

气候政策不确定性与中国企业升级困境

汪 顺¹, 余 璐², 雷 玲³

(1. 安徽大学 商学院, 安徽 合肥 230601; 2. 江西财经大学 会计学院, 江西 南昌 330013;
3. 安徽大学 经济学院, 安徽 合肥 230601)

摘 要: 随着气候变化的加剧, 气候政策在中国经济系统中发挥着越来越重要的作用。现有文献已经关注到气候物理风险对企业生产率的影响, 但较少考察政策维度的气候风险即气候政策不确定性对企业生产率的影响。基于此, 文章构建了公司层面的气候政策不确定性指数, 并考察了其对企业全要素生产率的影响效应和作用机理。研究表明, 气候政策不确定性会诱发企业升级困境, 显著抑制企业全要素生产率提升。气候政策不确定性指数每上升 1 个标准差, 全要素生产率下降约 5.2% 个标准差。机制分析表明, 气候政策不确定性会挤出实体投资和绿色创新投资, 挤入金融投资, 从而抑制企业全要素生产率提升。异质性分析表明, 气候政策不确定性的影响在风险传导较强、风险应对较差以及政策引导比较薄弱的企业中更加显著。经济后果分析表明, 气候政策不确定性所导致的企业升级困境会弱化其市场竞争力和价值链话语权。文章研究表明, 政府应关注气候政策不确定性问题, 通过营造更加稳定的气候政策预期来缓解企业升级困境。

关键词: 气候政策不确定性; 全要素生产率; 气候变化; 气候风险; 碳中和

中图分类号: F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2024)02-0123-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20231120.103

一、引 言

面对日益严峻的气候变化问题, 作为一个负责任的大国, 中国提出“碳达峰、碳中和”目标, 将推进实现“双碳”目标, 积极参与全球气候治理上升到国家战略高度。鉴于气候问题具有超大时空尺度的外部性, 政府往往需要出台气候政策来内化外部性的成本, 引导资源配置。但由于政策时点、强度与细节难以被微观主体完全预期, 气候政策具有显著的不确定性。Lee 和 Cho (2023) 统计了中国近年来的宏观气候政策不确定性指数, 发现其呈现快速上升态势。这与中国目前正处在新发展阶段, 亟需不断出台气候政策以推进实现“双碳”目标有关。而如果气候政策波动频繁, 则可能给企业带来一定的风险。

现有文献已经关注到气候风险对企业的重要影响, 但大多集中在物理风险层面。Pankratz 等 (2023) 基于 93 个国家数据的研究表明, 极端温度环境会减少企业的销售收入。Huynh 等 (2020) 发现气候风险显著提高了企业的股权融资成本, Javadi 和 Masum (2021) 从信贷角度得出类似结论。He 等 (2023) 发现气候风险会影响企业的库存管理, Zhang 等 (2018) 则发现异常高温

收稿日期: 2023-07-29

基金项目: 国家社会科学基金青年项目 (22CJY032)

作者简介: 汪 顺 (1993-)(通讯作者), 男, 安徽枞阳人, 安徽大学商学院讲师;
余 璐 (1995-), 女, 安徽六安人, 江西财经大学会计学院博士研究生;
雷 玲 (1994-), 女, 河南信阳人, 安徽大学经济学院博士研究生。

风险会对企业生产率产生显著的负面影响。这一系列文献均表明,气候风险是企业生产经营的重要影响因素。

而气候风险的含义是丰富的,不仅局限于物理风险,还包括政策风险。气候政策的影响日益显著,与物理风险相比,以气候政策不确定性为代表的政策风险具有重要的经济影响。Stroebel和Wurgler(2021)基于美国调研数据的研究表明,气候政策不确定性对企业的融资与经营具有显著的负面影响。Ilhan等(2021)基于美国碳排放和期权市场数据的研究表明,气候政策不确定性会直接影响投资者对于高碳企业的预期,这种预期不确定性将产生尾部风险,增加企业融资成本。中国正处在绿色低碳转型的攻坚阶段,气候政策对中国经济的影响日益凸显,气候政策不确定性(*Climate Policy Uncertainty, CPU*)的潜在经济效应不容忽视,亟待学界开展相关研究。

本文以企业全要素生产率为切入点,探讨了气候政策不确定性如何影响中国企业升级。之所以选择这一主题,有以下两点原因:第一,全要素生产率是经济长期持续增长的关键。党的十九大报告与二十大报告都明确提出了提高全要素生产率的目标要求,这充分表明了提升全要素生产率对于中国经济转型升级的重要意义。第二,气候政策对资源配置会产生重要影响(江艇等,2018),而企业全要素生产率正是资源配置效率的最直接反映,是实现中国绿色低碳和经济发展协同的必然选择。因此,全要素生产率是否得到提升是判断气候政策是否长期有效的重要标准。当面临不确定的气候政策时,企业全要素生产率会如何变化?背后的机制是什么?深入探讨这些问题无疑有助于识别企业升级过程中的堵点和难点,对于构建国家气候治理政策体系也具有重要意义。

本文在Gavriilidis(2021)以及Lee和Cho(2023)构建的宏观气候不确定性指数的启发下,构建了企业层面的气候政策不确定性指数。研究表明,气候政策不确定性对企业全要素生产率具有显著的负面影响,诱发中国企业升级困境。这一结果在经过熵平衡法匹配、工具变量回归等一系列稳健性检验后依然显著。机制分析表明,气候政策不确定性挤出了实体投资和绿色创新投资,挤入了金融投资,从而抑制了企业全要素生产率。异质性分析发现,气候政策不确定性的影响在风险传导较强、风险应对较差以及政策引导比较薄弱的样本中更加显著。经济后果分析表明,气候政策不确定性所造成的企业升级困境会使企业丧失市场竞争力和话语权,不利于企业高质量发展。本文的研究贡献体现在以下三个方面:

第一,将气候风险研究从物理风险维度扩展到政策风险维度。现有文献关注了高温等气候灾害对企业生产率的影响(Zhang等,2018),其核心关注点是物理风险。考虑到政策因素在中国经济运行中的关键作用,以气候政策不确定性为代表的政策风险对企业生产运营会产生重要影响。因此,本文从气候政策风险维度对气候风险领域的现有文献做出了有益补充。

第二,将气候政策不确定性这一重要因素嵌入到气候政策与生产率关系研究的脉络中。现有文献已关注到气候政策因素对企业全要素生产率的重要影响,如胡珺等(2023)指出以碳排放权交易政策为代表的气候与环境政策能够显著影响企业生产率。但上述研究停留在政策的一阶矩特征(即政策本身)层面,没有对其二阶矩特征(即气候政策不确定性)进行充分考察。因此,本文的研究对现有文献的研究脉络做出了有益补充。

第三,揭示了气候政策不确定性抑制企业全要素生产率的机制,为政府部门制定积极稳妥的气候政策并适度保持政策稳定性提供了理论依据。异质性分析发现,在知识产权保护制度和绿色金融支持制度比较完善的样本中,气候政策不确定性的生产率抑制效应得到一定程度的缓解。这揭示了可能的纾困机制,即可以通过其他配套政策工具(如绿色金融支持、创新研发支持等),减弱气候政策不确定性对企业投资、绿色创新等活动的冲击,最终缓解企业升级困境。

