

全球变暖对中国的经济影响研究：区域与产业视角

李文婷, 段宏波

摘要：已有的研究在考察全球变暖对宏观经济的影响时，多从全球尺度进行分析，但这并不能很好地阐释中国的情况。此外，在研究不同区域对全球变暖的响应差异时，现有工作大多基于主观的基准进行样本分割，这种处理方式由于没有从统计学的角度量化剖析当中的差异、检验差异背后的显著性，故此所提供的信息并不全面。鉴于此，本文首先利用 1961—2018 年中国省级层面的气候经济数据，构造了全球变暖—中国经济的经验模型，并在此基础上利用门槛模型，量化分析因经济水平发展不同所导致的气候敏感性差异。研究表明：(1) 全球变暖对我国经济的影响要显著大于其对全球整体的影响；(2) 在采用不同子集进行再回归时，发现全球变暖对我国的经济影响存在着明显的时空非线性，且临界点很可能已经过去；(3) 经济发展水平的差异是引发气候敏感性差异的一个重要因素。本研究可为中国区域层面应对气候变化损害的差异化策略的制定提供有益参考。

关键词：全球变暖；经济影响；固定效应；门槛模型；响应策略

中图分类号：F124.5 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2022)04-0128-14

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2022.04.006

一、引言

全球变暖是当前国际上最重要的议题之一。根据 IPCC 2018 年发布的《全球 1.5℃ 增暖特别报告》，2017 年全球气温已比工业化前水平高出约 1℃，若按照当前的速度继续增暖，则全球气温将在 2030 年至 2052 年期间，预计高出工业化前水平 1.5℃^[1]。全球变暖不仅会给地球生态系统带来严重的负面影响，如冰圈消融、灾害增多、物种灭绝等^{[2][3]}，而且对人类社会经济系统，也同样影响深远，如粮食减产、劳动减少、人类健康、国内冲突等^[4]。

我国受全球变暖的影响很可能高于全球平均水平。已有研究表明，过去几十年，中国的增温速度比同纬度其他地区 and 北半球的平均变暖速度都要快^[5]。在严峻的气候变化形势和温升差异背景下，作为当前世界上第二大经济体的中国，其面临的全球变暖带来的生态、社会和经济负影响不容忽视^[6]。

全球变暖是一个公共产品问题，但其有着自身的复杂性和特殊性。其中关键一点在于全球变暖并非是一个纯粹的环境外部性问题，因为在全球变暖这一事件中，排放者同样需要承受全球变暖带来的损害^[7]。尽管如此，解决全球变暖问题时，经典的庇古理论仍有一定的指导意义，即通过对碳

基金项目：国家自然科学基金项目“能源-经济-环境综合评估建模理论与应用”(72022019)、“能源-经济-环境集成模型中的多重不确定性作用机制与减排政策研究”(71874177)

作者简介：李文婷，深圳市光明区工业与信息化局研究人员（广东 深圳 518000）；段宏波（通讯作者），博士生导师，中国科学院大学经济与管理学院教授，hbduan@ucas.ac.cn（北京 100190）

排放所带来的影子成本进行定量评估, 继而把这种成本加总到生产消费的显性成本中, 来解决这一外部性问题^{[8][9]}。碳排放的影子成本也被称为社会碳成本 (Social Cost of Carbon, SCC), 一般可由综合评估模型 (Integrated Assessment Models, IAMs) 计算得出^[10]。在综合评估模型中, 损失函数作为反映气候变化造成损失的货币化评估模块, 是耦合气候模块和经济模块的重要一环^[11]。然而, 早期的损失函数多采用专家评估法, 具有很大的主观性^[12]。随着可用资料的增加, 经验性的客观评估显得十分必要, 但由于全球变暖影响的地理分布差异^[13], 更加精细的评估工作也亟待开展。基于此, 本文利用中国的省级气候和宏观经济数据, 实证估计了全球变暖对我国区域经济的影响, 并创新性地利用门槛模型, 比较不同时段、不同发展阶段, 全球变暖对我国区域经济的影响。

本文余下章节安排如下: 第二部分是文献回顾, 大致总结了当前国内外相关研究现状和主要研究方法; 第三部分为实证分析框架及模型构造, 第四部分报告实证研究结果并进行分析, 第五部分是本文的结论与政策建议。

二、文献回顾

气候对人类生产生活的影 响是一个古老的问题。过去十多年, 随着计算能力的提升、数据的增多和方法学的发展, 越来越多的研究致力于解答气候条件的变化如何影响人类社会经济系统^[14]。由于人类拥有数千年的农耕经验, 气候条件的变化对农业的影响也最为直观, 因此, 研究全球变暖对人类福祉的影响也最先开始于农业。例如, Schlenker 等^[15]将撒哈拉以南非洲地区的历史农作物产量和天气数据结合形成面板数据, 然后利用面板回归模型分析了农作物产量和气候变化之间的关系。另外, Burke 等^[16]利用 1950—2005 年间 $4 \times 4\text{km}$ 气候格点数据, 同样采用面板回归模型研究了长期气候变化对美国玉米和大豆两种农作物产量的影响。除此之外, 在不同地区, 对不同作物产出和历史气候变化间的经验关系研究目前已不胜枚举。然而, 值得注意的是, 对大量相似研究的结果比较表明, 温度的影响通常远大于降水, 这说明人类可以通过灌溉或水利系统的应用和推广去对冲降水变化的风险, 也反映了温度变化的影响对人类社会来说也许比想象中更加难以适应。

全球变暖同样会影响到其他经济部门。例如, Auffhammer 等^[17]基于美国加利福尼亚州三家公共事业电力公司拥有的居民电费单数据, 使用随机和外生两种天气冲击来量化气候变化对家庭用电量的影响。结果表明, 加利福尼亚州不同地区的居民用电量对温度的响应差异较大。此外, 即使在人口数量不变的情况下, 到本世纪末当地的家庭电力总消费仍可能大幅增加 55%。以上基于单一行业分析气候变化带来的经济损失的研究为我们考察全球变暖的整体经济影响提供了一种思路, 即采用“自下而上”的办法, 把对各行业的影响进行加总, 从而计算出全球变暖对社会整体经济的影响。但很明显地, 当前可以被量化的影响对于经济整体来说只是其中一小部分; 另外, 即使在单一行业中进行评估, 这种评估也可能是不完整的^[18]。考虑到这一局限性, 一些学者从相反的思路出发, 利用宏观经济数据, “自上而下”地量化评估。

