中国工业尤其是制造业的安全稳定问题日益凸显。根据国家统计局数据显示,从 2011 年开始,中国第二产业产值占比开始出现下降趋势;2013 年中国第三产业产值占比首次超过第二产业,并且二者之间的差距表现出逐年扩大的趋势。根据城市统计年鉴数据测算,中国地级市第二产业产值占比和就业占比均值都呈先上升后下降趋势。然而,第二产业尤其是制造业行业是“提高全要素生产率和劳动生产率的中枢环节”,且现阶段中国“制造业的发展还远没有耗竭资源重新配置的源泉”^[1],因而当前中国制造业比重的过早过快下滑引发了学者们对中国“去工业化”的忧虑^[2]。

基于上述两大事实,本文关心的问题是:环境规制加强是否会加速中国区域去工业化?如果答案是肯定的,其作用机制是什么?如何通过产业规制政策选择推动环境规制约束下区域产业安全、稳定与可持续发展?

为回答上述问题,本文以老工业城市为研究对象来研究环境规制对中国区域去工业化的影响,旨在探讨如何促进环境规制尤其是碳排放规制约束下区域产业安全和可持续发展。之所以选择老工业城市来研究是因为:一方面,老工业城市是维护中国产业链、供应链安全、稳定的主力军,但近年来,其在全国经济(尤其是工业行业)中的比重却在不断下降,根据城市统计年鉴数据计算,其第二产业就业人数占全国第二产业就业人数的比重从 2003 年开始急剧下降,到 2019 年下降幅度接近 50%。另一方面,老工业城市多以高碳排放、高污染排放的重(化)工业为主导产业,是事关“双碳”目标如期完成的重点区域,因而也是“双碳”目标提出之后区域产业发展受环境规制约束冲击较大的区域。因此,选择老工业城市来评估环境规制对区域去工业化的影响是与研究主题契合的。

有鉴于此,本文基于中国工业企业数据(2001—2010 年)和同期城市统计数据,采用双重差分法来识别环境规制对中国老工业城市去工业化的影响及其机制。相较于现有文献,本文可能的边际贡献在于以下两点:一是基于大样本微观数据将去工业化议题的研究对象拓展到一个转型、发展中的大国——中国。一方面,相较于发达国家,关注到发展中国家去工业化现象的研究并不多^[3];另一方面,现有关于发展中国家去工业化问题的研究又多以理论研究和统计分析为主,少数几篇实证研究又都集中于宏观层面^[4],微观层面的探讨明显缺乏。然而,就本文的研究主题而言,微观层面的研究其实更为契合:一方面,环境规制政策的作用主体实际上是行业中每个具体的企业,直接影响的是单个企业的行为;另一方面,尽管“去工业化”的主体对象是工业行业,但行业层面的变动并非是行业内单个企业的简单加总,而微观数据能够为进一步考察同一行业内不同企业间的差异提供证据支撑。二是提供了环境规制政策效应相关研究的新视角。与现有环境规制影响产业转移、产业结构升级的大量文献不同,本文关注的是环境规制约束下的产业可持续发展(安全稳定)问题;尽管有些文献从经济与生态(环境)协调发展

的视角关注了环境规制对产业可持续发展的影响,但鲜有文献从去工业化(安全稳定)视角关注环境规制对产业可持续发展的影响,弥补了现有研究的不足。

一、文献综述和主要研究假说

(一)文献综述

“去工业化”也被称为“产业空心化”(industrial hollowing-out),尽管有些研究认为二者在定义上存在一定差异^[5],认为“去工业化”是“中性”用词,而“产业空心化”多是一种不良现象。但考虑到二者均为表现为“工业经济或就业在国民经济中的比重下降”,且度量方式也基本一致,因此,本文并未严格区分“去工业化”和“产业空心化”。围绕环境规制与去工业化之间的研究,现有文献大体可分为以下3类。

首先,关于去工业化的影响因素。现有研究大多认为部门之间的生产率差异是发达国家去工业化的直接原因,而贸易和全球化则是导致发展中国家去工业化的外在条件^[6],在此基础上,有学者认为去工业化的产生机制主要是生产要素转移、需求拉动、贸易强化等^[5]。

