

农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析*

曹翔¹ 高瑀¹ 刘子琪²

摘要：本文以2011年以来中国部分省份实行户籍制度改革为准自然事件，采用多期双重差分模型考察了农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响。研究表明，户籍制度改革显著促进了人均生活碳排放。机制分析表明：户籍制度改革同时促进了城镇居民和农村居民的人均生活碳排放；对于城镇而言，人口城镇化主要通过提高人均消费水平和能源消费强度促进城镇居民的人均生活碳排放，但未显著改善城镇居民能源消费结构；对于农村而言，人口城镇化主要通过提高居民能源消费强度、能源消费结构清洁化程度对农村居民的人均生活碳排放分别带来了显著的促进作用、抑制作用，但未显著影响农村居民的人均消费水平。此外，人口城镇化与居民生活能源消费碳排放之间存在“倒N型”曲线关系，而当前中国绝大多数省份尚未跨过拐点2。因此，各地区应积极落实户籍制度改革，加速推进人口城镇化使得生活能源消费碳排放跨过拐点2，同时加大力度提高居民节能环保意识与绿色消费比重，助力居民生活能源消费碳排放达峰。

关键词：人口城镇化 城乡居民 生活能源消费碳排放 碳达峰 准自然实验

中图分类号：F014.5 **文献标识码：**A

一、引言

在当前构建国内国际双循环新发展格局的背景下，新型城镇化在发挥国内市场优势和内需潜力中被视为关键抓手。“十四五”规划和2035年远景目标纲要中更是明确强调，要深化户籍制度改革，加速农业转移人口市民化；同时加快落实扩大内需战略，建设消费需求旺盛的强大国内市场。农村人口城镇化对提高居民消费具有重要推动作用（高帆，2014），进而可能引致居民生活能源消费碳排放（下文简称“生活碳排放”）的增长。近年来，为积极应对全球气候变化，中国先后主动提出了力度

*本文是国家自然科学基金项目“能源空间错配的经济效应与碳排放效应及其纠正机制”（编号：71963009）、海南大学科研启动基金项目“供给侧要素错配与区域发展不平衡：理论、机制与实证分析”（编号：kyqd(sk)1904）和海南省普通高等学校研究生创新科研课题“环境成本上升对出口倾向的影响”（编号：Hys2020-97）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，文责自负。本文通讯作者：高瑀。

逐渐加大的碳减排承诺，于 2021 年明确提出将碳达峰和碳中和纳入生态文明建设布局。那么，农村人口城镇化会对碳减排带来多大影响？农村人口城镇化主要通过哪些机制对碳排放产生何种影响？在新型城镇化建设中如何制定针对性措施来践行碳减排承诺？显然，客观回答上述问题可以为协同推进新型城镇化和实现碳减排承诺提供重要启示。

随着碳排放逐年增长和碳减排目标持续升级，学界针对中国碳排放展开了广泛讨论，相关研究主要分为以下三个方面。其一，碳排放的测算方法研究。当前对碳排放的测算方法主要包括排放因子法、投入产出法、生命周期法、物料衡算法、实测法和模型法等。其中，排放因子法的适用性更强，是学界普遍采用的主要测算方法（孙建卫等，2010；计志英等，2016）。其二，碳排放的时空演变特征研究。在测算碳排放的基础上，学者们围绕碳排放及其空间分布展开了研究。例如，张雷等（2010）分析了中国 1952—2005 年碳排放的区域格局变化；宋德勇、刘习平（2013）测算了 1978—2010 年中国省级碳排放，并发现各地区碳排放的空间分配较不平均，表现为东部地区挤占了中西部地区的碳排放空间。其三，碳排放的影响因素与减排政策的效果研究。关于中国碳排放的影响因素一直是学界的热点问题，学者们致力于分析碳排放的影响因素，并据此探究可行的减排策略。一方面，现有研究发现产业结构（张雷等，2010）、城镇化率（宋德勇、徐安，2011）、技术进步（Huang et al., 2018）、经济集聚（邵帅等，2019b）和居民社会意识（Li et al., 2019）等因素对碳排放具有重要的影响。另一方面，部分学者采用准自然实验方法对中国现行相关政策的碳减排绩效进行了评估，发现低碳城市试点（周迪等，2019；Yu and Zhang, 2021）、碳排放交易试点（刘传明等，2019；Hu et al., 2020）等显著抑制了碳排放。具体到城镇化如何影响碳排放这一问题，学界虽然已经开展了广泛研究，但并未取得一致结论。一方面，部分学者认为城镇化与碳排放具有线性关系，即城镇化会促进碳排放（York, 2006；Poumanyong and Kaneko, 2010；宋德勇、徐安，2011）或抑制碳排放（Sharma, 2010；卢祖丹，2011；赵红、陈雨蒙，2013）。另一方面，部分学者发现城镇化与碳排放具有非线性关系。例如，Martínez-Zarzoso and Maruotti（2011）在发展中国家样本中发现城镇化与碳排放之间存在“倒 U 型”关系；而杨晓军、陈浩（2013）采用中国省级数据研究发现，城镇化与碳排放总体呈“倒 N 型”关系，且这一影响具有地区性差异。进一步从经济活动视角对碳排放来源进行分类来看，现有文献集中于分析生产活动带来的碳排放，而对生活碳排放的关注不足。在关于生活碳排放的文献中，学者们主要分析了生活碳排放的影响因素。例如，曲建升等（2014）采用投入产出法测算了中国城乡生活碳排放，并通过构建 LMDI 分解模型研究发现，经济发展水平、消费结构等对生活碳排放具有重要带动作用；计志英等（2016）采用排放因子法测算了中国城乡家庭部门碳排放，并发现城镇化是家庭部门碳排放的重要驱动因素。

事实上，在部分发达国家，生活能源消费已成为首要碳源（李艳梅、张红丽，2016）。随着中国城镇化的不断推进，生活能源消费已成为中国碳排放的第二大来源。在当前大力推进新型城镇化的背景下，控制生活碳排放对于中国实现碳达峰和碳中和减排承诺的重要性无疑会与日俱增。然而，当前少有文献探究城镇化与生活碳排放的关系，采用准自然实验方法科学评估两者关系的研究几乎没有。

相比已有文献，本文可能的创新之处在于：第一，本文首次以 2011 年以来中国部分省份户籍制度

改革为准自然实验，定量评估其对生活碳排放的影响，为探究城镇化与碳排放二者关系的相关研究提供新视角；第二，本文立足于中国城乡二元化的现实背景，从“人均消费水平”“能源消费强度”和“能源消费结构”三方面较为完整地梳理户籍制度改革对城镇居民和农村居民的人均生活碳排放的作用机制，并基于人口城镇化的阶段性特征就人口城镇化与生活碳排放之间的“倒N型”曲线关系进行理论解释，为城镇化和碳排放二者关系提供新的理论见解；第三，基于公开可获得的权威数据，本文采用13类居民生活能源消费数据对省级层面以及城镇、农村层面的生活碳排放情况进行较为细致的测算，并在构建多期双重差分模型的基础上进一步采用工具变量法缓解潜在的内生性问题，为客观理解城镇化与碳排放二者的关系以及协同推进新型城镇化与碳减排承诺的双重目标提供有力的经验证据。

二、研究假说

（一）户籍制度改革对生活碳排放的影响

户籍制度改革旨在推动人口城镇化，而人口城镇化的实质是对农村人口和劳动力的重新配置（蔡昉，2018）。相比城镇居民，农村居民收入水平较低、收入来源较为单一、收入稳定性较弱。这使得农村居民消费态度相对保守，进而导致了农村居民消费压抑的局面（王小华等，2020）。户籍制度改革为农村居民到城镇落户生活提供了便利，使得大量农村居民向城镇迁移。在进入城镇生活后，迁移居民的收入水平相对提高，收入来源较为多样化，收入水平较为稳定，其消费能力会得到较快提升。加之，城镇居民往往比农村居民在生活用能方面有着更大的需求。可见，户籍制度改革将提升居民生活能源消费水平，进而促进生活碳排放。据此，本文提出如下假说：

