# 气候治理与短期经济波动：气候变化奥肯定律

# 吴施美 安子栋 郑新业[[1]](#footnote-2)

摘要：碳中和与充分就业是我国实现高质量发展所面临的重要任务，对此需要科学评估减排所带来的就业成本。本文将气候变化与经济周期结合，通过将碳排放和就业纳入统一的分析框架，实证估计了气候变化奥肯定律。研究发现，气候变化奥肯定律是存在的：碳排放每减少1%，就业人数会相应下降0.10%。进一步地，本文还对气候变化奥肯定律背后的影响机理进行了分析，发现经济发展水平、产业结构、外贸发展水平、外商投资和能源结构等都是重要的影响因素。本文发现发展水平越高，减排代价越低，减排政策的制定需要从时段、地区和产业等多个维度进行综合考虑。本文结论对未来碳中和任务的安排和实现公正转型具有一定的价值。

关键词：奥肯定律 碳中和 经济波动 气候变化

一、引言

步入新时代，我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。高质量发展作为一项庞大的系统性工程，涉及到经济、政治、文化、社会和生态等多方面因素。高质量发展要求绿色发展成为发展的普遍形态，这给我国生态环境治理体系的构建提出了更高要求。习近平总书记在第七十五届联合国大会一般性辩论上明确提出“中国将提高国家自主贡献力度，采取更加有力的政策和措施，力争2030年前二氧化碳排放达到峰值，努力争取2060年前实现碳中和”（以下简称双碳目标）。这是中国首次向全球明确实现碳中和的时间点，也是迄今为止世界各国中作出的最大减少全球变暖预期的气候承诺。由于市场机制在解决碳排放这一负外部性行为时通常会存在失灵现象，因而需要政府适当干预进行补充，而我国也明确提到将“采取更加有力的政策措施”来应对这一目标。这类政策措施必然有助于双碳目标的实现，但考虑到我国国情，也势必会对我国宏观经济发展带来影响。

碳减排与经济发展的关系一直以来是决策者、学者和公众广泛关注的焦点。从以往研究来看，众多学者将重点放在研究碳减排与经济增长两者的关系之上，普遍认为两者存在显著的负相关关系（Azam，2016; Holtz-Eakin & Selden，1995），而对减排与宏观调控目标之一的充分就业两者关系的研究十分有限。在当前我国构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局下，疫情的全球蔓延使外需面临不确定性，“有效扩大内需”成为畅通内循环和推进需求侧改革的重要途径，而就业与消费是一体两面的关系。因此，在国内外风险挑战日益增多的背景下，实现稳定充分就业是民生之本，也是畅通国内循环和推进需求侧改革的重要保障。在双碳目标的背景下，气候变化政策与就业之间的关系将是本文重点关注的问题之一。

对于就业问题，区分长期与短期十分必要。在长期内，民众有足够的时间对外部冲击做出调整，而短期内（经济周期内）由于粘性工资和粘性价格的存在，外部冲击对就业的影响会更加明显（Fischer & Springborn，2011）。因而，理解经济周期内碳排放与宏观经济的关系，既有助于加深对碳排放作为经济活动而非仅仅是物理活动的认识，也有助于从更广维度的宏观经济政策视角考虑气候变化政策的制定与实施（Doda，2014）。现有文献大多基于环境库兹涅茨曲线等理论或协整方法等对碳排放与经济增长的关系进行研究，这类分析更注重对两者长期趋势性关系的讨论，并未对其短期关系或周期内关系进行深入刻画。长期分析虽然有助于对未来碳排放和就业形势进行预判，但无法准确估计减排政策对宏观经济带来的周期性影响，进而无法评估减排政策在当下的合理性。我国正处于碳减排的转型期，将碳排放问题纳入到宏观经济研究框架中，考察经济周期内碳减排与就业的短期关系更具有现实意义，而长期关系更多的是对平台期的讨论。Fischer & Springborn（2011）提到尽管碳排放目标的设立对宏观经济的影响存在不确定性，但这方面的直接研究还十分缺乏。基于此，本文实证估计了“气候变化奥肯定律”，以期更为系统地探究碳减排与就业的短期关系，并在此基础上对其影响机理进行了探讨。

评估碳中和背景下气候变化政策与就业的周期性关系，不仅能够帮助决策者制定更加科学合理的减排政策，也对稳定就业和宏观经济具有重要意义，有助于统筹推进我国社会经济的全面协调发展。本文的边际贡献主要体现在两个方面。首先，本文提出“气候变化奥肯定律”探讨经济周期内碳排放和就业两者的关系，这丰富了对两者关系研究的理论基础；而且通过区分周期性和趋势性关系进行讨论，也是对传统的长期分析研究的有益补充。其次，本文还分析了碳减排对就业的影响机理，试图识别出新时代我国实现绿色高质量发展的根本动力，以助推我国新发展理念的全面落实。

二、文献综述

关于气候变化与就业问题的研究，国内外学者主要就环境规制等政策对就业的影响展开了丰富的研究，学者们普遍认同环境规制会对就业产生影响，但并未就其影响方向达成一致。少部分文献还研究了碳减排政策对绿色就业的影响。

在微观层面，现有研究大多考察环境规制对企业经营绩效的影响，主要是从“遵循成本”和“创新补偿”两个角度进行分析。根据“遵循成本”假说，在环境规制约束下，一方面，企业需要为其负外部性行为付费，污染成本的内部化会拉升其生产成本（Morgenstern et al，2002）。另一方面，企业为应对环境规制会增加部分非生产性投入和隐性学习成本（盛丹和张国峰，2019）。这些额外的生产成本会直接使企业减少其劳动需求量。另外，这些成本的上升还会进一步传导至产品价格之上，进而带来产品需求的降低，这使得企业缩小生产规模，并进一步减少劳动力需求量（赵连阁等，2014）。不愿承担高额成本的中小企业则会采取降低生产规模的方式来减少排放，而生产规模的减小必然会造成就业岗位的流失（陈诗一等，2021）。可以发现，从“遵循成本”假说来看，环境规制会对就业带来负面影响。对于“创新补偿”，现有文献则主要是对“波特假说”进行验证，大多认为环境规制会带来就业创造效应（Fragkos & Paroussos，2018），即环境规制会刺激企业加大投入进行创新活动，提高企业生产力，从而抵消由环境保护带来的成本，提升企业在市场的盈利能力，进而对就业产生正面的影响。尽管多数研究认为基于“波特假说”，环境规制会刺激企业进行技术创新，但其不一定会创造新的就业岗位。陆旸（2012）研究发现技术水平的提升可能会出现资本替代劳动力的现象，使就业岗位减少，即所谓的要素替换效应。

除了从企业层面探讨环境规制对就业的影响外，也有部分学者从行业层面或宏观层面，考察气候变化政策对行业就业的影响，这主要是从气候变化政策会刺激新行业的产生而创造新的就业岗位或者挤出旧岗位的角度来进行分析（Bezdek et al，2008；Moreno & López，2008）。多数研究集中在探讨可再生能源发展对当地就业的影响（Lehr et al，2012； Ortega et al，2015；Wei et al，2010）。例如Perrier & Quirion（2018）使用CGE模型和投入产出方法分析了将投资转向三种不同类型低碳行业对就业产生的影响，并分别对两种方法的结果进行了比较。Zhao & Luo（2017）则从反向关系考察了就业人数对可再生能源发展的影响，发现随着收入增加，就业人数对可再生能源发展的影响会变小。

除此之外，碳税作为具体的碳减排手段，其对就业的影响也是研究的重点（Carraro et al， 1996；Chateau & Saint-Martin，2013；Metcalf & Stock，2020；Yamazaki，2017）。其逻辑是碳税等举措会通过调节税收体系来促进低碳经济发展模式的形成，并最终创造潜在的就业。例如陆旸 （2011）利用向量自回归模型估计了碳税对减排和增加就业的双重红利；Brown et al（2020）模拟了美国电力系统的碳税提高对就业产生的影响，结果发现碳税将增加美国的就业机会。

