# 环境政策收紧与生产率动态——基于 OECD 国家的面板局部投影

莫济瑜[1]，张少谦[2]，蔡梓萱[1]，邝东阳[1*]
1. 中山大学 数学学院（珠海），广东 珠海 519082
2. 中山大学 软件工程学院，广东 珠海 519082
DOI:10.61369/ASDS.2026100006

**摘　　要：** 现有研究对环境政策与生产率关系尚未形成一致结论。受限于政策水平的静态估计以及对单个时期显著性的依赖，一般方法也较难同时识别政策调整的动态过程及其条件差异。本文以环境政策严格度的正向变化度量政策收紧，采用面板局部投影估计法，在控制国家与年份固定效应的基础上，考察政策收紧后0至5年内全要素生产率的累计响应。异质性分析从两个维度展开：其一为事前制度能力，其二为政策工具类型（市场型、非市场型及技术支持型）。为确保估计结果的稳健性，本文综合运用国家层面的聚类稳健标准误、受限野生聚类自助法、跨期联合显著性检验及多重假设检验校正，以系统评估证据强度。研究使用34个 OECD 国家2002—2020年的面板数据，其中环境政策、生产率、制度和宏观控制变量分别来自 OECD EPS 、Penn World Table 11.0 、World Bank WGI 和 World Development Indicators。结果表明，环境政策收紧后的平均生产率响应未形成稳定的动态路径：较高制度能力对应的点估计总体更趋向正向，不同政策工具也呈现一定的路径分化，但条件效应、跨期联合检验和多重推断均未确认稳定的制度或工具异质性。我们针对以上数据的研究说明，环境政策的生产率后果更适合从动态性、条件性和统计不确定性加以评价，政策实践中不宜依据单期估计或简单工具分类判断其生产率效应，而应同时关注政策实施环境、工具设计及动态调整过程。

**关 键 词：** 环境政策严格度；全要素生产率；局部投影；制度能力；政策工具；稳健推断

# Environmental Policy Tightening and Productivity Dynamics: Panel Local Projection Evidence from OECD Countries

Mo Jiyu[1], Zhang Shaoqian[2], Cai Zixuan[1], Kuang Dongyang[1*]
1.School of Mathematics (Zhuhai), Sun Yat-sen University, Zhuhai, Guangdong 519082
2.School of Software Engineering, Sun Yat-sen University, Zhuhai, Guangdong 519082

**Abstract:** The existing literature has yet to reach a consensus on the relationship between environmental policy and productivity. Conventional approaches, constrained by static estimates of policy levels and reliance on statistical significance at individual horizons, often have difficulty identifying both the dynamic adjustment to policy changes and the conditions under which such effects may differ. This study measures environmental policy tightening as positive changes in environmental policy stringency and employs panel local projections, controlling for country and year fixed effects, to estimate the cumulative response of total factor productivity over horizons of zero to five years following a tightening. Heterogeneity is examined along two dimensions: ex ante institutional capacity and policy instrument type, including market-based, non-market-based, and technology-support instruments. To ensure the robustness of statistical inference, the analysis combines country-clustered robust standard errors, the restricted wild cluster bootstrap, cross-horizon joint significance tests, and multiple-testing corrections to systematically assess the strength of the evidence. The analysis uses panel data for 34 OECD countries over 2002–2020. Data on environmental policy, productivity, institutions, and macroeconomic controls are drawn from the OECD Environmental Policy Stringency database, Penn World Table 11.0, the World Bank's Worldwide Governance Indicators, and World Development Indicators, respectively. The results show no stable dynamic pattern in the average productivity response following environmental policy tightening. Point estimates tend to be more positive at higher

作者简介：
莫济瑜，中山大学数学学院（珠海），本科在读；
张少谦，中山大学软件工程学院，本科在读；
蔡梓萱，中山大学数学学院（珠海），本科在读。
通讯作者：邝东阳，中山大学数学学院（珠海），副教授，硕士生导师，研究方向为数据分析与挖掘，交叉科学中人工智能模型的开发应用，数学规范化及可解释。

 Copyright © This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License

levels of institutional capacity, and the response paths also differ to some extent across policy instruments. However, neither the conditional effects nor the cross-horizon joint tests and multiple-testing adjustments provide statistically robust evidence of systematic heterogeneity by institutional capacity or policy instrument. Taken together, the evidence from this sample suggests that the productivity consequences of environmental policy are better assessed in terms of their dynamics, conditioning factors, and statistical uncertainty. Policy assessments should therefore avoid drawing conclusions from estimates at a single horizon or from simple classifications of policy instruments, and should instead consider the implementation context, instrument design, and the dynamic adjustment process jointly.

**Keywords :** **environmental policy stringency; total factor productivity; local projections; institutional capacity; policy instruments; robust inference**

## 引言

环境政策能否在改善环境质量的同时维持乃至提高生产效率，是环境经济学中一个长期存在而尚未获得统一答案的问题。传统观点强调环境规制的合规成本，更严格的排放标准、环境税费和技术要求可能占用资本、劳动与管理资源，从而在短期内降低生产率。Porter 和 van der Linde 则提出，设计合理且具有可预期性的环境规制可能通过诱导技术创新、流程改造和资源重新配置形成创新补偿，抵消部分甚至全部合规成本[1]；Palmer 等则指出，这种补偿并非无条件成立，其净效应仍需由经验事实判断[2]。此后围绕波特假说的研究逐渐从环境规制究竟促进还是抑制生产率，转向考察不同政策类型、时间尺度和制度环境下的异质性响应[3]。