采用“自上而下”评估方法中较为有代表性的研究为 Dell 等^[19]的线性经验模型和 Burke 等^[20]的非线性经验模型。Dell 等^[19]利用历史气候数据和各个国家的历年 GDP 来探索温度冲击与经济增长之间的线性经验关系。此外, 通过在模型中考虑温度的滞后项来研究其中可能存在的滞后效应。Burke 等^[20]则基于相似的数据集, 通过在模型中加入温度和降水的二次项, 得出了气候变化与经济增长之间的全球非线性关系, 即平均年气温与国家总产出增长间存在的倒 U 型关系: 当年平均温度为 13°C 附近时, 各个国家的经济总产出增长能达到一个最优水平。值得注意的是, 这两个模型均是在固定效应模型的统计框架下的拓展。然而, 基于统计分析的实证结果在很大程度上是由样本

的分布情况决定的。在全球范畴的研究中，全球财富的地理分布表明大多数贫穷国家都集中在炎热地区，而富裕国家则更多地集中在高纬度地带；相反，在中国，大部分经济较发达的省份主要分布在东南沿海，这些地区无论是年平均温度还是年降雨量，甚至各类灾害性天气均明显高于全国平均水平。因此，我们可以合理地怀疑基于全球数据集的模型对于中国情况的解释能力可能有所减弱^[21]。

目前，专门研究全球变暖对中国经济影响的论文在数量上屈指可数。魏柱灯等^[22]对过去 2 000 年气候变化对中国经济与社会发展的影响进行了综述，发现中国历史社会经济与气候变化的时序共振现象中可能含有内在的关联机制。一般而言，暖期气候有助于社会经济的健康发展，而冷期气候所引发的负面社会经济效应则可能与社会发展本身有关，而且该负面效应会被社会放大。这种定性分析虽然带来了一定启发，但由于缺少定量分析的数据支撑，在政策制定上所能发挥的作用有限。

在定量分析上，陈帅等^[23]基于中国所有水稻和小麦生产县（市）的县级面板种植结构和气象数据，采用计量经济学的办法，定量分析了气候变化对中国水稻和小麦生产的影响。结果表明：气温、降水和日照等气象要素对我国的水稻和小麦单产的影响都存在着“先增后减”的非线性关系。因此，越早地采取有效措施应对全球变暖就更有可能是把全球变暖对粮食生产的不利影响限制在可控的范围内。另外，Zhang 等^[24]利用 1998—2007 年中国的日气温和制造业企业生产数据，研究了日气温与全要素生产率（Total Factor Productivity, TFP）之间的经验关系。结果表明，与日气温对全要素生产率的影响相比，温度对劳动力和资本投入的影响相对有限，而温度与产量之间的响应函数和温度与 TFP 之间的响应函数类似，表明温度的升高导致 TFP 的降低是造成产量损失的主要原因。此外，温升对经济的影响可能存在明显的季节效应，比如：从城市尺度看，1℃温升在温暖季节可能引起经济增长下降 0.7%，而在寒冷季节这一影响将会降至 0.36%^[25]，但这一影响仍然高于美国^[26]。

以上几篇文献从行业的角度分析了全球变暖对我国经济的影响，对于制定行业相关气候政策、措施有一定的指导意义。然而，制定气候政策需要“上下一条线，全局一盘棋”，农业和制造业目前在我国国民经济中的比重正逐年下降，对经济增长的贡献也随之降低，因此，不能忽略其他行业，须从更宏观的角度出发，分析全球变暖对我国整体经济的影响，才能全面地了解全球变暖为我国经济所带来的效应，制定有效的气候政策、在国际合作中选择合适的立场，才能把未来可能的风险限制在可防可控的范围内。此外，气候对经济的影响可能存在非线性^[20]，这意味着不同时期温升对中国经济的影响可能存在差异。显然，这些方面的研究还有待深入开展。

研究全球变暖的影响，不可避免地要讨论不同系统对气候敏感性的变化。气候敏感性变化的主要原因可分为内因和外因两种。内因的存在主要是在更长的时期内，人们对于气候常态“信念”的改变，从而调整自身对气候变化的响应^[27]。例如，Hsiang 等^[28]的研究表明，当一个国家遭受的强热带气旋越多时，社会的边际损失更小，在一定程度上说明人类自身对气候敏感性调节的作用。相对地，外因则是由于技术、资源等外部条件的改变，从而影响了人类社会对气候变化的敏感性。例如，空调的普及能在很大程度上降低因高温所带来的死亡风险^[29]。

人们普遍认为，贫穷的国家因为资源所限而更容易受到全球变暖的影响，因为应对全球变暖是一项花费不小的“投资”。另外，即便现有技术能在一定程度上帮助人们应对全球变暖，但能否享用相应的技术则在很大程度上取决于人们手中拥有的资源^[28]。在以往分析气候敏感性差异的研究中，常用的方法是把样本按一定的人为规则划分为不同的子样本，然后再分别对子样本进行模型估计，比较分析气候因子的系数是否存在明显差异。如 Dell 等^[19]在其研究中，按照某一年的样本中值，把全球所有国家分为了贫穷和富裕、冷和热、农业和非农业三个亚组，再分别进行回归分析。这种划分方法可以确保不同数据子集中样本数量的相等。但当样本分布呈现明显的偏态时，这种划

分办法则可能使得不同子集间的模型估计系数差异变小, 出现误导结果。其次, 利用某一年的样本中值作为样本划分的标准, 并且样本划分过程独立于模型回归过程之外, 这种静态且独立的划分方法实际上忽略了不同国家间社会经济结构随时间演变这一重要事实。最后, 这种办法也没有给出气候敏感性差异的相应统计检验信息, 因为无法获知差异背后的真实性以及显著性。

针对以上所列文献, 以及相关研究的局限, 本文在前人的研究上对全球变暖对中国的经济影响进行了再估计, 同时通过引入门槛模型, 研究经济发展水平的变化能否产生我国区域的气候敏感性差异。