H1：户籍制度改革会促进生活碳排放。

（二）户籍制度改革对生活碳排放的作用机制

一方面，农村人口城镇化不但会对迁移居民的生活产生影响，而且也会对城镇原居民、农村留守居民的生活带来影响；另一方面，在中国城乡二元化背景下，城镇居民与农村居民在收入水平、生活方式以及用能需求等方面差异较大，从而可能导致户籍制度改革对城镇与农村生活碳排放的影响具有较强的异质性。鉴于此，本文将居民分为城镇居民和农村居民，根据生活碳排放的核算方法将人均生活碳排放拆分为人均消费水平、能源消费强度以及能源消费结构，由此来阐述户籍制度改革对人均生活碳排放的作用机制（见图1）。

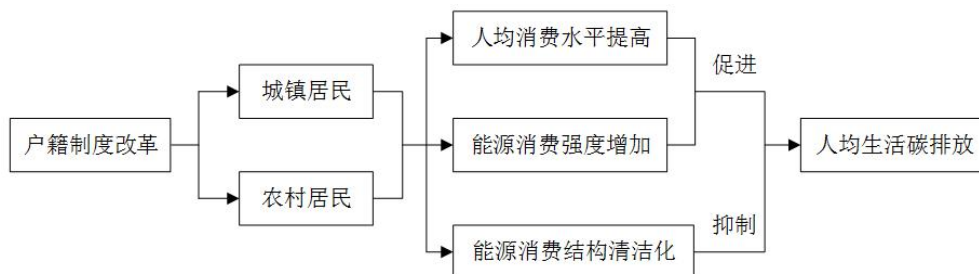


图1 户籍制度改革对人均生活碳排放的作用机制

1.人均消费水平。城镇化本身会引发居民消费水平的提高（张文婷、温宗国，2016）。由于城乡

之间在基础设施、经济发展、收入水平等方面存在显著差异，城镇居民人均消费水平高于农村居民人均消费水平。户籍制度改革推动了人口城镇化，引发城乡整体消费水平变动，进而影响城乡居民人均生活碳排放。对于城镇而言，农村人口向城镇迁移可能导致居民整体人均消费水平在短期略有下降；随着迁移居民消费观念的转变和收入水平的提高，户籍制度改革会提高城镇居民的人均消费水平，进而促进其人均生活碳排放。对于农村而言，人口城镇化会使农村留守居民人均耕地面积增多，可能导致农村留守居民务农收入增加，从而使得户籍制度改革会提高农村居民的人均消费水平。据此，本文提出如下假说：

H2a: 户籍制度改革通过提高人均消费水平从而促进生活碳排放。

2.能源消费强度。户籍制度改革实施后，随着人口城镇化率的提高，居民对能源的需求增加，能源消费强度提高，从而可能促进其人均生活碳排放。对于城镇而言，迁移居民进入城镇后将使居民对家用炉具、热水器等基本生活能源消费的需求更大；随着收入水平的提高，迁移居民对私家车的需求也会上升，从而增加对汽油等能源的消费。与城镇原居民相比，迁移居民收入水平往往较低，其用于维持基本生活的能源消费支出占收入的比重较高，即能源消费强度较大，从而使得户籍制度改革会提高城镇居民的生活能源消费强度。对于农村而言，户籍制度改革使得农村常住人口与劳动力数量减少，人均耕地面积增加，促使农村留守居民调整资本投入，增加对大型农业机械设备的购置与使用，进而增加对柴油等燃料的消费。加之，与迁移居民相比，农村留守居民的收入水平往往较低，其消费水平较低。这意味着，迁移居民进入城镇后农村居民的能源消费强度更大。可见，户籍制度改革会提高农村居民的生活能源消费强度。据此，本文提出如下研究假说：

H2b: 户籍制度改革通过提高居民能源消费强度从而促进生活碳排放。

3.能源消费结构。在城乡居民生活能源消费中，电力消费现已成为城乡生活碳排放的重要来源。作为二次能源，电力消费所产生的碳排放较少，比煤炭、油品等一次能源更加清洁（蒋金荷，2015）。因此，电力消费比重增加能在一定程度上体现居民能源消费结构的清洁化转变。对于城镇居民而言，生活方式的改变会使得迁移居民的能源消费模式向城镇原居民的模式转变，但由于前者的收入水平低于后者，前者的生活用能类型主要用于维持基本生活用电。这将使得城镇居民对电力的消费增加，可能导致城镇居民的电力消费比重增加。对于农村居民而言，户籍制度改革促使部分农村居民向城镇迁移，可能导致农村居民收入水平上升。一方面，农村留守居民的自身收入水平可能因其享有更多土地资源而提高；另一方面，作为农村留守居民的家庭成员之一，迁移居民在城镇获得较高劳务收入，同样可能对农村留守居民的收入和消费水平产生促进作用。在提升生活便利度和生活质量的需求下，农村居民将购置更多现代化家电产品，增加对电力的消费而减少对部分非清洁能源（如煤炭）的消费，从而使得农村居民能源消费结构更加清洁。据此，本文提出如下假说：

H2c: 户籍制度改革通过改善居民能源消费结构从而抑制生活碳排放。

（三）农村人口城镇化与生活碳排放达峰

由于不同城镇化阶段在能源供给、居民能源消费需求等方面存在显著差异，人口城镇化对碳排放的影响可能呈现阶段性特征。鉴于此，本文从不同城镇化阶段着手来探讨人口城镇化与生活碳排放之

间的内在联系。Northam（1975）提出，城镇化整体呈“S型”曲线发展，其演化过程可划分成初期、中期、后期三个阶段。在此基础上，方创琳等（2008）立足于中国经济发展实际提出了新型城镇化发展四阶段论。立足于方创琳等（2008）的新型城镇化发展四阶段论，本文绘制了人口城镇化与生活碳排放之间的“倒N型”关系图（见图2）。

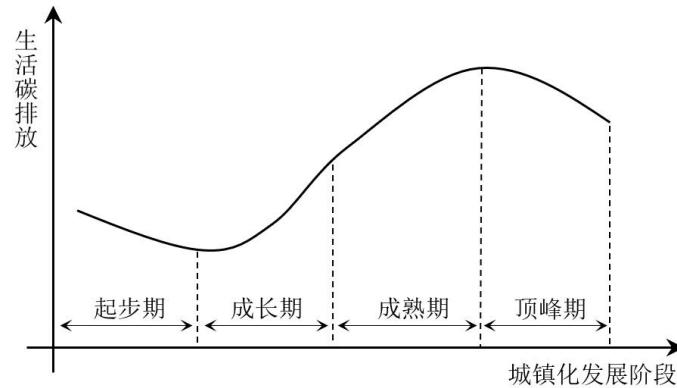


图2 人口城镇化与生活碳排放之间的“倒N型”关系

首先，当处于城镇化起步期时，城镇经济增长也处于起步阶段，能源供给能力有限、能源价格较高、人均收入水平较低，从而使得人口城镇化对城镇居民生活碳排放的影响较小。此时，较大的农村人口基数使得农村留守人员的人均资源增量和收入水平增长有限，进而导致人口城镇化对农村居民生活碳排放的影响较小。其次，当城镇化处于成长期和成熟期时，城镇化速度较快、经济发展水平较高、城镇能源供给能力较强、迁移居民的收入水平提升较快，因而迁移居民对能源的消费需求和消费能力也随之提高。与此同时，较快的城镇化速度意味着大量农村人口向城镇迁移，使得农村留守居民拥有的人均资源得到明显提高，其收入水平可能得到较快提高，进而会导致其对生活能源消费需求增加。可见，在城镇化成长期和成熟期时，人口城镇化对生活碳排放具有促进作用。最后，当处于城镇化顶峰期时，城镇化率较高、人口城镇化速度趋于平稳、经济发展水平较高，城乡居民收入水平较高。由于前期不断扩大的生产活动和居民消费水平使得污染物排放不断增多、环境质量不断下降，在较高的收入水平和环保需求下，城乡居民会增加对清洁能源的消费。可见，在城镇化顶峰期时，人口城镇化对生活碳排放的影响表现为抑制作用。据此，本文提出如下研究假说：