环境政策的生产率后果可能具有明显的时间结构：政策收紧后，企业首先承担设备更新、污染治理和组织调整等成本，而技术采用、学习效应和创新回报通常需要更长时间才能实现。因此，同一项政策可能在不同年份产生方向不同的响应，仅考察政策严格度与当期生产率之间的平均关系，可能掩盖短期成本与中期适应的差异。国内研究也观察到类似复杂性：王杰、刘斌发现环境规制与企业全要素生产率并非简单线性关系[4]；黄庆华等指出环境规制与绿色全要素生产率之间具有明显时期依赖性[5]；刘伟江等进一步表明，环境规制与绿色全要素生产率、技术进步之间可能呈现非线性关系[6]。这些结果意味着，接近零的平均效应既可能反映政策影响有限，也可能来自不同调整阶段和经济主体反应的相互抵消。

近年来跨国研究进一步表明，环境政策的生产率效应具有明显异质性。Albrizio 等利用 OECD 环境政策严格度指数发现，环境政策收紧的生产率后果取决于企业和行业距离技术前沿的程度[7]；Koch 和 Themann 基于欧盟碳排放交易体系的企业证据同样发现，接近技术前沿的企业与落后企业可能呈现不同反应[8]；Benatti 等进一步用面板局部投影估计环境政策收紧后五年的动态响应，发现高污染企业受到的生产率负向冲击更明显，而且不同政策工具的影响存在差异[9]。因此，环境政策与生产率之间缺乏一致结论，更可能反映时间、制度、工具和主体能力等维度的异质性，而非研究结果彼此矛盾。

然而，现有研究仍存在三个值得进一步区分的问题。第一，已有研究虽越来越重视动态调整，但跨国宏观研究仍较多依赖环境政策严格度的水平值或固定滞后项。由于 OECD EPS 具有较强的时间持续性，政策水平所反映的长期国家差异与政策变化后的动态响应并非同一研究问题。第二，制度条件常被用于解释环境政策效果之间的差异，但制度能力既可能提高政策可信度、促进创新，也可能强化政策执行并增加短期合规成本，因此其调节方向并不确定。按照 North 的制度分析框架，制度通过塑造激励结构和交易成本影响经济主体行为[10]；相关研究也表明，治理结构和执行能力会通过政府约束、资源配置与创新行为影响绿色生产率[11]。第三，动态曲线上某一期的显著系数并不意味着整条响应路径得到统计确认；随着预测期和异质性维度增加，还需要同时考虑跨期联合推断与多重比较问题。

基于上述问题，本文考察环境政策收紧后的生产率动态调整，以及制度能力和政策工具是否形成可跨时期、跨推断方法确认的系统性差异。本文整合了多个权威数据源，构建34个 OECD 国家2002—2020年的面板数据。不同于直接使用高度持续的 EPS 水平，本文以环境政策严格度的正向变化刻画政策收紧，并采用面板局部投影估计政策发生后数年内的累计全要素生产率响应[12,13]。

本文的贡献主要体现在三个方面。第一，在研究对象上，从环境政策严格度的静态水平转向政策收紧及其动态响应，将短期合规成本与滞后适应过程置于统一时间框架。第二，在异质性分析上，不预设制度能力的调节方向，而将其作为政策作用的边界条件，并进一步区分市场型、非市场型和技术支持型三种工具。第三，在统计推断上，将国家层面聚类稳健推断、有限聚类条件下的受限野生聚类自助检验（Wild Cluster Restricted Bootstrap）、跨期联合检验和多重检验校正纳入统一证据体系，重点考察经济结论能否在不同合理推断方式下保持一致。

Copyright © This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License 

## 一、理论机制与研究问题

### （一）成本补偿与动态调整

环境政策收紧首先改变企业面临的技术约束和资源配置条件。从成本视角看，更严格的排放标准和环境要求会增加治理投资、资本替换和生产调整成本，因而可能在政策实施初期降低生产率[2]。另一方面，污染和能源使用成本上升也可能推动企业采用节能设备、开展清洁技术研发，通过技术创新和资源重配形成创新补偿[1,3]。

由于合规成本通常较早发生，而技术学习、资本更新和创新收益可能会滞后实现，生产率既可能呈现“短期下降、随后回升”，也可能持续为负，或因不同主体反应相互抵消而在宏观层面接近零。由此提出第一个研究问题：环境政策收紧以后，OECD国家的全要素生产率是否在0—5年内呈现稳定、可统计确认的动态响应?

### （二）基于制度能力的边界条件

相同的环境政策在不同制度环境下可能对应不同的执行效果和企业调整行为。较强的制度能力一方面可提高政策连续性与可信度，促进长期投资和技术创新；另一方面也可能增强监管执行、减少规避空间，从而提高企业实际承担的短期合规成本[10,11]。

因此，制度能力对环境政策生产率效应的调节方向在理论上并不确定。为避免年度治理指标缓慢变化和测量误差干扰短期政策响应，本文采用政策期之前形成的事前制度能力。由此提出第二个研究问题：环境政策收紧后的动态生产率响应，是否会系统地随事前制度能力而变化，并形成能够通过跨期联合推断确认的制度异质性?

### （三）政策工具差异

OECD EPS将环境政策划分为市场型、非市场型和技术支持型工具[14]。市场型政策主要通过价格信号改变污染和能源使用成本，非市场型政策通过标准和行政约束影响企业生产选择，技术支持政策则通过降低研发和技术采用成本发挥作用。由于三类工具在调整自由度和创新激励上存在差异，其动态生产率响应也可能不同[7-9]。由此提出第三个研究问题：不同类型环境政策收紧以后，是否呈现彼此不同且能够得到统计确认的动态生产率响应?