关于环境规制与就业的关系的研究，已有文献提供了丰富深刻的洞见。从上述内容来看，现有研究主要可以归纳为两个方面，一是从企业内部运营绩效的微观视角研究环境规制对企业劳动力需求的影响，二是针对国家或地区的具体减排举措或政策考察其对宏观就业的影响，而且普遍采用可计算一般均衡模型进行分析。从研究结论来看，目前研究并未就环境规制及减排政策对就业的影响达成一致。尤其需要注意的是，现有文献并未对碳排放和就业的周期性和趋势性关系进行区分。而这一区分对当前背景下我国如何选择最优的减排方式和最优的减排时段十分重要，本文则试图对现有研究中的这一空白做出了补充。就笔者所知，有少数学者探讨了气候政策与经济增长两者的周期性关系，Fischer & Springborn（2011）和Heutel（2012）较早将气候政策纳入到真实经济周期的研究框架，之后各类研究相继考察了在经济周期下不同国家碳排放与经济增长的关系（Doda，2014；Klarl，2020）。其中，Cohen et al（2018）将碳排放与经济增长的周期性关系与传统奥肯定律的就业与经济增长的周期性关系进行类比，考察了世界前20大碳排放国家的碳排放与经济增长的周期性关系。之后，该作者团队从不同国家、不同时间跨度、不同视角对两者的关系进行了探究（Cohen et al，2019；Cohen et al，2022；Jalles & Ge，2020）。这类文献对于短期关系的研究均给了本文一定的启发。基于此，本文试图提出“气候变化奥肯定律”，回答在双碳目标背景下，我国经济周期下的碳排放与就业两者间的关系，并识别出影响两者关系的重要因素，助力我国双碳目标的高质量实现。

三、气候变化政策对就业的影响：逻辑与机制

碳中和目标对社会经济带来的冲击将通过经济系统的内在机制而最终对经济过程产生影响。一般来说，经济的短期波动源自外部对其总需求或总供给的影响，从而造成产量或价格的下降。气候变化政策与供给侧改革、环保限产等背景相似，在短期内更多地是偏供给限制。事实上，能源消费是碳排放的最主要来源，因而减排的实质是降低能源消费带来的碳排放。我国目前减排手段大多还停留在末端治理上，即通过能源需求侧和供给侧对用能行为进行调整[[2]](#footnote-3)。在能源供给侧，主要是调整能源供应结构，通过减少化石能源比重，从能源品质上降低碳含量；在能源需求侧，主要是优化能源需求结构，通过产业结构和经济发展方式的调整，减少能源需求，从能源用量上减少碳排放。此外，在技术侧，以能源技术革命为牵引，提高能源效率助推碳排放的下降[[3]](#footnote-4)。

从长期来看，碳中和背景有助于促进低碳发展方式的形成，进而提供大量的绿色就业岗位，并带动劳动力市场的整体优化。但在短期中，本文认为气候变化政策对就业的影响并不确定，这主要是受经济产出、产业结构和出口贸易、对外直接投资（Foreign Direct Investment，FDI）和能源结构等五个方面的影响。其中，经济增长、产业结构、对外直接投资和出口贸易均属于能源需求侧的范畴，而能源结构则为能源供给侧范畴。尽管碳税这类气候变化政策会对就业产生一定影响，但由于我国还未开征碳税，因此本文不对其进行探讨。接下来，本节将讨论能源供需侧的变化会如何影响碳排放与就业两者间的关系。

## （一）气候变化政策、经济产出与就业

一直以来，我国设定的能源消耗总量和强度的双控目标给中央和地方政府带来了极大的挑战。政府既要保证经济高质量发展，又要实现生态环境质量改善。从我国目前各省碳排放与经济产出水平的现状来看，多数省份仍处于“环境库兹涅茨曲线”的拐点左侧，这意味着目前我国碳排放量与经济增长是同向增长关系。换言之，我国当前经济发展仍需要以能源的持续投入作为支撑，因此环境质量改善与经济高质量发展间存在一定的权衡取舍关系。若实施严苛的减排政策，在短期内技术不变的前提下，这将抑制能源的消费，进而使得维持经济增长的能源投入不足，阻碍经济持续发展。而劳动力作为经济产出不可或缺的要素投入，根据“奥肯定律”，经济增长速度的下降，会导致对劳动力要素的需求缩减（Okun，1963）。从微观层面来说，在长期内，减排政策可能能够带来“创新补偿”效应倒逼企业创新，并提升企业生产率（宋马林和王舒鸿，2013）。但是在短期内，企业为遵循环境规制而进行污染投资，这将直接挤占企业用于创新的投资（蒋伏心等，2013），导致潜在产出下降。因此，本文认为在短期内，产出水平的差异会对碳排放与就业的关系产生影响。

图1为我国二氧化碳排放、国内生产总值和城镇就业人数的趋势变化图，可以看出三者基本呈现逐年上涨趋势，二氧化碳排放的变化相较于其他两者波动起伏更大，经历了2000－2010年间的增长率提速以及2010年之后的减速。换言之，就业人数与国内生产总值（Gross Domestic Product，GDP）的关系较碳排放与GDP的关系来说显得更稳定，考虑到GDP与碳排放和就业都分别存在一定的相关性，那么我们根据图形趋势初步推断就业人数与碳排放的关系可能会受到经济产出水平的影响。

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |

　图1　二氧化碳排放、城镇就业人数与国内生产总值

资料来源：China Emission Accounts and Datasets 和《中国统计年鉴》。

## （二）气候变化政策、产业结构与就业

能源消费是碳排放最主要的来源，而我国工业能源消费占我国总能源消费的60%以上。因此，调整产业结构将是实现碳中和的重要抓手。现有研究普遍认同环境规制会倒逼产业结构升级优化（李虹和邹庆，2018；原毅军和谢荣辉，2014；钟茂初等，2015）。通常来说，产业结构调整主要有市场调节和政府干预两种方式。在经济周期内，要素在产业内和产业间的转移时常发生阻滞，市场调节作用有限，此时主要通过政府干预来发挥作用。一方面，环境规制会通过增加高耗能、高排放企业和一些低效生产技术的小企业的财务负担，提升高耗能产业的生存门槛，抑制其过快增长，而同时服务业等清洁型产业，受环境规制带来的成本冲击较小，迎来发展良机。因而，环境规制政策能在一定程度上压缩高排放企业规模，并间接扩大服务业的发展空间，促进产业结构的优化升级。另一方面，气候变化政策会带动可再生能源的发展，催生一批新能源产业或者新能源汽车行业等，进而影响产业结构[[4]](#footnote-5)。

如上所述，高耗能高排放行业受减排政策的影响较大，而这类行业往往是劳动密集型企业，具有强大的就业吸收功能。因而，碳中和在一定程度上会带来就业人数的下降。但由于绿色就业岗位的出现，因而气候变化政策与就业的关系也将具有不确定性。正如图2显示，对于第一产业和第三产业，基本呈现出产业比重与就业人数的正相关关系。但第二产业则并非总是向右上倾斜的正相关关系，而是包括了一段向后弯曲的部分，即第二产业占比最高的时候并不总是就业人数最高点。

图2　我国1997-2019年间的二氧化碳排放、产业结构与就业人数

资料来源：China Emission Accounts and Datasets 和《中国统计年鉴》。

## （三）气候变化政策、FDI、出口与就业

气候变化政策的实施对外资的影响具有双重效应。一方面，基于“污染天堂”假说，发达国家的企业因面临苛刻的环境规制，往往选择将污染密集型企业转移到发展中国家，进而增加东道国的碳排放，但随着东道国气候变化政策的实施，东道国对外资企业的吸引力减小，东道国区位优势减弱。换言之，气候变化政策的实施阻碍了FDI的流入。另一方面，依照“遵循成本”假说，随着气候变化政策的实施，外资企业的生产成本提升，这会挤出其研发投入，竞争力会因此受限。但相比于国内同行，FDI企业可能由于“污染光环”效应，其受减排成本的冲击较小，经营绩效在绝对增长上有所减弱，但相对竞争力并未受到过多削弱。因此，随着气候变化政策的实施，部分外资企业进入中国的规模有所下降，同时在位外资企业也会受成本限制在短期内缩减生产规模。