二、理论分析与研究假设

气候政策不确定性如何影响企业的全要素生产率?实物期权理论认为,面对不确定的环境,企业会调整自身的投资组合以获得最大的期权价值(Kellogg, 2014)。但不同的投资组合往往会对企业生产率产生差异化的影响(Bloom 等, 2019)。基于这一理论框架,本文将两者之间的作用渠道归纳为实体投资挤出、绿色创新挤出以及金融投资挤入三条。

从实体投资活动来看,由于这类生产性投资会受到气候政策的直接影响,在政策不确定性的冲击下,其沉没成本较高(Fuss 等, 2008)。根据实物期权理论,较低的灵活性会降低实体投资的期权价值。不仅如此,面对不确定的政策,投资者信心也会随之下降,支付溢价的意愿减弱,实体投资的期权价值会进一步下降。但同时,实体投资的等待期权价值会增加,延迟决策等待确定的政策信息成为更优选择(刘贯春等, 2019),最终导致管理者趋于风险规避,挤出实体投资,诱发投资不足。而实体投资所积累的物质资本以及潜在的规模经济效应是提升企业生产率的关键(Brandt 等, 2012; 杨汝岱, 2015)。因此,气候政策不确定性对实体投资的挤出不利于企业全要素生产率的提升。

从绿色创新投资活动来看,绿色创新是从源头上实现减污降碳协同环境治理的关键(刘金科和肖翊阳, 2022),但绿色创新投资兼具环境和技术双重外部性,不仅投资周期比实物资产要长,资产搁浅风险也要大。这导致面对气候政策不确定性,绿色创新投资的灵活性比实体投资要小,期权价值的下降幅度要大。此外,不少气候政策直接针对企业的绿色创新活动(王馨和王营, 2021),当气候政策变得不确定时,管理者会担忧绿色研发活动无法得到预期的政策优惠或融资便利,绿色创新的潜在收益会减少。不仅如此,政策导向下开展绿色创新活动的部分企业也会在气候政策不确定性下大大减弱适应合法性和战略合法性动机(解学梅和朱琪玮, 2021),减少绿色创新投入,绿色创新期权的行权动机不足。而绿色创新投资所代表的技术进步是企业生产率提升的重要来源(胡珺等, 2023),因而气候政策不确定性所导致的绿色创新挤出不利于企业全要素生产率的提升。

在外部不确定性的冲击下,由于具有“蓄水池”功能,金融资产投资可以较好地满足企业的流动性需求(胡奕明等, 2017)。此外,根据实物期权理论,与实体投资与绿色创新投资相比,金融资产往往并不与气候政策直接相关,受气候政策不确定性的冲击程度相对较小,且资产可逆性较高,期权价值较大。不仅如此,金融投资往往具有一定的投机套利特质(彭俞超等, 2018),其期权的等待价值较小。在逐利动机的驱使下,管理者也偏好在气候政策不确定性下挤入金融投资以最大程度保障企业效益。然而,金融化会导致企业有限资源的错配,不利于企业长期利润率的提升。过度金融投资所造成的“脱实向虚”问题会扭曲企业正常的生产经营活动,对生产率产生负面影响(王红建等, 2017)。因此,气候政策不确定性所造成的金融投资挤入效应不利于企业全要素生产率的提升。综上分析,本文提出以下假设:

假设 1: 气候政策不确定性会抑制企业全要素生产率,气候政策不确定性越高,企业全要素生产率降幅越大。

不确定性是实物期权价值的关键影响因素。对企业而言,即使气候政策不确定性相同,不同企业受到冲击的幅度可能存在显著差异,这将直接影响企业投资的期权价值。具体地,本文考察了融资约束和经营风险的影响。根据实物期权理论,在融资约束的影响下,企业往往难以执行增长期权,及时追加投资(靳庆鲁等, 2012)。受融资约束的企业往往会采取比较消极的方式来应对气候政策,如直接减产或者碳泄露与碳转移(Bartram 等, 2022; 陈诗一等, 2021)。此

外,经营风险冲击也会提升期权等待价值,从而对企业投资与研发产生显著的抑制效应(陈东等, 2021; 周泽将等, 2022),而这些均不利于企业全要素生产率的提升。据此,本文提出以下假设:

假设 2a: 限定其他条件,企业受风险冲击的幅度越大,气候政策不确定性对企业全要素生产率的影响越显著。

即使气候政策不确定性相同,且受风险冲击的幅度也相同,不同企业迥异的风险应对能力也会影响其生产率表现。应对能力强的企业能够更好地将不确定性转化为潜在的投资机会,提高投资期权价值(Bird 等, 2023)。具体地,本文考察了内部控制和信息披露两种风险应对手段的影响。一般而言,高质量的内部控制有利于提高企业的风险管理水平,更好地应对特质性风险和系统风险(方红星和陈作华, 2015),提升投资效率、研发效率以及资源配置效率(陈红等, 2018)。而通畅的信息披露能够增强投资者的信心,降低信息不对称程度,缓解融资困境。此外,高质量的信息披露也能提升企业的研发质量(周泽将等, 2022),为企业全要素生产率提升提供更多保障。据此,本文提出以下假设:

假设 2b: 限定其他条件,企业的风险应对能力越差,气候政策不确定性对企业全要素生产率的影响越显著。

即使上述条件都相同,为了更好地应对气候政策不确定性,需要政策力量的纾困与引导,从宏观层面协调治理潜在风险。具体地,本文考察了知识产权保护制度和绿色金融制度的影响。由上文分析可知,气候政策不确定性会挤出企业的绿色创新投资,而强有力的知识产权保护体系则有助于解决企业研发过程中的外部性问题,减弱绿色创新挤出效应(周泽将等, 2022)。良好的绿色金融政策能够缓解企业的融资约束,提升实体投资效率(郭俊杰和方颖, 2022),其绿色属性还能更好地促进绿色转型而非金融化(蔡海静等, 2021)。此外,绿色金融政策能够通过融资惩罚效应和投资抑制效应来支持环境友好型企业发展,倒逼重污染企业转型,助推企业高质量发展(王馨和王营, 2021)。据此,本文提出以下假设:

假设 2c: 限定其他条件,政府的政策引导力度越薄弱,气候政策不确定性对企业全要素生产率的影响越显著。

本文的逻辑框架见图 1。

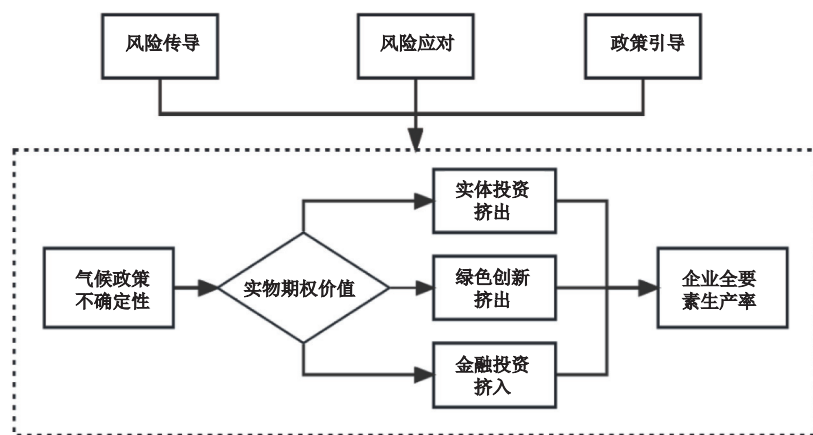


图 1 逻辑框架

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文构建的企业气候政策不确定性综合了宏观气候政策不确定性(CPU)指数和企业气候