三、实证分析框架及模型构造

(一) 实证分析框架

为研究全球变暖对某个地区宏观经济的影响, 首先考虑一个简单的经济体, 采用基本形式的 Cobb-Douglas 生产函数:

$$Y(T) = A(T) L(T) K(T)^\beta \quad (1)$$

其中 Y 表示总产出, A 表示技术 (或全要素生产率), L 表示人口, K 表示资本, T 表示气象因子。为方便分析, 把 (1) 两边除以人口 L , 得到人均形式的生产函数:

$$y(T) = A(T) K(T)^\beta \quad (2)$$

如方程 (2) 所示, 气候因素对人均产出的影响可以通过影响技术 A 和资本 K 两个渠道发挥作用^{[14][24]}。但由于 $A(T)$ 和 $K(T)$ 的具体形式未知, 这说明技术和资本因素在气候-经济影响关系中的角色仍有待研究。

假定技术 A 与资本 K 的增长率有如下形式:

$$\frac{d \ln X}{dt} = \frac{\nabla X}{X} = g_X + \gamma_X T \quad (3)$$

对方程 (2) 的两边取自然对数的形式, 并对时间求导, 可以获得各要素的增长率方程, 如方程 (3) 所示。在方程 (3) 中, g_X 表示与要素 X 相关的特定增长率, X 在本研究中为人均 GDP (不变价计) 和三大产业的年度增加值; 而 $\gamma_X T$ 则表示与气象要素 T 相联系的增长率部分。最后, 得到动态增长方程的一般形式:

$$g_{it} = g_i + \gamma T_{it} \quad (4)$$

在上述方程 (4) 中, g_{it} 可以表示某地某年的人均生产或某个产业的增长率; g_i 表示与该地区相联系的特定增长率; γT_{it} 则表示某年某地气象因子对增长率的贡献部分。

(二) 固定效应模型

为了分析全球变暖对总体经济增长的影响, 本研究对方程 (4) 采取基于固定效益模型的形式, 并参考 Dell 等^[19]的线性模型进行了相应的拓展。对此, 本研究把基本方程 (4) 进行了拓展, 如下方程 (5) 所示:

$$g_{it} = \alpha T_{it} + \beta P_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

在上述方程 (5) 中, g_{it} 表示某地区的人均收入或产业增加值的增长率; T_{it} 表示年平均气温, P_{it} 表示年雨量; μ_i 为个体固定效应; ν_t 为时间固定效应; ϵ_{it} 为满足期望为零的误差项。

(三) 门槛模型

在固定效应模型中, 个体之间的异质性被储存到个体独有的截距中, 但这无法获知模型中自变量与因变量是否存在非线性关系。如前所述, 以往在分析不同群体对气候变化的敏感性差异时均采用主观划分样本的办法, 但这样的划分标准是否有效合适却不会得到相应的统计学检验。为此, 本

文基于 Hansen 的面板门槛模型^[31]，基于方程（5），将门槛模型设定为：

$$y_{it} = \mu_i + \alpha_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \alpha_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + \beta C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中 i 表示地区； t 表示年份； x_{it} 为与门槛变量 q_{it} 有交互作用的自变量，而 γ 为需要估计的门槛值； C_{it} 为与门槛变量没有交互作用的气候因子； y_{it} 为相应的模型因变量； μ_i 为个体固定效应； $I(\cdot)$ 为示性函数； ε_{it} 为随机扰动项。

在完成门槛模型的参数估计后，需要进行门槛效应显著性检验和门槛值的真实性检验。显著性检验基于 F 统计量检验模型（6）中 α_1 和 α_2 是否存在显著差异。由于 F 的渐进分布是非标准的，一般取决于样本的距，因此临界值无法列出，但可以借助自助抽样法（Bootstrap）达到“一阶渐进分布”，使得构造的 P 值是渐进有效的^[32]。在进行门槛值的真实性检验时，Hansen 提出使用极大似然比率（Likelihood Ratio, LR）作为门槛估计值真实性的检验标准。一般取 5% 显著性水平下的 LR 值，即 7.35 为标准，当门槛估计值的 LR 值大于 7.35 时，则拒绝门槛估计值等于真实值的原假设。

四、数据与统计性描述

（一）数据来源及预处理

本文中的历史气候数据来源于美国国家海洋和气候管理局（National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA）所主管的气候数据在线（Climate Data Online, CDO）网站。CDO 主要提供全球各个国家的国际气象交换站的历史天气和气候数据。在我国，国家气象交换站由国家基准气象站组成。根据全球气候观测系统的要求，国家基准气候站的气象数据具有长期稳定和连续性好两大基本特点。CDO 网站上所提供的数据包括经过质量控制的日度、月度、季度和年度的温度、降水、风等多种气象要素的观测值，同时还提供了雷达、海洋和 30 年气候平均值等数据。

CDO 网站上共提供中国境内 226 个国际气象交换站的历史天气和气候数据。从数据的完整性和时效性看，日度数据最为完整，提供各站建站伊始至今的每日历史天气数据。筛选掉数据连续缺测值较多的站点，本文最后选取了 30 个省市自治区共 177 个站点 1961—2018 共 58 年的历史天气数据，并把这些站点的日数据进行计算和转换，最后得出各省年平均气温、年平均总降水量等研究所需的省级年度气象数据。

本文中的社会经济数据来源于国家统计局编撰的《统计年鉴》、国家统计局网站和世界银行公开数据库，包含各省 GDP、人口、三大产业增加值和 GDP 平减指数，时间范围同为 1961—2018 年。由于原始数据中未提供人均 GDP 数据，因此需要通过各省 GDP 和当年的人口数量进行换算。在数据集中，由于 1988 年前，大部分省份的人口数据不全，为获得各省每年的人口总数，并尽量减少数据误差，在计算时首先对各个省市占全国总人口比例对时间进行了回归拟合，并以回归模型的拟合值对缺测值进行了补充。进而按照新的各省人口占比计算出每年每省的人口总数，再求出当年的各省的人均 GDP。最后，利用世界银行公开数据库提供的我国历年 GDP 平减指数求出各省年度真实 GDP 和真实人均 GDP。

（二）统计性描述

据统计，1961—2018 年间全国年平均气温为 12.56℃，其中最低为 1969 年 11.56℃，最高为 2017 年 13.71℃。从全国的年平均温度时间趋势看（如图 1 所示），过去近 60 年以来，全国的年平均气温有明显的增加趋势。从时间序列的拟合趋势来看，我国年平均气温以 0.03℃ 每年的速度上升；从全国范围来看，大概已经上升了 1.61℃，这显然高于全球 1℃ 的平均升温水平。

