

一种关于温度冲击的新视角

Nooman Rebei

WP/25/ 42

国际货币基金组织工作论文研究在

作者（们）的进展，并已发表。

引起评论并促进辩论。

国际货币基金组织（IMF）工作报告中表达的观点是

作者（们）的，并不一定代表

代表国际货币基金组织（IMF）、其执行董事会的观点。

或国际货币基金组织管理。

2025
2月



国际货币基金组织工作论文
能力发展研究所

一份由Nooman Rebei撰写的关于温度冲击的
新视角报告

由Mercedes Garcia-Escribano授权分发，2025年2月

国际货币基金组织工作报告 描述作者正在进行中的研究，并发表以征求评论并促进辩论。 国际货币基金组织工作论文中表达的观点是作者（们）的观点，并不一定代表国际货币基金组织、其执行董事会或国际货币基金组织管理层的观点。

摘要： 现有研究指出，气候变化对新兴市场和发展中经济体的影响不成比例，与发达国家相比，造成更大的产量损失，提出较冷地区的影响低于其较暖的对应地区。本研究重新审视了温度波动与实际增长之间的经验关系，独特地关注区分暂时性温度变化与永久性温度变化，与天气和气候变化的定义相吻合。我们的发现显示，较富裕且较冷的经济体仅在应对天气冲击时表现出更好的适应性，而对于气候变化干扰，这一模式则相反，对先前研究的结论提出了挑战。

JEL 分类编号：	C51, E01, O44, O50, Q51, Q54
关键词：	气候变化；气候损害；暂时性和永久性冲击；卡尔曼滤波；贝叶斯估计。
作者电子邮箱地址：	nrebei@imf.org

工作论文

关于温度冲击的新视角

由Nooman Rebei 编制 ¹

¹ 我们对ICD-Climate小组研讨会参与者以及Ali Aliche、Michal Andriele、Karim Barhoumi、Andrew Berg、Reda Cherif、Hasan Duddu、Xiaochen Feng、Mercedes Garcia-Escribano、Fuad Hasanov、Luciana Juvenal、Eliakim Kakpo、Mohammad Khabbazan、Povilas Lastauskas、Ha Nguyen、Mehdi Raissi、Gregor Schwerhoff和Tolga Tiryaki的有益评论表示感激。我们还想特别感谢Gabriela Penaherrera提供的卓越研究协助。

目录

1 引言	3
2 模型	6
3 估计	9
4 实证结果 11	
4.1 趋势特征与协整性	11
4.2 永久性气候冲击的传递.....	13
4.3 暂时性天气冲击传递.....	14
4.4 气候预测数据 (SSP5-8.5)	16
5 温度冲击对经济活动的重要性有多大 18	
6 反向因果关系 20	
6.1 模型设定和识别限制.....	21
6.2 实证结果	23
7 结论	24
参考文献	25
附录 A	27
A.1 随机趋势.....	27
A.2 冲击响应函数 (短期冲击)	29
A.3 在SSP5-8.5情景下实际产出.....	31

1 引言

地表温度，在全球和国家层面，已知呈现出上升的趋势（非平稳）。传统的经验性模型旨在评估气候变化对总产出的影响，往往难以明确识别温度的永久性变化。相反，许多研究通过使用水平、增长率或两者的组合来解释产出增长的动态。在时间序列分析的领域中，一个公认的事实是，涉及非平稳或趋势变量的回归通常会导致统计上的不一致性，并且经常会出现虚假的结果。

研究考察气候变化对经济增长的影响包括 [戴尔、琼斯和奥克伦 \(2012\)](#) , [Burke, Hsiang, and Miguel \(2015\)](#) , [Tol \(2018\)](#) , [Acevedo, Mrkaic, Novta, Pugacheva, and Topalova \(2020\)](#) , 并且 [Waidelich, Batibeniz, Rising, Kikstra, and Seneviratne \(2024\)](#) ; 谁强调温度对经济生产力的显著且非线性影响，揭示出在更高温度下生产力急剧下降。¹ [Letta and Tol \(2019\)](#) 和 [汉泽勒和舒马赫 \(2019\)](#) 报告了总要素生产率增长的类似结果。为了尝试解决长期温度变化，一些研究者建议将某些年份的天气变量平均，并运行更长的差分估算。结果在定性上保持相似。[Nath, Ramey, and Klenow \(2023\)](#) 挑战了定量发现的结论，因为这些发现表明，由于遗漏了滞后和温度的序列相关性，产出增长损失被放大。此外，他们开发了一个模型，在该模型中，温度冲击对产出影响的程度，取决于国家的平均温度，而不是温度水平。² 他们仍然发现，炎热的国家将会受到变暖的影响，而寒冷的国家受影响较小。

很少有论文显示出明确的结果，因为它们发现各国在真实增长冲击响应中存在显著的异质性。[卡恩等人 \(2021\)](#) 通过将温度和降水与长期移动平均历史标准差引入偏差，而非其水平，更严肃地对待气候变化。有趣的是，气候变化标志性的天气模式变化不仅影响低收入国家或位于温暖气候地区的国家，还影响发达经济体和气候较冷的地区。类似的发现可通过以下内容说明：[伯格、柯蒂斯和尼尔森 \(2023\)](#) 从一个国家特定的时序视角使用局部投影。[比拉尔和坎齐格 \(2024\)](#) 估计气候变化的影响比先前报道的显著更大。通过分析自然波动

¹ 一般方法包括使用国内和跨国的年度温度和降水波动来识别其对总产出增长的因果效应，无论是同期还是中长期。

² 在识别温度冲击的过程中 [纳思等人 \(2023\)](#) 采用自回归过程对温度进行建模，包括仍在趋势中的变量。

全球温度，他们在研究中指出，全球温度冲击甚至在高收入、较冷的地区也会导致负面经济影响。他们的发现源于观察到一个事实：与特定国家的温度变化相比，全球温度冲击与极端天气事件的相关性要强得多。

尽管明显的证据表明，趋势性温度变化是气候变化的一个特征，但现有文献对此核心识别问题却保持缄默。此外，全球及各国的长期温度情景归因于非常持久的温室气体浓度增长路径，以及到本世纪末可能发生的升温幅度。³ 为了填补这一空白，我们调查的两大动机驱动了我们的研究。首先，温度正在变化，因此重新审视气候变化与实际增长之间的关系，同时明确区分永久性和暂时性温度变化，这一点非常重要。第二个动机包括在最近几十年国家层面观察到的异质气候变化。我们记录了证据，显示发达经济体（AEs）比新兴市场和发展中经济体（EMDEs）以更快的速度变热。这可能会根据经济环境对温度上升的敏感性在不同程度上产生长期影响。

我们还在文献中找到了分析动机，这些文献考察了温度时间序列的基本方面，旨在检测非平稳性的来源并区分线性和随机趋势。当采用对个别时间序列的测试时，结果并不明确。⁴ 一种识别温度趋势驱动因素的方法是通过测试温度和辐射强迫之间的协整关系。在正向情况下，温度应该与测量辐射强迫的变量共享一个共同的不确定性趋势。⁵ 考夫曼、考皮、曼和斯托克（2013）采用协整和误差修正方法来探讨温度和辐射强迫之间的关系，揭示出温度异常表现出随机性的证据。

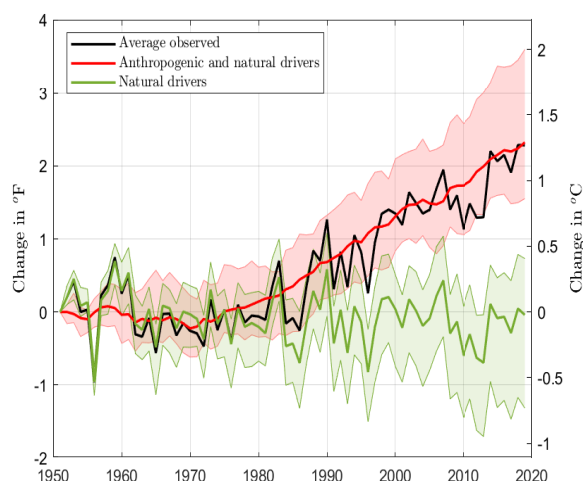
³ 未来环境变化途径的发展由两个不同的研究倡议引领：即“代表性浓度途径”（RCPs）和“共享社会经济途径”（SSPs）。RCPs提供了一系列情景，概述了不同水平的温室气体和其他辐射强迫力，为未来大气组成的潜在变化提供了洞见，而未涉及社会经济故事线。另一方面，SSPs采取了一种全面的方法，通过模拟未来一个世纪社会经济因素的可能转变，包括人口、经济增长、教育水平、城市化趋势和技术创新速度的变化。

⁴ 众多研究努力都发现了支持随机趋势存在的证据，正如以下工作所示：戈登（1991），Woodward and Gray（1993，1995），并且凯嫩（1996）。另一方面，大量研究已经确定性地表明存在确定性趋势的证据，可能伴随着高度持久性的噪声，正如在以下研究中看到的那样：布洛姆菲尔德（1992），Bloomfield 和 Nychka（1992），贝利和钟（2002），并且 Fomby and Vogelsang（2002）。

⁵ 这种协整与经济活动和大气寿命引入辐射强迫中的随机趋势的理论相一致，而这种趋势反过来又影响温度趋势。

基于趋势平稳的长记忆模型，比确定性趋势。Chang 等人 (2020) 得出相同的结果。根据我们的回归分析，图 1 说明了平均全球温度的随机趋势和非持续性成分，这些趋势与在文献中展示的科学结果非常相似。国际气候变化专门委员会 (2021)。

图1：全球地表温度



我们的建模策略遵循 乌里贝 (2022) 和 Rebei and Sbia (2021) 用于解释温度和实际产出的临时性和永久性冲击。模型使用去趋势的内生变量和外生冲击构建。鉴于外生冲击和随机趋势均无法直接观察，模型的大部分变量被认为是潜在的。然而，估计利用了模型为可观察变量提供准确预测的能力。数据的似然性通过卡尔曼滤波计算，并在计量经济学估计中应用贝叶斯技术。我们的分析得出三个主要发现。首先，在过去的几十年里，各国温度普遍呈现上升趋势，差异显著。值得注意的是，寒冷国家经历了最显著的变化——大约0.5°C值高于热地区。其次，先前报道的模式——即贫困和炎热国家受到增温的影响更大——仅适用于非持久性冲击的背景下。气候变化的影响在较冷和较富有的国家中更为明显，在较热和较贫穷的国家中则不那么明显，在最严重的温度升高情景下，平均产出损失分别为6%和1%。第三，温度冲击约占富裕国家总经济活动观测变化的四分之一，而在贫困和炎热国家中，其影响显著较低。此外，温度冲击的四分之一贡献归因于暂时扰动，而剩下的四分之三是由气候变化永久性影响所驱动。

我们的发现挑战了现有文献，该文献认为气候较冷和财富-

ier地区相较于较暖的地区受气候变化的影响较小，这是由于假设但未经证实的更强的适应能力。Burke et al. (2024) 考察社会适应气候变化程度的范围，通过分析不同地理和行业广泛的长序列数据集。实证结果表明，观察到的适应性不足，包括在发达经济体中。我们将我们的结果归因于在富裕国家，温度趋势在较冷地区更为明显，伴随着自然灾害的更高频率和更大的损害。同样，比拉尔和坎齐格 (2024) 将极端气候事件识别为气候变化影响的主要传播渠道。

本文 remainder 部分的结构安排如下。第 Section 段。2 描述了用于分解永久性和临时性温度成分的实证模型的基本假设，以及它们如何影响产出增长。第 3 呈现估计方法。节 4 探讨了来自特定国家回归方程的实证意义。第 5 进行了一项关于预测误差方差的跨国分析。在考虑了潜在的反向因果关系后，进行了稳健性检验。6 最后，我们在第X节中提出结论。7 .