转型得分数据。其中,宏观 CPU 指数来自 Lee 和 Cho(2023)的研究,通过爬取社交媒体上含有气候政策不确定性主题的推文获得;而企业气候变化评级数据则来自秩鼎 ESG 数据库,鉴于该数据库自 2014 年起披露我国 A 股上市公司气候与 ESG 各分项评级,本文选择 2014—2020 年所有 A 股上市公司作为初始研究样本。由于在基准回归模型中对被解释变量全要素生产率进行了推后一期处理(即采用 $t+1$ 期数值),全要素生产率变量的样本期间为 2015—2021 年。此外,企业财务特征和公司治理层面的数据来自国泰安数据库,地区因素的数据来自相关统计年鉴,产权性质等数据则来自手工比对整理的企业—年度基本信息数据库。本文对初始样本进行了以下清洗:第一,剔除经营状况异常的 ST 类上市公司;第二,剔除金融保险类样本;第三,剔除主要研究变量缺失的样本和常见的异常类样本(如资产负债率大于 1 的样本);第四,对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。本文最终得到 18 191 个公司—年度观测值。

(二)关键变量定义

1. 企业气候政策不确定性

自 Baker 等(2016)开创性地测算了宏观经济政策不确定性指数起,不确定性尤其是经济政策不确定性成为一个重要的研究领域。随着全球气候变化的加剧,气候政策不确定性对企业的影响越来越显著。鉴于此,Gavriilidis(2021)利用文本分析方法,构建了美国气候政策不确定性指数。考虑到中美两国的政策差异,对于中国的气候政策不确定性指数,无法简单地使用美国数据予以替代。Lee 和 Cho(2023)通过爬取社交媒体上的推文数据来修正媒体偏差,计算出中国宏观层面的气候政策不确定性指数。本文选择 Lee 和 Cho(2023)的测算结果来度量中国宏观层面的气候政策不确定性。

而上述指数仅度量了宏观层面的不确定性,鉴于宏观政策和微观企业存在维度差异,直接使用宏观 CPU 指数来度量企业气候政策不确定性有两个问题:第一,如果所有企业在同一时点的 CPU 指数相同,则意味着所有企业面临同样的不确定性,这显然与现实有一定的出入。第二,宏观 CPU 指数随时间变动,模型中无法控制同频率的时间效应,因而无法剔除其他同期宏观政策因素的干扰。本文构建的企业层面的气候政策不确定性指标兼顾考虑宏观的“气候政策不确定性”以及微观企业“受气候政策不确定性影响程度大小”,更符合实际中的政策传导过程。

简单来说,交乘项的设计逻辑是假设一个是气候转型情况良好、转型风险较低的低碳型企业,而另一个则是气候转型情况不佳、转型风险较高的碳密集型企业。当面临相同的宏观冲击时,气候转型程度较高的企业所面临的冲击程度明显较低(Ilhan 等, 2021)。这意味着气候政策不确定性的冲击效应大小不仅取决于宏观冲击的大小,还受到企业自身转型情况的直接影响。基于这一逻辑,参考现有文献的做法,本文兼顾考虑了宏观 CPU 指数和企业自身的气候变化评级信息两个维度,并将企业自身的气候政策不确定性设置为宏观 CPU 指数与企业气候变化评级分数 $score$ 的乘积,记为 CPU_score 。这样可以兼顾时间冲击维度和个体受冲击影响幅度。同时,本文还采用企业气候变化转型评级(CPU_rate)做稳健性检验。本文对 CPU 指数进行了归一化处理。本文对气候变化得分首先进行了负号化处理,使得气候变化得分越高,气候变化表现越差;然后进行了均值为 0、标准差为 1 的标准化处理,以消除量纲差异;最后,气候变化评级得分由三个二级指标(节能政策、环境排放和气候风险)合成而来。

2. 企业全要素生产率

企业全要素生产率(TFP)是本文的被解释变量,企业 TFP 的计算方法主要有参数法、非参数法、半参数法和广义矩法。半参数估计法能够解决企业要素投入决策的同时性偏差和企业退出市场造成的选择性偏差问题,已经成为现有文献中衡量企业 TFP 最常用的方法。因此,本文

使用 *OP* 半参数法 (Olley 和 Pakes, 1996) 计算的 *TFP* 作为被解释变量, 同时使用 *LP* 半参数法 (Levinsohn 和 Petrin, 2003) 计算的 *TFP_LP* 做稳健性检验, 这与江艇等 (2018) 的研究高度一致, 该指标数值越大表示企业全要素生产率越高。

(三) 模型构建

为了探究气候政策不确定性对企业全要素生产率的影响, 本文构建了如下模型:

$$TFP_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 CPU_score_t + \beta_2 Size_t + \beta_3 Lev_t + \beta_4 Fixed_t + \beta_5 Roa_t + \beta_6 Tobinq_t + \beta_7 Cash_t + \beta_8 Age_t + \beta_9 Soe_t + \beta_{10} Boardsize_t + \beta_{11} Share1_t + \beta_{12} Instiratio_t + \beta_{13} Inc_GDP_t + Year + Ind + Firm + \varepsilon \quad (1)$$

其中, 下标 *t* 表示年份。参考彭俞超等 (2018) 的做法, 本文将被解释变量推后一期, 被解释变量 *TFP_{t+1}* 表示企业在 *t+1* 年的全要素生产率, 核心解释变量 *CPU_score_t* 表示企业在 *t* 年的气候政策不确定性。此外, 参考盛明泉等 (2018) 的研究思路, 本文从财务特征、公司治理以及外部因素等方面选取了控制变量。其中, 财务特征方面的控制变量包括企业规模 (*Size*)、资本结构 (*Lev*)、固定资产比率 (*Fixed*)、总资产净利率 (*Roa*)、成长性 (*Tobinq*)、现金比率 (*Cash*) 以及企业年龄 (*Age*), 公司治理方面的控制变量包括产权属性 (*Soe*)、董事会规模 (*Boardsize*)、大股东持股 (*Share1*)、机构投资者持股 (*Instiratio*), 外部因素方面的控制变量主要是地区经济增长水平 (*Inc_GDP*)。此外, 本文还控制了年份固定效应 (*Year*)、行业固定效应 (*Ind*) 以及公司固定效应 (*Firm*)。为了缓解可能存在的自相关与异方差等问题, 本文采取了公司层面的聚类稳健标准误估计策略。本文变量定义见表 1。