H3：人口城镇化与生活碳排放之间存在“倒N型”关系。

三、研究设计

（一）数据来源

一方面，当前围绕居民生活各类能源消费展开的微观家庭调查数据较为匮乏，且难以满足指标一致、连续年份有效等数据质量要求。另一方面，现有符合指标一致、连续年份有效等要求的公开权威统计资料仅在地级市层面和省级层面统计了生活类能源消费数据。由于地级市层面的生活类能源消费数据并未区分城镇与农村的分类生活能源消费，因此本文采用省级层面以及城镇、农村的分类生活能

源消费数据。相关数据主要来自《中国能源统计年鉴》^①中的各地区能源平衡表。该平衡表提供了历年各省份及其城镇与农村居民对各类能源的生活消费量，其所含的能源种类较为详细。本文将其中与居民生活消费相关的13类能源^②纳入考虑，以较为全面地测度生活碳排放。考虑到数据完整性，本文样本中不包含中国港澳台地区和西藏地区。由于该能源平衡表数据最早公开年份为2003年，本文由此最终获得了2003—2019年的面板数据，样本量为510个。

其余各主要变量数据来源及处理方式如下。①各类能源的净发热值数据以及热力和电力的折合标准煤系数主要来自《综合能源计算通则》（GB/T 2589-2020）^③。其中，其他洗煤的净发热值数据采用洗中煤的相应数据作为替代。型煤的净发热值数据采用棕色煤压块的净发热值数据作为替代，该数据主要来自《2006年IPCC国家温室气体清单指南》^④。②各类能源单位热值碳排放系数主要来自《2006年IPCC国家温室气体清单指南》。其中，本文将煤类能源碳排放系数取相同值，均采用棕色煤压块的对应系数作为替代。热力单位热值碳排放系数数据来自蒋金荷（2015）。③各区域电网排放因子数据主要来自历年《中国区域电网二氧化碳基准线排放因子》^⑤。囿于数据可获得性，本文分别采用2004年和2017年各区域电网排放因子数据替代2003年和2018—2019年的相应数据。④控制变量数据主要来自历年《中国统计年鉴》^⑥《中国统计摘要》^⑦以及各省份统计年鉴。

（二）模型构建

1. 基准回归：多期双重差分模型。本文构建如下多期双重差分模型来考察户籍制度改革对人均生活碳排放的影响：

$$pc_pro_{pt} = \alpha + \beta did_{pt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

（1）式中， p 代表省份， t 代表年份。 pc_pro_{pt} 为被解释变量，代表 p 省份在 t 年份的人均生活碳排放。解释变量 did_{pt} 是用以识别户籍制度改革的虚拟变量。为控制各省份时变因素特征对人均生活碳排放的影响，本文进一步选取了一系列控制变量 X_{pt} ，具体包括：经济发展水平（ $PGDP$ ）、基础设施建设（ Gov ）、城乡收入差距（ Gap ）、第二产业比重（ $Ind2$ ）和第三产业比重（ $Ind3$ ）。 v_t 代表年份固定效应， γ_p 代表省份固定效应， ε_{pt} 为随机扰动项。

^①数据来源：国家统计局能源统计司：《中国能源统计年鉴》（2004—2020年，历年），北京：中国统计出版社。

^②包括：原煤、精洗煤、其他洗煤、型煤、焦炭、焦炉煤气、原油、汽油、柴油、液化石油气、天然气、热力和电力。

^③数据来源：国家标准信息公共服务平台官方网站（<http://std.samr.gov.cn/>）。

^④数据来源：联合国政府间气候变化专门委员会官方网站（<https://www.ipcc.ch/>）。

^⑤数据来源：中华人民共和国生态环境部官方网站（<https://www.mee.gov.cn/>）、中国清洁发展机制网（<http://cdm.ccchina.org.cn/>）。

^⑥数据来源：国家统计局：《中国统计年鉴》（2004—2020年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑦数据来源：国家统计局：《中国统计摘要》（2004—2020年，历年），北京：中国统计出版社。

2.机制分析：中介效应检验。基于前文理论分析，本文将户籍制度改革对生活碳排放的影响拆分为城镇和农村两部分，并在此基础上采用中介效应模型从“人均消费水平”“能源消费强度”和“能源消费结构”三个方面对户籍制度改革影响城乡居民人均生活碳排放的机制进行实证检验。借鉴温忠麟等（2012）的方法，本文构建如下中介效应模型：

$$pc_{pt} = \alpha + \beta did_{pt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

$$M_{pt} = \alpha + \beta did_{pt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

$$pc_{pt} = \alpha + \beta did_{pt} + \eta M_{ipt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (4)$$

(2)~(4)式中， pc_{pt} 包含 pc_city_{pt} 和 pc_rural_{pt} 两个变量，分别代表 p 省份 t 年份的城镇居民与农村居民的人均生活碳排放。 M_{pt} 表示户籍制度改革影响城乡居民人均生活碳排放的中介变量，具体包括以下六个变量：城镇人均消费水平（ $cons_city$ ）、农村人均消费水平（ $cons_rural$ ）、城镇能源消费强度（ $intens_city$ ）、农村能源消费强度（ $intens_rural$ ）、城镇能源消费结构（ $stru_city$ ）和农村能源消费结构（ $stru_rural$ ）。其余变量设置与（1）式模型一致。

3.拓展分析：非线性关系检验。为验证假说H3是否成立，本文构建如下模型来检验人口城镇化与生活碳排放是否存在“倒N型”曲线关系：

$$carbon_{pt} = \alpha + \beta_1 urban_{pt} + \beta_2 urban_{pt}^2 + \beta_3 urban_{pt}^3 + pop_{pt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (5)$$

(5)式中， $urban_{pt}$ 表示 p 省份 t 年份的人口城镇化率， $urban_{pt}^2$ 和 $urban_{pt}^3$ 分别表示其二次项和三次项。 $carbon_{pt}$ 表示 p 省份 t 年份的生活碳排放。前文模型采用人均生活碳排放为被解释变量，为避免共线性问题，本文未将人口规模加入控制变量中。考虑到人口规模是影响生活碳排放总量的重要因素，本文进一步将人口规模（ pop ）加入（5）式模型。其余变量设置与（1）式模型一致。

（三）变量说明及描述性统计

1.被解释变量。基准回归部分被解释变量为人均生活碳排放（ pc_pro ），机制分析部分被解释变量为城镇居民人均生活碳排放（ pc_city ）和农村居民人均生活碳排放（ pc_rural ）。本文以各省份居民生活主要消费的13类能源来测算生活碳排放：①将热力折算成标准煤消耗量值，再通过其碳排放系数测算热力消耗产生的碳排放；②采用居民电力消耗与各区域电网历年基准线碳排放因子相乘得到电力消耗产生的碳排放；③采用排放因子法对居民生活能源消费直接产生的碳排放进行测度。碳排放测算公式为：

$$CO_2 = \sum_i E_i \times NCV_i \times CEF_i \times COF_i \times (44/12) \quad (6)$$

(6) 式中, i 代表各类能源, E 、 NCV 、 CEF 和 COF 分别为各类能源消耗量、净发热值、单位热值的碳排放系数和碳氧化因子; 44 和 12 分别为二氧化碳与碳的分子量。在此基础上, 本文采用生活碳排放与常住人口数之比来衡量人均生活碳排放, 并采用城镇(农村)生活碳排放与城镇(农村)常住人口数之比来衡量城镇(农村)居民人均生活碳排放。此外, (5) 式模型的被解释变量为生活碳排放 (*carbon*), 具体采用生活碳排放的对数来衡量。