根据上述所言，进一步地，FDI的发展受限会对国内就业产生影响。首先，FDI增量下降带来的绿地投资减少，使得国内新增岗位有限；其次，FDI存量的发展受限会压缩其现存就业岗位（毛日昇，2009；张婷等，2021）。尽管FDI与国内投资之间可能存在挤出或挤入效应，即FDI对东道国国内就业有替代效应，但这更多地是对就业结构产生影响，而非就业数量。图3为我国二氧化碳、实际利用外资额与就业人数三者的关系，实际利用外资额与碳排放之间大致呈现正相关关系，即二氧化碳排放的增加，FDI也会增加；而FDI与就业人数之间关系呈现倒U型关系。这一关系可能在于我国早期主要依靠廉价劳动力优势和宽松的环保标准吸引FDI进入，因而大多FDI为劳动密集型产业，那么随着FDI规模的扩大，就业人数持续增长；而近些年来，我国FDI增速放慢，同时所引进FDI的知识和技术含量不断提升，产业上逐渐向劳动密集型向资本密集型与技术密集型产业转变（傅元海，2008），那么尽管FDI规模扩大，但对劳动力的依赖大不如从前。所以，在FDI发展的不同阶段，气候变化政策对就业人数的影响也会有所差异。

图3　我国1997-2019年间实际利用外资额与就业人数

资料来源：《中国统计年鉴》。

从经济增长方式来看，出口是拉动我国经济发展的三辆马车之一。在加入WTO后，我国更加深入地参与到全球产业分工重组的进程中。由于我国长期要素价格扭曲，这造成劳动力和原材料价格相对低廉，越来越多的劳动密集型产业和加工环节被转移到中国，总体上处于国际产业分工链条低端，形成了以“高能耗、高污染、低附加值”为特征的出口结构，很大程度上加大了我国能源需求压力和碳排放压力。而随着气候变化政策的实施，出口对就业的影响主要体现在两个方面。在短期内，出口企业受到“遵循成本”假说的影响，生产成本提升使得对劳动要素需求的下降。不仅如此，生产成本的提升带动出口价格的上升，会降低出口产品与他国产品的竞争力，影响出口企业绩效（Hering & Poncet，2014），进而降低劳动力需求。因此，贸易方式的转变需要以提升国际大循环为目标，这意味着之前的劳动密集型和加工环节的企业都要加快转型，但在提高产品附加值、降低碳排放的同时，也会带来就业人数的下降。

## （四）气候变化政策、能源结构与就业

在能源供给侧，能源结构直接关系到了二氧化碳排放的总量与增长速度。我国能源转型正处在化石能源和非化石能源多元发展阶段，清洁能源虽然有所发展，但以煤碳为主的能源结构总体没有改变，推进化石能源清洁应用和提升非化石能源比重将是减排的关键举措。

我国“富煤、缺油、少气”的能源资源禀赋，决定了煤炭在我国能源供应结构中不可或缺的主体地位。尽管煤炭在一次能源消费中的比重将逐步降低，2019年已由早年的70%降至57.7%，但在可预见的将来，煤炭仍将是我国重要的能源供应主体。因此，煤炭的清洁化利用是缓解气候变化和环境污染治理的重头戏。然而，由于通过燃煤机组发电或制造化工原料等行业都处在产业链的上端，因此随着上游产业成本提高，将原先对社会造成的负外部性内部化，环境治理的成本也会在价格中显现。环境成本上升在推动产品价格提升的同时会带来产品需求的降低，进而会减少劳动力需求量（Morgenstern et al，2002）。对于非化石能源的发展，我国现要求到2030年，非化石能源占一次能源消费比重要达到25%，也就是说非化石能源供应将稳步提升而化石能源比重相对下降。非化石能源的提升在一定程度上会提升企业用能成本。

可见，无论是煤炭的清洁利用还是可再生能源的普及，在短期技术水平不变的情况下，这些举措均不可避免地会推高企业的用能成本，从而增加企业和个人的负担，而企业成本的提高在一定程度上会影响企业的经营运营决策，进而对企业用工人数产生负面影响。

但值得注意的是，能源供给结构的优化除了会拉高一般企业的用能成本，它还直接关系到能源行业本身的发展。新能源产业和新业态都将在这一转型过程中被重点扶植，而火电、煤炭及煤化工领域将受到明显冲击。那么传统能源行业将会萎缩，新能源行业会创造新的就业岗位。例如，部分较为落后的火电厂选择技术优化来降低碳排放，那么技术的提升可能会对劳动力产生替代效应，带来火电行业就业人数的下降，但与此同时新能源发电行业的发展在一定程度上会挤占火电比重，并且创造新的就业岗位。因而，在这种情况下，能源供应结构调整对就业人数的影响并不明确。图4展示了2005-2019年间我国煤炭采选业和石油与核燃料加工业就业人数与能源结构的关系。2011年前，化石能源比重与就业人数的关系还并不十分明确，但在2011年后，化石能源比重与就业人数呈现出正相关关系。可以看到，近年来，随着原油比重和原煤比重的降低，就业人数也逐渐下降。

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |

图4　2005-2019年行业就业人数与能源供应比重

资料来源：《中国工业统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

综上所述，气候变化政策与就业人数的关系会受到经济增长、产业结构、出口比重、外商直接投资和能源结构等因素的影响。因此，本文将在估计气候变化奥肯定律，即碳排放与就业人数周期性关系的基础上，分别探讨上述因素对气候变化奥肯系数产生的影响。

四、实证模型和数据

## （一）实证模型

本文基于传统奥肯定律构建气候变化奥肯定律的分析框架。传统奥肯定律指的是实际产出和潜在产出差异与实际失业率和自然失业率差异之间的一个短期关系。奥肯定律认为总需求变化会导致产出的变化，进而影响劳动力市场，企业会雇佣或解聘工人来适应产量变化，而这一举动则会影响失业率与就业率。为更好地将气候变化纳入到宏观经济分析框架，加深对碳排放作为经济活动的理解，以从更加广阔的视角来考察气候变化政策，因而本文借鉴传统奥肯定律的思路提出气候变化奥肯定律，分析碳排放与就业人数的周期性关系。

本文参照Ball et al（2017）中提到的两种形式构建实证估计模型来分析实际碳排放与潜在碳排放差异和就业之间的短期关系，两种形式基于不同且互补的假设前提。第一种形式为差值估计：

$ΔEMP\_{t} = α\_{0}+α\_{1}Δe\_{t} + ε\_{t} $ (1)

其中$Δe\_{t}$是碳排放的增长率，$ΔEMP\_{t}$是就业人数的增长率，随机扰动项$ε\_{t}$同时包含省份固定效应。参数$α\_{1}$衡量就业人数变动对碳排放的响应程度，预期为正。该种设定的优势在于不需要对潜在水平值进行估计，但是该设定暗含假设碳排放和就业人口的潜在增长率不变。一般来说，奥肯定律研究的是产出与失业之间的关系，但由于我国的失业率多数情况下处于较低水平，且少有波动；相比起来，就业人口可以更直接地衡量劳动力市场波动，因而本文使用城镇就业人数作为劳动力市场的基本衡量指标。

第二种形式为水平估计：

 $EMP\_{t}-EMP\_{t}^{\*}=β(e\_{t}-e\_{t}^{\*})+μ\_{t}$ (2)

其中，$EMP\_{t}$为就业人数对数，$e\_{t}$为碳排放对数，\*表示潜在水平，随机扰动项$μ\_{t}$同时包含省份固定效应。参数$β$衡量周期性就业人数对周期性碳排放的响应程度，预期为正。这种估计形式无需假设碳排放和就业人数存在固定的潜在增长率，但需要对各自的潜在水平进行估计。基于我国发展模式，本文更加偏好第一种估计形式。

值得注意的是，本文考察的是气候变化领域的奥肯定律，因而需要区分变量的趋势部分和周期部分。本文采用Hodrick-Prescott滤波（简称HP滤波）来分解时序变量的趋势和周期部分（Hodrick & Prescott，1997）。HP滤波最小化以下目标函数：