其次,环境规制政策效应的相关文献。此类文献大都围绕“污染避难所假说”^[7]和“波特假说”^[8]展开,前者认为环境规制会引致资源从规制严格地区向宽松地区转移;后者强调环境规制会倒逼产业(企业)进行技术创新。基于此,关于环境规制对产业转移、产业结构升级影响的争论聚讼纷纭^[9-10],但有关环境规制对去工业化影响的文献并不多,与之最相关的文献围绕环境规制对要素流动的影响展开。代表性文献有两支:一是围绕环境规制对物质资本转移的影响展开,如王书斌等^[11]证实了环境规制会加速类金融投资,助长经济“脱实向虚”;二是围绕环境规制对人力资本转移的影响展开^[12]。二者均提供了环境规制加速区域去工业化的间接证据。

再次,有关中国是否存在“去工业化”现象的争议。此问题在20世纪末21世纪初时争议较大。但随着中国工业化进程的推进,近几年为数不多的几篇研究都认为中国部分行业或地区已经出现

去工业化现象^[5],中国制造业占比表现出“过早过快”下降的趋势或呈现“早熟”特征^[13]。

尽管上述文献为进一步研究提供了理论支撑和经验支持,但这些研究还是存在以下问题:一是相较于对发达国家的关注,现有去工业化的研究较少关注到发展中国家去工业化问题;二是对去工业化的研究多定性或描述性分析,实证研究多偏“脱实向虚”,而对去工业化定量研究尤其是基于大样本微观数据的实证研究缺乏;三是环境规制政策效应评估多偏重于产业转移和产业结构升级效应,而对产业发展可否持续(安全)问题关注不够。有鉴于此,本文试图弥补上述不足,以节能减排目标政策为外生冲击,采用双重差分法检验环境规制对老工业城市去工业化的影响及其机制。

(二)主要研究假说

如前文所述,从理论上说,环境规制可能对去工业化造成以下两方面的影响:一是新古典理论认为的环境规制遵循成本假说^[7],即环境规制加强会导致成本上升,迫使企业将不得不或缩减产出,或转移至合规成本较低地区,或将资本投入到高收益(类金融)行业。基于此,环境规制或会加速去工业化。二是波特假说^[8],即环境规制加强会倒逼企业进行技术创新,从而提升自身生产率或产品竞争力,进而规避区域去工业化的风险。就现实而言,中国作为一个转型经济的大国,经济发展迅速,总体上存在去工业化问题的可能性不大。但在某些区域(如以重化工业为主导产业的老工业城市)有可能出现去工业化问题。这是因为随着环境规制力度的加大,“高碳”“高排放”行业企业极可能被迫关停并转,导致地区主导产业萎缩,关联产业难以接续,因此势必引起区域去工业化问题。为此提出以下假设:

假设1:严格的环境规制可能会加速老工业城市去工业化。

如果环境规制加速了老工业城市去工业化问题,根据前述遵循成本假说和波特假说,其作用渠道可能有如下两种:一是资本流失渠道。环境规制力度加大会导致企业合规成本上升,引起生产

要素(物质资本、外商资本、人力资本)向规制相对宽松的地区或者利润率较高的行业转移。王书斌等^[11]研究表明环境规制导致了工业企业成本上升,由于投资房地产和证券类行业收益更高,因此鼓励了技术投资转向类金融投资,使得地区实体产业物质资本投资减少,据此可推测环境规制通过投资外移或类金融投资助长了区域去工业化倾向。环境规制加强也可能会抑制外商直接投资(FDI)进入从而导致外商资本流失。此外,环境规制也会对人力资本投资产生影响:一方面,规制遵循成本上升会挤出被规制企业劳动投入或引致人才流失;另一方面,环境规制也可能通过改善环境质量从而吸引人才流入^[12]。两方面影响的净效应最终决定环境规制对人力资本投资的作用方向。基于此,严格的环境规制可能通过抑制地区物质资本、外商资本和人力资本投资影响老工业城市去工业化。二是创新挤出渠道。在环境规制约束下,为获得“创新补偿效应”,老工业城市企业或产业会进行自主创新或技术引进。考虑到创新具有投资大、周期长和风险大的特性以及区域技术、产业路径依赖的特性,该区域企业往往自主创新意愿不强,研发投入力度不大,由此可推测环境规制会通过挤出技术创新或技术选择行为影响去工业化。据此提出如下假设:

假设 2a:环境规制会通过资本流失影响老工业城市去工业化。

假设 2b:环境规制会通过创新挤出影响老工业城市去工业化。

二、政策实施背景、研究设计与变量选择

(一)政策实施背景

21 世纪以来,中国实施了诸多环境规制政策,其中尤为重要的是“十一五”时期出台的节能减排目标政策。该政策于 2006 年在“十一五”规划纲要首次提出。同年 9 月,国务院批复了《“十一五”期间各地区单位生产总值能源消耗降低指标计划》,进一步将能耗降低指标分配至各省、自治区、直辖市,且要求“从 2006 年开始,统计局、发展改革委和能源办每半年向社会公布全国和各地区单位生产总值能源消耗情况”,同时指出节能减排目