2. 核心解释变量。基准回归和机制分析部分的核心解释变量为户籍制度改革。2011 年 2 月, 国务院发布《国务院办公厅关于积极稳妥推进户籍制度改革的通知》(下文简称“《通知》”), 明确指出: 各地区应结合实际推动完善现行户籍制度, 围绕合法稳定就业和住所, 并结合社会保险缴纳年限制定农村家庭居民落户标准。2014 年 7 月, 《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》(下文简称“《意见》”)明确提出, 要确立城乡一元户口登记制度, 并推广实行居住证制度。《通知》和《意见》发布后, 部分省份陆续对国务院关于推进户籍制度改革的要求做出积极响应, 出台了相应的政策落实文件来实施户籍制度改革(详见表 1)。根据各省份为落实国务院发布的《通知》和《意见》而出台的相应政策文件信息, 本文采用如下方法设置户籍制度改革变量 (did): 颁布了相应实施意见或方案政策文件的省份为处理组, 而其他省份为控制组。其中, 处理组省份在政策执行当年及之后年份, did 取值为 1; 其他情形 did 取值为 0。需要说明的是, 对于《通知》和《意见》均有出台政策文件的处理组省份, 本文将其处理年份定义为更早的年份, 即该省份出台关于落实《通知》政策文件的执行年份。此外, (5) 式模型的核心解释变量为人口城镇化率 (*urban*), 具体采用城镇常住人口数与省份常住人口数之比来衡量。

表 1 户籍制度改革情况

年份	改革省份及时间	政策依据
2011	吉林(10月)、安徽(8月)、福建(11月)、江西(4月)、山东(8月)	《通知》
2012	河北(7月)、内蒙古(5月)、江苏(3月)	
2013	山西(9月)	
2014	黑龙江(10月)、江苏(12月)、江西(12月)、山东(11月)、河南(11月)、四川(11月)、新疆(9月)	《意见》
2015	湖北(9月)、陕西(3月)、辽宁(7月)、贵州(5月)、安徽(5月)、广东(6月)、福建(2月)、吉林(1月)、山西(1月)、湖南(5月)、广西(2月)、重庆(8月)、云南(5月)、青海(1月)、内蒙古(9月)、浙江(12月)、海南(12月)	
2016	北京(9月)、天津(4月)、河北(11月)、上海(4月)、西藏(6月)	

3. 控制变量。参考孙华臣、孙丰凯(2016)的研究, 本文选取如下控制变量。①经济发展水平($PGDP$)。经济发展水平与各省份居民的消费水平和生活方式息息相关, 会直接影响生活碳排放。本文采用人均 GDP 的对数来衡量经济发展水平。②基础设施建设(Gov)。基础设施建设是地方政府促进地区经济增长的重要措施, 可能导致居民对汽油、燃气等直接能源的消耗增加, 从而影响生活碳排放。本文采用政府公共财政支出与 GDP 之比来衡量基础设施建设水平。③城乡收入差距(Gap)。城乡收入差距直接影响着城镇居民和农村居民的生活水平和生活方式, 从而影响生活碳排放。本文采用城镇居民

人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比来衡量城乡收入差距。④产业结构，具体包括第二产业比重 (*Ind2*) 和第三产业比重 (*Ind3*) 两个变量，分别采用第二产业和第三产业增加值与 GDP 之比来衡量。一般而言，服务业消费较工业消费品更为低碳。此外，(5)式模型中新增控制变量人口规模 (*pop*)，采用常住人口数的对数来衡量。

4. 中介变量。基于前文理论分析，本文中中介变量设置如下。①人均消费水平，具体包括城镇人均消费水平 (*cons_city*) 和农村人均消费水平 (*cons_rural*) 两个变量，分别采用 2003 年不变价的城镇居民和农村居民人均实际消费支出来衡量。②能源消费强度，具体包括城镇能源消费强度 (*intens_city*) 和农村能源消费强度 (*intens_rural*) 两个变量。借鉴刘志英等 (2016)，本文分别采用城镇居民和农村居民各类能源消费标准煤与实际消费支出之比来衡量城镇居民和农村居民能源消费强度。③能源消费结构，具体包括城镇能源消费结构 (*stru_city*) 和农村能源消费结构 (*stru_rural*) 两个变量。借鉴汝醒君、汪臻 (2016)，本文分别采用城镇居民和农村居民电力消费标准煤占各类能源消费标准煤的比重来衡量城镇居民和农村居民能源消费结构。各变量的定义及其描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量定义与描述性统计

变量名	变量符号	定义	均值	标准差
人均生活碳排放	<i>pc_pro</i>	生活碳排放与省份常住人口数之比 (吨/人)	2.2677	2.7048
城镇人均生活碳排放	<i>pc_city</i>	城镇生活碳排放与城镇常住人口数之比 (吨/人)	3.4734	4.4552
农村人均生活碳排放	<i>pc_rural</i>	农村生活碳排放与农村常住人口数之比 (吨/人)	0.7499	0.4615
生活碳排放	<i>carbon</i>	生活碳排放 (万吨)，取对数	8.4642	1.0351
户籍制度改革	<i>did</i>	处理组省份执行年份及之后为 1，否则为 0	0.3373	0.4732
人口城镇化率	<i>urban</i>	城镇常住人口数与省份常住人口数之比	0.5222	0.1497
经济发展水平	<i>PGDP</i>	人均 GDP (元/人)，取对数	10.3305	0.7375
基础设施建设	<i>Gov</i>	政府支出与 GDP 之比	0.2269	0.1068
城乡收入差距	<i>Gap</i>	城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比	2.8499	0.5596
第二产业比重	<i>Ind2</i>	第二产业增加值与 GDP 之比	0.4816	0.1192
第三产业比重	<i>Ind3</i>	第三产业增加值与 GDP 之比	0.4558	0.0907
人口规模	<i>pop</i>	省份常住人口数 (万人)，取对数	8.1736	0.7489
城镇人均消费水平	<i>cons_city</i>	城镇居民实际人均消费支出 (千元/人)	5.3447	1.6914
农村人均消费水平	<i>cons_rural</i>	农村居民实际人均消费支出 (千元/人)	3.6205	2.0818
城镇能源消费强度	<i>intens_city</i>	城镇能源消费标准煤与城镇实际消费支出之比 (吨/元)	1.8596	2.3013
农村能源消费强度	<i>intens_rural</i>	农村能源消费标准煤与农村实际消费支出之比 (吨/元)	0.5875	0.3325
城镇能源消费结构	<i>stru_city</i>	城镇电力消费标准煤与城镇能源消费标准煤之比	0.1838	0.1618
农村能源消费结构	<i>stru_rural</i>	农村电力消费标准煤与农村能源消费标准煤之比	0.2769	0.1739

(四) 关键变量描述

图 3 展示了 2003—2019 年中国省级层面及其城乡居民生活碳排放、能源消费强度与能源消费结构的变化趋势。从图 3 (a)、(b) 可知，样本期内各省份及其城乡居民生活碳排放与人均生活碳排放

放均呈上升趋势。其中,城镇居民生活碳排放不论在总量还是在人均层面均高于农村居民生活碳排放。图3(c)、(d)分别描绘了居民生活能源消费强度与结构特征。不难发现,样本期内各省份及其城乡居民生活能源消费强度与结构呈波动式上升趋势。相比城镇居民,农村居民的生活能源消费强度较低,并且能源消费结构较为清洁。这初步表明,随着人口城镇化的不断推进,城乡居民生活碳排放、人均生活碳排放、生活能源消费强度及其清洁程度呈现上升趋势。