 $\min\_{τ\_{t}}\left\{\sum\_{t=1}^{T}\left(x\_{t}-x\_{t}^{τ}\right)^{2}+λ\sum\_{t=1}^{T}\left[\left(x\_{t}^{τ}-x\_{t-1}^{τ}\right)-\left(x\_{t-1}^{τ}-x\_{t-2}^{τ}\right)\right]^{2}\right\}$ (4)

其中，$x\_{t}$ 表示就业人数与碳排放，$x\_{t}^{τ}$ 表示各自的趋势部分，二者之差表示短期经济波动导致周期部分。$λ$ 表示平滑参数，并根据惯例将年度数据的$λ$设定为100。

根据趋势部分和周期部分的区分，类似地，本文通过以下形式来估计二者趋势部分的弹性系数：

 $EMP\_{t}^{\*}=γ\_{0}+γ\_{1}e\_{t}^{\*}+ω\_{t}$ (3)

其中，$EMP\_{t}^{\*}$与$e\_{t}^{\*}$分别表示就业人数对数和碳排放对数的潜在趋势水平，随机扰动项$ω\_{t}$同时包含省份和年份的固定效应。参数$γ$衡量周期性就业人数对周期性碳排放的响应程度，预期为正。

## （二）变量描述与数据介绍

本文核心解释变量为气候变化政策，采用碳排放指标对其进行表征，具体为表观二氧化碳排放量。其中，各省碳排放的数据来源于中国排放核算数据库（China Emission Accounts and　Datasets，CEADs）。不同于Cohen et al（2019）区分了是否考虑省际内部电力交易的生产侧碳排放和消费侧碳排放，本文的碳排放数据均为生产侧数据，原因主要在于本文认为消费侧碳排放的估计需要基于投入产出数据进行核算，而由于目前我国尚未有连续年份的投入产出表，如果仅根据现有年份数据进行推算，可能会对数据的准确性产生影响。

本文被解释变量为就业。在差值估计中，被解释变量为就业增长率；在水平估计中，被解释变量为实际就业人数与根据HP滤波对就业分解的潜在就业人数之间的缺口（方福前和孙永君，2010）。其中就业人数以城镇就业人数表征，数据来自于国家统计局。对于控制变量，影响一个地区就业的因素有很多，经验研究文献大多根据自身研究主题需要和数据可得性，引入相应的控制变量（魏楚和郑新业，2017）。由于本文的研究重点在于考察气候变化政策如何影响就业，而并非识别和检验影响就业的所有因素，因而本文采用简化模型进行分析，并引入潜在的机制变量进行讨论。

本文涉及的传导机制包括经济产出水平、产业结构、出口、FDI和能源结构。其中，各省经济产出水平以人均GDP的观测值与样本年份内本省人均GDP的均值之差表征，以1997年为基期进行调整；产业结构以各产业第二产业与第三产业占比表示；出口为当年该地区的出口总额；FDI为实际利用外资额。对于能源结构，本文采用煤炭消费量和火电装机容量进行表征。数据来源于国家统计局、历年《中国统计年鉴》和《中国电力年鉴》。本文所构建的省级面板数据包括30个省份（不包含西藏及港澳台）的1997—2019年间的数据。表1为本文所涉及变量的描述性统计结果。

表1　变量描述性统计

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 观测值 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 二氧化碳排放（百万吨） | 690 | 252.17 | 242.06 | 0.81 | 1700.04 |
| 国内生产总值（亿元） | 690 | 10131.39 | 11077.59 | 202.05 | 65145.22 |
| 第一产业增加值（亿元） | 690 | 810.72 | 608.36 | 40.65 | 2933.40 |
| 第二产业增加值（亿元） | 690 | 5753.87 | 6678.80 | 78.80 | 37333.87 |
| 第三产业增加值（亿元） | 690 | 3596.61 | 4024.87 | 78.45 | 24658.70 |
| 外商投资额（亿元） | 690 | 417.86 | 797.49 | 0.20 | 7194.16 |
| 出口额（亿元） | 690 | 1693.93 | 4447.79 | 9.67 | 45790.90 |
| 煤炭消费量（万吨） | 690 | 10472.08 | 9368.48 | 138.00 | 51331.61 |
| 火电装机量（万千瓦） | 690 | 2070.02 | 2029.65 | 58.14 | 10713.00 |

五、实证分析结果

## （一）基准结果

表2为基准回归结果，即碳排放对就业影响的初步分析。其中CO2增长率和CO2周期部分的估计系数分别为利用水平方程和差值方程估计的奥肯系数，采用省份固定效应模型进行估计，同时对省聚类进行标准误估计。由于是周期性分析，此时未控制时间固定效应。不难看出，气候变化奥肯系数无论是在水平方程中还是差值方程中，其大小与显著性并无显著差异，短期中碳排放对就业的影响均显著为正，与预期一致。在差值方程列(1)中，短期内碳排放增长率每增加1%，城镇就业人数增长率显著增加约0.10%；在水平方程列(2)中，短期碳排放每增加1%，就业人数增加约0.11%。换言之，在短期减排过程中，如果需要实际碳排放少于稳态趋势1%，则需要牺牲0.11%的就业人数，即碳减排会造成一定程度的失业。对比长期趋势的分析，我们采用同时控制省份固定效应和年份固定效应的双向固定效应模型。结果发现在趋势性碳排放对就业的影响不再显著，这可能是由于在长期中减排政策带来的“遵循成本”效应和“创新补偿”效应相互抵消，使得减排政策不会对就业产生较大影响。

表2　基准回归结果

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 解释变量 | 气候变化奥肯系数 | 长期 |
| 差值估计 | 水平估计 |
| (1) | (2) | (3) |
| CO2增长率 ($α\_{1})$ | 0.10\*\*\* |  |  |
|  | (0.02) |  |  |
| CO2周期部分 ($β)$ |  | 0.11\*\*\* |  |
|  |  | (0.04) |  |
| CO2趋势部分 ($γ\_{1})$ |  |  | -0.01 |
|  |  |  | (0.06) |
| 常数项 | 3.11\*\*\* | － | 185.16\*\*\* |
|  | (0.12) | － | (32.10) |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 否 | 否 | 是 |
| 观测值 | 660 | 690 | 690 |
| 省份数 | 30 | 30 | 30 |
| *R2* | 0.07 | 0.04 | 0.97 |

注：括号内的数值表示估计系数的稳健标准误差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计系数在1％、5％和10％的水平显著。

为考察气候变化奥肯系数在不同时期是否存在差异，接下来将分子样本进行估计。考虑到数据的年份长度，本文选取两个临界点分别进行分析。一是以2008年作为临界点对样本进行划分，这是由于该年有奥运会的召开和金融危机等标志性事件。但考虑到2008年北京奥运会的举办可能只是影响了北京及周边地区的碳排放情况，而且金融危机可能并不会对碳排放产生直接相关的外部冲击。因而，我们还以2011年作为临界点进一步考察气候变化奥肯系数。国家发展改革委于2011年10月印发《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》，批准北京、上海、天津、重庆、湖北、广东和深圳等七省市作为首批碳交易试点省份，故选取2011年作为第二个临界点进行分析。估计结果见表3。在1997—2007年，周期性碳排放对就业人数的影响系数在差值估计和水平估计中均为0.14，即短期内碳排放每偏离稳态1%，就业人数偏离稳态接近0.14%；2008年之后的差值估计结果与前期较为接近，但系数显著性水平在水平估计中不再显著。在子样本2中，周期性碳排放对就业人数的影响在碳排放权交易试点设置后有所提升，这在一定程度上说明气候变化政策在短期内对就业的影响可能会因为“遵循成本”效应而对就业产生较大影响。