## 二、文献综述

### （一）从约束与补偿之争到条件化波特假说

环境政策与生产率之间尚未形成稳定一致的经验结论。早期研究主要围绕合规成本与创新补偿展开，后续研究逐渐表明，环境规制的生产率效应并非简单的正向或负向关系，而会受到时间、主体特征和政策环境等因素影响[1-3]。王杰、刘斌发现环境规制与企业全要素生产率之间存在非线性关系[4]；Albrizio等表明政策影响会随企业或行业距离技术前沿的程度而变化[7]；黄庆华等和刘伟江等进一步从动态调整和技术进步角度说明环境规制影响具有明显条件性[5,6]。因此，相关研究的重点已逐渐由判断波特假说是否普遍成立，转向识别其动态过程和成立条件。

基于这一研究进展，本文将研究范围集中于政策收紧后的动态响应、事前制度能力以及政策工具差异三个方面。企业创新和污染暴露同样可能影响政策效果，但更适合利用微观数据识别，不属于本文34个OECD国家宏观面板能够充分回答的范围。这样的范围限定既回应已有文献中的主要争议，也避免在有限国家样本中引入过多异质性维度。

### （二）从平均效应到能力环境工具

已有研究表明，仅考察平均政策效应可能掩盖不同经济主体和政策环境之间的重要差异。Koch和Themann发现，环境政策的生产率影响会随企业技术位置而变化[8]；范小敏和刘中强则表明，环境治理结构和执行能力能够影响政策约束向企业行为和生产率结果的传导[11]。相较于使用同期制度变化，本文采用政策分析期之前形成的制度能力，以更清晰地刻画各国既有政策执行和经济调整基础，并减少制度变化与政策响应之间的同期混合。

政策工具也是已有文献识别出的重要异质性来源。OECD更新后的EPS指标分别提供市场型、非市场型和技术支持型政策子指数[14]，Benatti等也发现不同环境政策工具可能对应不同的生产率调整过程[9]。因此，本文选择制度能力和政策工具作为两项主要异质性维度：前者考察政策实施环境是否改变生产率响应，后者考察不同政策设计是否产生不同动态结果。

### （三）从静态相关到政策收紧的动态响应

OECD EPS具有较强的时间持续性，政策水平不仅反映当前环境规制强度，也可能包含收入水平、产业结构和治理体系等长期国家差异，因此EPS水平与生产率之间的静态关系并不能直接回答新的政策收紧发生后生产率如何调整。Albrizio等已将研究重点更多转向环境政策严格度的变化[7]，Benatti等进一步利用局部投影分析政策收紧后的动态生产率响应[9]。据此，本文以EPS正向变化刻画政策收紧，并将既有EPS水平作为控制条件。

在计量方法上，Jordà提出的局部投影能够直接估计不同预测期的响应，对完整动态系统施加的结构限制相对较少[12]；Jordà和Taylor进一步强调，动态分析应同时关注逐期估计、跨期联合推断和响应路径的不确定性[13]。这一方法与本文的研究目标一致：本文并不以某一个预测期是否显著作为主要判断依据，而是考察政策收紧后的生产率响应能否形成具有统计支持的稳定动态模式。

## 三、数据与研究设计

### （一）样本与数据来源

本文以OECD环境政策严格度指数为政策数据基础。该指标覆盖1990—2020年40个国家和13类政策工具，并区分市场型、非市场型和技术支持三类子指数[14]。以34个OECD成员经济体作为样本。生产率及宏观投入变量来自Penn World Table 11.0；按照PWT的推荐引用，生产率数据口径参见Feenstra等[15]。制度变量来自世界银行全球治理指标，使用法治、监管质量、政府效能和腐败控制四个维度。贸易开放度与制造业增加值占比的数据来自世界发展指标。

 Copyright © This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License

本文将动态分析期固定为2002—2020年。其中，$h$表示局部投影的预测期（horizon），取值为$h$=0,...,5；$h$=0表示政策收紧发生当期。$h$=0时有效样本为646个国家—年份观测，覆盖34个国家；随着前瞻期增加，末端年份自然退出，样本量依次下降为612、578、544、510和476，但各期均保留34个国家。

表1：主要变量与描述性统计

| 变量 | 数据来源 | 定义 | 观测数（N） | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| TFP 增长率（%） | Penn World Table 11.0 | 相对TFP 的年度对数变化率 | 646 | 0.093 | 1.957 | −7.073 | 5.083 |
| 环境政策严格度 | OECD EPS | 综合环境政策严格度指数 | 646 | 2.571 | 0.994 | 0.000 | 4.195 |
| EPS 正向变动 | OECD EPS | $max(\triangle EPS,0)$，用于刻画环境政策收紧 | 646 | 0.127 | 0.210 | 0.000 | 1.500 |
| 基准制度能力 | World Bank WGI | 1996、1998和2000 年制度PCA 的均值，并进行标准化处理 | 646 | 0.000 | 1.001 | −2.329 | 1.187 |
| 市场型环境政策 | OECD EPS | 市场型环境政策严格度子指数 | 646 | 1.324 | 0.868 | 0.000 | 3.833 |
| 非市场型环境政策 | OECD EPS | 非市场型环境政策严格度子指数 | 646 | 4.361 | 1.493 | 0.000 | 5.750 |
| 技术支持型环境政策 | OECD EPS | 技术支持型环境政策子指数 | 646 | 2.031 | 1.390 | 0.000 | 5.500 |
| 资本深化（%） | Penn World Table 11.0 | 每名劳动者资本的增长率 | 646 | 1.527 | 1.908 | −2.474 | 8.592 |
| 人力资本指数 | Penn World Table 11.0 | 人力资本指数 | 646 | 3.267 | 0.369 | 2.092 | 3.767 |
| 人均GDP 对数 | Penn World Table 11.0 | 实际人均GDP 的自然对数 | 646 | 10.679 | 0.418 | 9.589 | 11.494 |
| 贸易开放度（%） | World Development Indicators | 进出口总额占GDP 的比重 | 646 | 94.002 | 54.785 | 22.453 | 310.281 |
| 制造业占比（%） | World Development Indicators | 制造业增加值占GDP 的比重 | 646 | 14.695 | 5.068 | 5.002 | 28.522 |

**（二）被解释变量与政策收紧**

本文使用 PWT 相对全要素生产率水平（$Tf_{i,t}$）构造局部投影的累计响应变量：

$$Y_{i,t}^{(h)}=100\left[ln\left(Tf_{i,t+h}\right)-ln\left(Tf_{i,t-1}\right)\right],h=0,...,5. \quad (1)$$