表 1 变量定义

| 变量类型 | 变量符号 | 变量名称 | 变量定义 |
|-------|-------------------|------------|--|
| 被解释变量 | <i>TFP</i> | 企业全要素生产率 | 使用 <i>OP</i> 法计算的企业全要素生产率 |
| 解释变量 | <i>CPU_score</i> | 企业气候政策不确定性 | 宏观 <i>CPU</i> 指数 × 企业气候变化评级分数 <i>score</i> |
| 控制变量 | <i>Size</i> | 企业规模 | 员工规模取自然对数 |
| | <i>Lev</i> | 资本结构 | 总负债/总资产 |
| | <i>Fixed</i> | 固定资产比率 | 固定资产/总资产 |
| | <i>Roa</i> | 总资产净利率 | 净利润/总资产 |
| | <i>Tobinq</i> | 成长性 | 托宾 <i>Q</i> 指标 |
| | <i>Cash</i> | 现金比率 | 货币资金/总资产 |
| | <i>Age</i> | 企业年龄 | 企业上市年龄取自然对数 |
| | <i>Soe</i> | 产权属性 | 国有企业取值为 1, 否则为 0 |
| | <i>Boardsize</i> | 董事会规模 | 董事会人数取自然对数 |
| | <i>Share1</i> | 大股东持股 | 第一大股东持股比率 |
| | <i>Instiratio</i> | 机构投资者持股 | 机构投资者持股比率 |
| | <i>Inc_GDP</i> | 地区经济增长水平 | 企业所在省份的年度 <i>GDP</i> 增长率 |

(四) 描述性统计

本文全样本的描述性统计结果见表 2。从中可以看出, 被解释变量企业全要素生产率的标准差为 0.8567, 且其最大值 9.1018 远大于最小值 4.9611, 这说明不同企业之间的全要素生产率存在一定差异。核心解释变量气候政策不确定性的标准差为 0.4717, 而均值为 -0.0470, 标准差远大于均值的绝对值, 这说明样本企业的气候政策不确定性指数存在明显差异。其他控制变量的统计结果与现有文献基本一致。

表 2 描述性统计

| 变量 | 观测值 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------------|--------|---------|---------|--------|---------|---------|
| <i>TFP</i> | 18 191 | 6.7338 | 6.6315 | 0.8567 | 4.9611 | 9.1018 |
| <i>CPU_score</i> | 18 191 | -0.0470 | -0.0021 | 0.4717 | -4.5177 | 1.2866 |
| <i>Size</i> | 18 191 | 7.6997 | 7.6246 | 1.2103 | 4.8903 | 10.9727 |
| <i>Lev</i> | 18 191 | 0.4223 | 0.4120 | 0.2009 | 0.0611 | 0.8937 |
| <i>Fixed</i> | 18 191 | 0.2099 | 0.1768 | 0.1594 | 0.0018 | 0.6959 |
| <i>Roa</i> | 18 191 | 0.0353 | 0.0358 | 0.0644 | -0.2904 | 0.1881 |
| <i>Tobinq</i> | 18 191 | 2.1245 | 1.6850 | 1.3866 | 0.8723 | 8.8351 |
| <i>Cash</i> | 18 191 | 0.1697 | 0.1406 | 0.1142 | 0.0174 | 0.5746 |
| <i>Age</i> | 18 191 | 2.1699 | 2.1972 | 0.7853 | 0.0000 | 3.2958 |
| <i>Soe</i> | 18 191 | 0.3328 | 0.0000 | 0.4712 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>Boardsize</i> | 18 191 | 2.1164 | 2.1972 | 0.1959 | 1.6094 | 2.6391 |
| <i>Share1</i> | 18 191 | 0.3380 | 0.3168 | 0.1454 | 0.0877 | 0.7366 |
| <i>Instiratio</i> | 18 191 | 0.4250 | 0.4426 | 0.2468 | 0.0034 | 0.9018 |
| <i>Inc_GDP</i> | 18 191 | 0.0654 | 0.0694 | 0.0204 | 0.0060 | 0.1020 |

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

表 3 报告了气候政策不确定性与企业全要素生产率的基准回归结果。其中,列(1)为单变量回归结果,仅控制了年份与公司固定效应。结果显示,气候政策不确定性(*CPU_score*)与企业全要素生产率(*TFP*)之间呈显著负相关关系,表明气候政策不确定性越高,企业全要素生产率越低。列(2)至列(4)在列(1)的基础上依次加入了财务特征、公司治理因素和外部因素以及行业固定效应。结果显示,*CPU_score*的符号及显著性水平没有明显改变。上述分析表明,气候政策不确定性对企业全要素生产率具有显著的抑制作用。本文假设 1 得到验证,即气候政策不确定性会诱发企业升级困境,显著抑制企业全要素生产率提升。

表 3 基准回归分析

| | (1) <i>TFP</i> | (2) <i>TFP</i> | (3) <i>TFP</i> | (4) <i>TFP</i> |
|-------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>CPU_score</i> | -0.0426***(-5.0192) | -0.0455***(-5.3991) | -0.0450***(-5.3892) | -0.0453***(-5.5081) |
| <i>Size</i> | | 0.0834*** (4.9569) | 0.0685*** (4.0779) | 0.0665*** (4.0483) |
| <i>Lev</i> | | 0.4988*** (7.1724) | 0.5318*** (7.6620) | 0.5193*** (7.4599) |
| <i>Fixed</i> | | -0.4089***(-4.4459) | -0.3679***(-4.0417) | -0.3916***(-4.3257) |
| <i>Roa</i> | | 1.1022*** (12.2189) | 1.0898*** (12.0879) | 1.0872*** (12.0664) |
| <i>Tobinq</i> | | -0.0024(-0.4973) | -0.0056(-1.1706) | -0.0049(-1.0362) |
| <i>Cash</i> | | 0.0361(0.5870) | 0.0137(0.2204) | 0.0194(0.3144) |
| <i>Age</i> | | 0.0788*** (3.4944) | 0.0872*** (3.9090) | 0.0870*** (3.9197) |
| <i>Soe</i> | | | -0.0806**(-2.2702) | -0.0813**(-2.2945) |
| <i>Boardsize</i> | | | -0.0008(-0.0215) | -0.0065(-0.1688) |
| <i>Share1</i> | | | -0.2920***(-2.7436) | -0.3095***(-3.0435) |
| <i>Instiratio</i> | | | 0.3825*** (5.8805) | 0.3501*** (5.6137) |
| <i>Inc_GDP</i> | | | -0.3000(-0.7305) | -0.2322(-0.5644) |
| 常数项 | 6.4530*** (668.0483) | 5.5223*** (43.0137) | 5.6046*** (35.8490) | 6.0923*** (26.6805) |

续表 3 基准回归分析

| | (1) <i>TFP</i> | (2) <i>TFP</i> | (3) <i>TFP</i> | (4) <i>TFP</i> |
|----------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 控制 |
| 公司固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 18 191 | 18 191 | 18 191 | 18 191 |
| <i>adj. R</i> ² | 0.8820 | 0.8905 | 0.8915 | 0.8924 |