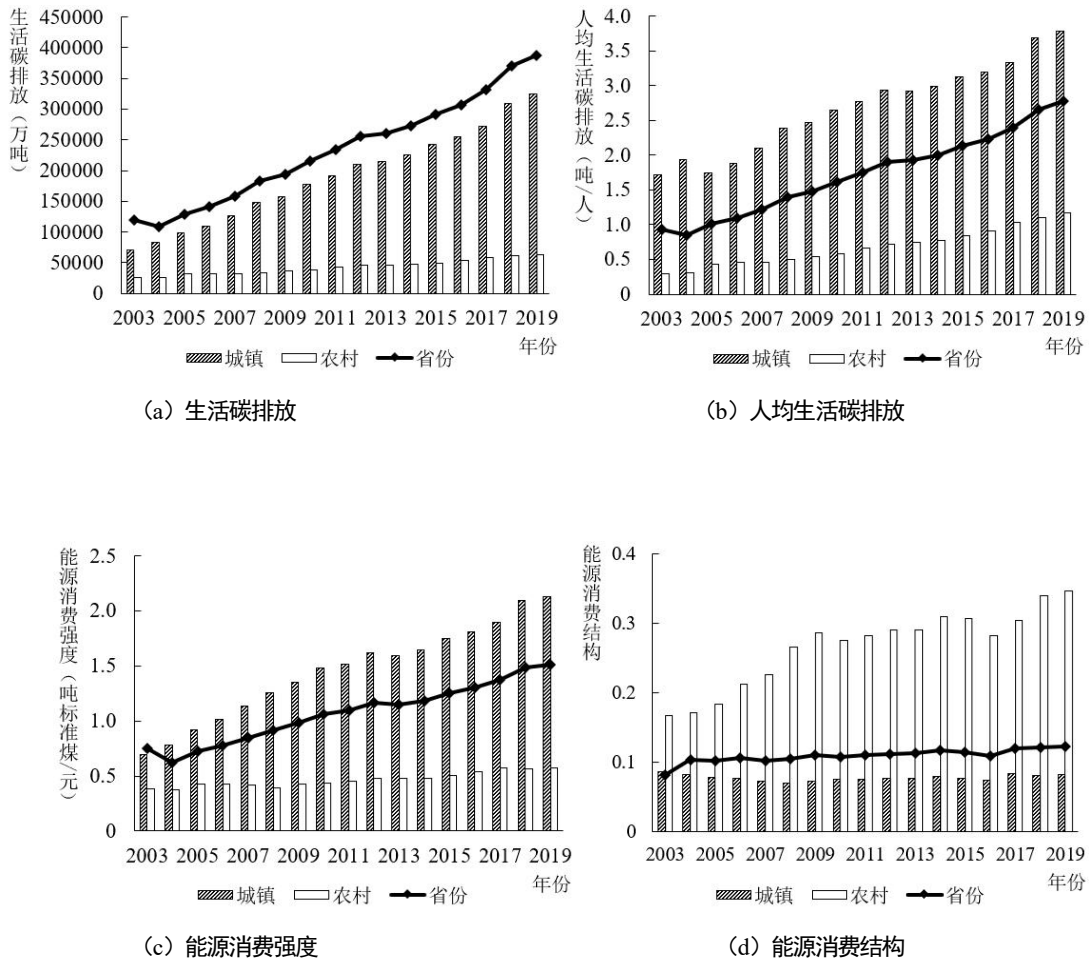


图3 2003—2019年中国省级层面及其城乡居民生活碳排放、能源消费强度与能源消费结构

四、实证结果分析

(一) 户籍制度改革对生活碳排放的影响

1. 基准回归结果。基于(1)式模型的基准回归结果如表3所示。其中,(1)列为未加入控制变量的估计结果,(2)~(6)列为逐步加入其他控制变量的估计结果。表3结果显示,户籍制度改革对人均生活碳排放具有显著的正向作用。在依次将控制变量加入回归的过程中,核心解释变量户籍制度改革均显著且估计系数为正。(6)列结果显示,在将各控制变量均纳入后,核心解释变量户籍制度改革仍显著且估计系数为正,其具体数值为0.3438。这表明,户籍制度改革显著促进了生活碳排放,

其对处理组省份人均生活碳排放的提升效应约为 0.3438 吨/人，即假说 H1 成立。

表 3 基准回归结果

	被解释变量：人均生活碳排放					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
户籍制度改革	0.1957 (0.1330)	0.2485* (0.1381)	0.4126*** (0.1480)	0.3668** (0.1432)	0.3688** (0.1448)	0.3438** (0.1507)
经济发展水平		-2.1486*** (0.6188)	-2.1720*** (0.6007)	-1.6779** (0.7626)	-1.8083*** (0.5116)	-2.2145*** (0.5670)
基础设施建设			6.0691*** (1.6294)	6.4242*** (1.6548)	6.3547*** (1.6815)	6.2380*** (1.8057)
城乡收入差距				0.8046** (0.3607)	0.7852*** (0.3027)	0.8533*** (0.2967)
第二产业比重					0.3837 (2.0182)	-0.1860 (2.0855)
第三产业比重						-6.5444* (3.7272)
常数项	2.2017*** (0.0715)	24.3797*** (6.4186)	23.1894*** (6.2609)	15.7267* (8.8047)	16.9594*** (5.7455)	24.2534*** (7.3409)
调整后的 R ²	0.8366	0.8451	0.8502	0.8518	0.8515	0.8537

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③省份固定效应和年份固定效应均已控制。

2. 平行趋势检验。本文借鉴 Beck et al. (2010) 的做法来进行平行趋势验证，具体模型如下：

$$pc_pro_{pt} = \alpha + \sum_{k=-6}^6 \beta_k did_{pt}^k + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (7)$$

(7) 式中，变量 did^k 表示以各处理组省份进行户籍制度改革当年为基准点，将 (1) 式模型中变量 did 按相对处理年份逐年拆分所得的政策变量，用以识别户籍制度改革实施前后各年份的政策效应 β_k 。具体赋值规则如下：处理组省份在改革前第六年及更早年份 ($k = -6$) 时， did^{-6} 取值为 1；处理组省份在改革前或改革后的第 k 年 ($-6 < k < 6$) 时， did^k 取值为 1；处理组省份在改革后第六年及以后年份 ($k = 6$) 时， did^6 取值为 1；其他情形时， did^k 取值为 0。其余变量设置与 (1) 式模型一致。

平行趋势检验结果如图 4 所示。图 4 中，横轴表示户籍制度改革前后相对年份；纵轴表示估计系数 β_k 。图 4 中每个圆点代表系数 β_k 的回归结果，其所附带的纵深虚线表示 95% 水平的置信区间。结果显示，对于户籍制度改革前的所有年份， did^k 均不显著。这表明，处理组与控制组省份在户籍制度改革前的人均生活碳排放并无显著差异，即满足平行趋势假设。

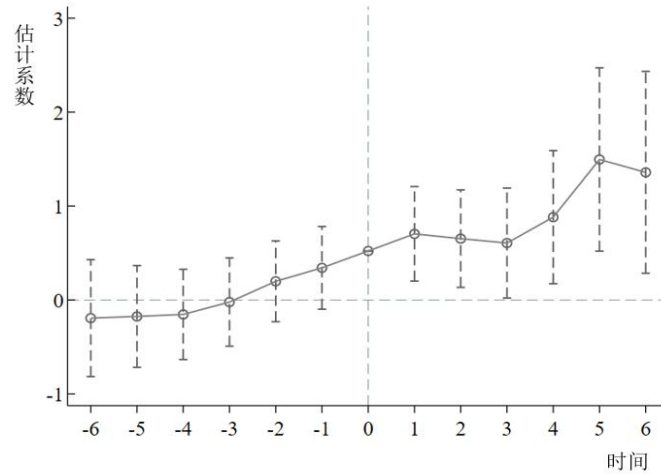


图4 平行趋势检验

3. 稳健性检验。为增强前文基本结论的可信度，本文进行如下稳健性检验。首先，为证实前文政策效应是由户籍制度改革的落实，而非同时期其他政策执行所导致，本文参考龙小宁、万威（2017）的思路，将与户籍制度改革时间较为接近的碳排放权交易政策纳入考虑。碳排放权交易政策变量的定义方法与李治国、王杰（2021）一致，即：碳排放权交易试点省份在2013年及之后年份赋值为1，否则为0。其次，更换因变量衡量指标。本文采用各省份居民单位实际生活消费支出的生活碳排放，即生活碳排放强度作为替代指标。再次，借鉴蒋灵多、陆毅（2018）的思路，本文根据各年份政策实际实施时间来修改政策变量的赋值，具体做法为：根据表1中各省份出台关于落实《通知》和《意见》政策文件的执行时间，以户籍制度改革当年执行月份数占全年的比重对 *did* 变量进行重新赋值；在此基础上，对于《通知》和《意见》均有响应和落实的处理组省份，本文将该省份 *did* 变量在其出台《意见》落实文件的执行时间后的年份赋值为2。最后，借鉴张国建等（2019）的做法，本文将全部控制变量做滞后一期处理，以缓解由潜在双向因果关系导致的内生性问题。上述稳健性检验结果如表4所示。不难发现：户籍制度改革变量均显著且估计系数为正，即前文结论依然稳健。