其中，$h$=0 对应$t$−1至$t$的TFP 对数变化，$h$=5 对应$t$−1至$t$+5的累计 TFP 对数变化。因变量乘以100后以百分点表示，因此后文系数衡量的是政策收紧与累计 TFP 变化之间的条件动态关联。

环境政策收紧（$Tt_{i,t}$）定义为EPS（$E_{i,t}$）的一阶正向变化：

$$Tt_{i,t}=max\left(E_{i,t}-E_{i,t-1},0\right). \quad (2)$$

该定义保留政策严格度上升的幅度，并将政策放松年份记为0，使主估计聚焦于政策收紧，而不预设收紧与放松具有对称影响。由于 EPS 水平具有较强持续性，主模型同时控制$E_{i,t-1}$，以区分既有政策严格度与当期新增的政策收紧。

**（三）事前制度能力**

为避免把 WGI 年度缓慢变化和测量噪声直接解释为短期制度冲击，本文将制度条件固定在政策分析期之前。具体地，对每个国家计算1996、1998和2000年制度 PCA 得分$I_{i,t}$的均值，再在OECD 34个国家之间进行标准化：

$$I_i^{base}=z\left[\frac{I_{i,1996}+I_{i,1998}+I_{i,2000}}{3}\right]. \quad (3)$$

制度PCA 由法治、监管质量、政府效能和腐败控制四个维度构成。四项指标在进入 PCA 前进行标准化处理，并取第一主成分作为制度能力得分；主成分方向统一为数值越大表示制度能力越强。第一主成分解释总方差的93.21%。标准化后，$I_i^{base}$ 对应样本国家的平均制度能力，正值和负值分别表示高于和低于样本平均水平。由于该指标在2002年以后对同一国家保持不变，其主效应被国家固定效应吸收，模型识别的是制度能力与政策收紧之间的交互差异。

**（四）面板局部投影**

平均动态响应模型为：

$$Y_{i,t}^{(h)}=\beta_h Tt_{i,t}+\rho_h E_{i,t-1}+\Gamma_h^{'}X_{i,t-1}+\alpha_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t}^{(h)},h=0,...,5 \quad (4)$$

其中，$X_{i,t-1}$ 包括资本深化、人力资本、人均GDP、贸易开放度和制造业增加值占比的一期滞后项；$\alpha_i$ 和 $\lambda_t$ 分别表示国家固定效应和年份固定效应。$\beta_h$刻画在控制既有 EPS 水平、滞后宏观条件以及双向固定效应后，政策收紧与$t$−1至$t$+$h$累计TFP 变化之间的条件关联。

为考察制度条件下的响应差异，在式（4）中加入政策收紧与事前制度能力的交互项：

$$Y_{i,t}^{(h)}=\beta_h Tt_{i,t}+\theta_h Tt_{i,t-1}\times I_i^{base}+\rho_h E_{i,t-1}+\Gamma_h^{'}X_{i,t-1}+\alpha_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t}^{(h)},h=0,...,5 \quad (5)$$

在制度水平$I$下，政策收紧的条件响应为：

$$ME_h\left(I\right)=\beta_h+\theta_h I, \quad (6)$$

为便于比较不同制度条件下的动态路径，本文选取$I=-1,0,+1$三个代表性水平，分别对应低于样本均值1个标准差、样本平均水平和高于样本均值1个标准差的制度能力。

对于政策工具异质性，分别将市场型、非市场型和技术支持型政策子指数的正向变化定义为：

$$Tt_{i,t}^k=max\left(E_{i,t}^k-E_{i,t-1}^k,0\right),k\in\left\{M,N,T\right\}, \quad (7)$$

其中$M$、$N$和$T$分别表示市场型、非市场型和技术支持型政策。三类政策收紧变量同时进入同一局部投影：

$$Y_{i,t}^{(h)}=\beta_{M,h}\cdot Tt_{i,t}^M+\beta_{N,h}\cdot Tt_{i,t}^N+\beta_{T,h}\cdot Tt_{i,t}^T+\rho_h\cdot E_{i,t-1}+\Gamma_h^{'}\cdot X_{i,t-1}+\alpha_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t}^{(h)}. \quad (8)$$

因此，$\beta_{M,h}$、$\beta_{N,h}$和$\beta_{T,h}$分别表示在控制另外两类政策工具同期收紧、滞后总体EPS 和其他宏观条件后的条件动态关联，避免通过分开估计不同工具模型来选择性解释结果。

Copyright © This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License 

**（五）分析与拟合方法**

首先，在变量处理中对 TFP 、资本深化和人均 GDP 进行对数变换或对数差分，对 EPS 及其三类政策工具进行一阶差分并提取正向变化；制度变量通过四项 WGI 指标的主成分分析构造，并进一步形成事前标准化制度指标。交互效应通过政策收紧与制度能力的乘积项进入模型，低、中、高制度条件下的响应则由估计系数的线性组合得到。

其次，按照“平均动态响应—制度条件差异—政策工具差异”的逻辑逐步建立模型。对每一个预测期 $h$=0,…,5 分别估计一条面板局部投影方程，而不是由单一动态方程外推全部预测期。各模型均采用普通最小二乘法计算，并加入国家固定效应和年份固定效应；政策收紧使用当期值，既有政策水平和宏观控制变量使用一期滞后值。由于 $Y_{i,t}^{(h)}$ 需要 $t+h$ 期 TFP，预测期越长，样本末端可用观测越少，因此不同 $h$ 下的样本量按数据可得性自然递减。