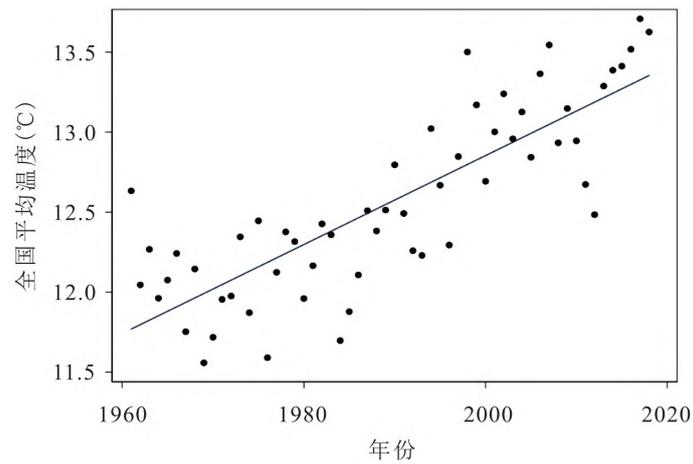


图1 1961—2018年全国年平均气温时间趋势

图2、图3分别为2018年各省年平均温度和年降雨量与2018年各省真实GDP的关系分布图。

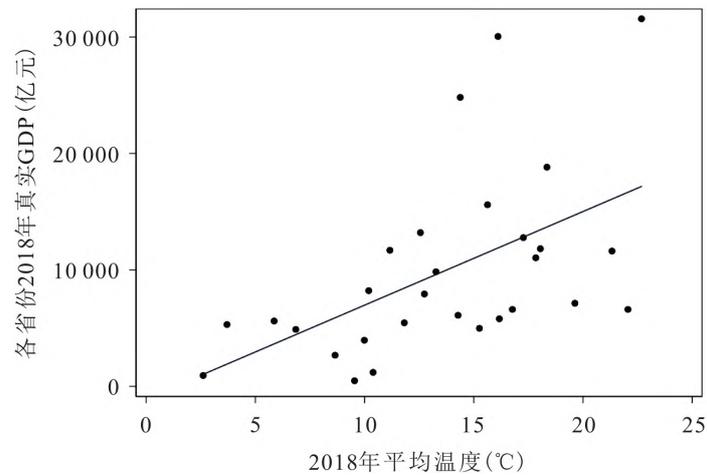


图2 2018年各省年平均温度与当年真实GDP关系分布图

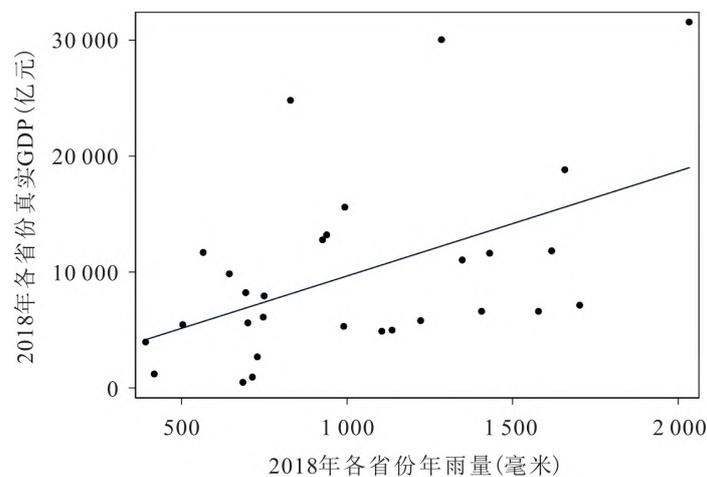


图3 2018年各省年降雨量与真实GDP关系分布图

从图 2 和图 3 可以看出,各地的温度和降水量与当地的经济水平有较明显的相关关系,即年平均气温相对较高、年降雨量相对较多的地区,经济的发展水平也更好。这种经济与气候之间的关系明显有别于全球整体情况,因为就全球来说,热带地区集中了大量发展中国家,而发达国家则更多地集中于温带地区。这也侧面说明了全球变暖的影响存在明显的区域性特征,特别是对于幅员辽阔、结构复杂的大国来说,更精细的区域性研究显得尤为必要。

五、实证结果及分析

(一) 全球变暖对我国区域经济的影响

尽管本文假设了气候因素与经济增长之间存在着经验的固定效应形式的模型关系,但考虑到两者间存在着其他函数关系的可能,因此在本文中同时进行了混合回归模型、随机效应模型和单、双向固定效应模型的估算,并比较了各个模型相应的估计值和统计量,结果如表 1 所示。

表 1 以人均 GDP 增长率为因变量的各模型回归结果

增长率 (%)	混合回归模型	随机效应模型	个体固定效应模型	双向固定效应模型
温度 (°C)	0.22*** (0.05)	0.22*** (0.08)	2.06*** (0.36)	-0.76 (0.52)
年雨量 (100 mm)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.004** (0.002)
Constant	6.98*** (0.38)	6.98*** (0.65)	-14.64*** (4.64)	5.68 (6.72)
R^2	0.005	0.005	0.003	0.155
组内 R^2	—	0.012	0.022	0.336

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著,括号内为标准差。以下表 2-5 相同。

从表 1 可以看出,四个模型的系数和常数项大部分是显著的,但同时考虑了时间和个体固定效应的回归模型中温度项系数和常数项并没有通过显著性检验。剩下的混合回归、随机效应和个体固定效应模型的估计值不仅高度显著,并且系数的符号一致。总体而言,过去近 60 年间,温度增加对我国经济增长率的贡献为正,而年总降水增加的影响为负,但相较于温度的影响却要小得多。在个体固定效应模型中,温度每增加 1°C,能引起真实人均 GDP 增长率约 2.06% 的增幅;而年总降水量每增加 100 毫米,则会导致真实人均 GDP 增长率下降约 0.003%。

在上述四个模型的选择上,可以通过拟合优度和因变量系数的显著性进行综合对比。就混合回归模型,可直接采用 R^2 来衡量,而随机效应和固定效应模型则一般使用“组内 R^2 ”进行衡量。经过比对,尽管双向固定效应模型的组内 R^2 最大,但模型中温度的系数并不显著,故此先将其排除。另外,混合回归和随机效应的 R^2 相等,但个体固定效应的组内 R^2 要比随机效应的组内 R^2 更大,因此,个体固定效应在四个模型中更优。进一步地,对个体固定效应模型进行 Hausman 检验,检验的原假设为:系数的差异是非系统性的,即随机效应为正确模型。利用 STATA 程序,采用 1 000 次样本自抽样 (Bootstrap),检验结果显示 P 值为 0.000,因此可以拒绝原假设,证明了应使用固定效应模型。