2 模型

天气描述的是近地面大气层短期状态，包括降水、温度、湿度、风速和风向以及大气压力等要素。这些条件处于不断运动中，导致频繁的天气变化，如印度夏季季风雨和厄尔尼诺-南方涛动等现象所示。相比之下，气候是指长时间内观察到的大气趋势和变化。

为了区分天气和气候对温度的影响，我们可以假设温度由一个暂时成分和一个永久成分组成。在最简单的设置中，以对数形式表达变量，可以这样形式化：

$$\frac{\partial T}{\partial t} = -\frac{1}{\omega} \frac{\partial T}{\partial t} \quad (1)$$

$$t = \frac{1}{\omega} \omega t + \varepsilon \omega t = \vartheta \omega$$
$$\begin{matrix} 1 & t & \text{并且} & T \\ t & t & + & \omega & T \end{matrix}$$

请注意: 根据解释倒推度的指定, 1 此变量根据定义被认为是非平稳的。

3

 t 并且 ϖ

是相互独立同分布的冲击；然而，它们分别意味着持续性和暂时性的效应。现在，让我们假设一个更普遍的温度演化过程，通过证明其具有自相关性——这是由于累积的 CO_2 排放。自观察到的

温度具有一个可能归因于随机趋势的单位根，我们定义了一个“去趋势”的温度度量。

$$\hat{T}^t = T^t$$

然后，我们可以表示以下内容

自回归方程：

$$\hat{T}^t = \rho_T \hat{T}^{t-1} + \varepsilon_T^t \quad (2)$$

同样地，我们假设实际GDP具有随机趋势， Y^t ，这可能会受到外部趋势的影响。

并且长期温度

趋势 $\hat{T}^t$ 因此，(将在估计结果的基础上进行统计学测试)。故此， $\hat{Y}^t = Y^t - \hat{T}^t$ 我们定义去趋势实际GDP的运动定律如下：

$$\hat{Y}^t = \phi_Y \hat{Y}^{t-1} + \varepsilon_Y^t \quad (3)$$

其中 $\varepsilon_Y^t = \varepsilon_Y^t + \varepsilon_T^t$ ，并且 ε_T^t 对应于临时冲击。

通过构造 ε_Y^t 表示非平稳创新的变化。并且 ε_T^t 对应于临时冲击。

在实证模型估计中使用的可观察变量包括温度和实际GDP的增长率。这些可观察变量与不可观测系统中包含的变量相联系。2 并且 3 通过以下关系

$$\hat{T}^t = T^t \quad (4)$$

并且

$$\hat{Y}^t = Y^t - \hat{T}^t \quad (5)$$

为了更具普遍性，我们允许天气和气候变化冲击是按序列的 ε_Y^t 相关。形式上，暂时性和永久性成分的演化遵循以下规律：

$$\begin{aligned} \varepsilon_Y^t &= \mu_T \varepsilon_T^t + \mu_Y \varepsilon_Y^t + \varepsilon_Y^t \\ \varepsilon_T^t &= \omega_T \varepsilon_T^{t-1} + \omega_Y \varepsilon_Y^{t-1} + \varepsilon_T^t \end{aligned} \quad (6)$$

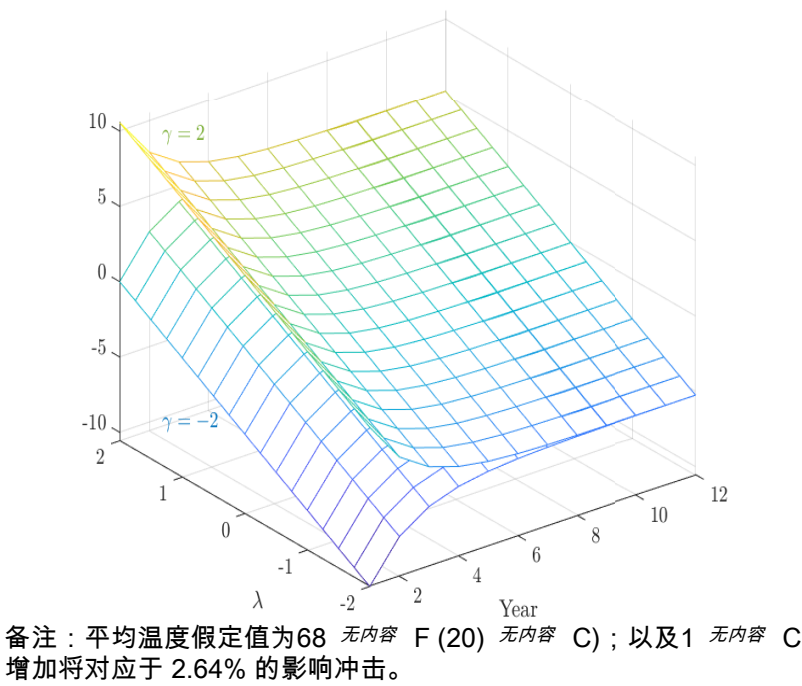
在#和\$是4×4的对角矩阵的情况下； μ^t 我： $i = \omega$ 是独立同分布的正态分布扰动。

6 其他论文如 [Burke et al. \(2015\)](#) 和 [卡恩等人 \(2021\)](#) 在回归模型中包括降水变量，认为它们也可以捕捉气候变化。另一方面，其他人则喜欢 [纳思等人 \(2023\)](#) 和 [比拉尔和坎齐格 \(2024\)](#) 发现它们并不显著，并且它们的存在并未改变估计的脉冲响应。

8

达到新低，主要受过渡影响。 γ ，决定了收敛速度。第六年之后，产出响应对过渡参数变得不敏感。 γ 并且完全由长期均衡关系驱动，如协整项所示。 ζ 这突出了潜在的短期和长期条件矩，这些矩可以帮助确定所提议模型的关键参数。

图 2：温度永久性上升 1 度的输出增长反应 无内容 C



3估计

两个在回归分析中考虑的观测变量是实际产出和地表温度。我们使用来自《宾州世界表》（Penn World Table）第10.01版本的国内生产总值（GDP）数据，因为它在国家和年份的可用性方面都提供了最广泛的数据。温度以世界银行数据库——气候变化知识门户所报告的观察到的年度平均地面空气温度来衡量。⁸ 该模型使用来自二十个发达经济体和二十个新兴市场及发展中国家的数据进行估计。⁹

⁸ 东安格利亚大学的气候研究单元（CRU）生成观测和历史上的气候数据。这些数据以0分辨率可用。 5 无内容 0.5 无内容 (50 公里 50 上升趋势，千米)。

⁹ AEs对应：澳大利亚、比利时、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、爱尔兰、冰岛、意大利、日本、韩国、荷兰、挪威、葡萄牙、西班牙、瑞典、英国、美国。EMDEs包括：阿根廷、孟加拉国、巴西、智利、中国、喀麦隆、埃及、印度、肯尼亚、马达加斯加、马来西亚、墨西哥、摩洛哥、尼泊尔、巴基斯坦、罗马尼亚、南非、泰国、突尼斯和土耳其。

表 1 呈现了模型参数的先验分布，遵循明尼苏达先验框架，这是一种在向量自回归系数分析中设置宏观经济先验的成熟方法。这种方法假定将系统中的每个变量视为独立的随机游走是一种合理的时间序列行为表示。因此，这种假设表明，一个变量的自身历史数据（自身滞后）通常比其他变量的历史数据提供更多信息。此外，它提出，变量的较近数据点（滞后）比旧的数据点提供更多见解，强调了近期趋势相对于遥远过去行为的重要性。正式来说，方程式（ ）中自相关矩阵对角线上的系数 5 这些变量是先验独立的且正态分布的，均值和标准差分别设为0.5和0.15。此外，我们选择平坦的先验分布。 B 矩阵系数捕捉内生变量对结构冲击的同期反应——均值为1（0）的正态分布，标准差等于2或1。温度和产出的永久和暂时成分表现出由矩阵#对角线捕获的持续性。自相关遵循先前的Beta分布，均值为0.2，标准差设置为0.15。最后，我们假设结构冲击标准误差以及测量误差的逆Gamma先验分布。¹⁰

表格1：先前的分布

参数分布	平均值	标准差
$A_1(j, j)$ 用于 $\overline{y} = 1$	正常	0.5 0.15
$A_{\overline{y}, i}(k)$ 用于 $\overline{y} = 2$	正常	0 0.15
$-B_{1,1} (= \kappa)$	伽马	1 1
$B_{2,1}/\gamma (= \lambda)$	正常	0 2
$B_{2,2} (= \alpha)$	正常	0 1
$-B_{2,3} (= \gamma)$	伽马	1 1
诊断 Θ	Beta	0.2 0.15
诊断 Σ	Inv-Gamma	1 2

为了确定自回归段的适当滞后长度，我们对比了具有1至4个滞后的模型之间的边缘似然。值得注意的是，对于大多数国家来说，后验优势比测试表明对具有以下特性的模型有着强烈的偏好： $L = 2$ ，表示更高的日志数据密度。

¹⁰ 对于简化，测量误差是独立同分布的冲击，且不存在持续性。

为了提取我们估计参数的后验分布，我们采用Metropolis-Hastings算法，启动一个由500,000次抽取构成的蒙特卡洛马尔可夫链（MCMC）。我们将这些样本中的前20%作为烧毁阶段丢弃，以消除链初始化的潜在影响。在下一节中展示的脉冲响应分析中，我们使用随机选择过程，并允许替换，基于10,000次抽取的子样本创建后验均值和误差带。

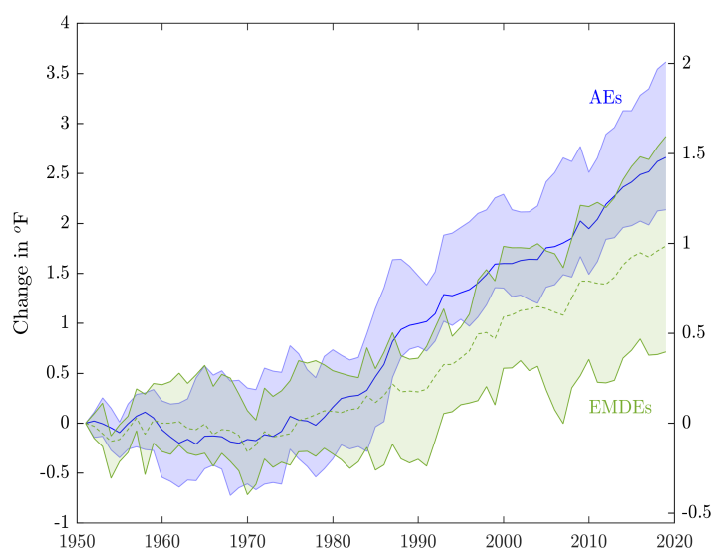
4 实证结果

4.1 趋势特征与协整

估计模型使我们能够考察两个关键未观测变量的演变，即温度趋势成分 τ_t ，以及其下的周期性成分， $\omega \tau_t$ 自1950年起，如方程式所描述的，2。

