

“合村并居”会减少县域碳排放吗？

王学渊 苏子凡¹

【摘要】：在国家“双碳”目标和绿色发展战略下，“合村并居”作为推进县域新型城镇化建设的重要举措，在县域绿色低碳发展中的作用亟待探究。本文基于 2009—2017 年中国县级层面面板数据，综合利用双向固定效应回归模型和工具变量方法，系统考察“合村并居”对县域碳排放强度的影响效应，进一步从人口城镇化、土地资源集约利用、公共财政支出有效利用、工业集聚四个方面阐释“合村并居”影响县域碳排放强度的作用机制。研究结果表明：（1）“合村并居”在全国范围内显著降低了县域层面的单位 GDP 二氧化碳排放量，分区域看，“合村并居”的县域减碳效应在中、西部地区更为明显，而在东部和东北部地区统计上均不显著；（2）“合村并居”主要通过提升县域的土地资源和公共财政支出集约有效利用程度实现减碳效应，人口城镇化和工业集聚的中介作用并不显著；（3）村庄数量较密集、经济集聚水平较低区县的“合村并居”县域减碳效应更为显著。本文研究表明“合村并居”的县域减碳效应具有较强的区域异质性和一定的局限性。在“合村并居”进程中，因地制宜、分类施策、整体规划村居绿色建筑、加强土地资源的集约化利用和公共财政资源的有效投放，才能促进其在县域绿色低碳发展中的积极作用。

【关键词】：“合村并居” 碳排放强度 减碳效应 县域

一、引言

经济结构低碳清洁转型不仅是中国经济绿色可持续发展的关键环节，更是我国向高质量发展道路迈进的主要路径（林伯强，2018）。经过十多年的不懈努力，2018 年中国单位 GDP 二氧化碳排放量下降 4%，相较于 2005 年累计下降了 8%。¹2020 年 9 月，习近平总书记在联合国大会上承诺中国“二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值，努力争取 2060 年前实现碳中和”。2021 年政府工作报告也明确设置了阶段性目标：“十四五”期间单位国内生产总值能耗和碳排放分别降低 13.5%和 18%。然而，如果能源强度仅以中低速率下降，碳排放不能保证在 2030 年前实现达峰，减排降碳工作仍然任重道远（宋祺佼等，2015）。作为“十四五”期间中国新型城镇化建设的重要阵地，县域面积占全国 90%以上，人口占全国 70%以上，经济总量占全国 41%左右，县域的绿色低碳发展将为全国范围内推进“双碳”目标实现奠定坚实基础。²

县域城镇化作为中国梯度城镇化的一个重要节点，对全国范围内整体城镇化的发展具有促进作用（张登国，2009），同时也被认为与地区的低碳发展之间存在重要关联。城镇化对碳排放的影响已经得到国内外学者的广泛研究，包括国家、省级和城市层面（Du & Xia, 2018；王锋等，2017；Auffhammer et al., 2016），但是鲜有学者基于县域视角探讨这一问题，而且现有研究并未区分促进城镇化的手段是“行政推动”抑或“市场驱动”。从既有的研究结果来看，国内外学者并未就城镇化对碳排放的影响效应得出一致性的结论。有学者认为城镇化会对碳排放量产生线性影响，Poumanyong & Kaneko (2010) 发现城镇化水平的提高会显著增加二氧化碳的排放量。但也有研究表明城市规模越大、城镇化水平越高的地区碳排放量通常越低（Wang et al., 2021）。另一部分文献则主张城镇化与碳排放之间存在非线性关系，比如 Zhang et al. (2017)、Xu et al. (2018) 验证了城镇化和碳排放水平之间“倒 U 型”的库兹涅兹曲线。

“合村并居”是在新型城镇化发展体系下，为促进县域城镇化而产生的行政推动型农村居住方式改造项目（陈靖，2013），

¹**作者简介：**作者王学渊，浙江工商大学经济学院教授；苏子凡，浙江工商大学经济学院硕士研究生。（杭州 310018）
基金项目：浙江省科技厅重点软科学研究项目“‘山海协作工程’对山区农户可持续生计的提升机制与推进策略研究”（2022C25010）；浙江省宣传思想文化青年英才支持项目“城乡供水与环境卫生服务一体化改善策略研究”（1050QBN0121002G）的阶段性研究成果