为了分析全球变暖对中国的影响和对全球影响之间的差异,本研究与 Dell 等^[19]的结果进行了对比。在 Dell 等^[19]的模型中,所使用的数据时间跨度为 1950—2005 年。为了使两者间能最大程度上具有可比性,再次利用我国 1961—2005 年的数据进行了个体固定效应模型的拟合,结果如表 2 所示。结果表明,1961—2005 年间,温度对经济增长的影响仍然是显著的,但降水的影响却不甚

显著。通过纵向对比发现, 温度与降水对中国的影响变化不大, 但横向对比表明, 温度对中国经济的影响要大于对全球的影响, 而降水对中国经济的影响却要明显小于全球。在接近的时间段内, 年平均温度 1°C 的上升对中国经济增长率贡献约 2.78% 的增长量, 而对全球经济增长率的贡献仅为 0.56% ; 当年雨量增加 100 毫米时, 对中国经济增长率的贡献为 -0.0001% , 而对世界的贡献为 -0.11% 。

表 2 世界与中国的固定效应模型拟合结果对比

增长率 (%)	温度 ($^{\circ}\text{C}$)	年雨量 (100 mm)	组内 R^2
世界 (1950—2005)	0.56* (0.32)	-0.11** (0.05)	0.010
中国 (1961—2005)	2.78*** (0.53)	-0.0001 (0.002)	0.022
中国 (1961—2018)	2.06*** (0.36)	-0.003 (0.001)	0.022

中国经济对不同气候要素的响应模式明显异于世界整体水平, 这种差异的背后很可能包含着影响的差异和敏感性的差异双重原因, 特别是我国对降水的低敏感性很可能得益于过去我国在水利工程上的建设和灌溉技术上的推广。事实上, 新中国成立 70 年以来, 我国各类水库从新中国成立前的 1200 座增加到近 10 万座, 总库容从 200 多亿立方米增加到近 900 亿立方米, 5 级以上江河堤防是新中国成立之初的 7 倍多, 水利工程规模和数量均跃居世界前列。另外, 我国在防洪能力和供水保障两个方面也已处于较安全水平, 其中水旱灾害防御能力达到国际中等水平, 在发展中国家中排名靠前。相比降水的影响, 温度的情况更值得关注。尽管在总体样本和子样本中, 温度的影响都是正的, 但这种正面影响却有减小趋势: 1961—2005 年间, 1°C 增温对中国经济增长率的贡献为 2.78% , 但当样本扩大到 1961—2018 年时, 贡献率却下降到 2.06% 。已有研究表明, 全球变暖的影响大多是深度非线性的, 即存在一个临界点, 使得气候因素的影响由正转负。在 Burke 等^[20]的研究中, 全球经济增长的最优温度在 13°C 附近, 但考虑到我国经济对全球的敏感性与世界整体情形有别, 因此, 估计我国可能存在的影响临界点具有重要意义, 值得继续研究。

(二) 稳健性检验

为了考察模型估计是否稳健, 一般采用的办法是通过改变模型的规范来考察核心变量系数的回归估计值和显著性变动情况^[33]。另外在 Dell 等^[19]的研究中, 作者也通过改变样本数据进行了模型稳健性的检验。综合考虑以上两种方法, 本文先改变模型范式, 即分别以温度和年降雨量为模型单一自变量进行个体固定效应回归; 其次, 按样本中各省份过去近 60 年平均温度的中位数划分冷热省份、按 2018 年省 GDP 总量的中位数划分穷富省份, 以及按 1990 年划分为前后期等三个数据集, 再进行模型回归, 结果如表 3 所示。

表 3 模型稳健性检验

解释变量	基准模型	只含温度	只含年雨量	较冷省份	较热省份	落后省份	发达省份	1990 年前	1990 年后
温度 ($^{\circ}\text{C}$)	2.06*** (0.36)	2.01*** (0.36)	—	1.72*** (0.39)	2.80*** (0.71)	1.77*** (0.39)	2.35*** (0.62)	1.40* (0.81)	-2.50*** (0.59)
年雨量 (100 mm)	-0.003** (0.014)	—	-0.03** (0.015)	-0.005* (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.004 (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.006*** (0.002)
观测个数	1 653	1 653	1 653	855	798	855	798	841	783
F 值	18.83	31.01	4.07	11.09	8.76	11.52	8.21	1.81	16.94
Prob>F	0.000	0.000	0.044	0.000	0.000	0.000	0.000	0.164	0.000

从表 3 可以看出，各个关键解释变量的显著性或符号在绝大多数情况下都未发生明显变化，因此，本文的回归结果是稳健可靠的。另外，在不同模型的对比上（如表 1 所示），关键变量的显著性和符号在混合回归模型、随机效应模型中也未发生显著变化，这在一定程度上说明了关键解释变量与因变量之间的关系也是稳健的。

另外，本文发现，当固定效应模型中加入时间固定效应时，温度系数的符号发生了变化。事实上，在固定效应模型中加入时间固定效应，即是把经济增长的年际波动储存到了时间固定效应中去，这种模型设定可能忽略了气候条件波动带来经济增长波动的情况。

特别值得注意的是，当我们用 1990 年把数据集分为前后两个子集时，温度对经济增长的影响由 1.40 转变为 -2.50，不仅符号发生变化，估计的绝对值也增大了。这说明全球变暖对我国经济的影响很可能已在 1990 年前由正转负，且随着平均温度的继续升高，负面影响在进一步加大。另外，这个结果也解释了表 2 中为什么当我们的回归模型的数据集由 1961—2005 拓展到 1961—2018 时，温度的系数从 2.78 下降到了 2.06 这一经验事实。本研究中所呈现的全球变暖对经济影响的时空非线性仅是初步结果，因此，继续深入研究刻画这种复杂的时空非线性也是作者当前的工作之一。

（三）区域气候敏感性差异分析

相比于自然界，人类因为拥有资源和技术，当然更有能力去应对全球变暖，不过应对的成本也许超出我们想象^{[34][35]}。作为一项用来对冲未来潜在风险的投入，经济的发展水平很可能决定了不同地区对气候敏感性的差异。基于此，本文选取了年份、真实人均 GDP 和真实 GDP 水平为门槛变量，考察可能造成敏感性差异的不同经济因素。门槛模型的分析结果如表 3 和表 4 所示，其中表 4 以温度为交互项，表 5 以年雨量为交互项。