图 3 显示了对抗EMDEs的AEs的后验中位数温度随机趋势及其相应的90%后验带。从图中我们可以发现，在1970年代之前，两组国家的平均温度没有统计学上显著的上移。然后，在1980年代，AEs和EMDEs均持续升温，且统计学上相似。重要的是，从1990年开始，气候变化在较冷国家的体现更为明显，导致平均绝对温度增长1.5 无内容 C, 0.5 无内容 C大于炎热国家所记录的数值。

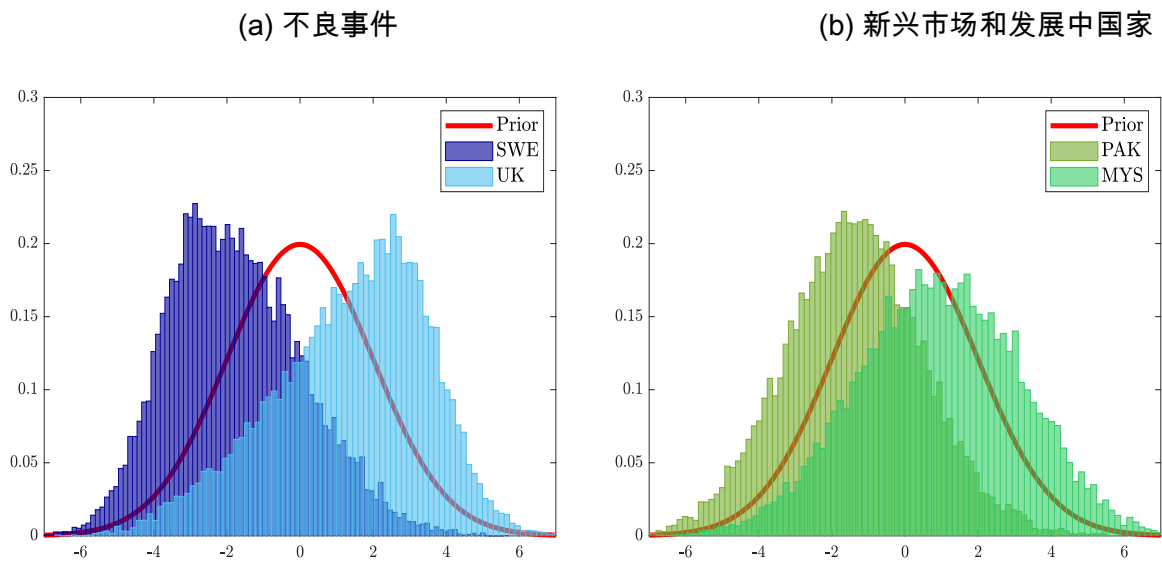
图3：温度随机趋势：亚太经济合作组织成员经济体与新兴市场和发展中经济体比较



由于我们将温度的持续波动定义为永久性冲击的结果，仅在对气候寒冷的国家产生不利影响的估计趋势不均衡，应归因于永久成分上的较大冲击。¹¹ 在其他方面，气候变化对寒冷气候或高收入国家的影响更大，尽管它们在应对温度变化（适应能力）方面具有更高的承受能力，但可能导致更大的经济损失。

另一个重要因素影响着气候变化对经济活动的影响，该因素由系数表示。 ζ ，如前文所述。数值 4a 并且 4b 展示在AEs和EMDEs组中分别估计的最高与最低协整系数的后验分布。

图 4：参数 ζ 的后验分布



尽管产出与温度之间的长期关系没有结构性的解释，但它确实衡量了两者之间的条件简化形式关系，这可以概括气候变化对长期经济活动的影响。从图中可以看出，无论收入水平和历史平均温度如何，这种反应都可能具有正或负的符号。此外，有一些证据表明，持续天气冲击的增长效应在寒冷气候中更为分散，最严重的负面（正面）影响在瑞典（英国）登记，随着温度的1%永久性变化，产出将出现3%的损失（增长）。相比之下，低收入国家的长期相关性分布受到挤压，仅在2%到2%之间变化。总之，虽然富裕国家被发现.....

→

¹¹ 由于冲击被解释为偏差而非绝对值，寒冷国家温度的永久性冲击将更大，以反映平均绝对增加1的数值。 . 5 无内容 C.

受天气冲击的负面影响不成比例，一旦将实际产出损失作为衡量指标，穷国绝不可能对气候变化免疫。

4.2 永久性气候冲击传递

针对特定国家的脉冲响应函数在年度0后进行模拟。04 无内容 在2019至2100年期间的C永久性冲击（与基于每个国家1950至2019年历史趋势的升温的基线情景相比）。¹² 这大致对应于3.5 无内容 到2100年气温的持续增长。数据 5a 并且 5b 展示基于收入水平和历史平均温度划分的各国输出长期影响的后验平均值。如前所述，协整系数， ς 显著影响响应的符号和幅度。然而，其他估计参数，如震幅持续度（见方程式 6），也可能影响产出对永久性温度冲击的反应。

针对积极的（不利的）永久性温度惊喜，大多数AE国家（欧盟经济和货币联盟国家）的实际产出显著下降，对那些同时表现出较低历史平均温度的较高收入国家的影响更大。只有四个国家能从温度的永久性上升中获益，其中爱尔兰作为一个例外，产出增长略低于8%。其他所有AE国家估计将遭受产出下降。北欧地区（丹麦、芬兰、冰岛、挪威和瑞典）以及美国遭受的影响最为显著，在气候变化严重情景下，损失介于12%（美国）和18%（瑞典）。

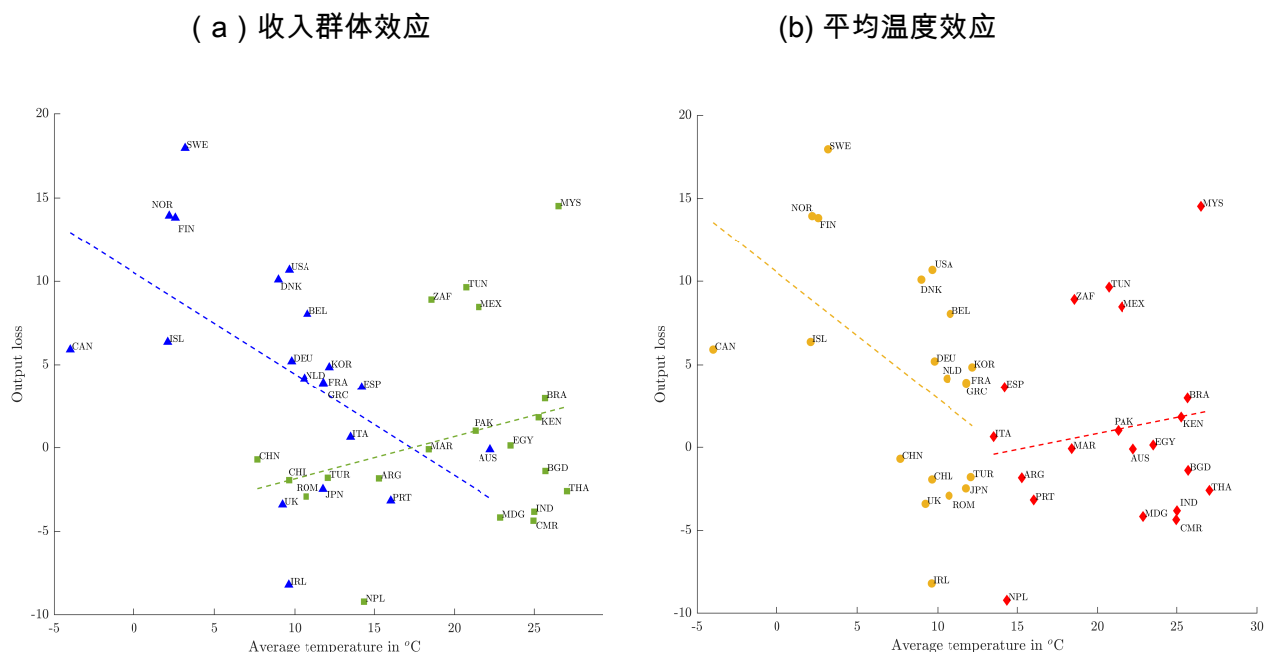
考虑到新兴市场和发展中国家对持续温度上升的响应，观察到跨国的异质性并不像在发达经济体中那样显著。产出的长期反应范围从马来西亚的14%下降到尼泊尔的9%增加。预计受气候变化影响的国家数量将减少，导致新兴市场或热地区的产出平均损失约1%，到本世纪末将达到平均损失——比发达经济体的平均水平低6%。

数据 5a 并且 5b 也全面比较了收入水平与气候变化脆弱性之间的长期关系，区分了发达经济体（AEs）和新兴市场与发展中经济体（EMDEs），以及历史上寒冷和炎热国家之间的差异。这些图表提供了视觉证据，表明最贫穷的国家，同时也是最热的国家，预计将经历显著较低的经济增长下降到正值。

¹² 请注意，根据历史平均温度，应在脉冲响应函数的模拟中采用特定国家的年度冲击大小。因此，对于寒冷国家，新创新的大小应比在炎热国家考虑的情况更大。

持续的气温冲击。这一证据推翻了常见的观点，即气候变化主要影响贫困和炎热的国家，而富裕和寒冷的国家反而可能从与气候变化相关的气温上升中获益。

图 5：2100 年输出损失的分布



备注：蓝色三角形：AEs。绿色正方形：EMEDEs。橙色圆点：较冷组。红色菱形：较热组。虚线：组趋势。

4.3 暂时性天气冲击的传播

为了研究气温稳定变化对实际产出的影响，我们考虑了1的情况。无内容 冲击在过渡成分上 $\omega^T t$ 尽管冲击允许在一段时间内持续存在，但其后验平均自相关系数通常估计在较低水平，与其本质非常一致。

数据 6a 并且 6b 显示二十个地区经济体和新兴市场与发展中经济体在临时冲击下输出绝对最大脉冲响应。详细的脉冲响应函数及置信区间见附录。A.2 数字还包括基于收入水平和平均历史气温的国家子组的趋势。实际产出在冲击后的反应达到最大，延迟可能长达四年，具体取决于模型估计的自相关和交叉相关系数。所有新兴市场和发展中国家都经历了一个与温度突然暂时变化反应的同时过度反应。相比之下，大多数发达经济体表现出驼峰形的响应函数。关注实际产出与天气冲击之间的后验平均条件共运动揭示了一些有趣的结果，这些结果有三点。首先，在气温上升期间，温度的分布为：