表3　子样本估计

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 解释变量 | 子样本1 | 子样本2 |
| 差值估计 | 水平估计 | 差值估计 | 水平估计 |
| 1997-2007 | 2008-2019 | 1997-2007 | 2008-2019 | 1997-2010 | 2011-2019 | 1997-2010 | 2011-2019 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| CO2增长率 | 0.14\*\*\* | 0.12\*\*\* |  |  | 0.16\*\*\* | 0.20\*\*\* |  |  |
|  | (0.04) | (0.04) |  |  | (0.04) | (0.05) |  |  |
| CO2周期部分 |  |  | 0.14\*\*\* | 0.05 |  |  | 0.12\*\*\* | 0.14\*\*\* |
|  |  |  | (0.04) | (0.04) |  |  | (0.03) | (0.04) |
| 常数项 | -0.10 | 5.45\*\*\* | － | － | 0.68\*\* | 5.75\*\*\* | － | － |
|  | (0.27) | (0.15) | － | － | (0.27) | (0.11) | － | － |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 300 | 330 | 330 | 360 | 390 | 270 | 420 | 270 |
| 省份数 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| *R2* | 0.20 | 0.08 | 0.13 | 0.02 | 0.15 | 0.12 | 0.09 | 0.05 |

注：括号内的数值表示估计系数的稳健标准误差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计系数在1％、5％和10％的水平显著。

进一步对省级面板数据进行滚动窗口回归，考察气候变化奥肯系数的动态变化，即碳排放变化对就业人数的动态影响变化。图5为在差值方程形式下的气候变化奥肯系数在不同时间窗口的回归结果。图中曲线显示气候变化奥肯系数随年份增长大致呈现下降趋势，由0.18左右下降至0.01左右，也就是说每减排1%，对就业人数的影响由0.18%下降到0.01%，即碳排放对就业的影响随时间的变化而不断降低，也就意味着同等速率减排对就业影响的程度不断降低。这在一定程度上表明经济发展程度越高，碳排放对就业冲击越小，进而说明减排政策的制定需要对政策实施时段进行考虑。值得注意的是2016年以来，滚动窗口对应的奥肯系数呈现小幅上升，这主要由于自变量碳排放总量增长整体呈现减速趋势，但在2016年后出现小幅反弹。2014-2016年间，我国碳排放量年均增速为-2.1%，而2017-2019年的年均增速则高达3.3%。同时，受去产能政策和需求放缓的双重影响，我国原煤产量在2016年处出现明显的低位拐点。之后，我国煤炭需求回暖，原煤生产恢复性增长。

 

图5　气候变化奥肯系数滚动窗口分析

此外，本文还基于各省截面数据对各省份碳排放与就业间的短期关系进行了估计。但从估计结果来看，大部分省份系数估计均不显著，且各省估计系数大小排序与预期也并不一致，这可能受样本数量有限（每个省23个），使得难以得到准确的估计结果。因此，此处不做过多讨论，下文将划分东中西部地区对该问题进行进一步分析。

## （二）影响机理分析

本节将纳入经济产出、经济结构、出口、FDI和能源结构等变量进行考虑，量化各变量如何影响碳排放与就业的关系。该部分引入潜在的传导机制变量与碳排放的交互项对该问题进行分析（魏楚和郑新业，2017），估计结果见表4。第(1)列为周期性减排对就业的直接影响，第(2) —(7)列为减排政策对就业的传导机制分析。表4由于在估计时引入了交互项，因此表格下方还报告了不同解释变量的平均边际效应，描述了碳排放和机制变量同被解释变量的关系。

从平均边际效应来看，可以发现，在各类变量的调节作用下，周期性碳排放量对就业的影响仍显著为正。换言之，短期内减排政策的实施会对就业造成负面影响。平均而言，周期性碳排放量每减少1%，就业人数将偏离稳态0.10%-0.17%，均大于列(1)中碳排放对就业的直接影响为0.10%。这表明就平均而言，机制变量在一定程度上强化了碳排放对就业的影响，即经济产出水平、产业结构、出口、外商投资和能源结构的变化放大了气候变化政策对就业的负面影响。

从交互项的估计系数和显著性来看，除经济产出水平和外商投资额外，其他各类机制变量的交互项系数均显著为正，这表明这些机制变量与碳排放之间存在很强的相互作用。其中，碳排放与经济产出水平的交互项系数为正，这说明在单独分析经济产出水平时，其对两者相关性的直接影响为正。但需要关注的是该系数并不显著，这可能是由于经济发展涉及诸多方面，譬如产业升级等，这类因素都会对结果产生影响。同时根据列(3)产业结构的回归结果可知，重工化程度越高，减排成本越高；第三产业比重越高，则减排带来的就业成本会降低。这在一定程度上反映了经济产出水平对就业的影响会受到其他因素的作用。此外，根据 “环境库兹涅茨曲线”理论，环境质量与经济发展水平间存在倒U型关系，因此经济发展水平对就业的正向调节效应还需在下文中进行进一步分析。对于出口，出口额越高，则周期性碳排放变化对就业的影响越大；对于能源侧，化石能源消费的增加亦会强化碳排放对就业的影响；外商投资额交互项的估计系数并不显著，表明气候变化政策通过外商投资而对就业产生的影响不显著，这可能在于外商投资企业的“污染光环”效应较强，使得其受环境政策的影响不明显。

表4　气候变化奥肯定律的影响机制分析

|  | 就业人数增长率 |
| --- | --- |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| CO2增长率 | 0.10\*\*\* | 0.16\*\*\* | -0.06 | -0.05 | 0.09 | -0.19 | -0.16 |
| (0.02) | (0.02) | (0.10) | (0.11) | (0.06) | (0.15) | (0.17) |
| 经济产出水平 |  | 4.96\*\*\* |  |  |  |  |  |
|  | (0.33) |  |  |  |  |  |
| CO2增长率×经济产出水平 |  | 0.07 |  |  |  |  |  |
|  | (0.04) |  |  |  |  |  |
| 产业结构 |  |  | 11.46\*\*\* |  |  |  |  |
|  |  | (1.19) |  |  |  |  |
| CO2增长率×产业结构 |  |  | 0.12\* |  |  |  |  |
|  |  | (0.06) |  |  |  |  |
| ln(出口) |  |  |  | 5.36\*\*\* |  |  |  |
|  |  |  | (0.33) |  |  |  |
| CO2增长率×ln(出口) |  |  |  | 0.03\* |  |  |  |
|  |  |  | (0.02) |  |  |  |
| ln(FDI) |  |  |  |  | 5.39\*\*\* |  |  |
|  |  |  |  | (0.33) |  |  |
| CO2增长率×ln(FDI) |  |  |  |  | 0.01 |  |  |
|  |  |  |  | (0.01) |  |  |
| ln(煤炭消费) |  |  |  |  |  | 6.44\*\*\* |  |
|  |  |  |  |  | (0.86) |  |
| CO2增长率×ln(煤炭消费) |  |  |  |  |  | 0.03\*\* |  |
|  |  |  |  |  | (0.02) |  |
| ln(火电装机) |  |  |  |  |  |  | 4.68\*\*\* |
|  |  |  |  |  |  | (0.44) |
| CO2增长率×ln(火电装机) |  |  |  |  |  |  | 0.04\* |
|  |  |  |  |  |  | (0.02) |
| 常数项 | 3.11\*\*\* | 2.60\*\*\* | -14.33\*\*\* | -30.19\*\*\* | -22.62\*\*\* | -54.17\*\*\* | -30.93\*\*\* |
|  | (0.12) | (0.13) | (1.79) | (2.08) | (1.58) | (7.58) | (3.14) |
| 平均边际效应 |
| CO2增长率 | 0.10\*\*\* | 0.16\*\*\* | 0.12\*\*\* | 0.17\*\*\* | 0.15\*\*\* | 0.10\*\*\* | 0.15\*\*\* |
|  | (0.02) | (0.02) | (0.02) | (0.02) | (0.02) | (0.02) | (0.02) |
| 经济产出水平 |  | 5.31\*\*\* |  |  |  |  |  |
|  |  | (0.32) |  |  |  |  |  |
| 产业结构 |  |  | 12.09\*\*\* |  |  |  |  |
|  |  |  | (1.16) |  |  |  |  |
| ln(出口) |  |  |  | 5.54\*\*\* |  |  |  |
|  |  |  |  | (0.34) |  |  |  |
| ln(FDI) |  |  |  |  | 5.46\*\*\* |  |  |
|  |  |  |  |  | (0.34) |  |  |
| ln(煤炭消费) |  |  |  |  |  | 6.62\*\*\* |  |
|  |  |  |  |  |  | (0.81) |  |
| ln(火电装机) |  |  |  |  |  |  | 4.91\*\*\* |
|  |  |  |  |  |  |  | (0.41) |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 660 | 660 | 660 | 660 | 660 | 660 | 660 |
| 省份数 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| *R2* | 0.07 | 0.23 | 0.21 | 0.22 | 0.22 | 0.24 | 0.22 |