表4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	排除其他政策干扰	更换因变量衡量指标	更换政策变量赋值方法	控制变量滞后一期
户籍制度改革	0.2737* (0.1518)	0.6648** (0.3272)	0.4008** (0.1632)	0.3126** (0.1392)
碳排放权交易	-0.7913*** (0.1672)			
常数项	27.6614*** (7.4127)	45.5525*** (15.8379)	24.2096*** (7.3999)	18.2863** (7.7999)
调整后的 R ²	0.8568	0.8619	0.8547	0.8658

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

4.内生性处理：工具变量法。为缓解处理组样本选择可能非完全随机而导致的内生性问题，本文进一步采用工具变量法来考察前文结论的稳健性。借鉴邵帅等（2019a）、Dong et al.（2020）的思路，本文采用各省份河流长度^①与时间趋势的交互项来构建工具变量。其合理性在于：一方面，城镇发展对于河流水系的依赖性较高，而中国河流特征与城镇化具有相关性（刘沁萍等，2012），即河流长度可能通过影响各省份的城镇化进而对政府部门落实户籍制度改革的决策制定产生影响，因此满足相关性原则；另一方面，河流长度作为天然地理外生因素，难以对生活碳排放产生直接影响，因此满足外生性原则。基于工具变量法的回归结果如表 5 所示：第一阶段结果显示，工具变量对户籍制度改革具有显著的正向影响，且 F 统计量大于临界值 10，说明不存在弱工具变量问题；第二阶段结果显示，户籍制度改革显著且估计系数为正。这表明，在进一步缓解其他潜在内生性问题后，户籍制度改革对人均生活碳排放的促进作用依然成立。

	(1)	(2)
	户籍制度改革	人均生活碳排放
河流长度×时间趋势	0.0087*** (0.0021)	
户籍制度改革		10.4694*** (3.1377)
F 值	17.15	

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

（二）户籍制度改革对生活碳排放的作用机制

前文实证结果表明，户籍制度改革显著促进了人均生活碳排放，本部分将从城乡视角出发进一步揭示其作用机制。具体而言，本文将采用中介效应模型来检验“人均消费水平”“能源消费强度”和“能源消费结构”三种机制是否成立，检验结果如表 6 和表 7 所示。其中，表 6 为关于城镇居民生活碳排放的机制检验结果，表 7 展示了农村居民生活碳排放的机制检验结果。表 6 和表 7 的（1）列分别展示了户籍制度改革对城乡居民人均生活碳排放的影响，对应中介效应检验第一阶段，即（2）式模型。表 6 和表 7 的（1）列显示，户籍制度改革均显著促进了城镇和农村居民人均生活碳排放，两者共同导致了人均生活碳排放的增加。表 6 和表 7 的（2）～（7）列中的偶数列对应中介效应检验第二阶段，即（3）式模型；奇数列对应中介效应检验第三阶段，即（4）式模型。

（1）人均消费水平的中介效应。表 6 和表 7 的（2）列显示，户籍制度改革变量分别为正向显著、负向不显著；表 6 和表 7 的（3）列显示，户籍制度改革变量和中介变量均显著为正。这表明，户籍

^①本文河流长度数据由各地级市河流密度数据与各地级市面积相乘后再加总至省份层面而得。各地级市河流密度数据由国家地理信息中心（<http://www.ngcc.cn/ngcc/>）提供的主要河流矢量分布图提取而得。各地级市面积数据来源：国家统计局城市社会经济调查司（编），2021：《2020 中国城市统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

制度改革通过提升城镇居民人均消费水平而提高了城镇居民人均生活碳排放，但并未对农村居民人均消费水平产生显著影响，即假说 H2a 对城镇居民成立而对农村居民不成立。可能的原因在于：户籍制度改革对农村留守居民的收入提升效应有限，使得农村留守居民人均消费水平不及迁移居民原本在农村时的人均消费水平。

(2) 能源消费强度的中介效应。表 6 和表 7 的 (4) 列显示，户籍制度改革变量均显著为正。表 6 (5) 列的回归结果中，户籍制度改革变量和中介变量均显著为正。表 7 (5) 列的回归结果中，户籍制度改革变量不显著，而中介变量显著为正。这表明，户籍制度改革通过提升城乡居民能源消费强度而提高了城乡居民人均生活碳排放，即假说 H2b 对城乡居民而言均成立。

(3) 能源消费结构的中介效应。表 6 和表 7 的 (6) 列显示，户籍制度改革变量分别正向不显著、正向显著；表 6 和表 7 (7) 列的回归结果中，户籍制度改革变量和中介变量分别为正向显著、负向显著。这表明，户籍制度改革通过提高农村居民能源消费结构清洁度进而抑制了农村居民人均生活碳排放，但对城镇居民能源消费结构调整未产生显著影响，即假说 H2c 对城镇居民不成立而对农村居民成立。可能的原因在于：城镇生活消费水平较高而迁移居民的收入水平较低，使得迁移居民可能抑制自身用电消费以节省开支。

表 6 中介效应检验：城镇居民

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	人均碳排放	人均消费水平	人均碳排放	能源消费强度	人均碳排放	能源消费结构	人均碳排放
户籍制度改革	0.6478** (0.2781)	0.1962*** (0.0724)	0.5224* (0.2714)	0.2327* (0.1364)	0.2221*** (0.0838)	0.0109 (0.0082)	0.7031** (0.2760)
人均消费水平			0.6395*** (0.1553)				
能源消费强度					1.8296*** (0.0530)		
能源消费结构							-5.0775*** (1.1136)
常数项	28.3856** (11.7180)	-5.4303 (4.5314)	31.8583*** (11.8364)	14.5075** (6.3468)	1.8419 (3.8505)	0.2088 (0.3253)	29.4457** (11.5945)
调整后的 R ²	0.8541	0.8956	0.8599	0.8535	0.9849	0.8813	0.8578

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

表 7 中介效应检验：农村居民

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	人均碳排放	人均消费水平	人均碳排放	能源消费强度	人均碳排放	能源消费结构	人均碳排放
户籍制度改革	0.0569* (0.0342)	-0.0524 (0.0659)	0.0651** (0.0306)	0.0549* (0.0294)	0.0085 (0.0201)	0.0224* (0.0131)	0.0722** (0.0316)

农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析

人均消费水平			0.1564*** (0.0224)				
能源消费强度					0.8810*** (0.0610)		
能源消费结构							-0.6863*** (0.1841)
常数项	2.0477 (1.6182)	7.3664** (3.5791)	0.8953 (1.5549)	3.6135* (1.9254)	-1.1358 (1.0996)	-1.0220* (0.6081)	1.3463 (1.5009)
调整后的 R ²	0.8044	0.9497	0.8290	0.7176	0.9180	0.7649	0.8197