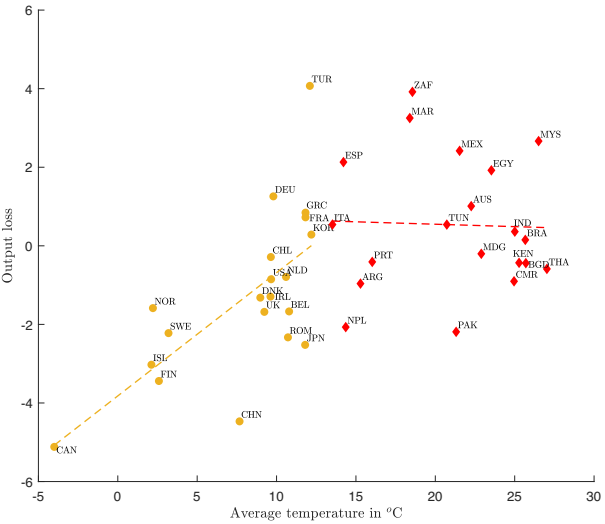
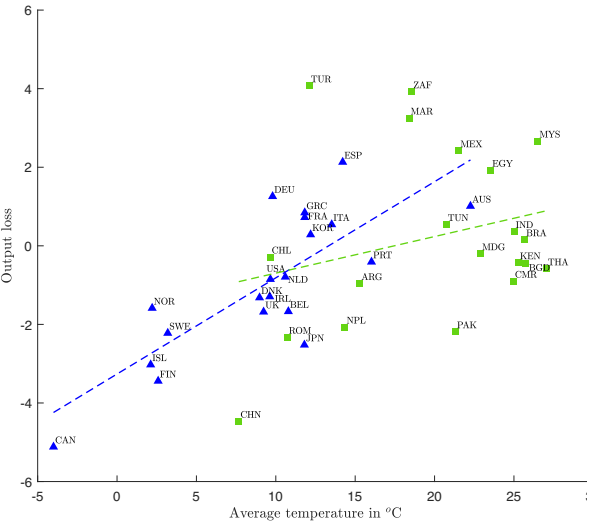
响应几乎围绕零点集中，无论国家分组如何。其次，一些国家在临时与永久性温度冲击后表现出相反的符号反应。例如，加拿大和北欧地区预计将从非持续的气温上升中受益，涨幅在1%至5%之间，而一旦考虑永久性转变，则会遭受巨大损失。这一发现也存在于阿根廷、巴基斯坦、尼泊尔和罗马尼亚等几个EMDES中。此处记录的成果的新颖之处在于证明，静止和非静止温度冲击——即天气和气候变化——对经济活动有显著可区分的影响，这可能导致同一国家的反应符号相反。第三，与文献中现有的研究结果一致，一个国家的财富程度与（暂时性）气温上升引起的产出损失之间存在负相关关系。如图所示：6b 在这种情况下，这一模式在考虑历史平均温度时同样明显。这种相关性被解释为反映了发达经济体广泛的适应能力。因此，我们发现的可能解释是，发达经济体的适应能力有助于缓解短期温度波动，但不足以应对气候变化长期的有害影响，这些影响在我们的模型中表现为永久性干扰。

图6：临时增加1后的产出损失分布

无冲击

(a) 收入群体效应

(b) 平均温度效应



4.4 气候预测数据 (SSP5-8.5)

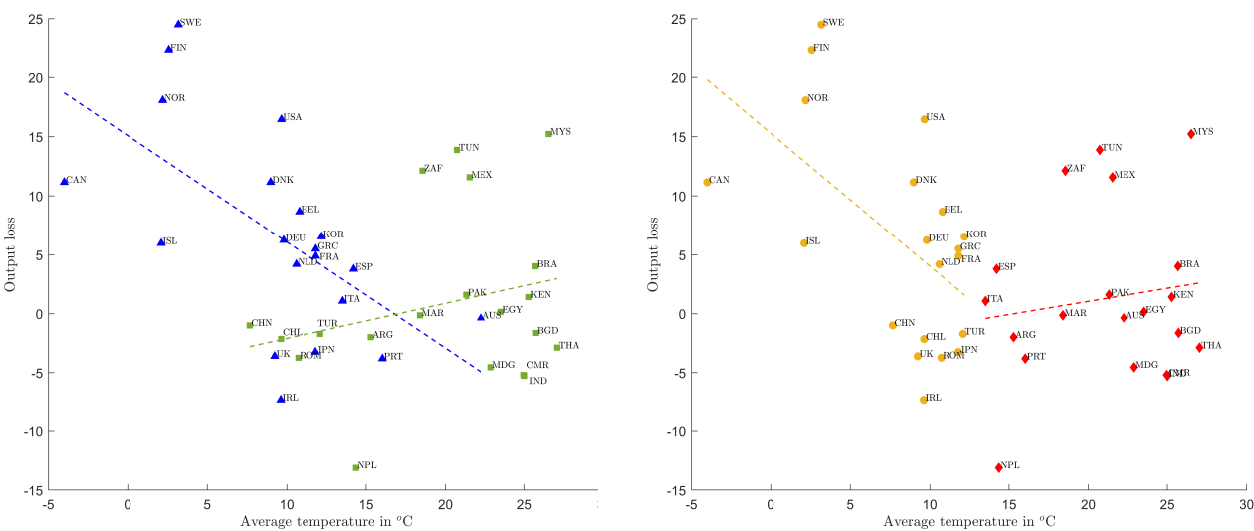
为确保与前人论文更好的可比性，我们还进行了一项反事实练习，其中温度升高遵循普遍采用的特定国家温度路径。从共享社会经济路径 (SSP) 中，我们采用了代表未来路径范围高端的SSP5-8.5情景——对应于代表浓度路径 (RCPs) 中定义的RCP8.5。

该方法涉及到利用卡尔曼滤波从模型中提取冲击。具体过程如下：首先，我们将模型表示为其状态空间形式。其次，我们将应用卡尔曼滤波来构建观测数据的似然函数，并估算模型的产业结构参数。¹³ 第三，利用这些估计的参数，我们在样本期间确定了模型扰动的值，这些扰动是基于所有对应于2020年至2100年温度预测的观测数据，在SSP5-8.5情景下定义的。¹⁴ 应用这种方法导致底层的持久性和非持久性冲击结构表现出正负值，这与先前采用的单调情景形成对比。

图7：截至2100年的产出的损失分布：SSP5-8.5

(a) 收入群体效应

(b) 平均温度效应



¹³ 结构参数的值，包括冲击波动性，被设定为其后验中位数点估计。

¹⁴ 查看[鲍尔、哈尔托姆和卢比奥-拉米雷斯 \(2003\)](#)关于使用卡尔曼滤波进行平滑的详细信息，请参阅) 内生模型中的冲击

数据 7a 并且 7b 描述县级行政区对衍生冲击序列的长期产出变化。在所有冲击因素中，永久性温度冲击导致实际产出变化幅度介于25%至+8%之间。在北欧地区、加拿大以及

→

美国承受了最大的产出损失。新兴市场和发展中经济体的产出反应在15%到+13%之间，马来西亚、突尼斯、南非和

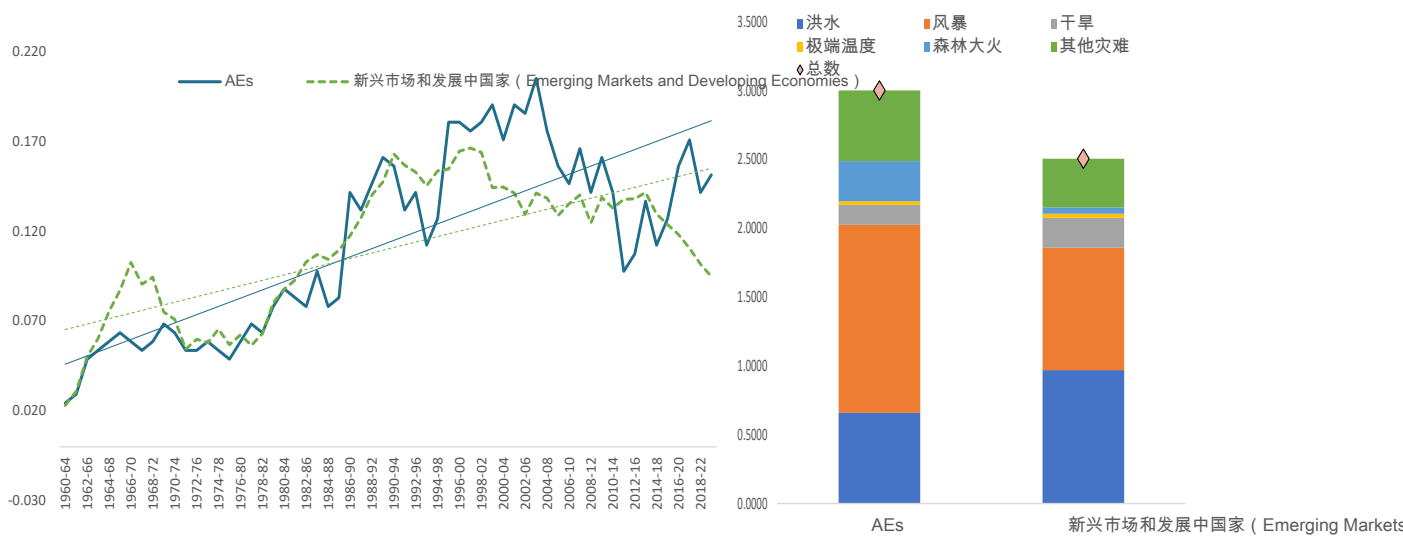
→

墨西哥预计将遭受气候变化的最大影响。总体而言，大多数国家的影响程度超过了初始情景，该情景假设每年气温上升0.04 无内容 C。

图8：自然灾害的比较分析

(a) 频率 (五年移动平均值)

(b) 发生率 (2004-23)



损失与历史温度之间的反向关系与我们的初步发现相符。这种效应在较冷的国家中尤其明显，这些国家通常属于发达经济体群体。随着历史平均温度的升高，新兴市场和发展中国家 (EMDEs) 的产出损失对气候变化的影响变得更加不敏感。对于与EMDEs相比，发达经济体 (AEs) 中持续的气温升高所产生的不良影响更大的两种可能且非相互排斥的解释。首先，如图所示：3 绝对温度急剧上升 (0.5 内容 C (中国) 高于EMDEs (新兴市场与发展中经济体))。这反映在从历史趋势中偏离的永久温度冲击的更大规模上。第二，人们普遍认为，在未来全球气候变化的背景下，诸如海平面上升、自然灾害频率增加和生物多样性丧失等因素可能会对经济活动产生负面影响。基于EM-DAT数据库，我们缩减了五年平均自然灾害频率的时间序列。

亚太地区和新兴市场及发展中国家，连同以国内生产总值百分比计算的聚合发病率。¹⁵

图 8a 该研究展示了全球自然灾害发生频率上升的趋势。自然灾害发生频率长期轨迹中的显著差异可能解释了非洲经济体对气候变化更加脆弱的原因。此外，图 8b

显示了过去二十年中历史事件的影响，以占GDP百分比的平均资本损失来衡量。再次强调，富裕国家因自然灾害（尤其是风暴和野火）遭受了更大的资本损失。比拉尔和坎齐格（2024）表明，当在将产出增长与气候变化联系的回归分析中使用全球温度而不是当地温度时，这两个变量之间的相关性更强，因为极端天气事件与全球温度变化联系更紧密。

第五部分：温度冲击对经济活动重要性的评估

到目前为止，我们已经考察了天气和气候冲击的动态效应。一个自然而然的问题就是，温度冲击在经济意义上是否重要。本节深入探讨了温度冲击在影响国家气温和经济社会活动波动中的相对重要性。具体而言，我们研究温度变化是否作为实际产出变化的显著指标，以及持续性是否是经济周期的主要驱动因素。