注：括号内的数值表示估计系数的稳健标准误差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。

为进一步考察不同地区和不同产业气候变化奥肯系数的差异，本文将对经济产出和产业结构进行重点分析。

1. 气候变化奥肯系数与经济产出。根据上文分析，经济发展水平的提高会放大碳排放对就业的影响，但若考虑碳排放与经济发展水平间的非线性关系，则会得到不同的结论。表5中列(1)考察了碳排放增长率与经济产出水平的非线性关系，其中经济产出水平的平方项显著为负[[5]](#footnote-6)。通过对其进行倒U型关系的检验，发现其极值点处于数据范围内，且能够在1%的统计水平上拒绝其为单调关系或U型关系的原假设；同时，其斜率的符号特征也验证了倒U型关系的存在。因此，该结果说明了随着经济发展水平的提升，碳排放增长会出现先上升后下降的趋势。为进一步对该结论进行验证，我们通过比较东中西部地区奥肯系数的差异，考察经济发展水平与气候变化奥肯系数的关系。结果显示，中部地区和西部地区的气候变化奥肯系数显著为正，且高于东部地区。这说明气候变化政策在中西部地区会对就业产生周期性影响。具体来说，短期内中西部地区的碳排放增长率每增加1%，城镇就业人数增长率显著增加大约0.10%，而很难认为气候变化政策会对东部地区的就业人数产生影响。这意味着东部地区例如北上广等省市，碳排放与经济增长开始逐渐脱钩，产业结构迈向高级化，这意味着经济增长不再依赖于高排放，使得减排政策对就业的影响较弱。这可能在于两方面原因。其一，近年来的产业转移导致东部地区的劳动密集型产业逐步向中西部地区迁移，同时中西部地区扶贫产业的发展，使得中西部地区就业吸收功能增强，而这类产业极易受气候变化政策的影响。其二，东部地区拥有技术、人才、资源的天然优势，在新技术研发与增强自主创新方面具有较强能力，因而气候变化政策更容易刺激当地新能源产业的发展，带动新的就业。从该结果可以看出，减排政策的实施对不同地区就业的影响具有差异，这也给中央政府对地方政府的任务分派提供了科学依据，因而如何因地制宜的采取减排政策也是政策制定者需要重点关注的问题。

表5 分地区气候变化奥肯系数估计

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 解释变量 | CO2增长率 | 解释变量 | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| 经济产出水平 | -2.30\*\*\* | CO2增长率 | 0.08 | 0.11\*\* | 0.09\*\* |
|  | (0.44) |  | (0.06) | (0.04) | (0.03) |
| 经济产出水平2 | -10.76\*\*\* | 常数项 | 3.94\*\*\* | 1.82\*\*\* | 3.24\*\*\* |
|  | (0.99) |  | (0.29) | (0.17) | (0.21) |
| 常数项 | 9.59\*\*\* |  |  |  |  |
|  | (0.39) |  |  |  |  |
| 省份固定效应 | 是 | 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 省份数 | 30 | 省份数 | 11 | 8 | 11 |
| 观测值 | 660 | 观测值 | 242 | 176 | 242 |
| *R2* | 0.20 | *R2* | 0.11 | 0.06 | 0.03 |

注：括号内的数值表示估计系数的稳健标准误差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。

其次，通过构造各省气候变化奥肯系数与人均GDP的散点图，进一步说明经济发展水平与气候变化奥肯系数的关系。图6显示，气候变化奥肯系数随着人均GDP的增长呈现先上升后下降的趋势，这与表5的结果较为一致。换言之，在经济发展水平较低时，减排政策的实施对就业的影响程度较小，而随着经济发展水平的上升，减排的就业成本开始上升，而到经济发展到足够高的水平时，减排的就业成本有所回落。这一现象也从侧面印证了减排时段安排的重要性，减排时段的选择与减排成本密切相关。



图6　分省份短期气候变化奥肯系数与经济发展水平

2. 气候变化奥肯系数与产业结构。为考察经济结构调整尤其是产业结构调整在减排过程中对就业的影响，本文进一步分析碳排放对各产业发展的影响，结果见表6。第(2) —(4)列为碳排放对各产业的影响。不难发现，碳排放对各产业的影响都显著为正。尤其碳排放对第二产业的影响最大，达到0.16。换言之，碳排放增长率每偏离稳态1%，第二产业增加值增长率将偏离稳态0.16%。即碳排放增长会显著加重经济的重工业化，而减排政策的实施会通过降低重工化减少对劳动力的需求。若将三大产业均纳入到碳排放对就业人数影响之中，碳排放对就业的影响不再显著，这在一定程度上说明了产业结构的调整会影响碳排放的就业效应。具体来说。将产业结构纳入到气候变化奥肯定理分析框架后，碳排放对就业的影响有接近50%通过影响产业结构发挥作用，且主要是通过影响第二产业增加值和第三产业增加值发挥作用，其中碳排放的变动会使第三产业对就业的影响为负，这意味着减排政策的实施，会给予第三产业更大的发展空间，并不会对就业产生负面影响。

表6　产业结构对气候变化奥肯系数的影响

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 解释变量 | 就业人数增长率 | 一产增长率 | 二产增长率 | 三产增长率 | 就业人数增长率 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| CO2增长率 | 0.10\*\*\* | 0.03\*\* | 0.16\*\*\* | 0.04\*\*\* | 0.04 |
|  | (0.02) | (0.01) | (0.02) | (0.01) | (0.03) |
| 一产增长率 |  |  |  |  | 0.05 |
|  |  |  |  |  | (0.13) |
| 二产增长率 |  |  |  |  | 0.41\*\*\* |
|  |  |  |  |  | (0.08) |
| 三产增长率 |  |  |  |  | -0.39\*\* |
|  |  |  |  |  | (0.19) |
| 常数项 | 3.11\*\*\* | 3.78\*\*\* | 9.99\*\*\* | 9.95\*\*\* | 2.73 |
|  | (0.12) | (0.07) | (0.11) | (0.04) | (1.68) |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份数 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| 观测值 | 660 | 660 | 660 | 660 | 660 |
| *R2* | 0.07 | 0.29 | 0.23 | 0.12 | 0.10 |

注：括号内的数值表示估计系数的稳健标准误差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。

同样地构造各省气候变化奥肯系数与各产业比重的散点图，见图7。第一产业占比越低且第三产业占比越高的省份，或者第一产业占比较高且第三产业占比较低的省份，碳减排的劳动力成本越低。第二产业比重越高的省份，碳减排劳动成本越高，尤其对于中国目前而言，第二产业仍是拉动我国经济发展的主要驱动力，此时大力推进减排工作，将会对就业市场带来较大的冲击。

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  |  |

图7　分省份短期气候变化奥肯系数与经济结构

## （三）稳健性检验

表2基准结果为利用固定效应模型的分析结果，结果表明了碳排放与就业之间存在短期相关关系，但不可否认该结果存在内生性问题。一方面，由于本文并未选取控制变量进行分析，因而遗漏变量的问题不可避免；另一方面，两者之间的互为因果关系较为明显，例如碳排放在对就业产生影响的同时，就业也会对碳排放进行反馈，就业人数越多，意味着生产活动更加丰富，那么可能会带来更高的碳排放。基于此，本节采用加入控制变量的方法、动态面板GMM模型以及更换滤波等方法对气候变化奥肯定律进行稳健性分析，以期加强对两者关系的说明。