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

（三）拓展分析：人口城镇化与生活碳排放达峰

为验证假说 H3 是否成立，本文采用（5）式模型对人口城镇化与生活碳排放之间的“倒 N 型”曲线关系进行检验，回归结果如表 8 所示。表 8（1）列为（5）式模型不加入控制变量的回归结果。结果显示，人口城镇化率和人口城镇化率三次方项负向显著，人口城镇化率平方项正向显著。（2）列为加入控制变量的回归结果。结果显示，人口城镇化率及其平方和三次方项均在 1%的水平上显著，其中仅人口城镇化率平方项系数为正向。这说明，人口城镇化与生活碳排放呈“倒 N 型”曲线关系。进一步的拐点检验结果表明：拐点 1 的城镇化率为 21.84%（p 值小于 0.01）；拐点 2 的城镇化率为 75.19%（p 值约为 0.05）。这说明，人口城镇化与生活碳排放之间确实存在“倒 N 型”曲线关系，即假说 H3 成立。在其他条件不变的情况下，当人口城镇化率处于 21.84%~75.19%时，生活碳排放规模将随人口城镇化的推进而不断增长；当人口城镇化率超过 75.19%时，人口城镇化将对生活碳排放产生显著的抑制效应。样本省份中，仅北京、上海和天津的人口城镇化率超过了拐点 2 的城镇化率（75.19%），进入人口城镇化顶峰期；其他省份在绝大多数年份均处于人口城镇化成长期和成熟期。由此看来，户籍制度改革对生活碳排放的促进作用仅是一种阶段性表现。随着新型城镇化工作推进，当各省份人口城镇化率均步入顶峰期后，生活碳排放将有望实现碳达峰目标。

表 8 “倒 N 型”曲线检验

	被解释变量：生活碳排放	
	(1)	(2)
人口城镇化率	-9.0452*** (2.1961)	-10.1436*** (2.3450)
人口城镇化率平方项	19.2626*** (4.2956)	23.2199*** (4.9815)
人口城镇化率三次方项	-11.8488*** (2.7519)	-15.4404*** (3.4218)
常数项	9.6267*** (0.3892)	5.8445 (3.9825)

农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析

调整后的 R ²	0.9652	0.9658
---------------------	--------	--------

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

为更直观地分析当前各省份人口城镇化现状，表 9 整理了 2003—2019 年各省份的人口城镇化率及其与拐点城镇化率的比较情况。总体来看，大多数省份与全国整体人口城镇化率均介于拐点 1 和拐点 2 的城镇化率之间，处于人口城镇化发展的成长期和成熟期。例如，河北、安徽、河南和四川的人口城镇化在 2004 年以前处于起步期；天津于 2006 年步入人口城镇化顶峰期。2019 年，全国人口城镇化率为 60.60%，比拐点 2 的城镇化率（75.19%）低 14.59%，表明全国当前人口城镇化率低于生活碳排放达峰拐点的城镇化率。以拐点 2 为参照，本文将 2019 年人口城镇化率超过拐点 2 的城镇化率的省份定义为城镇化先进省份，将 2019 年人口城镇化率未超过拐点 2 的城镇化率的省份定义为城镇化滞后省份。在此基础上，本文进一步以-10%和-20%的差值水平为分界点，将城镇化滞后省份细分为轻微滞后省份（-10%~0%）、中度滞后省份（-20%~-10%）和严重滞后省份（-20%以上）。由表 9 可知，北京、天津和上海属于城镇化先进省份；辽宁、江苏、浙江、福建、广东和重庆属于城镇化轻微滞后省份；河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、山东、湖北、湖南、海南、陕西、青海和宁夏属于城镇化中度滞后省份；河南、广西、四川、贵州、云南、甘肃和新疆属于城镇化严重滞后省份。城镇化滞后省份，特别是城镇化严重滞后省份具有极大的城镇化发展潜力，亟需抓紧落实户籍制度改革，切实提高当地的人口城镇化率，从而迎来人口城镇化发展与生活碳排放达峰的双赢局面。

表 9 2003—2019 年中国各省份人口城镇化

省份	低于拐点 1 城镇化率	拐点 1 城镇化率~ 拐点 2 城镇化率	超过拐点 2 城镇化率	2019 年城镇化率 (%)	2019 年城镇化率与 拐点 2 城镇化率之差 (%)
全国	—	2003—2019 年	—	60.60	-14.59
北京	—	—	2003—2019 年	86.60	11.41
天津	—	2003—2005 年	2006—2019 年	83.48	8.29
河北	2003—2004 年	2005—2019 年	—	57.62	-17.57
山西	—	2003—2019 年	—	59.55	-15.64
内蒙古	—	2003—2019 年	—	63.37	-11.82
辽宁	—	2003—2019 年	—	68.11	-7.08
吉林	—	2003—2019 年	—	58.27	-16.92
黑龙江	—	2003—2019 年	—	60.90	-14.29
上海	—	—	2003—2019 年	88.30	13.11
江苏	—	2003—2019 年	—	70.61	-4.58
浙江	—	2003—2019 年	—	70.00	-5.19
安徽	2003—2004 年	2005—2019 年	—	55.81	-19.38
福建	—	2003—2019 年	—	66.50	-8.69
江西	—	2003—2019 年	—	57.42	-17.77

农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析

山东	—	2003—2019年	—	61.51	-13.68
河南	2003—2004年	2005—2019年	—	53.21	-21.98
湖北	—	2003—2019年	—	61.00	-14.19
湖南	—	2003—2019年	—	57.22	-17.97
广东	—	2003—2019年	—	71.40	-3.79
广西	—	2003—2019年	—	51.09	-24.10
海南	—	2003—2019年	—	59.23	-15.96
重庆	—	2003—2019年	—	66.80	-8.39
四川	2003—2004年	2005—2019年	—	53.79	-21.40
贵州	—	2003—2019年	—	49.02	-26.17
云南	—	2003—2019年	—	48.91	-26.28
陕西	—	2003—2019年	—	59.44	-15.75
甘肃	—	2003—2019年	—	48.49	-26.70
青海	—	2003—2019年	—	55.52	-19.67
宁夏	—	2003—2019年	—	59.86	-15.33
新疆	—	2003—2019年	—	51.87	-23.32

注：“—”代表某省份2003—2019年人口城镇化率不在由拐点1和拐点2划分的城镇化率区间内。

五、结论与政策启示

本文搜集并整理了中国部分省份自2011年起落实国务院两次户籍制度改革的具体执行信息,采用多期双重差分模型检验了户籍制度改革对人均生活碳排放的影响及其作用机制,并对人口城镇化与生活碳排放的非线性关系展开了进一步分析。研究发现:第一,户籍制度改革显著促进了生活碳排放,该政策对人均生活碳排放的平均提升效应约为0.3438吨/人。这一基本结论在一系列稳健性检验和采用工具变量缓解内生性问题后仍成立。第二,户籍制度改革同时促进了城镇居民和农村居民的人均生活碳排放,两者共同导致了省份人均生活碳排放的增加。对于城镇居民而言,户籍制度改革主要通过提高其人均消费水平和能源消费强度来促进其人均生活碳排放,但未显著改善城镇居民能源消费结构;对于农村居民而言,户籍制度改革主要通过提高其能源消费强度来促进其人均生活碳排放,并未提高农村居民人均消费水平,但通过有效提升农村居民能源消费结构清洁化程度而显著抑制了其人均生活碳排放。第三,人口城镇化与生活碳排放呈“倒N型”曲线关系,而当前中国绝大多数省份尚未跨过拐点2。

基于以上发现,本文得到如下政策启示。第一,各地方政府应积极贯彻户籍制度改革使人口城镇化率超过拐点2的城镇化率,尤其是城镇化滞后省份。当人口城镇化进入顶峰期后,城镇化的推进将抑制生活碳排放,从而实现生活碳排放达峰。然而,当前中国大多数省份人口城镇化率与拐点2的城镇化率尚存在一定距离。这些城镇化滞后省份应在结合当地发展实际的基础上,以更大力度推进户籍制度改革并放宽农村居民在城镇落户的限制,促使人口城镇化率按期超过拐点2的城镇化率,从而助力生活碳排放达峰。第二,各地政府在推进新型城镇化中应致力于促进城乡居民生活能源结构清洁化,