表格 2 并且 3 展示由模型识别的结构性冲击导致的AEs和EMDEs在不同预测时点上的温度预报误差变异性量。¹⁶ 结果显示，在当前的20个AE样本中，平均温度波动的大部分是由平稳冲击驱动的。中位数份额为！¹⁷ 在预测误差范围从1年期的1%到长期期的35%的预测误差中，显示出所有国家随着时间的推移而增加。这表明气候变化对这些受影响最严重的国家群体产生了异质效应，其中葡萄牙、西班牙和澳大利亚受影响最大。新兴市场和发展中国家（EMDE）的暂时性冲击在平均和各个期限的国家特定温度中同样重要，而方差分解贡献的扩散与非洲经济研究（AEs）相比显著较低。特别是，

¹⁵ EM-DAT数据库提供了关于全球超过22,000个重大灾害的基础数据，涵盖了从1900年到2023年的时间跨度。这个全面的数据库来源于多样化的贡献者，包括联合国机构、非政府组织、保险公司、研究机构和媒体机构。

¹⁶ 除了表格中报告的结构性冲击外，该模型反映了测量误差冲击，这些冲击对预测误差方差的贡献并未报告——这主要归因于这些冲击的后验中位数标准偏差值较低。

长期预测误差归因于永久性冲击的幅度介于19%到43%，其中突尼斯、埃及和智利的水平最高。

表 2：温度变化 (AEs) 的方差分解

震惊	$\Delta \Psi^T t$				$\phi^T t$				
第一层	第二层	第三层	∞		1	2	3	∞	
AUS	21.7	28.9	29.2	29.4	75.5	69.3	69.0	68.9	
BEL	7.9	9.7	9.9	10.0	91.5	89.9	89.7	89.7	
CAN	1.1	1.4	1.5	1.5	98.8	98.5	98.4	98.4	
DEU	7.2	8.7	8.9	8.9	92.4	91.0	90.8	90.8	
DNK	4.1	5.3	5.4	5.4	95.5	94.4	94.4	94.3	
ESP	26.5	32.6	32.7	32.8	72.0	66.5	66.4	66.3	
金融数据	1.9	2.2	2.2	2.2	98.0	97.7	97.7	97.7	
FRA	17.9	20.5	20.7	20.7	80.9	78.7	78.6	78.5	
GRC	17.9	20.4	20.6	20.6	80.9	78.8	78.7	78.6	
IRL	23.0	27.6	27.8	27.9	75.4	71.2	71.1	71.0	
ISL	19.1	22.1	22.1	22.3	80.5	77.7	77.6	77.5	
ITA	22.2	28.0	28.2	28.3	76.0	70.9	70.7	70.6	
JPN	20.1	23.9	24.1	24.2	78.2	75.0	74.8	74.8	
KOR	15.9	19.1	19.4	19.4	83.1	80.2	80.0	79.9	
NLD	21.4	22.1	22.1	22.2	78.0	77.5	77.4	77.4	
NOR	5.2	6.3	6.4	6.5	94.1	93.2	93.1	93.0	
PRT	27.1	34.3	34.4	34.6	70.4	64.2	64.1	63.9	
SWE	2.3	2.7	2.7	2.8	97.5	97.2	97.1	97.1	
英国	8.0	10.3	10.5	10.6	90.9	88.9	88.7	88.7	
美国	15.4	17.4	17.5	17.5	83.2	81.6	81.7	81.7	

注意：该表显示了温度增长方差中归因于特定国家非平稳温度冲击的百分比。 $\phi^T t$ 并且固定冲击， $\varepsilon^T t$ 这些值是从方差分解的后验分布的10,000个样本中平均得出的。

表3：温度变化 (EMDEs) 的方差分解

震惊	$\Delta \Psi^T t$				$\phi^T t$				
第一层	第二层	第三层	∞		1	2	3	∞	
ARG	18.9	24.7	24.9	25.0	78.7	73.8	73.6	73.5	
BGD	18.2	24.3	25.0	25.1	77.3	72.4	72.1	72.0	
BRA	15.1	21.8	22.3	22.4	79.3	74.3	74.0	73.9	
CHL	21.6	27.9	28.1	28.3	75.4	70.1	69.9	69.8	
中国	18.4	22.9	23.2	23.3	79.4	75.5	75.3	75.2	
CMR	17.0	23.2	23.7	23.8	76.5	72.1	72.0	71.9	
EGY	26.6	33.8	33.9	34.1	71.7	65.2	65.1	64.9	
IND	19.1	25.1	25.4	25.5	75.9	71.3	71.2	71.1	
KEN	17.1	23.1	23.8	23.9	78.0	73.4	73.2	73.2	
3月	22.0	27.3	27.5	27.6	76.1	71.5	71.3	71.2	
MDG	19.5	25.9	26.2	26.4	75.5	70.6	70.4	70.3	
MEX	20.6	27.8	28.0	28.2	74.7	69.1	69.0	68.8	
MYS	16.4	26.4	27.0	27.8	75.8	67.7	67.3	66.8	
NPL	19.4	23.9	24.3	24.3	78.1	74.4	74.2	74.2	
PAK	19.5	24.9	25.1	25.2	78.4	73.7	73.6	73.5	
ROM	20.9	24.1	24.3	24.4	78.3	75.4	75.2	75.1	
THA	20.5	25.9	26.2	26.3	75.7	71.5	71.3	71.3	
TUN	33.6	42.5	42.7	43.1	63.4	55.6	55.4	55.1	
TUR	15.9	18.6	18.7	18.7	83.4	81.0	80.9	80.9	
ZAF	23.1	26.7	27.1	27.1	74.1	71.1	71.0	70.9	

这些发现的一个推论是，临时冲击的显著影响

在温度增长率的波动可能会导致研究者在回归分析中使用温度变量以水平或增长形式时，误识别永久性气候变化成分。在这种情况下，大多数温度波动是暂时的而非永久的，导致输出和温度冲击之间的条件相关性可能与我们对非持久成分扰动后识别出的反应相似。实际上，我们发现温度的负面暂时冲击主要影响炎热和贫困国家，这与文献报道相符，因为它抽象了温度持久性和非持久性决定因素的区分。

表格行 4 研究表明，平均而言，温度冲击对实际活动的波动性有显著贡献。具体来说，24%和12%的产出增长波动可归因于AE和EMDEs中共同临时和永久的温度扰动。在解释产出变动时，永久性温度冲击在AE中的解释力占主导地位——平均为19%，而在EMDEs中则大约是其两倍。这些结果源于AE背景下估计出的较大随机冲击和较大的协整系数。

表4：实际GDP变化的方差分解

震惊	$\Delta\Psi$	$Tt\phi$	$Tt\Delta\Psi$	$Yt\phi$	Yt	$\Delta\Psi$	$Tt\phi$	$Tt\Delta\Psi$	$Yt\phi$	Yt
AUS	18	5	52	24	ARG	5	2	74	19	
BEL	21	6	53	19	BGD	6	2	79	13	
CAN	31	7	46	15	BRA	4	1	86	8	
德	12	4	73	10	墨	4	2	77	17	
DNK	35	5	44	15	CHN	5	3	88	4	
ESP	9	5	77	9	CMR	4	1	82	12	
FIN	25	5	60	9	EGY	7	4	77	11	
FRA	11	4	69	14	IND	13	3	67	17	
GRC	12	4	68	14	KEN	6	1	61	31	
IRL	10	3	78	9	MAR	8	3	32	56	
ISL	28	6	56	10	MDG	7	1	78	13	
ITA	12	4	70	14	MEX	8	3	77	12	
JPN	7	3	81	8	MYS	17	3	67	12	
KOR	10	3	79	8	NPL	16	5	60	19	
NLD	17	5	64	12	PAK	17	7	54	17	
NOR	31	5	47	15	ROM	7	3	85	5	
PRT	7	3	82	8	THA	3	1	88	7	
SWE	35	6	37	18	TUN	11	3	78	8	
英国	32	6	31	29	土耳其	22	7	60	10	
USA	22	5	51	21	ZAF	14	10	62	12	

6 反向因果关系

很有趣的是要确定气候变化对大型经济体的影响。事实上，气候变化对宏观经济的影响的确定可能会受到两个变量之间的逆向因果关系的影响，因为经济活动导致排放和温度变化，至少在大型经济体的案例中是这样。

温室气体排放国。此选择标准导致以下10个国家：澳大利亚、巴西、加拿大、中国、德国、印度、日本、韩国、英国和美国。

6.1 模型规格和识别限制

一个大型经济体集团， Y^t 由10个以对数形式表示的实际GDP时间序列组成。在每个国家，我们假设产出与一个特定国家非平稳冲击的线性组合是协整的。 $y_{i,t}$ (我： $i=1, \dots, 10$)，以及同一国家的温度的非平稳成分， $T_{i,t}$ 正式地，我们定义一个从趋势中偏离的 10×1 输出偏差向量。 $\hat{Y}^t$ 如下所示：

$$\begin{aligned} \hat{Y}^t &= Y^t - \sum_{i=1}^{10} \gamma_i T_{i,t} \\ &= Y^t - \gamma T^t \end{aligned} \quad (7)$$

我们模型中引入一个新变量，以捕捉全球排放量与其长期趋势的偏差，表示为 $\hat{E}^t$ 定义为全球排放量与长期趋势之间的偏差，这种偏差可能归因于经济活动。然后，

$$\begin{aligned} \hat{Y}^t &= Y^t - \gamma T^t \\ \hat{E}^t &= E^t - \gamma T^t \end{aligned} \quad (8)$$

全球排放趋势被假定为与所有国家的产出趋势协整：
10

$$E_t = \delta_{i=1}^{10} Y_{i,t} \quad (9)$$

在哪里 $\delta_{i=1}^{10}$ (for 我： $i=1, \dots, 10$) 对应于全球排放量与10个考虑国家的产出之间的协整关系。

接下来，我们定义了从趋势中偏离的国家特定温度向量。
 $\hat{T}^t$ 如下所述

$$\begin{aligned} \hat{T}^t &= T^t - \gamma E^t \\ &= T^t - \gamma E^t \end{aligned} \quad (10)$$