涉及农民身份转变、土地利用、公共支出、产业集聚等多个方面（马光川和林聚任，2013；王文龙，2020；田孟，2019；佟伟铭和张平宇，2016），主要内容为将邻近的几个自然村重新合并为一个乡村居民社区，故又被称为“合村并点”、“撤村并组”或“村庄合并”。近年来，许多学者开始关注人口城镇化、土地资源利用效率提升、财政支出有效利用和集聚效应对绿色低碳发展方面的影响。首先，在人口方面，有学者发现人口的城镇化进程能够发挥减碳效应，如 Hu & Fan (2020) 发现城市人口规模的增加能够有效减少碳排放量，但是徐斌等（2019）却认为人口规模的增加没有起到显著减少碳排放的作用。其次，一些学者也开始关注土地资源的集约利用对碳绩效的影响。一方面，有研究认为土地的集约利用有利于增进碳排放效率，孙艺璇等（2020）发现城市工业用地的集约利用对碳排放效率具有显著的正向影响。另一方面，Chuai et al. (2014) 以江苏省为例指出土地利用模式的改变将排放大量温室气体。再次，公共财政支出与碳排放之间的关联吸引了学者的关注。福利性财政支出相对生产性财政支出更有利于改进环境全要素生产率，降低人均碳排放量（王艺明等，2014）。最后，在产业集聚对碳排放的影响方面，大多数学者认为集聚会恶化生态环境，韩峰和谢锐（2017）研究发现生产性服务业的专业化和多样性集聚并未产生预期中的碳减排效应。但是，也有学者提供了工业集聚降低碳排放强度的实证证据（Chen et al., 2018）。

就上述研究来看，虽然大批学者开始关注碳排放的多方面影响因素，但是鲜见县域层面行政推动型城镇化进程与低碳发展关系的直接研究。而基于中国的实际情况，近年来的“合村并居”以山东为试点，在推动城镇化进程中取得了较大进展，3 并进一步对县域内生产生活方式产生深刻影响。在这样的背景下，“合村并居”会对县域内碳排放水平产生何种影响？其作用机理为何？这将是本研究的核心问题。

有鉴于此，本文使用中国 2009–2017 年县级二氧化碳排放数据，利用双向固定效应模型，结合工具变量方法，就“合村并居”对县域内碳排放的影响效应进行全面分析，并深入探讨其作用机制，以期为在县级地区加快实现“双碳”目标提供政策启示。较之既有文献，本研究可能具有以下几方面的创新点：一是研究视角聚焦于县域层面。现有大多数文献关注国家、省级和城市层面的温室气体排放问题，县域层面的相关研究还不多见，本文重点研究了行政推动型县域城镇化进程对碳排放的影响，为县域地区践行绿色低碳发展提供一定的经验证据。二是不同于现有研究，本文首先构建量化指标衡量“合村并居”，其次从理论和实证两方面检验了“合村并居”对县域碳排放的影响效应和作用机制，探索补充了“合村并居”在绿色发展领域内的意义。三是本文考虑了内生性问题，并进行了一系列稳健性检验以保障研究结论的可靠性，为基层治理和绿色发展提供启示和方向。

全文安排如下：第二部分是理论分析和研究假说提出，第三部分是模型设定与变量说明，第四部分是实证结果分析，最后是文章的结论与政策启示。

二、理论分析和研究假说提出

“合村并居”有助于破除阻滞城乡同步发展的二元体制，以行政推动的方式带动农村转型，加快县域乡村地区的城镇化进程（Li et al., 2020）。城镇化和农村现代化同步的要求使得农村地区再难滞留在“欠发展”的落后状态，“合村并居”对县域城镇化的促进是其内在要求。而建设居民社区使农村居民集中居住，也是县域城镇化进程的题中之义（陈靖，2013）。进一步地，城镇化被认为能够发挥集聚效应，有效减少地区污染物排放水平，包括二氧化碳排放强度，起到改进环境绩效的作用（陆铭和冯皓，2014；任晓松等，2020）。一方面，由于城镇在单位面积内聚集起一定数量的公共基础设施和企业，因而能够发挥更加明显的外部规模经济效应和绿色技术溢出，并通过这种正外部性使得企业使用节能减排技术，从而有利于单位产出碳排放量的减少（邵帅等，2019）。另一方面，随着城镇化的深入，产业结构发生变化，低碳排放的第三产业比重逐渐提升，有利于在一定程度实现碳排放强度的降低。在此基础上，本文提出假设 H1：