表7列(1)和列(2)为加入了控制变量的估计结果，加入的控制变量包括失业保险基金收入和外商投资额变量（尹恒等，2021；张婷等，2021），其估计结果与未加入控制变量的模型结果无显著差异。列(3)和列(4)列为动态面板GMM模型的估计结果。结果显示，无论是差值估计还是水平估计均不存在二阶自相关，故无法拒绝原假设“扰动项无自相关”，可以使用GMM模型。尽管差值估计结果不显著，但从差值估计系数大小来看，与本文基准模型较为接近。对于水平估计，其变量系数的大小与显著性均与本文基准模型估计结果无明显差异，即碳排放每偏离稳态1%，就业人数偏离稳态0.10%。换言之，碳排放每减少1%，就业人数会减少0.10%。因此可得出结论，碳排放会对就业产生显著的正向影响，那么也意味着减排伴生着与就业人数的下降[[6]](#footnote-7)。

表7　稳健性检验回归结果

| 解释变量 | 差值估计 | 水平估计 | 动态 GMM |
| --- | --- | --- | --- |
| 差值估计 | 水平估计 |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| 碳排放 | 0.10\*\*\* | 0.10\*\* | 0.09 | 0.10\*\*\* |
| (0.02) | (0.04) | (0.10) | (0.04) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 否 | 否 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份数 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| 观测值 | 660 | 690 | 630 | 660 |
| AR(1) (*P-value*) |  |  | 0.00 | 0.06 |
| AR(2) (*P-value*) |  |  | 0.33 | 0.41 |
| Sargan检验(*P-value*) |  |  | 0.276 | 0.144 |

注：括号内的数值表示估计系数的标准误差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。

本文基于HP滤波分解原始时间序列中的趋势部分和周期部分，并估计出基准结果。目前学界对HP滤波的批评主要集中在该方法在包含异质性国家数据的应用中（Hamilton，2018），因此，关于基准结果稳健性的一个担忧在于其是否会因为滤波使用的差异而发生变化。基于此，本文在稳健性检验中使用Baxter-King滤波（简称BK滤波）、Christiano-Fitzgerald滤波（简称CF滤波）以及Hamilton滤波对数据进行分解，以保证文中实证结果不受具体滤波算法的影响，也在一定程度上缓解内生性问题。表8给出了利用不同滤波分解方法分离周期数据得到的结果，短期内碳排放对就业人数的影响在0.07到0.11之间，与表2中的HP 滤波估计结果0.10相比较，差异并不明显，且大致都在可接受范围内。

基准结果的另一部分是基于碳排放与就业人数的增长率估算得到，一个担忧在于由于跨省份间基数不同导致增长率存在差异。因此本文在稳健性检验中直接采用碳排放（百万吨 CO2）和就业人数（万人）的变化量，在控制省份固定效应的基础上直接进行估算，发现碳排放每降低1百万吨，就业人数减少0.24万人。这一结果虽与基准结果在解释上存在差异，但也说明二者正相关系的显著性。

表8　不同滤波分解方法结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 解释变量 | CF滤波 | BP 滤波 | Hamilton滤波 | 就业人数变化量（万人） |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| CO2周期部分 | 0.11\*\*\* | 0.07\*\* | 0.08\*\*\* |  |
|  | (0.03) | (0.03) | (0.02) |  |
| CO2变化量（百万吨） |  |  |  | 0.24\*\*\*(0.64) |
| 观测值 | 690 | 450 | 600 | 660 |
| *R2* | 0.04 | 0.04 | 0.03 | 0.23 |

注：括号内的数值表示估计系数的标准误差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。

六、结论与政策建议

本文将气候变化政策视作短期冲击，构建了碳排放和就业短期波动关系的分析框架，提出了气候变化奥肯定律，对碳排放和就业两者的短期关系进行了重点研究。本文基于省级面板固定效应模型对1997—2019年间数据进行实证分析，研究发现碳排放和就业之间存在正相关关系，碳排放每偏离稳态1%，就业人数在差值方程和水平方程中分别偏离稳态0.10%和0.11%。在此基础上，本文采用动态面板GMM模型对两者关系进行了因果识别，结果仍支持本文结论。进一步地，本文还对两者关系的异质性进行了分析，结果显示两者的关系会随着时间和地区呈现明显差异。碳减排对就业的负面影响会随着时间推移而不断降低，即减排过程所带来的就业成本会随着时间推移而不断下降；同时不同地区减排对就业的影响也存在异质性。基于该结果，本文分别从经济发展程度、产业结构、能源结构、外商投资和出口五个角度探讨了导致差异存在的原因。综合而言，发展水平越高，碳减排代价越低。

根据研究结果，本文认为实现碳中和目标是一个多系统工程，碳减排政策会对就业产生影响，同时减排政策对就业产生的影响也会受外部多方面因素的影响。因而，政策制定者在制定碳减排政策时，应当有先后、有轻重、有缓急地科学减排，充分考虑公正转型问题。首先，气候变化政策的制定应以构建经济增长和促进就业的良性循环为前提，积极做好各项政策对就业影响的事前评估，实时调整政策强度和范围。其次，在时间维度上，随着技术进步、产业结构不断优化和能源新禀赋的出现等减排红利的出现，减排成本将会逐渐降低，减排选择也会逐渐多样化。因此，为降低气候变化政策对宏观经济尤其是就业产生的负面影响，那么政策制定者需要对减排的轻重缓急问题进行思考，以对减排时段的安排进行科学设置。否则，目前的高强度减排实际上是减少当代人消费，而将当代人的财富转移到后代，从而带来代际公平问题。这一观点也与诺德豪斯关于减排的建议路径相吻合。

从产业发展和地区发展来看，经济发展较为落后的地区通常依赖于传统的资源密集型产业和高耗能高排放产业，产业结构相对单一，这类产业往往具有强大的就业吸收功能；而发达地区以技术和资本密集型产业为主导。在气候政策实施的情况下，产业结构的差异使得落后地区面临的就业压力较发达地区更大。同时，高排放行业的结构性失业地域与低碳行业的工作岗位创造地域并不匹配。换言之，低碳行业首先会出现在经济发达地区，而工作岗位流失的地区往往是落后地区。因此，气候变化政策的制定应更加关注减碳过程中的公正转型问题，从历史贡献和现实责任的角度出发，对不同地区的减排强度进行优先序排序，给予各地区合理的碳预算。要建立有序退出传统高排放产业相关政策和支持机制，引入金融科技政策和人才资源来帮助有潜力转型的企业向高质量产业转型，在发展低碳技术、资金、教育等方面给予落后地区必要的倾斜和支持，确保转型的稳定性、有序性和公平性。

此外，在双碳目标的实现过程中，绿色经济的增长会培育碳减排等行业的就业新增长极，这就需要促进市场供需匹配。因而，政府应加强劳动力供给与碳中和发展需求的结构性匹配，开展大规模多层次的职业技能培训，引导培训资源向双碳领域集中，提升劳动力技能升级，以保障新型人才对碳减排工作的支撑。

考虑到碳减排对就业的影响直接涉及到公正转型问题，那么碳排放责任的分配原则十分关键。但受限于我国投入产出数据的可得性，笔者仅能获取部分年份的消费侧碳排放数据，因而本文对碳排放的测度仅考虑了生产侧的碳排放量，这限制了本文对于公正转型问题的深入探讨。不同的核算原则对我国碳排放，尤其是碳减排目标的公平性以及减排责任具有重要影响。我们希冀在今后的研究中能进一步将消费侧碳排放纳入到分析之中，以对气候变化奥肯定律进行更加全面而完整的分析。