再次，在模型校验与推断中，正文以国家层面聚类稳健标准误为基础，以允许同一国家内部误差项存在任意序列相关和异方差 [16]。考虑到样本仅包含 34 个国家聚类，本文进一步采用 9999 次受限野生聚类自助检验（Wild Cluster Restricted Bootstrap, WCR），具体使用 WCR31 版本，对关键系数进行有限样本稳健检验；在国家层面采用 Rademacher 权重，并施加原假设约束 [16]。对于跨预测期整体推断，本文将六个预测期方程堆叠，并利用 FWL 重参数化得到与原固定效应模型等值的表示，在国家层面实施受限野生聚类联合自助检验。动态异质性不仅考察单个预测期的逐点显著性，还通过六个预测期的联合检验判断整条响应路径是否整体偏离零，并使用 Holm 校正控制同一检验族中的多重比较 [17]。双向聚类（国家和年份）和 Driscoll - Kraay 协方差估计作为误差结构敏感性分析，其中后者采用 Bartlett 核和带宽 3，用于检验结论是否依赖某一种标准误设定 [18]。

最后，模型评价不以某一预测期是否达到传统显著性阈值作为唯一标准，而主要比较系数方向、置信区间、有限聚类推断、跨期联合检验和多重校正后的证据是否一致。模型计算同时通过系数复现和重参数化等值性进行核验。

## 四、实证结果

本节围绕三个研究问题，依次考察环境政策收紧的平均生产率动态、制度条件差异和政策工具异质性，并结合国家层面聚类稳健检验、WCR31、跨期联合检验和多重检验校正，对逐点与整体证据进行综合评价。

**（一）环境政策收紧后的平均生产率动态**

平均动态模型首先回答环境政策收紧后是否存在稳定的宏观生产率调整路径。图 1 显示，$h$=0 至 $h$=5 的累计 TFP 响应始终在零附近波动，点估计在不同预测期之间多次改变符号，且所有逐点 95% 置信区间均覆盖零。这意味着样本中既没有出现持续的负向调整，也没有形成由负转正并逐渐增强的清晰动态轨迹。

表 2 进一步给出了逐期估计及其统计推断。在 5% 显著性水平下，六个预测期的国家层面聚类稳健检验均不能拒绝 $H_0:\beta_h=0$，且相应的 WCR31 检验均得到一致结论。其中，$h$=4 的点估计下降至 −0.505，但置信区间仍较宽；$h$=5 又回升至 0.220，说明中期负向点估计并未延续为稳定路径。由此，第一项研究问题得到较为明确的经验回答：在本文的 OECD 国家宏观样本中，没有观察到能够得到统计确认的平均生产率动态响应。

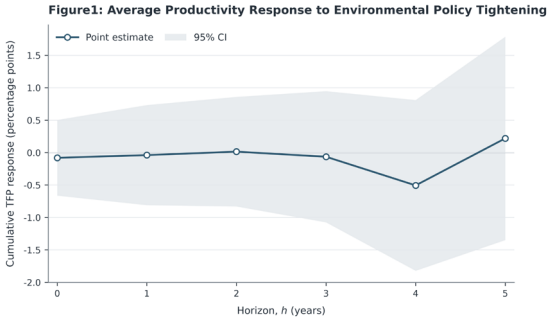



图 1：环境政策收紧后的累计全要素生产率响应

Figure 1: Cumulative TFP Response to Environmental Policy Tightening

这一结果既不支持稳定的“短期合规成本—中期创新补偿”路径 [1−3,9]，也不支持环境政策收紧持续降低生产率的单向解释。更准确地说，现有数据不能拒绝平均动态响应为零，而非证明环境政策的真实生产率效应严格等于零。这一区分也为后续异质性分析提供了基础：总体响应较弱并不排除不同制度条件或政策工具下存在方向相反的局部响应。

表 2：环境政策收紧的平均动态生产率响应

| $h$ | $\hat{\beta}_h$ | 95% CI | $p_{country}$ | $p_{WCR31}$ | $N$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 0 | -0.079 | [-0.662, 0.505] | 0.791 | 0.800 | 646 |
| 1 | -0.038 | [-0.809, 0.734] | 0.924 | 0.922 | 612 |
| 2 | 0.016 | [-0.829, 0.860] | 0.971 | 0.972 | 578 |
| 3 | -0.063 | [-1.074, 0.948] | 0.902 | 0.902 | 544 |
| 4 | -0.505 | [-1.821, 0.811] | 0.449 | 0.450 | 510 |
| 5 | 0.220 | [-1.347, 1.788] | 0.781 | 0.785 | 476 |

注：因变量为式（1）的累计 TFP 变化；模型控制滞后 EPS、资本深化、人力资本、人均 GDP、贸易开放度、制造业占比及国家和年份固定效应。

**（二）制度能力**

第二项研究问题关注事前制度能力是否构成环境政策作用的边界条件。按照式（5），制度能力的作用首先体现为政策收紧与基准制度能力交互项 $\theta_h$ 的变化。表 3 面板 A 显示，$h$=0 时交互项估计为 0.603，国家聚类 $p=0.032$，WCR31 $p=0.046$，表明在政策收紧当期，制度能力越高，生产率响应的点估计越趋向正向。其余预测期的交互项多数仍为正，但估计精度明显下降，没有形成连续的逐期显著结果。

交互项的逐点显著并不等同于不同制度水平下的条件响应已经得到确认。图 2 和表 3 面板 B 进一步将交互模型转换为低制度（−1 SD）、平均制度和高制度（+1 SD）三种代表性条件下的边际响应。$h$=0 时，低制度条件下的点估计为 −0.634，高制度条件下为 0.572，呈现较为明显的方向分化；但相应 95% 置信区间均覆盖零。此后各预期的条件响应同样未在 5% 水平得到确认。