在哪里 $\gamma_{i=1}^{10}$ (for 我： $i=1, \dots, 10$) 相对应于温度和之间的协整关系
排放和全球排放。
10

全球去趋势排放、温度和实际产出随时间演变如下：

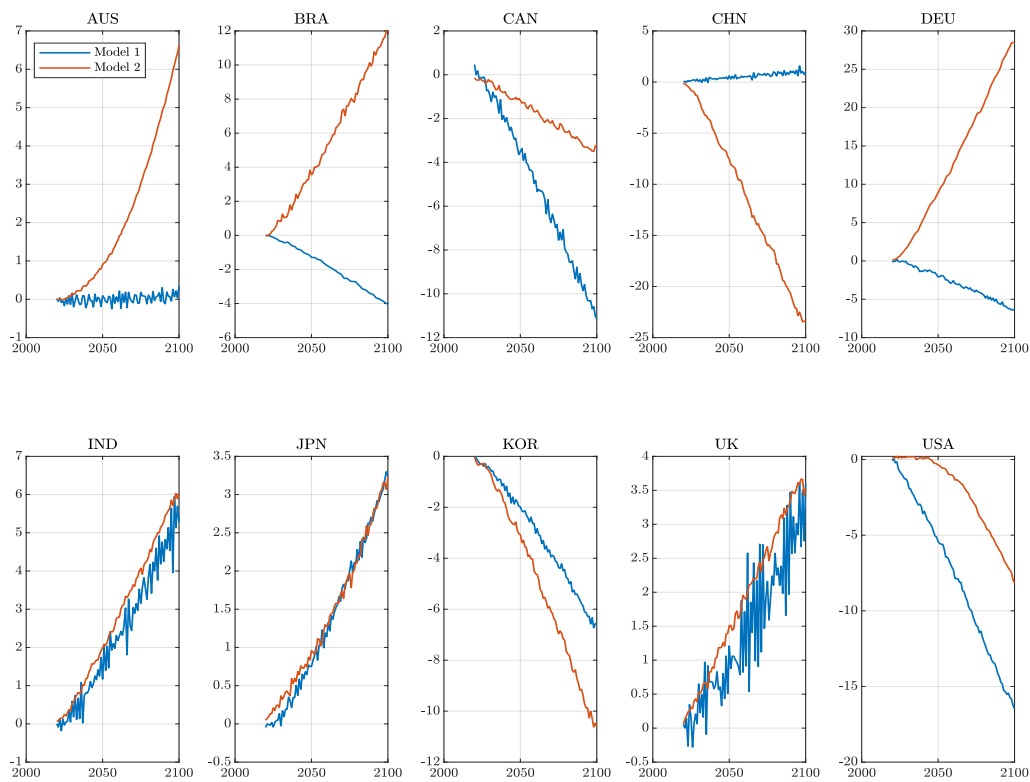
$$\hat{Y}^t = Y^t - \gamma T^t \quad \hat{E}^t = E^t - \gamma T^t$$

关于国家特定的温度。因此，这些矩阵 $B_{i,i}, \dots, Y, Y (i = 1 \dots 10)$ 和 C 约束为对角形。施加限制条件以能够识别结构性冲击：(i) 实际产出在长期内对全球排放产生正面影响——即， $\delta > 0$ ；并且 (ii) 排放的持续冲击与温度呈正相关——即， $\gamma_{i,i} > 0$ for $i = 1, \dots, 10$.¹⁷

6.2 实证结果

图 9 呈现了基于替代规格的 SSP5-8.5 情景下，永久温度冲击序列的估计影响。模型 (1)，以蓝色表示，和 (2)，以棕色表示，分别指代模型的原版及其考虑了反向因果效应的版本。

图9：2020-2100年输出变化



模型1 (蓝色)：无反向因果关系。模型2 (棕色)：有反向因果关系。

经济活动通过全球排放对温度的影响

¹⁷ 我们假设明尼苏达州先前的系数。 $B_{E,E}, B_{E,Y}, B_{T,T}, B_{T,E}, B_{Y,Y}, B_{Y,T}$ 和 $B_{i,i}$ 对于 $i = 1, 2$. 矩阵中所有估算的元素 $C_{E,Y}, C_{T,T}, C_{T,E}, C_{Y,Y}, C_{Y,T}$ 以及 $D_{Y,T}$

Nels在巴西、中国和德国表现显著。在简单模型中，产出对永久性温度干扰的反应温和。然而，考虑逆向因果关系后，巴西和德国出现了显著的生产损失，而中国预计将经历显著的增长收益。相比之下，气候变化对剩余七个大型经济体的长期影响几乎不受逆向因果关系假设的影响。最后，我们认为，对于未包含在此回归中的剩余国家，结果应保持不变，因为全球排放对这些国家的经济表现是外生的。

7 结论

本文中，我们建立了一个实证模型来评估气候变化（被识别为永久性温度冲击）对经济活动的影响。此外，针对特定国家的估计使我们能够重新审视广泛持有的观点，即较冷或较富裕的经济体将不受影响，甚至可能从气温上升中受益，而较热和较贫穷的国家将遭受气候变化的不利影响。

该论文的经济计量学贡献有两方面。首先，我们允许温度冲击以非持久性和持久性扰动形式在温度中显现，这与气候变化的定义自然吻合。其次，我们使用带有卡尔曼滤波的贝叶斯估计方法来识别特定国家的冲击及其对寒冷发达经济体、温暖的新兴市场和发达经济体的实际GDP的影响。

我们的研究强调了考虑温度冲击持久度的重要性。虽然对于短期温度上升，寒冷且富有的国家相比温暖且贫穷的国家遭受的产出损失更小，但随着与气候变化相关的永久性温度上升，情况发生了逆转。在这种情况下，寒冷且富裕的国家比它们的温暖且贫穷的对立面遭受了更大的经济损失。这一结果背后的原因是，根据特定国家的估计，永久性温度冲击的幅度在较冷地区无论是绝对值还是相对值都更大。此外，在最近几十年中，这些国家面临着气候相关灾害（尤其是风暴和野火）频率和强度的显著增加。

为了解决潜在的逆向因果关系问题，我们引入了一个模型，该模型将世界上十大污染国的排放量与气候变化联系起来。我们的结论是稳健的，表明先前研究中观察到的差异可能源于在有效区分气候变化的长期模式和短期天气波动方面的局限性。

参考文献

- Acevedo, S., Mrkaic, M., Novta, N., Pugacheva, E., and Topalova, P. (2020). 天气冲击对经济活动的影响：影响渠道有哪些？, 103207.
《宏观经济学杂志》第65期
- Baillie, R. T. 和 Chung, S.-K. (2002). 基于趋势平稳长记忆模型的建模与预测：气候学应用。
国际
, 215–226.
《预测杂志》第18期
- Bauer, A., Haltom, N., 和 Rubio-Ramírez, J. F. (2003). 利用卡尔曼滤波平滑动态随机一般均衡模型的冲击 (工作论文2003-32)。亚特兰大联邦储备银行。Berg, K. A., Curtis, C. C., 和 Nelson, M. (2023). 关于跨国响应异质性的证据 (工作论文31327)。美国国家经济研究局。Bilal, A. 和 Känzig, D. (2024). 气候变化对宏观经济的影响：全球与局部气温 (工作论文32450)。美国国家经济研究局。Bloomfield, P. (1992). 全球气温趋势。气候变化
, 1–16.
21
- Bloomfield, P., and Nychka, D. (1992). Climate spectra and detecting climate change., 275–287.
气候变化21
- Burke, M., Hsiang, S., and Miguel, E. (2015). 全球温度对经济生产产生的非线性影响。 , 235–239.
《自然》527期
- Burke, M., Zahid, M., C. M. Martins, M., W. Callahan, C., Lee, R., Avirmed, T., ... Lobell, D. (2024). Are we adapting to climate change? (Working Paper 32985). National Bureau of Economic Research. Chang, Y., Kaufmann, R. K., Chang, S. K., Miller, J. I., Park, J. Y., and Park, S. (2020). Evaluating trends in time series of distributions: A spatial fingerprint of human effects on climate. , 274–294.
《计量经济学杂志》214
- 戴尔, M., 琼斯, B. F., 和奥肯, B. A. (2012). 温度冲击与经济增长：过去半个世纪的证据。
美国经济期刊：
, 66–95.
宏观经济学 4
- Fomby, T. B. , 和Vogelsang, T. J. (2002) 《将规模稳健的趋势统计应用于全球变暖温度序列》 , 117–123.
气候变化 15
- 戈登, A. H. (1991). 全球变暖作为随机游走的表现。
期刊
, 589–597.
关于气候4
- Henseler, M., and Schumacher, I. (2019). 天气对经济增长及其生产要素的影响。 , 417–433.
气候变化 154
- 联合国政府间气候变化专门委员会. (2021). 技术摘要[书籍章节]. 见V. Masson-Del motte等.

(Eds.), 2021年气候变化：物理科学基础。政府间气候变化专门委员会第六次评估报告工作组I的贡献（第33-144页）。英国剑桥和美国纽约：剑桥大学出版社。Kahn, M. E., Mohaddes, K., Ng, R. N., Pesaran, M. H., Raissi, M., 和Yang, J.-C. (2021)。气候变化对长期宏观经济的影响：跨国分析。 , 105624.

能源经济学 104

卡尔纳, O. (1996)。全球温度偏差作为随机游走。

《期刊》

, 656-658.

气候 9

Kaufmann, R. K., Kauppi, H., Mann, M. L., 和 Stock, J. H. (2013). 温度是否包含随机趋势：将统计结果与物理机制相联系。 , 729-743.

《气候变化118》

Letta, M., and Tol, R. (2019). 天气、气候与总要素生产率。

Envi-

, 283-305.

环境资源经济学 13

Nath, I. B., Ramey, V. A., 和 Klenow, P. J. (2023).

全球变暖将导致多少变化？

(工作论文). 加州大学圣地亚哥分校.

全球经济增长是否冷却？

刘培, N., 和斯比亚, R. (2021年)。全球原油市场中的暂时性和永久性冲击。 , 1047-1064.

《应用经济学杂志》36辑

托尔, R. (2018). 气候变化的经济影响。

环境审查

, 4-25.

经济学与政策 12

Uribe, M. (2022). 新渔夫效应：来自实证和优化模型的计量经济学证据。 , 133-162. 美国经济期刊：宏观经济学 14

Waidelich, P., Batibeniz, F., Rising, J., Kikstra, J. S., and Seneviratne, S. I. (2024). 年度温度之外的气候损害预测。

自然气候

, 592-599.

变化14

Woodward, W. A., and Gray, H. L. (1993). 全球变暖与时间序列数据趋势检验问题。 , 953-962.