注：括号内为*t*值，*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。

本文进一步考察了气候政策不确定性对企业全要素生产率影响的经济显著性。在充分控制各影响因素之后，气候政策不确定性(*CPU_score*)的系数为-0.0453。由于公司固定效应的回归系数来源于公司组内估计，在考察经济显著性时，本文首先对气候政策不确定性和全要素生产率指标进行组内“去心”处理，然后基于处理后的指标标准差计算经济显著性。在组内“去心”处理之后，气候政策不确定性指标的标准差为0.3443，全要素生产率指标的标准差为0.3002，因而模型的经济显著性约为5.2% ($| -0.0453 | \times 0.3443 / 0.3002 \times 100\%$)。这意味着气候政策不确定性指标每上升一个标准差，企业全要素生产率下降约5.2%个标准差，估计结果具有比较充分的经济显著性。此外，与列(1)相比，列(2)至列(4)中的调整后*R*²逐渐增加，这在一定程度上表明模型中控制变量的选取比较合理。

(二) 稳健性检验

1. 工具变量法

气候政策不确定性与企业全要素生产率之间可能存在一定的内生性问题，如反向因果问题，即生产率低的企业更容易受到政策不确定性的影响。因此，本文采取工具变量法进行了内生性检验。本文借鉴现有文献的思路，从中国气象局网站收集了国家气候报告中的极端气候数据(*Crisk*)作为工具变量。极端气候与气候政策出台高度相关，而气候政策不确定性源于气候政策的频繁出台与变动；同时，极端气候等小概率事件是客观的气候现象，受企业生产经营影响的可能性非常小。因此，该工具变量满足相关性和外生性要求。

而极端气候变量(*Crisk*)属于宏观层面，直接将其作为工具变量存在无法控制时间和行业效应等问题。因此，本文按照 *Bartik* 工具变量的设计思路，对这个工具变量进行了一定的优化。考虑到气候政策往往并不是针对单个公司，而是针对某些特定行业，如以火电行业为代表的“两高一剩”行业。因此，面对极端气候的冲击，气候变化得分越低的行业受气候政策调控的可能性越高，政策不确定性越大。本文以气候变化得分的行业均值(*indscore*)作为影响份额，以极端气候变量(*Crisk*)作为外部冲击，将两者的乘积(*Crisk_indscore*)作为工具变量。工具变量回归结果见表4，其中分别使用 *CPU_score* 及其替代变量 *CPU_rate* 来衡量气候政策不确定性。第一阶段回归结果显示，工具变量 *Crisk_indscore* 与企业面临的气候政策不确定性显著正相关；第二阶段回归结果中气候政策不确定性对企业全要素生产率的影响显著为负，这验证了上文结果的稳健性。

表 4 工具变量回归

| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
|------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) <i>CPU_score</i> | (2) <i>TFP</i> | (3) <i>CPU_rate</i> | (4) <i>TFP</i> |
| <i>CPU_score</i> | | -0.1829***(-5.6658) | | |
| <i>CPU_rate</i> | | | | -0.1884***(-5.6658) |

续表 4 工具变量回归

| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
|----------------------|----------------------|----------------|---------------------|----------------|
| | (1) <i>CPU_score</i> | (2) <i>TFP</i> | (3) <i>CPU_rate</i> | (4) <i>TFP</i> |
| <i>Crisk_inscore</i> | 1.3656*** (17.0323) | | 1.3254*** (16.6084) | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 18 191 | 18 191 | 18 191 | 18 191 |
| R^2 | 0.4900 | 0.8925 | 0.4632 | 0.8925 |

注:受篇幅限制,表中未报告控制变量和常数项结果,感兴趣的读者可向作者索取。下表同。

2. 其他稳健性检验

第一,替换核心变量。参考现有研究的做法,本文计算了基于 *LP* 法估算的 *TFP_LP* 和 *DTFP* (即 $t+1$ 年的 *TFP* 减去 t 年的 *TFP*),并使用企业气候转型评级替换原有的得分数据,得到新的企业气候政策不确定性指数 *CPU_rate*。

第二,控制高维固定效应。气候政策与政府环境规制相互影响,而环境政策和环境规制也会影响企业生产运营(蔡海静等,2021),进而对企业生产率产生影响。本文参考现有研究的做法,通过行业×年份固定效应以及地区×年份固定效应等高维固定效应,排除行业层面、地区层面环境规制等干扰性政策的影响。

第三,样本选择问题。企业气候政策不确定性指标的大小并非随机分布,因而可能存在样本选择问题。熵平衡匹配法能够最大程度地消除气候政策不确定性较高的企业与其他企业在各个协变量上的差异。参考 Hainmueller(2012)以及周泽将等(2022)的研究设计,本文首先设置了企业气候政策不确定性分组虚拟变量 *High_CPU*,根据气候政策不确定性指标(*CPU*),按照企业所处的不同行业、年份划分为三组。如果气候政策不确定性指数大于前三分之一分位数,则表明企业气候政策不确定性较高,*High_CPU*赋值为1,否则为0。

上述分析均验证了本文研究结论的稳健性。^①

五、进一步分析

(一)作用机制分析

上文研究表明,气候政策不确定性会造成企业升级困境,显著抑制企业全要素生产率提升,但尚未探讨两者之间的具体作用机制。在实物期权理论框架下,气候政策不确定性会影响企业各类投资选择的期权价值,从而影响企业的投资结构,最终影响企业全要素生产率。结合上文理论分析,本文主要从实体投资挤出、绿色创新挤出以及金融投资挤入三个方面来分析气候政策不确定性影响企业全要素生产率的机制。

参考江艇(2022)对于机制检验的建议,本文基于实物期权理论框架,考察了气候政策不确定性对企业投资选择的影响。基于 Richardson(2006)的投资效率模型,本文测算了企业的实体投资不足指标,当估计得到的残差小于零时,企业存在投资不足(*Underinv*),以此作为实体投资挤出效应的代理变量。参考刘金科和肖翊阳(2022)的做法,本文采用当年的绿色专利申请情况来衡量企业的绿色创新(*Ginno*)。此外,本文使用金融资产占比(*Finratio*)来衡量企业的金融化程度,以此作为金融资产挤入效应的代理变量,其中金融资产包括交易性金融资产、衍生金融

^① 受篇幅限制,文中未报告其他稳健性检验结果,详见工作论文版本。

资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额以及投资性房地产净额(蔡海静等, 2021)。

作用机制分析结果见表 5。其中,列(1)展示了气候政策不确定性对企业实体投资的影响, *CPU_score* 的回归系数显著为正。这表明气候政策不确定性的确会挤出实体投资,造成企业投资不足。基于企业绿色专利申请数据,本文检验了气候政策不确定性对企业绿色创新投资的影响,结果见列(2)。*CPU_score* 的回归系数显著为负,表明气候政策不确定性会挤出企业的绿色创新投资。鉴于金融投资不受气候政策的直接影响且具有较高的资产可逆性,气候政策不确定性会挤入企业的金融投资,结果见列(3)。总体来看,在实物期权理论框架下,气候政策不确定性的确会影响企业各类投资选择的期权价值,从而影响其投资结构。需要指出的是,根据规模经济理论,企业的实体资产投资所积累的物质资本能够通过规模经济效应来提升企业生产率(Brandt 等, 2012; 杨汝岱, 2015),而绿色创新投资所代表的技术进步同样是企业生产率提升的重要来源(胡珺等, 2023)。因此,实体投资和绿色创新投资被挤出不利于企业生产率提升。此外,偏离主业的金融资产投资也不利于企业生产率提升(王红建等, 2017; 盛明泉等, 2018),最终导致企业陷入升级困境。