表 4 以温度为交互项、不同经济因素为门槛变量的门槛模型估计

门槛变量	年份	真实人均 GDP (元)	真实 GDP 水平 (亿元)
门槛值	1976	323.06	121.03
P 值	0.000	0.000	0.000
年雨量 (100 mm)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
温度 (°C)	-0.06 (0.40)	0.34 (0.40)	0.01 (0.40)
($q_{it} \leq \gamma$)			
温度 (°C)	0.44 (0.38)	0.77 (0.38)	0.45 (0.38)
($q_{it} > \gamma$)			
Constant	7.92 (4.89)	3.53 (4.93)	8.19 (5.03)
组内 R^2	0.093	0.071	0.081
LR 检验	✓	✓	✓

从表 3 可以看出，年份、人均 GDP 和 GDP 总量三个门槛变量的门槛值均通过了显著性和真实性检验。以年份为门槛变量，主要考虑了社会经济的变化是高维度的。随着时间的推移，除了经济本身不断地发生变化外，其他未知的社会因素也可能同步地发生变动，而产生了适应性的结果。表 3 的结果表明，尽管模型的系数并不显著，但在 1976 年前后，温度对经济增长的影响不仅大小不一，而且影响方向相反。这种结果和之前的所有其他模型中，温度的影响都是正的估计值不同，这种情况的出现也许是由于 19 世纪 70 至 80 年代期间，我国多个地区气候条件由降温趋势转变为升温趋势的气候关系^[36]。

表 5 以年雨量为交互项、不同经济因素为门槛变量的门槛模型估计

门槛变量	年份	真实人均 GDP (元)	真实 GDP 水平 (亿元)
门槛值	1976	323.06	121.03
P 值	0.000	0.000	0.000
温度 (°C)	0.61 (0.38)	0.90** (0.38)	0.65* (0.39)
年雨量 (100 mm) ($q_{it} \leq \gamma$)	-0.009*** (0.002)	-0.008*** (0.38)	-0.008*** (0.002)
年雨量 (100 mm) ($q_{it} > \gamma$)	-0.002** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.002** (0.001)
Constant	4.40 (4.87)	0.77 (4.91)	4.16 (4.98)
组内 R^2	0.081	0.061	0.069
LR 检验	✓	✓	✓

人均收入水平的升高也有明显的门槛效应。人均 GDP 的门槛值为 323.06 元, 当人均 GDP 超过门槛值时, 温度上升 1°C 对经济增长率的贡献为 0.77%; 当人均 GDP 低于该门槛值时, 温度上升 1°C 对经济增长率的影响为增加 0.34%, 相比之下略小。值得注意的是, 自 20 世纪 60 年代起, 我国各省市由于经济基础和发展速度的不同, 已经先后陆续达到该门槛值。其中最早的有北京、广州、天津和重庆四个省市, 均在 1961 年人均 GDP 已经达到该水平; 最晚达到该水平的为四川和贵州两省, 为 1987 年。这个结果与其他研究全球变暖对经济的影响有明显不同, 因为其他的结果多表明全球变暖对于收入水平低的地区影响更大, 而对收入高的地区影响相对较小。但中国的经验似乎意味着相反的结论: 全球变暖对经济产生的影响可能随着经济发展而变得更大。值得一提的是, 这里的结论与全球层面的结论并不矛盾, 正好验证了著名的经济学通识, 即任何有利的影响往往对富有的地区或人群更有利, 而任何不利的的影响则往往对贫困的地区和人群更不利。通过进一步分析人均 GDP 门槛值的 LR 曲线时发现 (如图 4 所示), 该门槛并没有明显的双门槛效应, 即尽管很早就显示出气候敏感性的差异, 但这种差异并不会因为经济水平的继续发展而又有变化。另外, 以真实 GDP 为门槛变量的门槛模型估计结果也是类似的, 当经济发展到一定水平, 温度对经济增长的影响不降反升。因此, 当全球变暖趋势持续, 温度越过某个未知的临界点时, 即有可能温度对经济的影响变成消极的时候, 贫困地区遭受的影响很可能大于富裕地区, 即与全球层面的发现一致。

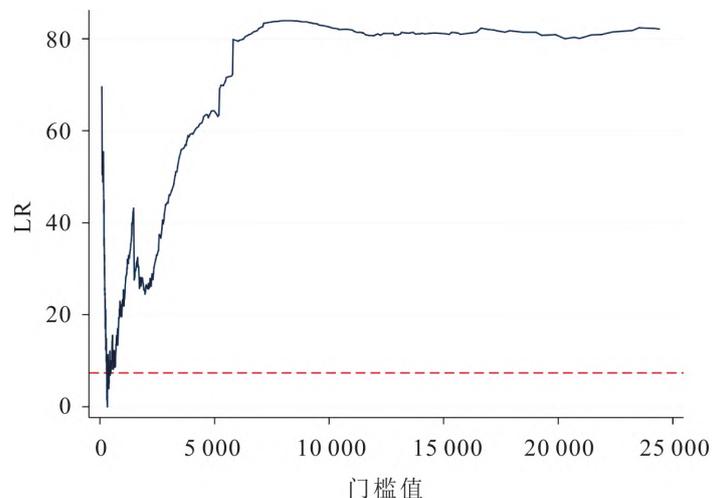


图 4 以温度为交互项, 人均 GDP 门槛估计值的 LR 检验结果

以降水为交互项的门槛模型各门槛变量的门槛值与温度的相等，但降水对经济的影响是负面的，并且对人均收入水平、和经济发展水平较落后的地区影响更大些。减缓降水对社会经济带来的负面影响，很大程度上得益于灌溉技术的推广和水利设施的建设。在世界范围内，近一半的河流都建有大坝，这些大坝通过增加灌溉和水力发电，可以促进发展和减少贫困^[37]。水利现代化建设作为国家现代化的基础，特别是大型水利工程，需要大量的资金投入，因此与地区的经济总量更为相关。真实 GDP 的门槛值为 121.03 亿元，在 19 世纪 70 年代末到 80 年代中段这段时间，我国大部分省市先后跨过了该门槛值，总体而言，相比人均 GDP 跨过其门槛值要晚一些，说明应对全球变暖在大型工程的建设上，经济总量是一个更重要的因素。