标政策的主要措施是“调整优化产业结构,严格限制高耗能产业发展,大力开发、推广和应用节能技术,加强能源生产、运输、消费各环节的管理”。同年年底,《关于贯彻落实科学发展观、进一步加强环境保护的决定》的发布明确提出将节能减排指标完成情况纳入官员绩效考核体系。至此,环保绩效正式与官员晋升挂钩,各地区纷纷出台节能减排工作方案,环境规制力度大大加强,节能减排效果显著。根据《“十二五”节能减排综合性工作方案》,“‘十一五’期间全国单位国内生产总值能耗降低了 19.1%”,“扭转了‘十五’后期单位国内生产总值能耗大幅上升的趋势”。基于此政策,有学者先后研究了环境规制对区域产业结构升级、技术创新和全要素生产率等的影响^[14-15]。

(二)实证研究设计

本文选取 2006 年出台的节能减排目标政策作为政策冲击,采用双重差分法检验环境规制对中国老工业城市去工业化的影响。具体的实证模型设定如模型(1)所示:

$$Deindu_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_n Controls1 + \lambda_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, $Deindu$ 表示去工业化指标; $Controls1$ 指代控制变量; $Treat_i$ 为高节能减排目标组虚拟变量,参照方芳等^[14]的做法,如果某城市节能减排目标值高于节能减排目标值中位数则赋值为 1,否则赋值为 0。 $Post$ 为时间虚拟变量,2006 年(政策出台时间)之后取值为 1,之前取值为 0。

(三)变量选取与度量

(1)去工业化的指标选择。现有文献多使用工业行业比重、制造业行业比重等来衡量“去工业化”^[16]。在此基础上,考虑数据的可获得性,选取“工业总产值占 GDP 比重”“工业就业占城市总就业比重”和“工业企业数量”衡量老工业城市去工业化程度。现有研究较少涉及企业层面“去工业化”的衡量指标,但由于企业层面的研究对本文的研究主题亦具有重要意义,参照刘鹏^[17]的思路并保持与城市层面的一致性,在微观企业层面用“企业实际增加值”“企业就业人数”以及企业“进入”和“退出”虚拟变量来衡量去工业化,其中,进入、

退出变量的定义参考的是吴利学等^[18]的定义。

(2)控制变量的选择。城市层面控制变量:根据现有研究,在回归中加入人均GDP、城市人口及二者的平方项、城市外商直接投资、城市用工成本及城市金融发展水平等控制变量^[13, 16]。企业层面的控制变量主要包括:企业年龄、企业资本利润率、企业所有制、企业规模、资本密度、企业出口、政府补助等。

(四)数据来源及数据处理

本文所使用的数据部分来自2001—2010年的《中国工业企业数据库》。相关数据处理主要参考Brandt等^[19]、余森杰等^[20]的研究,城市统计数据主要来自CEIC中国经济数据库和《中国城市统计年鉴》;节能减排目标数据主要来自手工搜集的各省和地市级政府发布的“十一五”规划纲要。本文所涉及的主要变量描述性统计如表1所示。

表1 主要变量描述性统计

变量名称	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
城市层面主要变量					
<i>Indout_p</i>	工业总产值/GDP	0.110	0.045	0.025	0.256
<i>Indlab_p</i>	工业就业/总就业	5.326	2.084	0.500	11.792
<i>lnfirmn</i>	工业企业数量	6.042	0.830	3.367	8.779
<i>lnpergdp</i>	人均GDP对数	0.898	0.403	0.249	2.171
<i>lnpergdpsq</i>	人均GDP对数平方项	0.968	0.905	0.062	4.715
<i>lnpop</i>	城市总人口对数	3.485	0.615	1.728	4.769
<i>lnpopsq</i>	总人口对数平方项	12.522	4.084	2.987	22.739
<i>Fdi</i>	外商直接投资/GDP	2.679	5.540	0.011	49.356
<i>lnwage</i>	在岗职工平均工资	9.651	0.451	8.785	10.706
<i>Finance</i>	金融业就业/总就业	3.055	1.036	0.307	5.849
企业层面主要变量					
<i>lnaddv</i>	实际增加值对数	4.165	1.403	0.628	8.053
<i>lnl</i>	劳动力投入对数	4.847	1.132	2.639	8.168
<i>Exit</i>	是否为退出企业	0.156	0.363	0	1
<i>Entry</i>	是否为进入企业	0.022	0.145	0	1
<i>Age</i>	企业年龄	0.101	0.081	0.010	0.320
<i>Roa</i>	资本利润率	0.126	0.215	-0.171	1.040
<i>Soe</i>	是否为国有企业	0.193	0.395	0	1
<i>lnasset</i>	总资产对数	9.806	1.444	7.012	14.337
<i>KL</i>	人均实际资本存量	0.896	1.330	0.012	8.918
<i>Export</i>	是否有出口	0.137	0.344	0	1
<i>Subsidy</i>	是否有政府补助	0.368	0.482	0	1