 Copyright © This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License

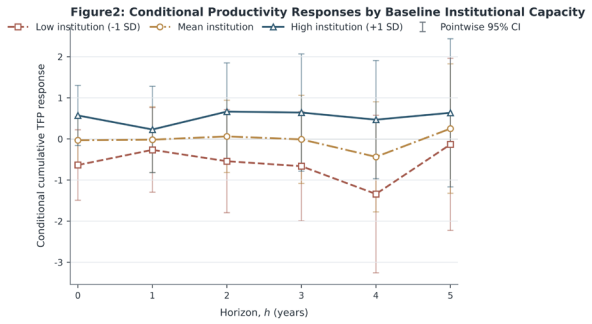



图2：不同事前制度能力下环境政策收紧的条件生产率响应

Figure 2: Conditional Productivity Responses by Baseline Institutional Capacity

进一步考虑整条动态路径后，制度异质性的统计证据明显收缩。六个预测期交互项的国家层面聚类稳健联合 Wald 检验 $p=0.160$，基于 FWL 重参数化的野生聚类自助联合检验 $p=0.405$；将六个预测期作为同一检验族实施 Holm 校正后，$h$=0 交互项的 $p$ 值分别上升至0.193和0.275。同时，低、中、高制度条件响应的 Bonferroni 同时置信区间均覆盖零。

因此，第二项研究问题得到的是具有方向性但尚未得到整体推断确认的结果：事前制度能力改变了动态响应的点估计形状，尤其在政策收紧当期表现出较明显的正向制度梯度，但现不足以确认这一梯度能够稳定延伸至整个动态窗口。制度能力由此更适合被理解为具有提示性的条件因素，而不是已经得到稳健识别的单调调节效应。

表3：制度能力与政策收紧的动态异质性

| 面板 A：$T_t \times I^{base}$ 交互项 | | | | | | 面板 C：跨期整体推断 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| h | $\hat{\theta}_h$ | 95%CI | $p_{country}$ | $p_{WCR31}$ | N | 检验 | $p$ 值 |
| 0 | 0.603 | [0.051, 1.155] | 0.032 | 0.046 | 646 | 国家层面聚类稳健联合 Wald 检验 | 0.160 |
| 1 | 0.248 | [−0.416,0.912] | 0.464 | 0.467 | 612 | 基于 FWL 重参数 | 0.405 |
| 2 | 0.604 | [−0.240, 1.447] | 0.159 | 0.136 | 578 | 基于 FWL 重参数化的联合野生聚类自助检验 | 0.193 |
| 3 | 0.653 | [−0.213, 1.519] | 0.138 | 0.111 | 544 | Holm 校正后的 h=0 交互项（国家层面聚类稳健检验） | |
| 4 | 0.904 | [−0.133, 1.942] | 0.086 | 0.072 | 510 | | |
| 5 | 0.384 | [−0.773, 1.541] | 0.512 | 0.531 | 476 | Holm 校正后的 h=0 交互项（WCR31 自主检验） | 0.275 |

| 面板 B：不同制度水平的条件响应 | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 低制度（−1 SD） | | | | 平均制度 | | | 高制度（+1 SD） | | |
| h | $ME_h(I)$ | 95%CI | $p_{country}$ | $ME_h(I)$ | 95%CI | $p_{country}$ | $ME_h(I)$ | 95%CI | $p_{country}$ |
| 0 | −0.634 | [−1.491,0.223] | 0.147 | −0.031 | [−0.605,0.543] | 0.916 | 0.572 | [−0.158,1.303] | 0.125 |
| 1 | −0.264 | [−1.296,0.767] | 0.615 | −0.017 | [−0.817,0.784] | 0.967 | 0.231 | [−0.818,1.280] | 0.665 |
| 2 | −0.541 | [−1.794,0.711] | 0.396 | 0.062 | [−0.817,0.942] | 0.889 | 0.666 | [−0.517,1.849] | 0.269 |
| 3 | −0.662 | [−1.992,0.668] | 0.328 | −0.010 | [−0.817,0.942] | 0.986 | 0.643 | [−0.783,2.069] | 0.376 |
| 4 | −1.339 | [−3.255,0.578] | 0.170 | −0.435 | [−1.774,0.904] | 0.524 | 0.469 | [−0.968,1.907] | 0.521 |
| 5 | −0.132 | [−2.225,1.961] | 0.902 | 0.253 | [−1.321,1.826] | 0.753 | 0.637 | [−1.166,2.440] | 0.488 |

注：面板 B 为式（6）的线性组合。Bonferroni simultaneous95% 区间亦全部跨零。图2展示的是逐点置信区间；整体推断以面板 C 为准。

**（三）政策工具**

第三项研究问题进一步考察政策设计本身是否对应不同的生产率动态。按照式（8），市场型、非市场型和技术支持型政策的正向变化同时进入同一局部投影，因此各工具系数是在控制另两类政策同期收紧及其他宏观条件后得到的条件动态关联。

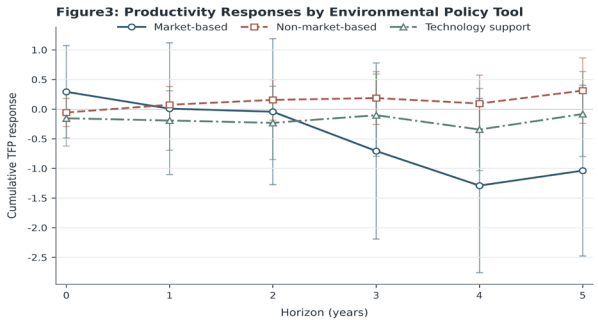



图3：不同环境政策工具收紧后的累计全要素生产率响应

Figure 3: Cumulative TFP Responses to Environmental Policy Tightening by Policy Instrument

图3显示，三类政策工具的点估计路径具有不同形态。市场型政策由 $h$=0 的0.293逐步转为负值，在 $h$=4 达到 −1.289；非市场型政策的点估计则由接近零逐渐转为正值，$h$=5 达到0.313；技术支持型政策在六个预测期内的点估计均为负。就路径形态而言，不同工具确实呈现出一定的动态分化。