参考文献：

1. 陈诗一 张建鹏 刘朝良，2021：《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》，《金融研究》第9期。
2. 方福前 孙永君，2010：《奥肯定律在我国的适用性检验》，《经济学动态》第12期。
3. 傅元海，2008：《我国引进FDI质量的实证研究》，《统计研究》第10期。
4. 蒋伏心 王竹君 白俊红，2013：《环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究》，《中国工业经济》第7期。
5. 李虹 邹庆，2018：《环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析》，《经济研究》第11期。
6. 林伯强 蒋竺均，2009：《中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析》，《管理世界》第04期。
7. 陆旸，2011：《中国的绿色政策与就业：存在双重红利吗?》，《经济研究》第46期。
8. 陆旸，2012：《从开放宏观的视角看环境污染问题：一个综述》，《经济研究》第 47期。
9. 毛日昇，2009：《出口、外商直接投资与中国制造业就业》，《经济研究》第11期。
10. 盛丹 张国峰， 2019：《两控区环境管制与企业全要素生产率增长》，《管理世界》第2期。
11. 宋马林 王舒鸿，2013：《环境规制、技术进步与经济增长》，《经济研究》第3期。
12. 魏楚 郑新业，2017：《能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验》，《中国社会科学》第10期。
13. 许广月 宋德勇，2010：《中国碳排放环境库兹涅茨曲线的实证研究——基于省域面板数据》，《中国工业经济》第5期。
14. 尹恒 张子尧 曹斯蔚，2021：《社会保险降费的就业促进效应——基于服务业的政策模拟》，《中国工业经济》第05期。
15. 原毅军 谢荣辉，2014：《环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验》，《中国工业经济》第8期。
16. 张婷 等，2021：《以“稳外资”助推“稳就业”》，《财贸经济》第6期。
17. 赵连阁 钟搏 王学渊，2014：《工业污染治理投资的地区就业效应研究》，《中国工业经济》第5期。
18. 钟茂初 李梦洁 杜威剑，2015：《环境规制能否倒逼产业结构调整——基于中国省际面板数据的实证检验》，《中国人口·资源与环境》第8期。
19. Azam, M. (2016), “Does environmental degradation shackle economic growth? A panel data investigation on 11 Asian countries”, *Renewable & Sustainable Energy Reviews* 65: 175-182.
20. Ball, L. et al (2017), “Okun's law: Fit at 50? ”, *Journal of Money, Credit & Banking* 49(7) :1413-1441.
21. Bezdek, R. H. et al (2008), “Environmental protection, the economy, and jobs: National and regional analyses”, *Journal of Environmental Management* 86(1) :63-79.
22. Brown, M. A. et al (2020), “Are all jobs created equal? Regional employment impacts of a U.S. carbon tax”, *Applied Energy* 262:114354.
23. Carraro, C. et al (1996), “Environmental taxation and unemployment: Some evidence on the ‘double dividend hypothesis’ in Europe”, *Journal of Public Economics* 62(1) :141-181.
24. Chateau, J. & A. Saint-Martin (2013), “Economic and employment impacts of climate change mitigation policies in OECD: A general-equilibrium perspective”, *International Economics* 135:79-103.
25. Cohen, G. et al (2019), “Decoupling of emissions and GDP: Evidence from aggregate and provincial Chinese data”, *Energy Economics* 77:105-118.
26. Cohen, G. et al (2018), “The long-run decoupling of emissions and output: Evidence from the largest emitters”, *Energy Policy* 118:58-68.
27. Cohen, G. et al (2022), “Trends and cycles in CO2 emissions and incomes: Cross-country evidence on decoupling”, *Journal of Macroeconomics* 71:103397.
28. Doda, B. (2014), “Evidence on business cycles and CO2 emissions”, *Journal of Macroeconomics* 40:214-227.
29. Fragkos, P. & L. Paroussos (2018), “Employment creation in EU related to renewables expansion”, *Applied Energy* 230:935-945.
30. Fischer, C. & M. Springborn (2011), “Emissions targets and the real business cycle: Intensity targets versus caps or taxes”, *Journal of Environmental Economics & Management* 62:352-366.
31. Hering, L. & S. Poncet (2014), “Environmental policy and exports: Evidence from Chinese cities”, *Journal of Environmental Economics & Management* 68(2):296-318.
32. Heutel, G. (2012), “How should environmental policy respond to business cycles? Optimal policy under persistent productivity shocks”, *Review of Economic Dynamics* 15:244-264.
33. Hodrick, R. J. & E. C. Prescott (1997), “Postwar US business cycles: An empirical investigation”, *Journal of Money, credit, & Banking* 29(1):1-16.
34. Holtz-Eakin, D. & T. M. Selden (1995), “Stoking the fires? CO2 emissions and economic growth”, *Journal of Public Economics* 57(1):85-101.
35. Jalles, J.T. & J. Ge (2020), “Emissions and economic development in commodity exporting countries”, *Energy Economics* 85:104572.
36. Klarl, T. (2020), “The response of CO2 emissions to the business cycle: New evidence for the US”, *Energy Economics* 85:104560.
37. Lehr, U. et al (2012), “Green jobs? Economic impacts of renewable energy in Germany”, *Energy Policy* 47:358-364.
38. Metcalf, G. E. & J. H. Stock (2020), “Measuring the macroeconomic impact of carbon taxes”, *AEA Papers & Proceedings* 110:101-106.
39. Moreno, B. & A. J. López (2008), “The effect of renewable energy on employment. The case of Asturias (Spain) ”, *Renewable & Sustainable Energy Reviews* 12(3):732-751.
40. Morgenstern, R. D. et al (2002), “Jobs versus the environment: An industry-level perspective”, *Journal of Environmental Economics & Management* 43(3):412-436.
41. Okun, A. M. (1963), “Potential GNP: Its measurement and significance”, Cowles Foundation for Research in Economics at Yale University.
42. Ortega, M., et al (2015), “Employment effects of renewable electricity deployment. A novel methodology”, *Energy* 91:940-951.
43. Perrier, Q. & P. Quirion (2018), “How shifting investment towards low-carbon sectors impacts employment: Three determinants under scrutiny”, *Energy Economics* 5:464-483.
44. Wei, M. et al (2010), “Putting renewables and energy efficiency to work: How many jobs can the clean energy industry generate in the US?", *Energy Policy* 8(2) : 919-931.
45. Yamazaki, A. (2017), “Jobs and climate policy: Evidence from British Columbia's revenue-neutral carbon tax”, *Journal of Environmental Economics & Management* 83:197-216.

**Climate Governance and Business Cycle: Okun's Law of Climate Change**

**Abstract:** Carbon neutrality and full employment are currently important tasks to achieve high-quality development in China. The trade-off of these two goals requires scientific evaluation of the employment costs brought about by emission reduction. This paper systematically studies the short-term fluctuation relationship between carbon emissions and employment by incorporating carbon emissions and employment into a unified analysis framework and estimates Okun’s coefficient of Climate Change. We verified the existence of Okun’s Law of Climate Change in China: that for every 1% reduction in emissions, the number of employees will drop by 0.10%. Furthermore, we also explored the mechanisms of Okun’s Law of Climate Change and found that the economic development level, industrial structure, foreign trade development level, FDI, and energy structure are all critical channels. In general, the higher the level of development, the lower the cost of emission reduction. This paper suggests that the setting of emission reduction tasks needs to be comprehensively considered from multiple dimensions such as period, region, and industry. The conclusions of this paper have value for the arrangement of future carbon-neutral tasks and the realization of fair transformation.

**Keywords**: Okun’s Law; Carbon Neutrality; Business Cycle; Climate Change

1. 吴施美，湖南大学经济与贸易学院；郑新业（通讯作者）、安子栋，中国人民大学应用经济学院，邮政编码：100872，电子邮箱：zhengxinye@ruc.edu.cn。基金项目：国家自然科学基金项目（7210031035，72141308）和湖南省自然科学基金项目（2021JJ40139）。感谢匿名审稿人的有益建议，文责自负。 [↑](#footnote-ref-2)
2. 总的来说，本文所提及的能源需求侧与能源供给侧均为宏观经济的供给侧范畴。 [↑](#footnote-ref-3)
3. 本文认为技术侧革命受客观因素影响较大，不在本文的气候变化政策讨论范围之内，下文将不作分析。 [↑](#footnote-ref-4)
4. 对于这一点，能源结构部分对此将进行进一步地讨论。 [↑](#footnote-ref-5)
5. 由于本文是对短期经济波动的分析，因而为控制时间趋势，本文经济产出水平以人均GDP与本省人均 GDP的均值之差来表示。 [↑](#footnote-ref-6)
6. 本文试图使用工具变量模型对内生性进行处理，但对于就业人数和碳排放这类宏观变量而言，找到合适的工具变量存在一定难度。本文尝试使用气温这一外生变量作为碳排放的工具变量进行估计。从其估计结果来看，尽管估计系数的大小与显著性均与文章基准模型结果没有太大差异，并且这一工具变量顺利通过不可识别检验和弱工具变量检验，但无法通过过度识别检验。 [↑](#footnote-ref-7)