三、实证结果分析

(一)基本回归结果

根据本文研究思路,首先借助模型(1)对老工业城市样本进行回归。从基本回归结果可以看出,三种“去工业化”度量指标回归的系数均显著

为负,表明节能减排目标政策的实施降低了老工业城市工业行业在经济中的比重,加速了老工业城市去工业化(见表2)。

表2 城市层面基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	产值占比	就业占比	企业数量
<i>Treat_post</i>	-0.006 *** (0.002)	-0.253 ** (0.110)	-0.151 *** (0.033)
<i>lnpergdp</i>	0.119 *** (0.019)	5.429 *** (1.042)	1.158 *** (0.220)
<i>lnpergdpsq</i>	-0.019 *** (0.005)	-0.779 *** (0.272)	-0.058 (0.058)
<i>lnpop</i>	-0.380 *** (0.139)	16.004 (10.273)	6.516 *** (1.771)
<i>lnpopsq</i>	0.065 *** (0.021)	-2.143 (1.484)	-0.941 *** (0.262)
<i>lnfdi</i>	-0.001 (0.001)	0.006 (0.007)	0.001 (0.001)
<i>lnwage</i>	-0.008 (0.008)	0.421 (0.595)	-0.169 (0.117)
<i>Finance</i>	-0.004 *** (0.001)	0.050 (0.089)	-0.049 *** (0.017)
<i>Constant</i>	0.625 *** (0.230)	-32.065 * (17.150)	-4.060 (3.230)
观察值	895	895	895
<i>R</i> ²	0.899	0.875	0.940
时间固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是

注:***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。下表同。

进一步地,考察微观企业层面的影响。对老工业城市工业企业样本进行回归,结果如表3所示。其中,以企业实际增加值为被解释变量的回归系数均显著为负,且以企业“进入”“退出”为被解释变量进行回归的交互项系数分别显著为负、显著为正,说明就位于老工业城市的工业企业而言,节能减排目标政策的出台不仅降低了其增加值,同时加大了在位企业的退出概率、抑制了新工业企业的进入,与城市层面的结果基本一致。

不难发现,企业层面与城市层面的回归结果存在细微差异:节能减排目标政策在城市层面显著降低了老工业城市工业行业就业占比,却在微观企业层面显著增加了工业企业的就业人数。这种宏、微观层面的差异表明,一方面,节能减排目标政策出台后,环境规制力度加大,一些“散”“乱”“污”企业被迫“关停并转”,尤其是高排放或高污

染行业中的企业,极可能被迫停工、停产或被淘汰出局,从而导致老工业城市工业企业数量和就业的减少。另一方面,其差异的成因还可能在于数据来源。中国工业企业数据库的统计对象是全部国有企业和规模以上的非国有企业,大多为优质企业,当合规成本上升时,这些企业或会优先选择要素替代(如更替或新装减排、治污设备,同时增加操作人员)方式应对,从而表现为单个企业的就业增加。

表 3 微观企业层面回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	实际增加值	就业	退出	进入
$Treat_post$	-0.016 ** (0.007)	0.027 *** (0.004)	0.031 *** (0.003)	-0.003 * (0.002)
控制变量	是	是	是	是
观察值	332 221	332 221	330 802	330 802
R^2	0.858	0.931	0.343	0.294
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是