切实提高居民节能环保意识,引导居民形成低碳生活方式。一方面,户籍制度改革通过促进农村居民能源消费结构清洁化对生活碳排放起到了抑制作用,但这一抑制效应在城镇居民中不存在;另一方面,户籍制度改革对生活碳排放的促进作用主要来自居民能源消费强度的带动。因此,政府应在农村地区继续推广落实“以电代煤”政策,采用补贴等形式引导居民更多使用清洁能源,同时通过开展倡导节能低碳生活理念的宣传教育活动来进一步提高城乡居民的低碳意识,从而降低居民生活能源消费强度并提高清洁能源消费比重,更大程度地抑制生活碳排放,实现协同推进中国人口城镇化和碳减排承诺的双重目标。

参考文献

- 1.蔡昉,2018:《农业劳动力转移潜力耗尽了吗?》,《中国农村经济》第9期。
- 2.方创琳、刘晓丽、藺雪芹,2008:《中国城市化发展阶段的修正及规律性分析》,《干旱区地理》第4期。
- 3.高帆,2014:《中国城乡消费差距的拐点判定及其增长效应》,《统计研究》第12期。
- 4.计志英、赖小锋、贾利军,2016:《家庭部门生活能源消费碳排放:测度与驱动因素研究》,《中国人口·资源与环境》第5期。
- 5.蒋金荷,2015:《中国城镇住宅碳排放强度分析和用能政策反思》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 6.蒋灵多、陆毅,2018:《市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆》,《中国工业经济》第11期。
- 7.李艳梅、张红丽,2016:《城市化对家庭CO₂排放影响的区域差异——基于中国省级面板数据的分析》,《资源科学》第3期。
- 8.李治国、王杰,2021:《中国碳排放权交易的空间减排效应:准自然实验与政策溢出》,《中国人口·资源与环境》第1期。
- 9.刘传明、孙喆、张瑾,2019:《中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究》,《中国人口·资源与环境》第11期。
- 10.刘沁萍、田洪阵、杨永春,2012:《基于GIS和遥感的中国城市分布与自然环境关系的定量研究》,《地理科学》第6期。
- 11.龙小宁、万威,2017:《环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性》,《中国工业经济》第6期。
- 12.卢祖丹,2011:《我国城镇化对碳排放的影响研究》,《中国科技论坛》第7期。
- 13.曲建升、刘莉娜、曾静静、张志强、王莉、王勤花,2014:《中国城乡居民生活碳排放驱动因素分析》,《中国人口·资源与环境》第8期。
- 14.汝醒君、汪臻,2016:《中国农村居民生活用能碳排放影响因素研究》,《生态经济》第1期。
- 15.邵帅、李欣、曹建华,2019a:《中国的城市化推进与雾霾治理》,《经济研究》第2期。
- 16.邵帅、张可、豆建民,2019b:《经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验》,《管理世界》第1期。
- 17.宋德勇、刘习平,2013:《中国省际碳排放空间分配研究》,《中国人口·资源与环境》第5期。
- 18.宋德勇、徐安,2011:《中国城镇碳排放的区域差异和影响因素》,《中国人口·资源与环境》第11期。
- 19.孙华臣、孙丰凯,2016:《城乡收入差距对碳排放影响的经验证据——兼论“公平”何以提升“效率”》,《宏

观经济研究》第1期。

20.孙建卫、赵荣钦、黄贤金、陈志刚, 2010: 《1995—2005年中国碳排放核算及其因素分解研究》, 《自然资源学报》第8期。

21.王小华、温涛、韩林松, 2020: 《习惯形成与中国农民消费行为变迁: 改革开放以来的经验验证》, 《中国农村经济》第1期。

22.温忠麟、刘红云、侯杰泰, 2012: 《调节效应和中介效应分析》, 北京: 教育科学出版社。

23.杨晓军、陈浩, 2013: 《中国城镇化对二氧化碳排放的影响效应: 基于省级面板数据的经验分析》, 《中国地质大学学报(社会科学版)》第1期。

24.张雷、黄园淅、李艳梅、程晓凌, 2010: 《中国碳排放区域格局变化与减排途径分析》, 《资源科学》第2期。

25.张国建、佟孟华、李慧、陈飞, 2019: 《扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估》, 《中国工业经济》第8期。

26.张文婷、温宗国, 2016: 《资源环境约束下中国新型城镇化发展模式研究》, 《中国人口·资源与环境》第S1期。

27.赵红、陈雨蒙, 2013: 《我国城市化进程与减少碳排放的关系研究》, 《中国软科学》第3期。

28.周迪、周丰年、王雪芹, 2019: 《低碳试点政策对城市碳排放绩效的影响评估及机制分析》, 《资源科学》第3期。

29.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.

30.Dong, X., S. Zheng, and M. E. Kahn, 2020, "The Role of Transportation Speed in Facilitating High Skilled Teamwork across Cities", *Journal of Urban Economics*, vol.115, 103212, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.103212>.

31.Hu, Y., S. Ren, Y. Wang, and X. Chen, 2020, "Can Carbon Emission Trading Scheme Achieve Energy Conservation and Emission Reduction? Evidence from the Industrial Sector in China", *Energy Economics*, vol.85, 104590, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104590>.

32.Huang, J., Q. Liu, X. Cai, Y. Hao, and H. Lei, 2018, "The Effect of Technological Factors on China's Carbon Intensity: New Evidence from a Panel Threshold Model", *Energy Policy*, 115: 32-42.

33.Li, J., D. Zhang, and B. Su, 2019, "The Impact of Social Awareness and Lifestyles on Household Carbon Emissions in China" *Ecological Economics*, 160: 145-155.

34.Martínez-Zarzoso, I., and A. Maruotti, 2011, "The Impact of Urbanization on CO₂ Emissions: Evidence from Developing Countries", *Ecological Economics*, 70(7): 1344-1353.

35.Northam, R. M., 1975, *Urban Geography*, New York: John Wiley & Sons.

36.Poumanyong, P., and S. Kaneko, 2010, "Does Urbanization Lead to Less Energy Use and Lower CO₂ Emissions? A Cross-country Analysis", *Ecological Economics*, 70(2): 434-444.

37.Sharma, S. S., 2010, "Determinants of Carbon Dioxide Emissions: Empirical Evidence from 69 Countries", *Applied Energy*, 88(1): 376-382.

38.York, R., 2006, “Demographic Trends and Energy Consumption in European Union Nations, 1960—2025”, *Social Science Research*, 36(3): 855-872.

39.Yu, Y., and N. Zhang, 2021, “Low-carbon City Pilot and Carbon Emission Efficiency: Quasi-experimental Evidence from China”, *Energy Economics*, vol.96, 105125, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105125>.

(作者单位: ¹海南大学经济学院;

²航天科工智慧产业发展有限公司)

(责任编辑: 黄 易)

The Impact of Urbanization of Rural Residents on Carbon Emissions from Household Energy Consumption

CAO Xiang GAO Yu LIU Ziqi

Abstract: This article takes the reform of household registration system in 2011 as a quasi natural event and uses the time-varying DID method to examine the impact of urbanization on household carbon emissions from domestic energy consumption. The results show that the reform of household registration system has significantly promoted per capita carbon emissions. The mechanism analysis shows that the reform of household registration system has improved per capita carbon emissions of both urban and rural residents. For urban areas, population urbanization has mainly promoted per capita carbon emissions of urban residents by increasing per capita consumption level and energy consumption intensity, but it has not significantly improved the energy consumption structure of urban residents. For rural areas, population urbanization has promoted per capita carbon emissions of rural residents mainly by increasing the energy consumption intensity and inhibited per capita carbon emissions by optimizing the energy consumption structure of residents, while the policy has not increased per capita consumption level of residents. In addition, population urbanization and household carbon emissions present an inverted N-shape curve relationship. At present, most provinces in China have not crossed the second turning point. Therefore, all regions should actively implement household registration system reform, and accelerate population urbanization, making household carbon emissions cross the second turning point. Besides, the government should actively promote the awareness of energy saving and green consumption, and increase investment in green technology innovation, ensuring that the goal of “carbon peak” in residential energy consumption can be achieved in the near future.

Keywords: Population Urbanization; Urban and Rural Resident; Carbon Emission from Household Energy Consumption; Carbon Peak; Quasi-natural Experiment