H1：“合村并居”能够降低县域碳排放强度。

进一步地，“合村并居”这一行政推动型城镇化进程的减碳效应可能从人口、土地、财政和产业四个方面实现。首先，“合村并居”将村庄合并为集中度较高的居民社区，这一城镇化进程在改善村民的居住条件和生活水平的同时，也使其生产生活方式

式实现现代化转型（马光川和林聚任，2013），变得更加绿色环保。比如，由于一些贫困地区资源禀赋条件较差，自身发展能力受到较大限制，在实施“合村并居”、居民异地扶贫搬迁后，有助于帮助贫困人口跳出发展不充分困境，同时使其生产生活方式同步升级。研究发现，落户城镇的转移人口在实现职业、身份、生活方式转变的同时，其能源消费行为和节能环保意愿也会受到城镇生活的影响（魏楚，2017），促进节能减排目标的实现。此外，“合村并居”进程中的人口集聚又将带动县域内的人口城镇化水平。人口规模的扩大和经济活动的空间集聚能够提升碳排放效率，推动碳排放强度的降低（Yu et al., 2020）。基于此本文提出假设 H2：

H2：“合村并居”能够通过提高人口城镇化水平，产生减碳效应。

其次，伴随着“合村并居”，居民社区规模的扩张将有助于整合分散地块，实现乡村地区土地资源的集约利用，使得土地利用从分散、低效变得集中、高效。有学者指出，土地资源的集约利用有助于增进碳排放效率（孙艺璇等，2020）。进一步地，周璟茹等（2017）提出，在土地利用相对粗放的初级阶段，土地集约利用程度的提高会减少碳源地块面积的扩张，使得碳排放强度下降。而随着土地集约程度的进一步增加，土地集约利用模式将会逐渐从资本投入型向技术投入型转变，带动碳排放强度的进一步减少，发挥减碳效应。基于此，本文提出假设 H3：

H3：“合村并居”能够通过促进土地资源集约利用，产生减碳效应。

再次，“合村并居”可能有助于提升公共服务的“有效性”（田孟，2019）。针对原有的分散型村庄分布模式，政府的公共服务难以实现全面覆盖，使得公共服务的“有效性”有所欠缺。但是“合村并居”可以冲击这一“摊大饼”式的公共财政支出模式，切实提升公共支出的有效利用。一方面，由于经济激励的作用，地方政府往往热衷于投资经济建设，而忽视环境治理。通过建立新型居民社区，实现对原先的村庄的取代后，不仅使得公共服务“有的放矢”，也能在一定程度上减少重复建设，在这个过程中实现碳减排。另一方面，“合村并居”中的新型居民社区建设力求将建筑、交通和公共设施与绿色低碳要素相结合，形成低碳环保的新型乡村生产生活空间结构，并通过优化不同功能空间布局，使得生产生活区域之间的联系更加紧密，这有助于缩短通勤交通距离，在降低交通能源消耗的同时减少碳排放（王玉娟等，2021）。基于此，本文提出假设 H4：

H4：“合村并居”能够通过促进公共支出有效利用，产生减碳效应。

最后，“合村并居”带来的基础设施优化、交通成本降低等便利可能加快工业的集聚发展。罗必良（1999）指出村庄合并可以以整合乡村资源、加强基础设施建设的方式，通过建立产业结构合理的区域性经济中心，促进经济集聚水平的提升。佟伟铭和张平宇（2016）发现农村的新型社区化建设使得劳动力加快向二三产业转移，带动后者的整体增长，促进产业结构向绿色清洁的环境友好型转型。进一步地，工业的集聚能够发挥规模经济性降低平均成本，同时相对集聚亦利于促进生产技术的演进，发挥碳减排效应。Chen et al.（2018）指出工业集聚降低了工业二氧化碳排放强度。据此，本文提出假设 H5：