注:本文也使用了企业工商注册数据中企业注册年份构建的企业虚拟变量,结果与本表中的结果基本一致。

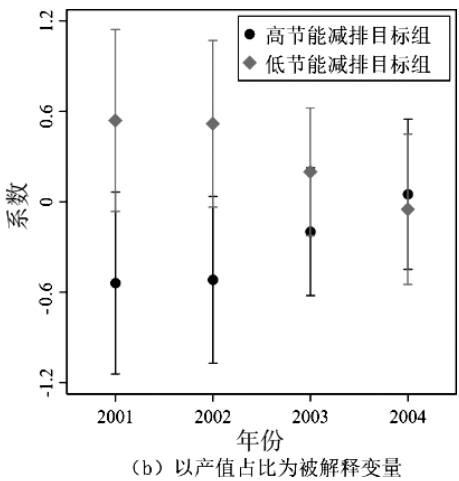
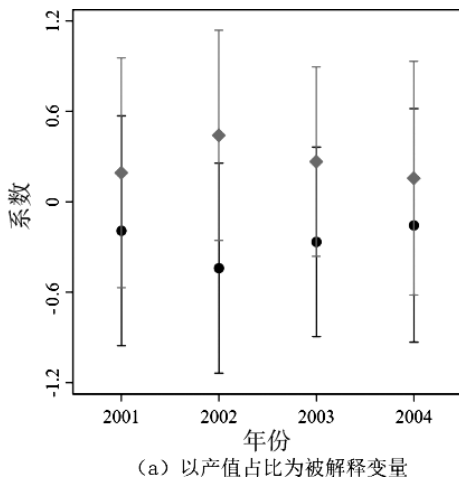


图 1 事前趋势检验

(三) 稳健性检验

为说明本文回归结果的稳健性,本文进行了如下稳健性检验;一是更换去工业化指标。使用地级市层面第二产业产值占比、第二产业就业占比、制造业就业占比作为衡量去工业化程度的替代性指标,回归结果如表 4 的前 3 列所示。二是更换处理组。由于地级市“十一五”规划目标值中的“单位 GDP 能耗指标下降幅度(百分比)”(节能减排

(二) 事前趋势检验

双重差分方法适用的前提是满足“事前趋势假设”。参考孙琳琳等^[21]的做法,用政策未实施之前的数据进行事前平行趋势检验。具体的模型设定如下:

$$Deindu_{it} = \beta_0 + \beta_t Treat_i \times Year_t + \beta_n Controls1 + \lambda_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中, $Treat_i$ 表示高节能减排目标组或低节能减排目标组虚拟变量; $Year_t$ 为年份变量。

分别用高节能减排目标组虚拟变量和低节能减排目标组虚拟变量对模型(2)进行回归,估计得到高节能减排目标组和低节能减排目标组的 β_t 。图 1 是对工业行业产值占比和工业行业就业占比回归得到的 β_t 。由此可以看到,高节能减排目标组和低节能减排目标组的 β_t 大小接近,且置信区间也均有重合,表明高节能减排目标组地区和低节能减排目标组地区的工业产值占比和工业就业占比不存在事前系统性差异,满足事前共同趋势假设。

排目标值)是连续变量,因而使用地级市节能减排目标值(连续值)进行稳健性检验,回归结果如表 4 的后 3 列所示。三是更换样本区间及样本范围。考虑到“去工业化”现象是一个长期过程,故延长样本区间至“十三五”时期(截至 2018 年);同时,需要说明的是,由于 CEIC 数据库中城市层面工业行业就业数据在 2010 年之后存在大量缺失,因而使用“制造业就业占比”作为“工业行业就业占比”

的替代性指标,回归结果如表5的前3列所示。四是排除其他竞争性政策影响。在本文所使用样本期间内,1998年中国推行了“两控区政策”,该政策很大程度上与城市环境规制强度相关,为了排除该政策的影响,参照余泳泽等^[10]的做法,引入“两控区政策”实施虚拟变量,并利用交互项模型检验该政策是否会影响本文基本结果,回归结果如表5后三列所示。

表4 稳健性检验(一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	更换指标稳健性检验			使用目标减排连续值		
	二产产值占比	二产就业占比	制造业就业占比	产值占比	就业占比	企业数量
<i>Treat_post</i>	0.221 (0.414)	-2.212*** (0.671)	-0.009** (0.004)	-0.085*** (0.028)	-6.223*** (1.391)	-2.860*** (0.500)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观察值	895	895	895	895	895	895
<i>R</i> ²	0.899	0.875	0.940	0.901	0.876	0.938

表5 稳健性检验(二)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	改变样本区间			排除两控区政策影响		
	产值占比	产值占比	产值占比	产值占比	就业占比	企业数量
<i>Treat_post</i>	-0.008*** (0.003)	-0.009* (0.005)	-0.210*** (0.033)	-0.006** (0.003)	-0.380*** (0.140)	-0.254*** (0.037)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观察值	1 621	1 621	1 621	895	895	895
<i>R</i> ²	0.774	0.875	0.921	0.901	0.874	0.937