但这些视觉上的路径差异并没有转化为相应的统计证据。表4显示，三类政策工具各预测期的95% 置信区间均覆盖零。市场型政策在 $h$=4 时最接近传统显著性阈值，但国家层面聚类稳健检验的 $p$ 值为0.084，WCR31 自助检验的 $p$ 值为0.110，在5% 显著性水平下均不能拒绝零响应的原假设。进一步从整条动态路径考察，市场型、非市场型和技术支持型政策的国家层面聚类稳健联合 Wald 检验 $p$ 值分别为0.417、0.596和0.478；基于 FWL 重参数化的联合野生聚类自助检验 $p$ 值分别为0.562、0.706和0.659。经工具内及全局 Holm 校正后，亦无结果达到5% 的统计显著性水平。

因此，第三项研究问题与制度能力分析呈现出相似的证据结构：政策工具之间存在经济上可辨识的点估计形态，但现有统计证据不足以将这种形态差异解释为稳定的工具异质性。换言之，本文能够描述不同政策工具对应的动态轨迹，却不能据此判断某一类工具具有系统性的生产率优势或劣势。

Copyright © This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License 

表4：三类政策工具的动态响应与联合推断

| h | 市场型 | | 非市场型 | | 技术支持 | | N |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 系数 | 95% CI | 系数 | 95% CI | 系数 | 95% CI | |
| 0 | 0.293 | [0.487,1.073] | −0.056 | [0.293,0.181] | −0.153 | [0.621,0.314] | 646 |
| 1 | 0.009 | [1.101,1.120] | 0.075 | [0.234,0.383] | −0.191 | [0.694,0.312] | 612 |
| 2 | −0.043 | [1.275,1.188] | 0.157 | [0.186,0.499] | −0.231 | [0.849,0.388] | 578 |
| 3 | −0.705 | [2.190,0.779] | 0.188 | [0.257,0.634] | −0.102 | [0.796,0.593] | 544 |
| 4 | −1.289 | [2.758,0.180] | 0.096 | [0.384,0.575] | −0.343 | [1.034,0.348] | 510 |
| 5 | −1.036 | [2.476,0.404] | 0.313 | [0.238,0.865] | −0.082 | [0.797,0.634] | 476 |
| Country joint p | | 0.417 | | 0.596 | | 0.478 | |
| Wild joint p | | 0.562 | | 0.706 | | 0.659 | |

注：三类政策收紧变量同时进入同一局部投影。逐点置信区间基于国家层面聚类稳健协方差估计；最后两行分别给出各政策工具六个预测期的国家层面聚类稳健联合检验和联合野生聚类自助检验。在各工具—预测期组合的逐点检验中，国家层面聚类稳健检验和 WCR31 检验均无结果达到 5% 显著性水平；经工具内及全局 Holm 校正后，亦无结果得到统计确认。

**（四）推断敏感性与证据边界**

综合三个模型可以看到，本文的主要结论并不取决于某一个预测期或某一种推断方法。平均动态模型中，国家聚类与 WCR31 在六个预测期均得到不能拒绝零响应的一致判断；制度模型中，$h$=0 交互项虽然在逐点推断下达到 5% 显著水平，但这一证据没有延伸到条件边际效应，并在跨期联合检验和 Holm 校正后明显减弱；政策工具模型中，三类工具的路径形态虽有差异，但逐点、跨期联合以及多重推断均未提供稳定支持。

即，平均动态响应没有形成稳定模式；制度能力呈现提示性的条件差异；政策工具呈现描述性的路径差异；后两类异质性均未通过整体推断得到稳健确认。这一结果与本文的推断策略相一致，即不能将单个预测期的显著性直接外推为整条动态路径，也不能将视觉上的曲线差异直接等同于得到统计确认的异质性。

从模型评价角度看，三个层次的分析并非通过寻找更复杂的设定来获得显著结果，而是逐步检验平均响应、制度条件和政策工具三个研究问题在不同推断标准下能否成立。本研究的推断标准由逐点检验逐步向有限聚类校验、跨期联合检验及多重比较控制收紧；在这一多维校验机制下，本文所得结论虽更为保守，却确立了更为严谨的统计推断边界。因此，本文实证结果所支持的核心判断不是环境政策收紧没有生产率效应，而是现有 OECD 宏观数据尚不足以确认一个稳定的平均动态路径，也不足以将制度和工具层面的点估计差异提升为稳健的动态异质性结论。

## 五、讨论

本文结果表明，环境政策收紧在国家平均层面未形成稳定的生产率响应，但制度能力和政策工具维度呈现出具有经济含义的路径差异。已有研究表明，环境政策的生产率影响会随企业技术水平、行业特征和调整能力而变化 [3,7,9]，因此较弱的宏观平均响应并不必然意味着政策影响不存在，也可能反映不同主体或政策环境下的正负响应在聚合过程中相互抵消。相较于静态政策水平，本文对政策收紧后动态路径的考察进一步表明，其生产率后果更适合从调整过程和条件差异加以理解。

**（一）制度能力的条件差异与证据约束**

制度能力分析提供了较为明确的局部证据。政策收紧当期，制度能力交互项为正，该数值结果在国家层面聚类稳健检验和 WCR31 检验下均达到 5% 显著水平，表明较高制度能力与更趋正向的当期生产率响应相关。不过，这一差异并未稳定延伸至后续预测期，跨期联合检验和多重检验校正后也未得到整体确认。一个可能的解释是，制度能力同时影响政策执行和经济主体调整：较强的治理能力可以增强政策可信度、促进资本和技术调整，但更有效的执行也可能提高短期合规约束 [10,11]。因此，本文结果更支持将制度能力理解为环境政策作用的条件因素，而非简单的单调调节规律。

**（二）政策工具的动态分化与识别边界**

三类政策工具呈现出不同的点估计路径，说明政策设计可能影响生产率调整的时间形态。市场型政策主要通过价格信号发挥作用，非市场型政策更多依赖标准和行政约束，技术支持则侧重降低技术采用和创新成本，因此其动态响应不必完全一致 [14]。尽管这些路径差异尚未获得逐点、跨期联合及多重检验的稳定统计支持，但其方向分化与已有研究关于政策工具效应依赖企业能力和行业特征的发现相一致 [7–9]。因此，本文更适合将其解释为政策工具异质性的动态线索，而非普遍的工具优劣排序。