表 5 作用机制分析

| | 实体投资挤出 | 绿色创新挤出 | 金融投资挤入 |
|----------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) <i>Underinv</i> | (2) <i>Ginno</i> | (3) <i>Finratio</i> |
| <i>CPU_score</i> | 0.0544*** (4.5663) | -0.0520*** (-2.9149) | 0.0061*** (3.4724) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 18 191 | 18 191 | 18 191 |
| <i>adj. R</i> ² | 0.1176 | 0.7387 | 0.6101 |

(二)异质性分析

根据上文理论分析,气候政策不确定性对企业全要素生产率会产生抑制效应,但在不同的内外部情境下,这种效应存在显著差异。有三个关键问题有待回答。第一,哪些企业会受到更大幅度的冲击?第二,给定相同的外部政策环境,企业应如何应对气候政策不确定性?第三,政策引导应怎样缓解气候政策不确定性的负面影响?本文从风险冲击幅度、风险应对举措和政策引导力度三个角度来回答上述问题,以考察气候政策不确定性对企业全要素生产率的异质性影响。

1. 风险传导异质性

鉴于气候政策不确定性对不同企业的冲击幅度存在显著区别,本文考察了融资约束和经营风险对上述作用机制的影响。根据实物期权理论,在融资约束的影响下,企业往往难以执行增长期权,及时追加投资(靳庆鲁等, 2012)。此外,经营风险冲击也会提升期权等待价值,从而对企业投资与研发产生显著的抑制效应(陈东等, 2021; 周泽将等, 2022)。本文使用 *KZ* 指数来衡量融资约束, *KZ* 指数越大,企业的融资约束水平越高。本文根据 *KZ* 指数的中位数将样本划分为两组。关于企业的风险感知,参考周泽将等(2022)的设计思路,本文使用企业年报中管理层讨论与分析(*MD&A*)文本部分的风险词频进行衡量,并根据中位数将样本划分为两组。回归结果见表 6 中 *Panel A*。从中可以看出,气候政策不确定性对全要素生产率的影响在受风险冲击强度大(融资约束程度高和风险感知强)的企业中更加显著,且基于 *Bootstrap* 的系数差异检验 *p* 值均小于 5%,这支持了本文假设 2a。

表 6 异质性分析

| Panel A: 风险传导的影响 | | | | |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 融资约束程度高 | 融资约束程度低 | 风险感知强 | 风险感知弱 |
| | (1)TFP | (2)TFP | (3)TFP | (4)TFP |
| CPU_score | -0.0685***(-5.3114) | -0.0224*(-1.9260) | -0.0593***(-4.0468) | -0.0299***(-2.8024) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 9 428 | 8 763 | 9 106 | 9 085 |
| adj. R ² | 0.8910 | 0.9127 | 0.8847 | 0.9088 |
| 组间系数差值 | 0.0461*** | | 0.0294** | |
| 差异检验p值 | 0.0000 | | 0.0140 | |
| Panel B: 风险应对的影响 | | | | |
| | 内部控制质量高 | 内部控制质量低 | 信息披露质量高 | 信息披露质量低 |
| | (1)TFP | (2)TFP | (3)TFP | (4)TFP |
| CPU_score | -0.0155*(-1.6465) | -0.0779***(-4.8427) | -0.0244*(-2.0970) | -0.0612***(-3.9737) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 9 144 | 9 047 | 9 178 | 9 013 |
| adj. R ² | 0.9360 | 0.8482 | 0.9157 | 0.8857 |
| 组间系数差值 | 0.0624*** | | 0.0368*** | |
| 差异检验p值 | 0.0000 | | 0.0020 | |
| Panel C: 政策引导的影响 | | | | |
| | 知识产权保护完善 | 知识产权保护薄弱 | 绿色金融发展完善 | 绿色金融发展薄弱 |
| | (1)TFP | (2)TFP | (3)TFP | (4)TFP |
| CPU_score | -0.0239*(-2.1584) | -0.0704***(-5.7003) | -0.0304***(-2.8250) | -0.0716***(-5.8443) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 10 335 | 7 856 | 10 326 | 7 865 |
| adj. R ² | 0.8956 | 0.8892 | 0.8948 | 0.8927 |
| 组间系数差值 | 0.0465*** | | 0.0412*** | |
| 差异检验p值 | 0.0000 | | 0.0020 | |

2. 风险应对异质性

企业风险应对的优劣在气候政策不确定性与企业全要素生产率的关系中扮演了重要角色。从企业内部来看,完善的内部控制和风险管理体系有利于提高企业的风险管理水平,更好地应对特质性风险和系统风险(方红星和陈作华, 2015),提升投资效率、研发效率和资源配置效率(陈红等, 2018)。从企业外部来看,通畅的信息披露机制有利于缓解信息不对称和企业研发困境(周泽将等, 2022)。基于此,本文使用迪博内部控制指数和信息披露评价得分来评价企业的风险应对能力,并根据中位数将样本划分为两组。从表 6 中 Panel B 可以看出,在风险应对差(内部控制质量和信息披露质量低)的企业中,气候政策不确定性的负面影响更大,且基于 Bootstrap 的系数差异检验 p 值均小于 1%,这支持了本文假设 2b。

3. 政策引导异质性

在不同的政策引导力度下,企业的投资决策会发生改变。本文从知识产权保护和绿色金融发展两个角度考察了政策引导的影响。完善的知识产权保护有助于解决企业研发过程中的外部

性问题,减小绿色创新挤出效应(周泽将等,2022)。而绿色金融制度能够缓解企业的融资约束,进而提升实体投资效率(郭俊杰和方颖,2022);此外,其绿色属性还能更好地促进绿色转型而非金融化(蔡海静等,2021),助推企业高质量发展。基于此,本文根据国家知识产权局发布的《全国知识产权发展状况报告》,采用其中披露的知识产权保护指数作为地区知识产权保护水平的代理变量,利用各省高能耗产业利息支出占比、环境污染治理投资占GDP比重以及财政环境保护支出占比等指标来构建各省绿色金融发展指数。参考周泽将等(2022)的研究思路,本文设置了知识产权保护(绿色金融发展)分组变量。如果企业所在地的知识产权保护指数(绿色金融发展指数)的排名超过前三分之一,则认为政策引导力度较大。从表6中Panel C可以看出,在政策引导力度薄弱(知识产权保护薄弱和绿色金融发展薄弱)的样本中,气候政策不确定性的负面影响更大,且基于Bootstrap的系数差异检验p值均小于1%,这验证了本文假设2c。