上述一系列稳健性检验结果均与本文基本回归结果大体一致,证实了本文基本回归结果的稳健性。另外,除上述稳健性检验外,本文还另外做了如下检验,但限于篇幅并未报告,有兴趣的读者可联系作者获取:一是为了消除处理组与对照组可能存在的事前差异使用了PSM-DID方法进行稳健性检验,结果与基本回归结果一致;二是为了回答节能减排目标政策对区域去工业化的影响是只存在于老工业城市还是在全国范围都有影响的问题,分别对全国、老工业城市和非老工业城市样本进行回归并做了组间差异性检验,结果表明节能减排目标政策对区域去工业化的影响仅在老工业城市成立。

四、进一步分析

(一)异质性分析

现有研究表明,环境规制的政策效应可能存在地区、行业和企业异质性,本文从企业所有制异质性、行业异质性和城市特征异质性3个层面进行检验,具体实证模型设定如下:

$$Deindu_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_t \times heterogeneity + \beta_2 Treat_{it} \times Post_t + \beta_3 Treat_{it} \times heterogeneity + \beta_4 Post_t \times heterogeneity + \beta_5 heterogeneity + \beta_n Controls + \lambda_i + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中,*heterogeneity*指代异质性指标代理变量。其他变量含义与模型(1)一致。本文从以下4个方面来考察异质性问题。

(1)企业所有制类型的异质性。不同于非国有企业,国有企业在中国经济发展历程中同时担负着“经济”和“社会”发展的双重责任。二者在企业规模、内部性质和外部约束环境等方面均存在较大差异,对环境规制约束的敏感度也存在较大差异,因此本文就环境规制对老工业城市去工业化的影响是否存在企业所有制异质性进行了检验,结果如表6第(1)列所示。该结果表明,相较于非国有企业,节能减排目标政策的政策效应在国有企业中更为显著。其原因可能是:一方面,国有企业相较于非国有企业而言不仅追求利润目标,同时兼顾社会目标,环境规制对其负面影响更大;另一方面,中国工业企业数据库中的非国有企业均为“规模以上”非国有企业,多为优质企业,市场适应能力强,在面对较强环境规制时,相较于部分国有企业很可能会表现出更好的“倒逼效应”。

(2)高污染行业与非高污染行业的异质性。以往的研究表明,环境规制政策效应会因行业污染密集程度不同而存在差异^[22]。为此,参照王杰等^[22]的定义设置高污染行业虚拟变量(*Hpol*),并借助模型(3)进行回归,结果如表6第(2)列所示。不难看出,相对于非高污染行业,节能减排目标政策实施对高污染行业去工业化的影响更为显著。这是由于高污染行业“高污染、高排放、高能耗”的特点导致其在环境规制力度加大后所面临的“减排成本”更大,因而环境规制力度加大更容易导致这类行业的萎缩。

(3)资源依赖程度的异质性。多数老工业城市具有能源储量丰富的特点,而这些自然资源丰富的地区往往容易陷入“比较优势陷阱”,出现“资源诅咒”现象^[23]。因此,参照李虹等^[24]的做法度量地区资源依赖程度,并据此定义虚拟变量*Res*表

示是否为资源依赖程度较高的地区,借助模型(3)检验节能减排目标政策的政策效应是否存在地区资源依赖程度异质性,结果如表 6 第(3)列所示。该回归结果表明节能减排目标政策的出台导致了资源依赖程度较高地区工业企业表现出更强趋势的去工业化效应,环境规制加强对这些城市工业企业的负面影响较大。

(4)市场化程度的异质性。区域市场化程度与区域工业化程度、资源配置效率等密切相关。因此,借助樊纲等^[25]测度的市场化指数,并按其中位数划分市场化程度较低地区和其他地区、定义市场化程度较低地区虚拟变量(*Lmarket*),考察节能减排目标政策效应的市场化程度异质性,结果如表 6 最后一列所示。该结果表明,市场化程度越低地区,环境规制约束造成的去工业化现象越严重。这是因为市场化程度较高的地区,经济发展水平通常更高,往往具有更高的资源配置效率、工业集聚度以及工业全要素生产率等,企业资源获取性更高,因而在面临较强环境规制力度时,企业的“抗压”能力也就越强。

表 6 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	实际增加值			
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Soe</i>	-0.060 *** (0.019)	— —	— —	— —
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Hpol</i>	— —	-0.039 *** (0.014)	— —	— —
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Res</i>	— —	— —	-0.285 *** (0.051)	— —
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Lmarket</i>	— —	— —	— —	-0.077 *** (0.014)
观察值	332 221	332 221	332 221	332 221
<i>R</i> ²	0.858	0.858	0.858	0.858