**（三）动态推断的证据层级**

综合三组结果，本文最值得强调的是不同推断层次所对应的证据强度。平均动态响应没有形成稳定模式；制度能力和政策工具虽表现出一定的方向性差异，但当推断从单个预测期扩展到有限聚类稳健检验、跨期联合检验和多重检验校正后，这些异质性证据均有所减弱。

这说明，动态分析中的某一期显著、曲线存在差异和存在稳定的动态异质性并非同一层次的结论。本文因此不将个别时期的显著性外推为一般规律，而将研究结论限定为：环境政策收紧的生产率响应具有潜在的动态性和条件性，但现有 OECD 宏观样本不足以确认稳定的平均效应及系统性的制度或工具异质性。

## 六、结论

本文基于 34 个 OECD 国家 2002—2020 年的面板数据，将研究

 Copyright © This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License

对象从环境政策严格度水平转向政策收紧，采用面板局部投影估计 $h=0,\ldots,5$ 年的累计 TFP 响应，并进一步考察事前制度能力和不同政策工具的动态异质性。在推断上，本文结合国家聚类稳健推断、WCR31 受限野生聚类自助检验、跨期联合检验和多重检验校正，以避免依据单一预测期的显著性作出过强判断。

围绕三个研究问题，本文得到三点主要结论。第一，环境政策收紧后的平均生产率响应在 0—5 年内围绕零波动，未形成稳定的“短期成本—中期补偿”路径。第二，事前制度能力改变了动态响应的点估计形态，当期交互项呈现较明显的正向制度梯度，但条件效应、跨期联合检验和多重校正均未确认稳定的制度异质性。第三，市场型、非市场型和技术支持型政策呈现不同的动态轨迹，但这些工具差异同样未获得整体推断的稳健支持。因此，本文并非证明环境政策不存在生产率影响，而是表明在 OECD 国家宏观层面，政策收紧后的平均动态响应及其异质性仍具有较大的统计不确定性。

上述结论带来两方面启示。一方面，环境政策的生产率后果不宜仅依据当期系数或单一年度变化进行评价，而应同时考察动态调整过程及其统计不确定性。另一方面，制度能力和政策工具仍是理解政策异质性的重要维度，但现有宏观证据不足以支持简单的国家分类，也不足以判断某类政策工具具有普遍的生产率优势。本文由此将环境政策与生产率研究从静态平均关系进一步推进到政策收紧、制度条件和工具差异的动态比较，并通过多层次推断明确了相应的证据边界。

本文仍存在一定局限。首先，EPS 变化并非外生政策冲击，因此局部投影结果应解释为控制可观测因素后的动态关联，而非严格因果效应。其次，34 个国家的聚类数量限制了异质性和跨期联合检验的统计功效，尽管本文采用有限聚类稳健方法进行校验。最后，国家平均 TFP 难以直接揭示企业进入退出、行业重配和技术采用等微观机制。未来研究可进一步利用国家—行业或企业层面的细粒度数据，并结合具有明确政策时点的实验设计，检验本文所发现的制度政策工具差异及其具体传导机制。

## *参考文献*


[1]PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.

[2]PALMER K, OATES W E, PORTNEY P R. Tightening environmental standards: The benefit-cost or the no-cost paradigm?[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 119-132..

[3]AMBEC S, COHEN M A, ELGIE S, et al. The Porter hypothesis at 20: Can environmental regulation enhance innovation and competitiveness?[J].Review of Environmental Economics and Policy, 2013, 7(1): 2-22.

[4] 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.

[5] 黄庆华，胡江峰，陈习定 . 环境规制与绿色全要素生产率：两难还是双赢？ [J]. 中国人口·资源与环境，2018, 28(11): 140-149.

[6] 刘伟江，杜明泽，白玥 . 环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于技术进步偏向视角的研究 [J]. 中国人口·资源与环境，2022, 32(3): 95-107.

[7]ALBRIZIO S, KOŹLUK T, ZIPPERER V. Environmental policies and productivity growth: Evidence across industries and firms[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017, 81: 209-226.

[8]KOCH N, THEMANN M. Catching up and falling behind: Cross-country evidence on the impact of the EU ETS on firm productivity[J]. Resource and Energy Economics, 2022, 69: 101315.

[9]BENATTI N, GROISS M, KELLY P, et al. Environmental regulation and productivity growth in the euro area: Testing the Porter hypothesis[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2024, 126: 102995.

[10]NORTH D C. Institutions, institutional change and economic performance[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

[11] 范小敏，刘中强 . 环保垂直管理改革如何提升企业绿色全要素生产率？ [J]. 上海财经大学学报，2026, 28(3): 90-105.

[12]JORDÀ Ò. Estimation and inference of impulse responses by local projections[J]. American Economic Review, 2005, 95(1): 161-182.

[13] JORDÀ Ò, TAYLOR A M. Local projections[J]. Journal of Economic Literature, 2025, 63(1): 59-110.

[14]KRUSE T, DECHEZLEPRÊTRE A, SAFFAR R, et al. Measuring environmental policy stringency in OECD countries: An update of the OECD composite EPS indicator[R]. Paris: OECD Publishing, 2022 (OECD Economics Department Working Papers, No. 1703).

[15]FEENSTRA R C, INKLAAR R, TIMMER M P. The next generation of the Penn World Table[J]. American Economic Review, 2015, 105(10): 3150-3182.

[16]MACKINNON J G, NIELSEN M Ø, WEBB M D. Fast and reliable jackknife and bootstrap methods for cluster-robust inference[J/OL]. Journal of Applied Econometrics, 2023, 38(5): 671-694.

[17]HOLM S. A simple sequentially rejective multiple test procedure[J]. Scandinavian Journal of Statistics, 1979, 6(2): 65-70.

[18]DRISCOLL J C, KRAAY A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J/OL]. The Review of Economics and Statistics, 1998, 80(4): 549-560.


Copyright © This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License 