4. 其他进一步分析

第一,行业碳密集度的影响。行业碳密集度是气候政策作用效果的重要影响因素。本文根据行业的碳密集度,将样本划分为高碳行业企业和低碳行业企业,考察了气候政策不确定性对这两类企业的异质性影响。表7结果显示,对于高碳行业企业,气候政策不确定性的负面影响更加显著。

第二,气候政策风险 vs 气候物理风险。不确定性不仅可能来自政策层面,还可能来自物理层面。根据现有文献,经常遭受自然

灾害冲击的公司往往更容易受到气候变化的不利影响。参考He等(2023)的研究设计思路,本文构建了A股上市公司的气候物理风险指标,并借鉴Horse-race赛马模型的思路,将各变量进行均值为0、标准差为1的标准化处理,得到标准化的气候政策风险指标和气候物理风险指标。表8结果显示,气候政策风险指标(Crisk_pol1和Crisk_pol2)的系数绝对值显著大于气候物理风险(Crisk_phy)的系数绝对值。这在一定程度上表明,即使企业面临的外部不确定性的来源是多样的,在中国的制度背景下,与气候物理风险相比,以气候政策不确定性为代表的政策风险可能具有更加深刻的影响。这不仅凸显了气候政策不确定性问题的重要性与独特性,也从缓解政策不确定性的角度防范潜在的气候变化风险提供了思路。

表7 行业碳密集度的影响

| | 高碳行业企业 | 低碳行业企业 |
|---------------------|---------------------|--------------------|
| | (1)TFP | (2)TFP |
| CPU_score | -0.0575***(-4.2940) | -0.0205**(-2.0430) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 4 623 | 13 568 |
| adj. R ² | 0.9056 | 0.8917 |
| 组间系数差值 | 0.0370** | |
| 差异检验p值 | 0.0160 | |

表8 气候政策风险 vs 气候物理风险

| | (1)TFP | (2)TFP | (3)TFP | (4)TFP |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Crisk_pol1 | -0.0199***(-4.9796) | -0.0213***(-5.4889) | | |
| Crisk_pol2 | | | -0.0166***(-4.4029) | -0.0176***(-4.8115) |
| Crisk_phy | -0.0116**(-2.0110) | -0.0110**(-2.0630) | -0.0116**(-2.0092) | -0.0109**(-2.0525) |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 18 191 | 18 191 | 18 191 | 18 191 |
| adj. R ² | 0.8821 | 0.8924 | 0.8820 | 0.8923 |

(三)经济后果分析

上文论证了气候政策不确定性会对企业生产率产生负面影响,造成企业升级困境。从产业

链与价值链的角度来看，这种负面效应又将如何影响企业的市场竞争力与产业链话语权？为了回答这个问题，本文构建了如下模型：

$$Mar_share_{t+1}(Mar_power_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 Low_TFP_{t+1} + Controls + \varepsilon \quad (2)$$

$$Mar_share_{t+1}(Mar_power_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 Low_TFP_{t+1} + \beta_2 CPU_score_t + \beta_3 CPU_low_{t+1} + Controls + \varepsilon \quad (3)$$

其中，式(2)检验的是企业升级困境对其市场竞争力和产业链话语权的影响，根据 $t+1$ 年全要素生产率的行业年度中位数，构建企业是否陷入升级困境的虚拟变量 (Low_TFP)。如果企业 $t+1$ 年的全要素生产率低于行业年度中位数，则 Low_TFP 赋值为 1，否则赋值为 0。式(3)在式(2)的基础上加入了气候政策不确定性变量 (CPU_score_t) 及其与企业升级困境变量 (Low_TFP_{t+1}) 的交乘项 CPU_low_{t+1} ，以探究在气候政策不确定性较高时，企业面临的升级困境如何影响其市场竞争力和产业链话语权。参考现有研究，本文采用企业市场份额 (Mar_share) 来度量市场竞争力，这个变量根据企业营业收入的行业占比减去行业年度均值计算得到。此外，本文通过测算企业对上下游企业的商业信用资金的占用能力来度量其产业链话语权 (Mar_power)，商业信用越多，产业链话语权越大。表 9 报告了经济后果分析结果。列(1)和列(3)显示， Low_TFP 的系数在 1% 的水平上显著为负，表明陷入升级困境企业的市场份额和产业链话语权会下降。列(2)和列(4)显示， Low_TFP 的系数依然显著为负， CPU_low 的系数也显著为负。这表明在气候政策不确定性的影响下，上述抑制效应会被进一步放大，气候政策不确定性所造成的企业升级困境会进一步影响企业的市场竞争力和产业链话语权，需予以充分重视。

表 9 经济后果分析

| | (1) Mar_share | (2) Mar_share | (3) Mar_power | (4) Mar_power |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Low_TFP | -0.0045***(-6.7434) | -0.0045***(-6.8540) | -0.0533***(-6.8740) | -0.0535***(-6.9040) |
| CPU_low | | -0.0023***(-2.7659) | | -0.0289***(-2.9133) |
| CPU_score | | 0.0025*** (3.4336) | | -0.0082(-1.4228) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 18 191 | 18 191 | 18 191 | 18 191 |
| adj. R^2 | 0.8642 | 0.8646 | 0.7565 | 0.7571 |

六、结论与启示

本文基于企业层面气候政策不确定性指数与全要素生产率的匹配数据，考察了气候政策不确定性对企业全要素生产率的影响。研究发现，气候政策不确定性会诱发企业升级困境，显著抑制企业全要素生产率提升。这一影响在经过一系列稳健性和内生性检验后依然显著。气候政策不确定性会挤出企业实体投资和绿色创新投资，挤入企业金融投资，从而造成企业升级困境。上述影响效应在受冲击幅度较大、风险应对能力较差以及政策引导力度比较薄弱的样本中更加显著。气候政策不确定性所造成的企业升级困境会进一步降低其市场竞争力，企业的市场份额和产业链话语权会显著下降。基于上述结论，本文提出以下三点建议：

第一，不仅要重视气候政策本身的作用效应，更要适度提升不同气候政策的一致性。根据本文核心结论，气候政策不确定性会诱发企业升级困境。因此，政策制定者应当关注已出台或拟出台气候政策之间的衔接与耦合，按照“先立后破，积极稳妥”的政策设计原则，尽可能地予以企业稳定的气候政策预期，以更好推动企业升级。

第二,应充分理解气候问题的系统性和复杂性,不能“头疼医头,脚疼医脚”,只从气候政策的角度来思考气候变化问题,更应采取统筹思维,关注政策间的合力。根据本文的异质性分析,完善的知识产权保护制度和绿色金融体系能够显著减弱气候政策不确定性对企业的负面影响。因此,在其他支撑性制度作为配套的情况下,气候政策能够发挥更加理想的效果。

第三,根据本文的经济后果分析,气候政策不确定性所诱发的企业升级困境会危及企业的市场竞争力。因此,企业需要正视气候政策不确定性对生产率的负面影响,积极应对气候风险。此外,完善的企业内部控制体系和通畅的信息沟通机制能够有效缓解气候政策不确定性的负面影响。这表明气候风险并非不可预防,企业可以通过风险免疫机制建设,提升应对气候风险的能力。需要特别说明的是,各项政策之间往往存在一定的相关性,且各类风险之间常常会交互影响。因此,完全剥离出气候政策不确定性对企业生产率的独特作用机制,或者以此估计出完全干净的影响效应存在一定的现实困难。在未来的研究中,可以通过更加多样化的数据来源和更加深入的企业调研,获取更加细致的经验证据。