H5：“合村并居”能够通过促进工业集聚，发挥降低碳排放强度的作用。

传导机制概念框架如图 1 所示。

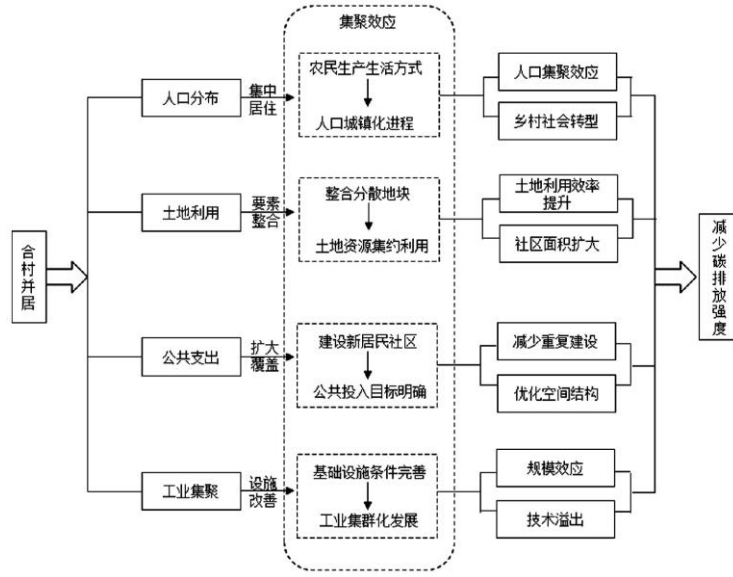


图 1 影响机制概念框架

三、模型设定与变量说明

（一）计量模型设定

本文构建计量模型（1）以分析“合村并居”对碳排放强度的影响。

$$\ln CEI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 magnitude_{i,t} + \gamma X + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

本文选取碳排放强度（Carbon Emission Intensity, CEI）作为被解释变量。核心解释变量 $magnitude$ 表示县 i 在年 t 的“合村并居”程度， X 则是一系列控制变量，包括人口规模、外国直接投资、研发投入、产业结构和工业产值相对比重。 λ 和 θ 分别为县级和时间的固定效应，最后 ε 为误差项。

为了考察“合村并居”是通过何种路径影响碳排放强度的，本文参考邵帅等（2019）的做法采用逐步回归法以检验其作用机制。

$$Y = cX + e_1 \quad (2)$$

$$M = aX + e_2 \quad (3)$$

$$Y = cX + bM + e_3 \quad (4)$$

首先，对方程（2）进行回归分析，检验“合村并居”对CEI的总体影响，即考察系数 c 的显著性。其次，在系数 c 显著的前提下，再考察方程（3）和（4）中 a 与 b 的显著性，如果二者均显著，则说明存在显著的间接效应。最后，检验方程（4）中

c' 的显著性, 若 c' 显著, 则表明存在部分中介效应, 反之则表明存在完全中介效应。

(二) 变量选取与说明

(1) 被解释变量。采用县级碳排放量与年末县内生产总值之比衡量县级碳排放强度。由于能源消耗数据通常仅统计到省市级层面, 因而造成相应的二氧化碳排放数据也仅仅局限于省市级。为此, 本文在县一级二氧化碳排放这一数据方面参考了 Chen et al. (2020) 公开的估算数据。具体而言, Chen et al. (2020) 基于中国 30 个省包括液化石油气、天然气和燃煤在内的共 17 种焦化、石油和燃气产品的消耗量, 根据其燃烧花费的低热值、碳含量和碳氧化因子计算得到了省级层面的二氧化碳排放量, 进一步运用细化后的县级灯光数据, 得到中国县级层面二氧化碳排放数据。具体计算方程为:

$$C_E^t = \sum_{i=1}^{30} C_{Direct,i}^t = \sum_{i=1}^{30} \sum_{j=1}^{17} [E_{ij}^t \times LCV_{ij}^t \times CC_{ij}^t \times COF_{ij}^t \times \frac{44}{12}] \quad (5)$$

其中 C_E^t 为省级二氧化碳排放量, E_{ij}^t 表示省 i 使用的第 j 种燃料, LCV_{ij}^t 表示第 j 种燃料消费的低热值, CC_{ij}^t 表示第 j 种燃料的碳含量, COF_{ij}^t 表示第 j 种燃料的碳氧化因子。44/12 表示二氧化碳和碳分子量之比, 用于估算碳排放量。