（四）不同产业的经济影响异质性分析

为了分析全球变暖分别对我国三大主要产业增加值增长率的影响，利用 2000—2018 年相应的经济数据再次做了个体固定效应模型的拟合，结果如表 6 所示。结果表明，温度和年雨量对于三大产业增加值的增长率和该时期的人均 GDP 增长率的影响都是高度显著的，但与表 1 的结果相比，也证实了全球变暖对我国经济的影响已进入负影响区间；与表 3 中 1990 年后的影响对比看，这种负面影响似乎在进一步加大，这无疑也增加了我们对气候变化所造成的全球影响的担忧。

表 6 温度和年雨量对我国三大产业增加值增长率的影响

增长率 (%)	第一产业	第二产业	第三产业	真实人均 GDP
温度 (°C)	-3.85*** (0.63)	-5.41*** (0.79)	-2.31*** (0.47)	-3.05*** (0.44)
年雨量 (100 mm)	-0.005*** (0.001)	-0.015 (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
Constant	62.27*** (8.32)	95.36*** (10.47)	46.70*** (6.15)	57.49*** (5.86)
组内 R ²	0.098	0.196	0.076	0.170
Hausman 检验	0.000	0.000	0.004	0.000

另外，通过对比发现，温度对第二产业的影响最大，对第一产业的影响次之，而对第三产业的影响最小；年雨量也表现了相似的情形。这也支持了已有研究结论，即工业受温升的影响最为显著，且主要体现在劳动效率和资本影响两大方面（Zhang 等^[24]）。从模型的拟合优度的情况来看，温度和降水对第二产业增长率下降的原因解释性更好，在一定程度上说明了全球变暖对第二产业的影响会比其他两个产业更加明显、直接。对于第二产业而言，温度升高 1°C，增长率将会下降约 5.41%。相对于温度而言，年雨量的影响则要“温和”得多：当年雨量增加 100 毫米时，第二产业产出的增长率将下降 0.015%，尽管这种影响程度不到温度影响程度的 1%，但也从中国尺度证实了已有研究发现，即降雨量变化会对制造业等第二产业产生显著的负影响（Kotz 等^[40]）。

六、结论及政策建议

本文利用中国省际层面的历史气候和宏观经济数据，为全球变暖对中国经济的影响提供区域和行业层面的估计和证据，研究发现温度和降水对中国经济的影响与其对全球经济的影响存在明显差异。其中，1°C 的升温将会引起中国真实人均 GDP 增长率 2.78% 的增幅，而对世界而言，这种温度的影响仅为 0.56%；相反，年雨量对中国经济的影响较小，且要明显小于世界总体水平，估计结果显示，年雨量增加 100 毫米，仅导致中国人均 GDP 增长率下降 0.0001%，而全球尺度的降幅为 0.11%。

针对不同数据集做经验估计时,经济对气候因素特别是温度的敏感性呈现显著的非线性变化特征。在1961—2005年间,1℃增温的人均GDP增长率的贡献为2.78%,但当时段扩充到1961—2018年时,1℃增温对人均GDP增长率的影响下降到2.06%,特别地,当时间段选在1990—2018年时,温度对人均GDP增长率的影响已变成-2.50%,这一结论也在Duan等^[21]的研究中得到佐证。这背后不仅意味着全球变暖的影响在时间上是深度非线性的,同时意味着全球变暖对我国经济影响的临界点可能在20世纪90年代已经过去。另外,我国过去近60年的年平均温度为12.56℃,90年代的年平均气温与之接近,但根据Burke等^[20]的计算,全球“最优温度”在13℃附近。很明显,中国的“最优温度”要小于13℃,因此,若全球继续变暖,对我国经济发展造成不利影响的可能性在增大。这为中国更好地参与全球气候治理提供了两个启示:首先,气候变化对经济的影响并不是线性推演的,未来在应对气候挑战时要充分重视影响由正转负的非线性特点,尤其关注气候临界点的存在,避免遭受不可逆的灾难性损失;其次,全球变暖作为一头不断靠近的“灰犀牛”,需要世界各国携手共同应对。全球变暖对我国的经济影响明显,因此我国在国际气候治理上除承担自身的责任外,也应该发挥更好的桥梁作用,加强国际间交流与合作,促进各国共同承担历史责任。特别是,在气候谈判中要以非线性的气候影响证据来提醒参与意愿不强的国家,比如美国,尽管当前气候变化对其经济的影响较小,但从历史情况和已有研究来看,其正在接近影响由正转负的拐点,未来其遭受的经济负影响将显著增加^{[39][40]},据此强化中美共同参与全球气候治理的角色。

一个国家一年的GDP是三大产业增加值最终加总的结果,因此可以粗略地认为全球变暖对三大产业的影响是全球变暖对一个国家经济影响的不同途径。从对GDP的贡献看(按2019年价格计算),第一产业占比7.11%,第二产业占比38.97%,第三产业占比53.92%。尽管全球变暖对第三产业的影响最小,但是1℃的升温仍可能导致第三产业增加值增长率下降2.31%。以往在微观层面研究全球变暖的影响时,主要集中在农业、制造业、电力等第一和第二产业的部门,而对第三产业的影响研究普遍欠缺,这也导致我们对全球变暖对第三产业的影响机制知之甚少。但随着全球变暖加剧,以及经济结构调整引起的第三产业占比持续攀升,可以预期未来气候变化对第三产业的影响也将变得更为显著。因此,我们一方面应加大全球变暖对第三产业的影响研究,深化影响机制的探索,为政策层面的积极应对提供科学支撑;另一方面,要强化三产各主要行业相关的气候适应措施,以减少全球变暖带来的可能的经济损害,特别是在全球共同减排效果并不显著的大背景下。此外,激励人工智能技术的发展以实现劳动力的大规模替代可以提高整个产业的气候韧性,继而一定程度上降低气候变暖可能引起的经济损失。

参考文献

- [1] Allen, M., O. P. Dube, W. Solecki, et al. Global warming of 1.5°C. An IPCC special report on the impacts of global warming of 1.5°C above pre-industrial levels and related global greenhouse gas emission pathways, in the context of strengthening the global response to the threat of climate change, sustainable development, and efforts to eradicate poverty[J]. *Sustainable Development, and Efforts to Eradicate Poverty*, 2018.
- [2] 苏勃,高学杰,效存德. IPCC《全球1.5℃增暖特别报告》冰冻圈变化及其影响解读[J]. *气候变化研究进展*, 2019(4).
- [3] Thuiller, W., S. Lavorel, M. B. Araújo, et al. Climate change threats to plant diversity in Europe[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2005(23).
- [4] Carleton, T. A., S. M. Hsiang. Social and economic impacts of climate[J]. *Science*, 2016(6304).
- [5] Li, Q., W. Dong, P. Jones. Continental scale surface air temperature variations: Experience derived from the Chinese region[J]. *Earth-Science Reviews*, 2020, 200.