(二)机制检验

从城市和企业两个维度借助如下模型检验环境规制对老工业城市去工业化的影响机制:

$$Mechanism_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_n Controls2 + \lambda_i + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中, *Mechanism_{it}* 为机制变量,除控制变量 *Controls2* 外,其他变量含义与模型(1)一致。城市层面的机制变量选择为:用固定资产投资、外商投资实际使用额来度量物质资本投资和外商资本投

资水平,间接反映物质资本和外商资本流失情况;用“普通本专科在校学生人数/城市总人口”间接衡量城市人力资本水平;用城市专利申请数量度量技术创新水平。企业层面的机制变量选择为:用实际投资、职工教育经费度量企业物质资本投资和人力资本投资,间接反映企业物质资本和人力资本流失情况;企业外商资本水平用“企业外商资本/实收资本”衡量;企业层面创新挤出渠道用企业研发投入衡量。

表 7 第(1)列报告了城市层面和企业层面用工成本(城市层面用城市在岗职工平均工资、企业层面用“(中间品投入+本年应付职工工资)/主营业务收入”进行度量)的回归结果,表明环境规制加强的确导致了老工业城市工业企业(用工)成本上升。进一步地,表 7 后四列分别从城市层面和企业层面报告了机制检验的结果。该结果表明,节能减排目标政策的实施同时降低了老工业城市城市层面和企业层面物质资本水平、人力资本水平和技术创新(研发投入)水平。大体来说,验证了本文的假说 2a、2b,即环境规制通过资本转移和创新基础两个渠道作用于区域去工业化。但对上述结果需要说明的是:一是就物质资本转移渠道来说,不论是城市层面还是企业层面,控制人工成本后,节能减排目标政策的出台并未对老工业城市外商直接投资产生显著影响。二是节能减排目标政策的实施显著抑制了老工业城市工业企业的实际投资,却并未显著抑制城市层面全社会固定资

表 7 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	成本	资本流失			创新挤出
		物质资本	外商资本	人力资本	
城市层面机制检验					
<i>Treat_post</i>	0.033 *** (0.011)	-0.001 (0.002)	0.429 (1.297)	-0.006 * (0.003)	-0.084 * (0.048)
控制变量	是	是	是	是	是
观察值	895	895	895	895	895
<i>R</i> ²	0.976	0.869	0.276	0.896	0.935
企业层面机制检验					
<i>Treat_post</i>	0.010 *** (0.002)	-0.170 *** (0.032)	-0.001 (0.001)	-0.092 *** (0.015)	-0.043 *** (0.014)
控制变量	是	是	是	是	是
观察值	305 241	300 633	243 925	211 193	199 144
<i>R</i> ²	0.458 0	0.550	0.872	0.665	0.738

产投资。一种可能的原因是,节能减排目标政策或助推了老工业城市经济“脱实向虚”^[11],企业投资转向了房地产等高收益行业,使得单个企业投资下降而城市总体投资降低并不显著。

五、结论

制造业是大国经济的“压舱石”,“十四五”规划纲中明确提出“保持制造业比重基本稳定”的要求,以避免追求减排目标可能导致的去工业化问题。在新发展阶段,如何统筹、协调“双碳”目标和制造业安全稳定这一问题具有重要的现实意义。本文基于企业和城市两个维度的数据,利用节能减排目标政策作为外生冲击,检验环境规制对中国老工业城市去工业化的影响。研究发现:一是环境规制并未加速中国全域范围内去工业化。因而,环境规制进一步加大或许并不会对中国全域范围内的产业链安全造成威胁,但环境规制对老工业城市的产业安全问题造成了一定的负面影响,或会加速这些区域去工业化趋势。二是国有企业相较于非国有企业承担更多社会责任,更容易出现去工业化现象;高污染行业企业、资源型依赖程度较高城市的工业企业、市场化程度较低地区的工业企业与其他企业相比,环境规制对这些企业的负向影响更为显著。三是环境规制是通过资本流失和创新挤出两种渠道施加影响的。

基于上述结论,得出如下政策启示。

首先,统筹兼顾“双碳”目标和区域产业可持续发展目标。资源环境问题牵涉经济可持续发展,产业安全问题亦关乎经济命脉,二者缺一不可。在经济高质量发展和“双碳”目标背景下,要特别关注“双高”产业占主导的区域(诸如老工业城市等)去工业化问题。应该合理实施和推动工业尤其是制造业高质量发展的长期战略规划和绿色产业政策,进一步探索“双碳”目标约束下老工业城市产业可持续发展新路径。