《气候学杂志》第6期

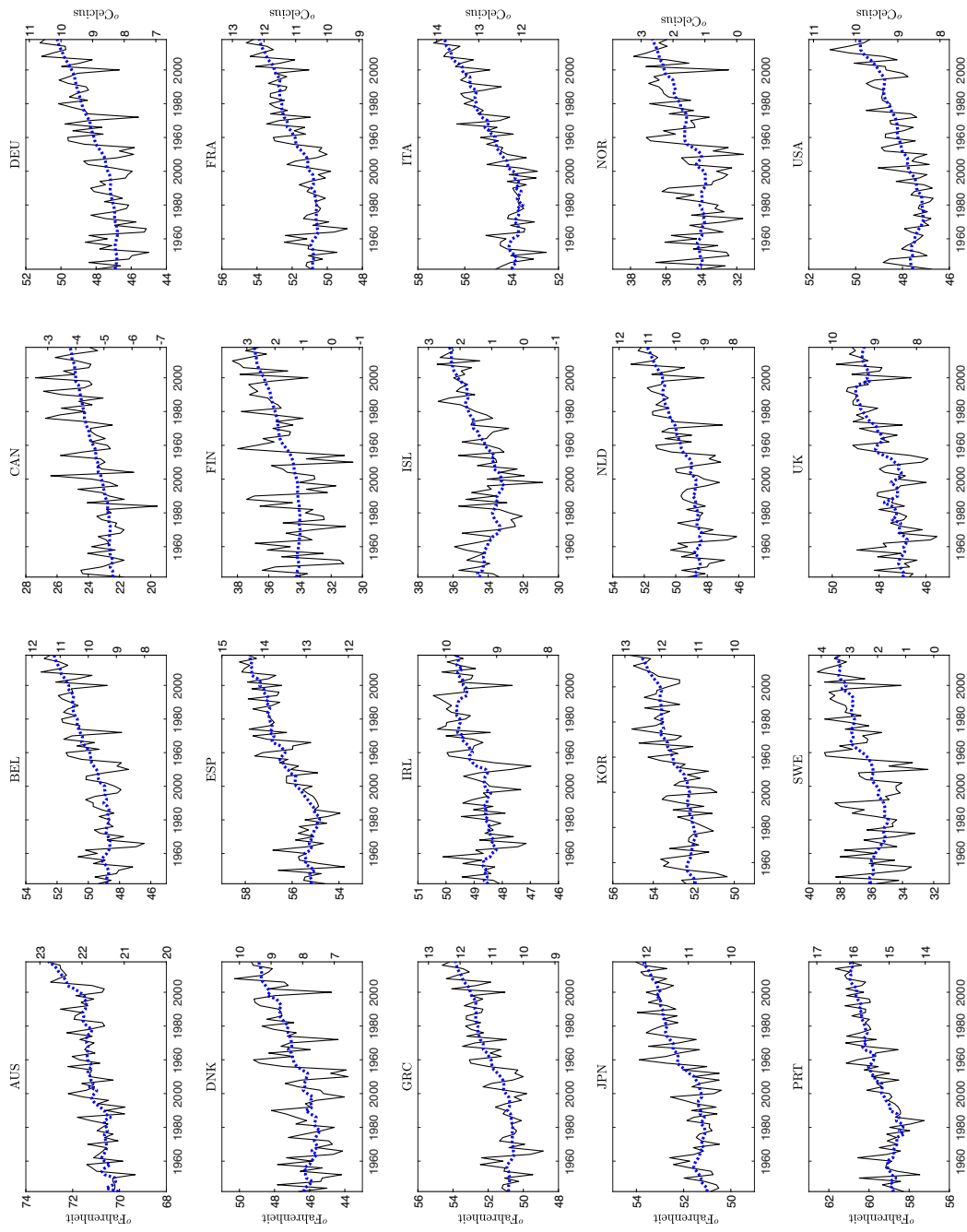
Woodward, W. A. 和 Gray, H. L. (1995). 选择一个模型以检测趋势的存在。 , 1929-1937.