- [6] Duan, H. ,G. Zhang, S. Wang, et al. Robust climate change research: A review on multi-model analysis[J]. *Environmental Research Letters*, 2019(3).
- [7] Kotchen, M. J. Which social cost of carbon? A theoretical perspective[J]. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 2018(3).
- [8] Allcott, H. ,S. Mullainathan, D. Taubinsky. Energy policy with externalities and internalities[J]. *Journal of Public Economics*, 2014, 112.
- [9] 段宏波, 杨建龙. 政策协同对实现中国国家自主贡献目标的影响评估[J]. *环境经济研究*, 2018(2).
- [10] Nordhaus, W. D. Revisiting the social cost of carbon[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2017(7).
- [11] Bretschger, L. , A. Pattakou. As bad as it gets: How climate damage functions affect growth and the social cost of carbon[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2019(1).
- [12] Tol, R. S. J. On the uncertainty about the total economic impact of climate change[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2012(1).
- [13] Ricke, K. ,L. Drouet, L. Caldeira, et al. Country-level social cost of carbon[J]. *Nature Climate Change*, 2018(10).
- [14] Hsiang, S. Climate econometrics[J]. *Annual Review of Resource Economics*, 2016, 8.
- [15] Schlenker, W. , D. B. Lobell. Robust negative impacts of climate change on African agriculture[J]. *Environmental Research Letters*, 2010(1).
- [16] Burke, M. ,K. Emerick. Adaptation to climate change: Evidence from US agriculture[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2016(3).
- [17] Auffhammer, M. , A. Aroonruengsawat. Simulating the impacts of climate change, prices and population on California's residential electricity consumption[J]. *Climatic change*, 2011(1).
- [18] Tol, R. S. J. The social cost of carbon[J]. *Annual Review of Resource Economics*, 2011(1).
- [19] Dell, M. , B. F. Jones, B. A. Olken. Temperature shocks and economic growth: Evidence from the last half century[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2012(3).
- [20] Burke, M. ,S. M. Hsiang, E. Miguel. Global non-linear effect of temperature on economic production[J]. *Nature*, 2015(7577).
- [21] Duan, H. ,D. Y. Yuan, Z. Cai, et al. Valuing China's economic impacts of climate change[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2022, 74.
- [22] 魏柱灯, 方修琦, 苏筠, 等. 过去 2000 年气候变化对中国经济与社会发展影响研究综述[J]. *地球科学进展*, 2014(3).
- [23] 陈帅, 徐晋涛, 张海鹏. 气候变化对中国粮食生产的影响——基于县级面板数据的实证分析[J]. *中国农村经济*, 2016(5).
- [24] Zhang, P. ,O. Deschenes, K. Meng, 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.
- [25] Yuan, X. ,Z. Yang, Y. Wei, et al. The economic impacts of global warming on Chinese cities[J]. *Climate Change Economics*, 2020(2).
- [26] Colacito, R. ,B. Hoffmann, T. Phan. Temperatures and growth: A panel analysis of the United States[Z]. IDB Working Paper Series, IDB-WP-676, 2016.
- [27] Deryugina, T. How do people update? The effects of local weather fluctuations on beliefs about global warming[J]. *Climatic change*, 2013(2).
- [28] Hsiang, S. M. ,D. Narita. Adaptation to cyclone risk: Evidence from the global cross-section[J]. *Climate*

Change Economics, 2012(2).

- [29] Barreca, A. , K. Clay, O. Deschenes, et al. Adapting to climate change; The remarkable decline in the US temperature-mortality relationship over the twentieth century[J]. *Journal of Political Economy*, 2016(1).
- [30] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2010.
- [31] Hansen, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels; Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999(2).
- [32] Hansen, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1996(2).
- [33] Lu, X. , H. White. Robustness checks and robustness tests in applied economics[J]. *Journal of Econometrics*, 2014, 178.
- [34] Davis, L. W. , P. J. Gertler. Contribution of air conditioning adoption to future energy use under global warming[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2015(19).
- [35] Schlenker, W. , M. J. Roberts, D. B. Lobell. US maize adaptability[J]. *Nature Climate Change*, 2013(8).
- [36] 马柱国, 任小波. 1951—2005 年中国区域气候变化与干旱化趋势[J]. *气候变化研究进展*, 2007(4).
- [37] Duflo, E. , R. Pande. Dams[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007(2).
- [38] Mendelsohn, R. , J. E. Neumann. *The Impact of Climate Change on the United States Economy*[M]. Cambridge: The Cambridge University Press, 1999.
- [39] Hsiang, S. , R. Kopp, A. Jina, et al. Estimating economic damage from climate change in the United States [J]. *Science*, 2017, 356.
- [40] Kotz, M. , A. Levermann, L. Wenz. The effect of rainfall changes on economic production[J]. *Nature*, 2022, 601.

Economic Impacts of Global Warming on China: Regional and Industrial Perspectives

LI Wen-ting, DUAN Hong-bo

Abstract: In the analysis of global warming's impact on macro economy, most current studies started from the perspective of the world as a whole without adequate explanation of the situation of China. As regard to the sensitivity of the effects of global warming, most of previous studies separated the whole sample based on subjective standards. Since this segment strategy failed to analyze the statistical difference and significance of model estimation of different subsamples, the information it offered is quite inadequate. Therefore, this study first constructs a relation framework of global warming and China's economy based on provincial panel data from 1961 to 2018, then uses the threshold model to quantitatively analyze the significance and authenticity of the differences in climate-economic responses. The results show that: 1) China suffers more from global warming than the world; 2) There is significant space and time nonlinearity via subsample re-estimating, and it is likely that the tipping point of warming effect has passed; 3) The level of economic development is an important factor responsible for the difference in climate-economic responses. The study will offer reference in making differentiated strategy to combat global warming at regional levels.

Key words: global warming; economic impacts; fixed-effects; threshold model; climate response strategies

(责任编辑 周振新)