其次,推动中国工业发展动能转换和效率提升。依靠技术进步,推动中国工业尤其是制造业高质量发展:一方面以技术创新为导向持续向高端制造业迈进;另一方面以技术改造为依托加快传统工业转型升级。因此,要加强工业技术创新

体系建设和新型基础设施建设,推动传统工业数字化、智能化、绿色化改造,加大引资、引智和创新补贴力度,实现创新链、产业链、供应链、人才链和资金链“五链”协同,加快工业技术进步和产业升级。

再次,深化改革提升中国工业发展的动力和活力。一方面,优化区域营商环境,提高创新创业活跃度、人才流动便利度和市场开放度,发挥市场在资源配置的决定性作用。另一方面,加强政府在招商引资、产业布局、行业监管和人才引进与留驻等方面引导,积极引导“关停并转”措施所释放的闲置“资本”和“人力”资源向区域内“高端制造业”“生产性服务业”或“生活性服务业”流动,防范资源向资本回报率较高的“房地产”“金融”行业及区域外过度流出,防范区域去工业化风险。

最后,因地制宜和分类施策。由于环境规制政策效应存在区域异质性,同时老工业城市要素禀赋等存在较大差异,因此在制定、实施环境规制政策或产业政策时,应充分考虑城市自身发展现状,因地制宜,分类施策:鼓励区域内优势产业突破瓶颈,实施创新驱动发展战略,发展高新技术产业,尤其是战略性新兴产业,竭力“延链”“扩链”;激励资源依赖型较强的行业控制资源开采强度,提升效率,确保“强链”和“固链”。

参考文献:

- [1] 蔡昉. 生产率,新动能与制造业——中国经济如何提高资源重新配置效率[J]. 中国工业经济, 2021(5): 5-18.
- [2] 郭克莎, 彭继宗. 制造业在中国新发展阶段的战略地位和作用[J]. 中国社会科学, 2021(5): 128-149.
- [3] RODRIK D. Premature deindustrialization[J]. Journal of economic growth, 2016, 21(1): 1-33.
- [4] 刘海云, 聂飞. 中国制造业对外直接投资的空心化效应研究[J]. 中国工业经济, 2015(4): 83-96.
- [5] 罗贵明. 去工业化现状与影响研究: 基于中国视角的思考[M]. 北京: 经济管理出版社, 2020: 4-31.
- [6] BERNARD A B, SMEETS V, WARZYNSKI F. Rethinking deindustrialization[J]. Economic policy, 2017, 32(89): 5-38.
- [7] COPELAND B R, TAYLOR M S. North-South trade and the environment[J]. The quarterly journal of economics, 1994, 109(3): 755-787.
- [8] PORTER M E, VAN D L C. Toward a new conception of

- the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [9] 沈能,刘凤朝. 空间溢出、门槛特征与能源效率的经济增长效应[J]. 中国人口资源与环境,2012(5):153-157.
- [10] 余泳泽,孙鹏博,宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级? [J]. 经济研究,2020,55(8): 57-72.
- [11] 王书斌,徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. 中国工业经济,2015(4):18-30.
- [12] 李明,张亦然. 空气污染的移民效应——基于来华留学生高校—城市选择的研究[J]. 经济研究,2019,54(6): 168-182.
- [13] 魏后凯,王颂吉. 中国“过度去工业化”现象剖析与理论反思[J]. 中国工业经济,2019(1):5-22.
- [14] 方芳,杨岚,周亚虹. 环境规制,企业演化与城市制造业生产率[J]. 管理科学学报,2020(4):22-37.
- [15] 陶锋,赵锦瑜,周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗? ——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济,2021(2):136-154.
- [16] 吴海民. 资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济,2012(1):46-56.
- [17] 刘鹏. 中国制造业企业 OFDI 会造成国内“产业空心化”吗? ——基于异质性企业投资动机的视角[J]. 财经论丛,2017(10):3-10.
- [18] 吴利学,叶素云,傅晓霞. 中国制造业生产率提升的来源:企业成长还是市场更替? [J]. 管理世界,2016(6): 22-39.
- [19] BRANDT L, VAN B J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [20] 余森杰,金洋,张睿. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算[J]. 经济研究,2018,608(5):58-73.
- [21] 孙琳琳,杨浩,郑海涛. 土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析[J]. 经济研究,2020(11):156-173.
- [22] 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):44-56.
- [23] 邵帅,齐中英. 西部地区的能源开发与经济增长——基于“资源诅咒”假说的实证分析[J]. 经济研究,2008(4):149-162.
- [24] 李虹,邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究,2018(11):182-198.
- [25] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2019:216-223.

(本文责编:王延芳)