(2) 核心解释变量。文章的核心解释变量为“合村并居”程度 (magnitude)。鉴于“合村并居”作为一种渐进式的乡村基层行政推动型城镇化方式, 各地在实施过程中的时间节点并不清晰, 因此难以基于离散二分变量采用经典政策效应评估方法进行分析。此外, “合村并居”将分布分散、人口稀少的小村庄合并成规模大、密度高的新型居民社区, 涉及行政村数量的增减, 因此本文采用行政村的变化程度这一连续变量衡量“合村并居”程度。⁴具体计算方式如下:

$$magnitude_{i,t} = \ln(1 - \Delta village_{i,t}) \quad (6)$$

其中 $\Delta village_{i,t}$ 表示县 i 第 t 期村庄数量与第 $t-1$ 期村庄数量的差分, 村庄数量使用村委会数量衡量。取对数则是为缓解异方差问题。此外, 考虑到村庄数量呈递减趋势, 差分值为负, 为了保证取对数后有意义, 取其正值。总体而言, magnitude 为正向指标, 其值越大表示村庄消失幅度越大, 从而“合村并居”程度越强。

(3) 机制变量。本文从人口城镇化、土地资源集约利用、公共财政支出有效利用和工业集聚四个角度选取机制变量。首先, 文章采用城镇户籍人口比重作为人口城镇化 (urban) 的衡量指标。其次, 借鉴王锋等 (2017) 的做法, 将单位面积固定资产投资额作为土地资源集约利用 (land) 的代理变量。最后, 在公共支出有效利用 (public) 和工业集聚 (agglom) 方面, 文章使用密度变量 (单位面积公共财政支出和单位面积规模以上工业产值) 进行度量。为缓解异方差, 上述机制变量在回归中均取对数。

(4) 控制变量。人口规模 (population), 选择户籍人口总量; 外国直接投资 (fdi), 选取市级外国实际投资额作为衡量指标, 并根据当年的人民币对美元汇率对其进行调整; 研发投入 (tech), 由于县级层面缺乏 R & D 数据和常用于衡量技术水平的专利数据, 本文参考 Hu & Fan (2020) 的做法, 选择市级教育和科技支出之和占市级 GDP 比重; 产业结构 (str), 分别选择县级第一和第二产业增加值占 GDP 的比重; 工业产值相对比重 (scale), 本文采用县级规上工业企业产值占全省规上产值的比重来衡量地方工业企业相对集聚的外部性影响。主要变量的描述性统计分析在表 1 中给出。

(三) 数据来源

本文的研究样本为 2009–2017 年全国县级行政单位。被解释变量为同时期全国县级二氧化碳排放强度, 同期数据来源于 Chen

et al. (2020) 结合省级能源消耗数据和县级灯光栅格数据测算的中国县级二氧化碳排放量。核心解释变量“合村并居”中的村委会数量来源于《中国统计年鉴》。机制变量和控制变量中相应县级变量数据来源于《中国县域统计年鉴》和《中国区域统计年鉴》，市级变量数据则来源于《中国城市统计年鉴》。同时为避免离群值影响结果稳健性，本文进行了 1%层面的缩尾处理。货币指标以 2009 年不变价格水平进行核算。

表 1 主要变量的描述性统计分析

变量名	具体含义及单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
CEI	碳排放强度（吨/百万元）	16486	2.803	2.150	0.473	13.576
magnitude	“合村并居”	12900	0.620	1.094	0	4.575
population	人口规模（万人）	16538	49.931	35.288	4.000	165.000
fdi	市级外国直接投资（万元）	12997	500578	1042212	1183	6782394
tech	市级研发投入（%）	13641	4.508	4.021	1.284	25.813
str1	第一产业比重（%）	16464	22.524	12.200	2.174	59.978
str2	第二产业比重（%）	16464	44.342	15.394	10.067	81.618
scale	工业产值相对比重（%）	14755	1.475	2.190	0.010	14.655
urban	人口城镇化（%）	13253	21.960	14.882	3.571	87.500
land	土地资源集约利用（万元/km ² ）	14949	728.735	1084.862	2.711	6472.771
public	公共支出有效利用（万元/km ² ）	16795	152.473	181.084	2.758	1177.414
agglo	工业集聚（万元/km ² ）	14749	1868.156	3830.096	0.946	25036.940