参考文献:

- [1]蔡海静,谢乔昕,章慧敏.权变抑或逐利:环境规制视角下实体企业金融化的制度逻辑[J].会计研究,2021,(4):78-88.
- [2]陈东,陈爱贞,刘志彪.重大风险预期、企业投资与对冲机制[J].中国工业经济,2021,(2):174-192.
- [3]陈红,纳超洪,雨田木子,等.内部控制与研发补贴绩效研究[J].管理世界,2018,(12):149-164.
- [4]陈诗一,张建鹏,刘朝良.环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J].金融研究,2021,(9):51-71.
- [5]方红星,陈作华.高质量内部控制能有效应对特质风险和系统风险吗?[J].会计研究,2015,(4):70-77.
- [6]郭俊杰,方颖.绿色信贷、融资结构与企业环境投资[J].世界经济,2022,(8):57-80.
- [7]胡珺,方祺,龙文滨.碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J].经济研究,2023,(4):77-94.
- [8]胡奕明,王雪婷,张瑾.金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2017,(1):181-194.
- [9]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,(5):100-120.
- [10]江艇,孙鲲鹏,聂辉华.城市级别、全要素生产率和资源错配[J].管理世界,2018,(3):38-50,77.
- [11]靳庆鲁,孔祥,侯青川.货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值[J].经济研究,2012,(5):96-106.
- [12]刘贯春,段玉柱,刘媛媛.经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J].经济研究,2019,(8):53-70.
- [13]刘金科,肖翊阳.中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应?[J].经济研究,2022,(1):72-88.
- [14]彭俞超,韩珣,李建军.经济政策不确定性与企业金融化[J].中国工业经济,2018,(1):137-155.
- [15]盛明泉,汪顺,商玉萍.金融资产配置与实体企业全要素生产率:“产融相长”还是“脱实向虚”[J].财贸研究,2018,(10):87-97.
- [16]王红建,曹瑜强,杨庆,等.实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J].南开管理评论,2017,(1):155-166.
- [17]王馨,王营.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,(6):173-188.
- [18]解学梅,朱琪玮.企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J].管理世界,2021,(1):128-149.
- [19]杨汝岱.中国制造业企业全要素生产率研究[J].经济研究,2015,(2):61-74.

- [20]周泽将,汪顺,张悦.知识产权保护与企业创新信息困境[J].中国工业经济,2022,(6):136-154.
- [21]Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [22]Bartram S M, Hou K W, Kim S. Real effects of climate policy: Financial constraints and spillovers[J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 143(2): 668-696.
- [23]Bird A, Karolyi S A, Ruchti T G. How do firms respond to political uncertainty? Evidence from U.S. gubernatorial elections[J]. *Journal of Accounting Research*, 2023, 61(4): 1025-1061.
- [24]Bloom N, Brynjolfsson E, Foster L, et al. What drives differences in management practices?[J]. *American Economic Review*, 2019, 109(5): 1648-1683.
- [25]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [26]Fuss S, Szolgayova J, Obersteiner M, et al. Investment under market and climate policy uncertainty[J]. *Applied Energy*, 2008, 85(8): 708-721.
- [27]Gavriilidis K. Measuring climate policy uncertainty[EB/OL].<https://papers.ssrn.com/abstract=3847388>, 2021.
- [28]Hainmueller J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. *Political Analysis*, 2012, 20(1): 25-46.
- [29]He X, Xu X W, Shen Y. How climate change affects enterprise inventory management——From the perspective of regional traffic[J]. *Journal of Business Research*, 2023, 162: 113864.
- [30]Huynh T D, Nguyen T H, Truong C. Climate risk: The price of drought[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 65: 101750.
- [31]Ilhan E, Sautner Z, Vilkov G. Carbon tail risk[J]. *The Review of Financial Studies*, 2021, 34(3): 1540-1571.
- [32]Javadi S, Masum A A. The impact of climate change on the cost of bank loans[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 69: 102019.
- [33]Kellogg R. The effect of uncertainty on investment: Evidence from Texas oil drilling[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1698-1734.
- [34]Lee K, Cho J. Measuring Chinese climate uncertainty[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2023, 88: 891-901.
- [35]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [36]Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263.
- [37]Pankratz N, Bauer R, Derwall J. Climate change, firm performance, and investor surprises[J]. *Management Science*, doi:10.1287/mnsc.2023.4685, 2023.
- [38]Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2-3): 159-189.
- [39]Stroebel J, Wurgler J. What do you think about climate finance?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(2): 487-498.
- [40]Zhang P, Deschenes O, Meng K, et al. Temperature effects on productivity and factor reallocation: Evidence from a half million Chinese manufacturing plants[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88: 1-17.

Climate Policy Uncertainty and Upgrading Dilemma of Chinese Enterprises

Wang Shun¹, Yu Lu², Lei Ling³

(1. School of Business, Anhui University, Hefei 230601, China;

2. School of Accountancy, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China;

3. School of Economics, Anhui University, Hefei 230601, China)

Summary: Faced with the increasingly severe issue of climate change, as a responsible nation, China proposed the goal of “carbon peaking and carbon neutrality” in 2020, and promoted the goal and active participation in global climate governance to a national strategic level in the report to the 20th National Congress of the Communist Party of China. In recent years, China’s macro climate policy uncertainty index has rapidly increased, which is related to the fact that China is currently in a new development stage and urgently needs to continuously introduce climate policies to promote the goal.

This paper constructs a firm-level climate policy uncertainty index and matches it with enterprise TFP data. The empirical results indicate that climate policy uncertainty has a significant negative impact on enterprise TFP, leading to an upgrading dilemma of Chinese enterprises. Mechanism testing shows that climate policy uncertainty suppresses enterprise TFP through three paths: physical investment crowding out, green innovation crowding out, and financial investment crowding in. Heterogeneity analysis shows that the impact of climate policy uncertainty is more significant in sub-samples with stronger risk transmission, poorer risk response, and weaker policy guidance. The economic consequences indicate that the upgrading dilemma caused by climate policy uncertainty will further lead to the loss of market competitiveness and discourse power, which is not conducive to the high-quality development of enterprises.

The marginal contributions of this paper are that: First, it extends the physical risk in the field of climate risk to the policy risk dimension, and considers the key role of policy factors in China’s economic operation. Policy risks represented by climate policy uncertainty will also have a profound impact on the production and operation of enterprises, so this paper provides a useful supplement to existing literature in the field of climate risk from the perspective of climate policy risk dimension. Second, it embeds the important factor of climate policy uncertainty into existing literature on climate policies and productivity, providing a useful supplement to the aforementioned literature. Third, it provides a theoretical basis for government departments to formulate proactive and prudent climate policies and moderately maintain policy stability.

Key words: climate policy uncertainty; TFP; climate change; climate risk; carbon neutrality

(责任编辑 康健)