《气候学杂志》8

附录A

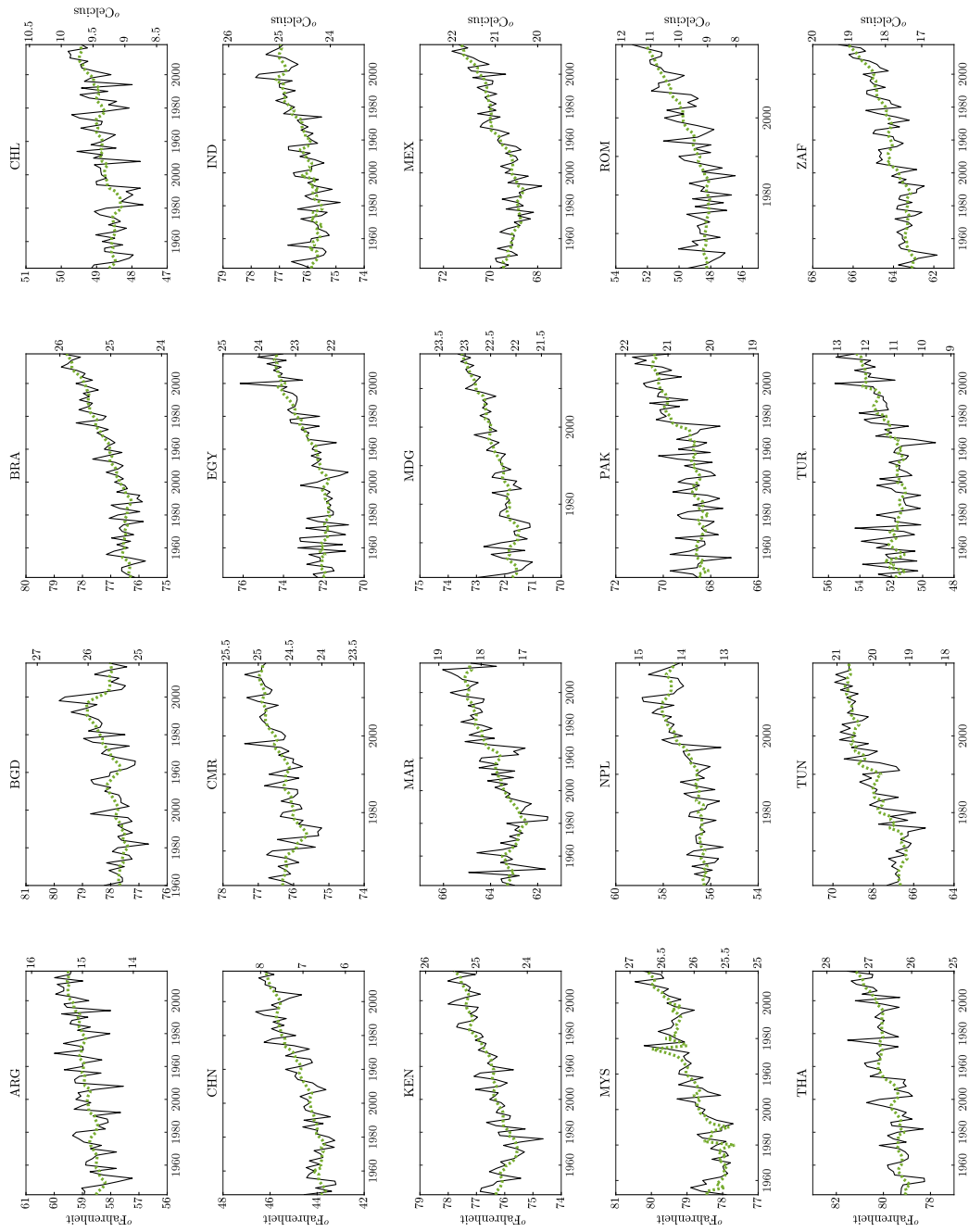
A.1 随机趋势

图A.1.1：平均温度和随机趋势：区域效应



注意：实线表示观测到的年平均温度。虚线表示随机趋势。

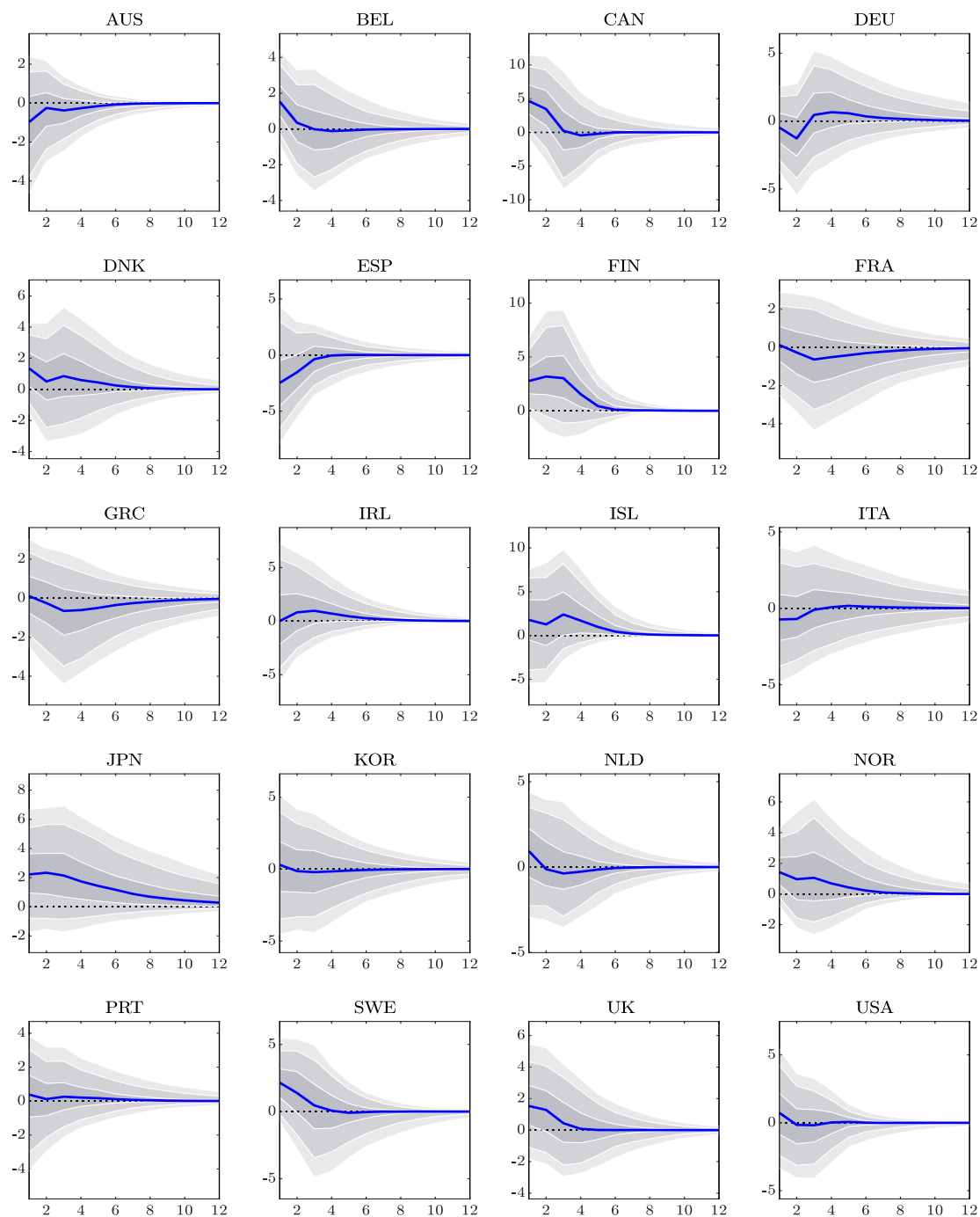
图A.1.2：平均温度和随机趋势：新兴市场和发展中经济体



注意：实线表示观测到的年平均温度。虚线表示随机趋势。

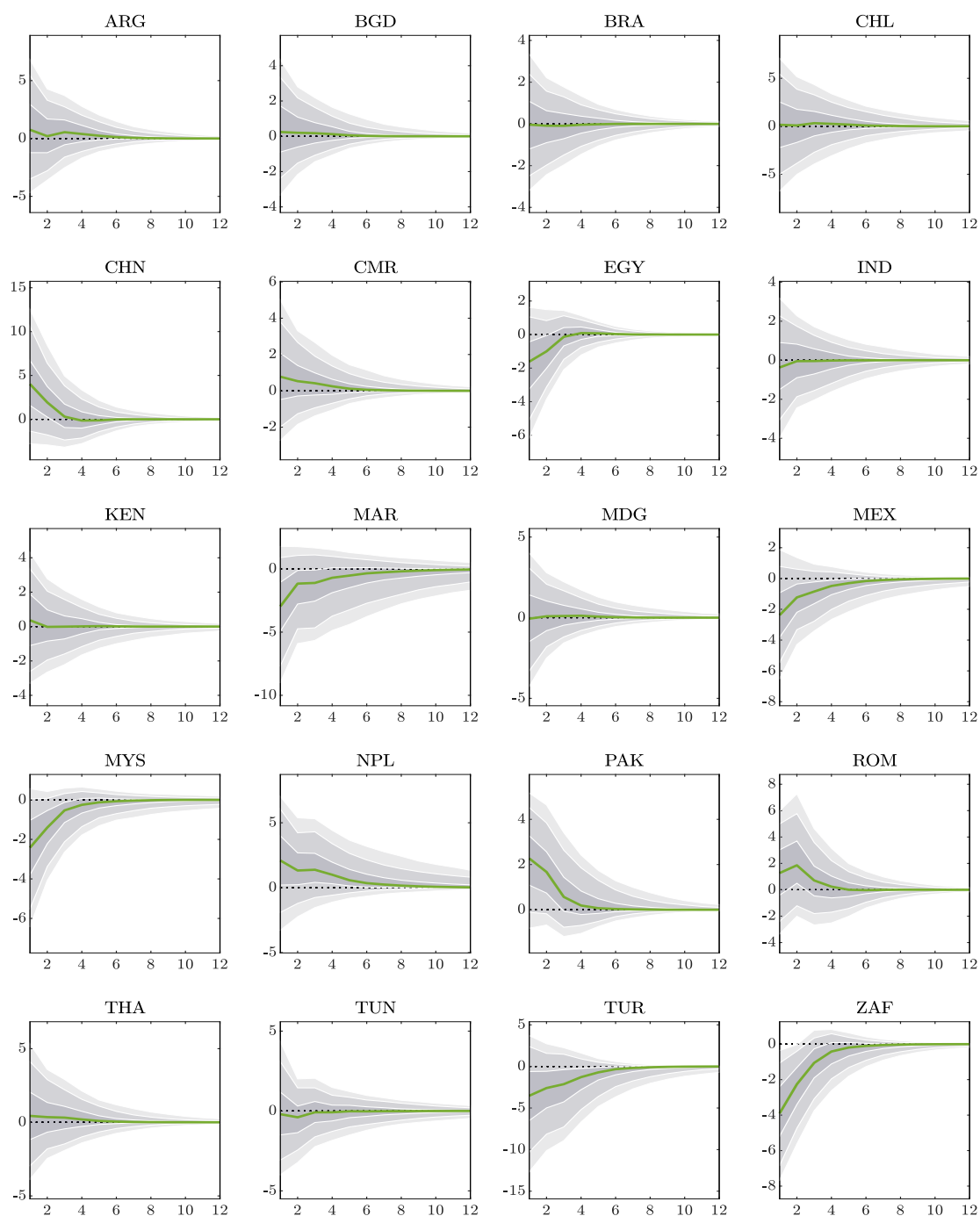
A.2 冲击响应函数 (暂态冲击)

图A.2.1 : 对+1的输出响应 ° C 短暂冲击 : AEs



注释：蓝色实线对应模型中后验中位数脉冲响应。阴影区域对应于90%、84%和68%的置信区间。

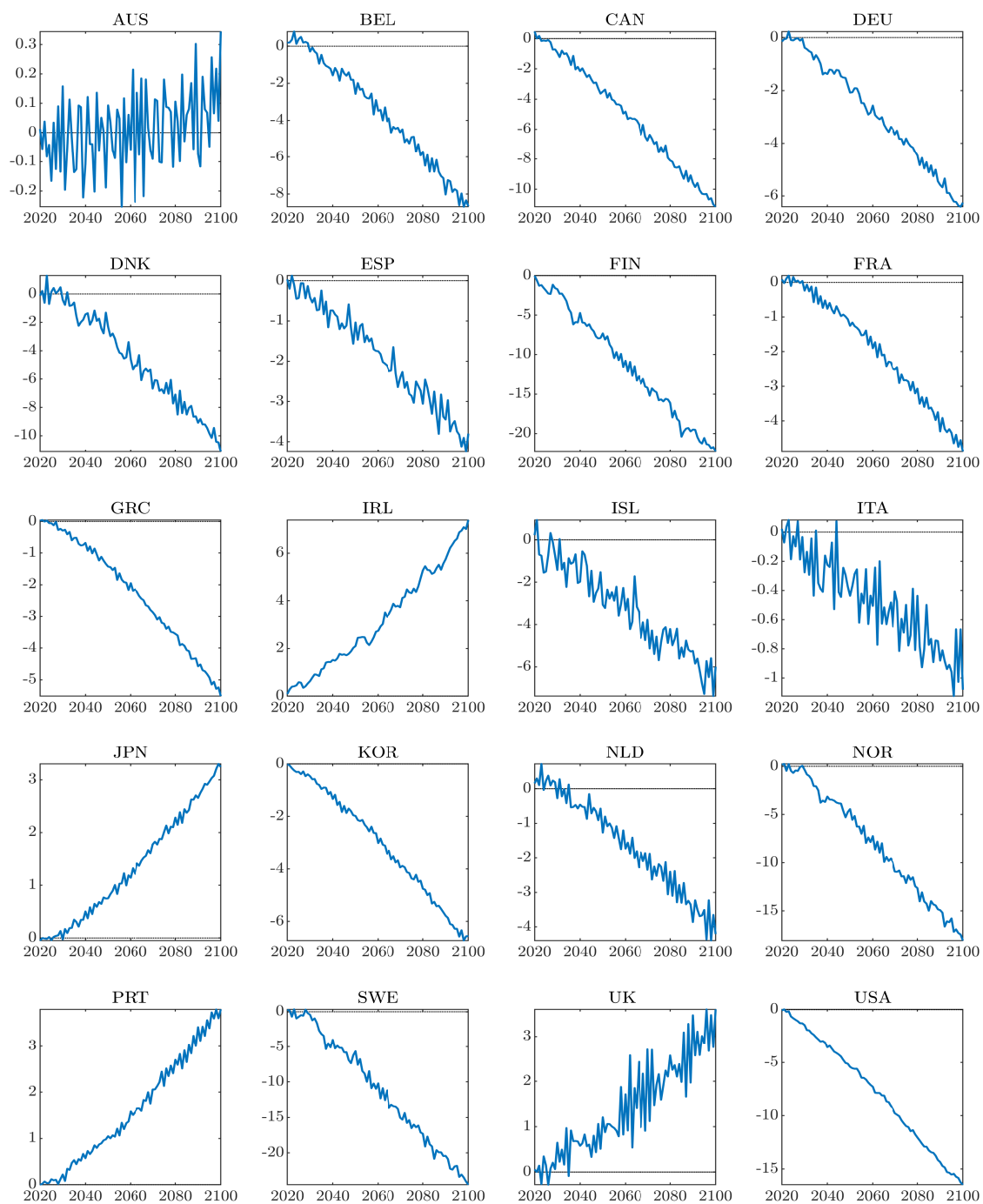
图A.2.2：对+1的输出响应。C 短暂冲击：新兴市场和发展中经济体



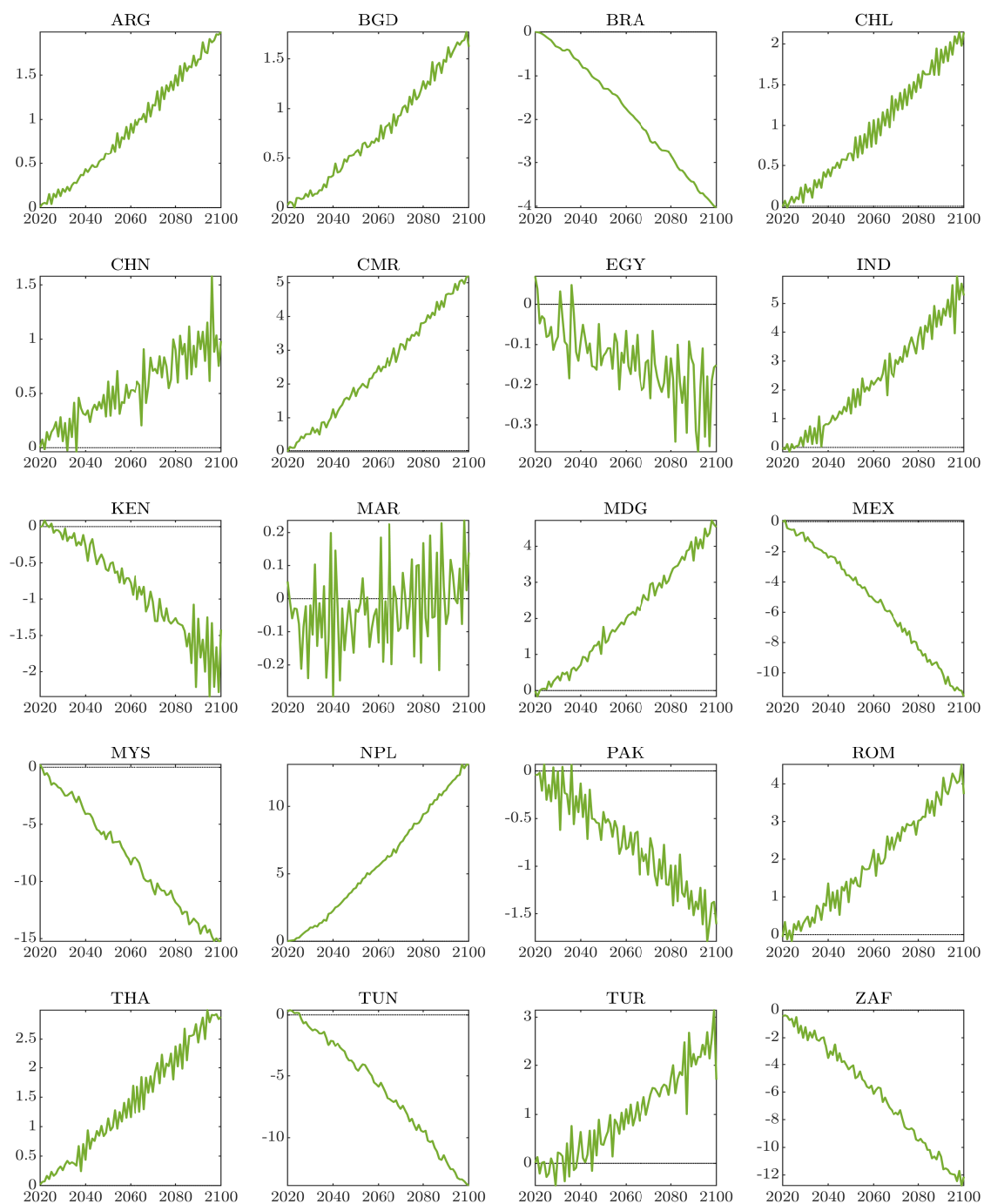
注释：绿色实线对应模型中的后验中位数脉冲响应。阴影区域对应于90%，84%和68%的置信区间。

A.3 在SSP5-8.5情景下的实际产出

图A.3.1：SSP5-8.5情景对产出的影响：影响效应



图A.3.2：SSP5-8.5情景对输出：新兴市场和发展中经济体的影响。





PUBLICATIONS

关于温度冲击的新视角
工作报告 No. WP/25/42