四、实证结果分析

（一）初步的描述性分析

图 2 中的村庄数量与县域二氧化碳排放强度之间变化趋势的基本描述直观地显示了“合村并居”与碳排放强度水平降低之间的潜在关联。可以看出，从 2009 年至 2017 年，村庄数量的持续减少伴随着碳排放强度的总体下降。具体地，县平均行政村数量从 2009 年的约 219 个减少至 2017 年的约 193 个，而同时期县域单位 GDP 二氧化碳排放量从 2009 年的每百万元 3 吨降低至 2017 年的每百万元 2 吨。这意味着县域离散资源整合力度越大，集聚效应越强，其碳排放强度相应越低。

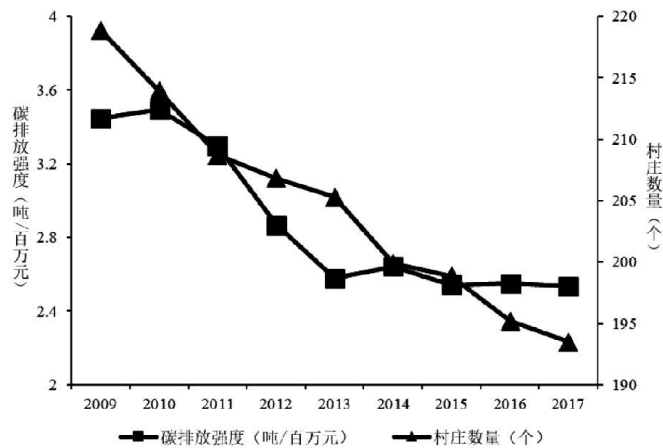


图 2 碳排放强度与村庄数量变化趋势

进一步地，本文分别考察了人口城镇化、土地资源集约利用、公共财政支出有效利用和单位面积规模以上工业产值与村庄数量的变化趋势。图 3 中以村庄数量衡量的“合村并居”显示出在县域层面对上述变量的拉动作用。但是“合村并居”是否会通过上述四种方面影响县域碳排放仍需要定量验证。为此，本文将构建实证模型探究“合村并居”对碳排放强度影响及其传导机制。

（二）基准回归结果分析

表 2 第（1）至（4）列报告了在模型（1）中依次加入控制变量后的估计结果。就第（4）列的估计结果而言，“合村并居”在 1%的水平上显著为负，表明随着“合村并居”的推进，碳排放强度呈现出逐渐下降的趋势。这一结果说明，“合村并居”降低了县域碳排放强度，假设 H1 得到验证。究其原因，“合村并居”冲击了县域内原有的经济布局，总体上可能有利于经济结构绿色转型，尤其在碳减排方面具有显著作用，具体作用机制有待深入实证检验。

控制变量方面，在县级层面，人口规模越大的地区，碳排放强度越低，这表明人口集聚带来的规模效应及生产效率提高对碳减排具有积极影响。工业产值相对比重的作用效应也与之相似，其系数在 1%的水平上显著为负，说明地方工业企业联系越紧密，其产生的显著正外部性会带来明显的规模经济性和技术溢出性，从而凸显其减排特征。产业结构方面，第一产业比重在 1%水平上与碳排放强度呈正相关，第二产业比重系数则显著为负。但在模型中加入工业产值相对比重后二产比重估计系数绝对值变小，这意味着二者之间对降低碳排放强度可能存在替代关系。在市级层面，研发投入和外国直接投资在其对碳排放强度的影响方面存在显著的差异性。具体地，研发投入的系数在 10%的水平上显著为正，这表明随着科技方面支出的增加，碳强度不降反增。与之相比，对外开放能吸引国外绿色清洁新技术，从而直接提升国内能源效率或间接引发学习效应促进国内生产效率提高，推进低碳化发展，因此外国直接投资越高的地区，其单位 GDP 二氧化碳排放量相对较低。

表 2 “合村并居”对碳排放强度影响的基准回归结果

	InCEI			
	(1)	(2)	(3)	(4)

magnitude	-0.0025**(-1.9798)	-0.0036***(-3.1974)	-0.0029***(-2.5989)	-0.0036***(-3.2658)
Inpopulation	-0.2294***(-6.2134)	-0.1881***(-5.7307)	-0.1682***(-5.1764)	-0.1081***(-3.2234)
Infdi	-0.0093***(-6.2368)	-0.0069***(-5.2300)	-0.0056***(-4.2760)	-0.0041***(-3.0982)
tech	-0.0020(-0.0349)	0.0494(0.9913)	0.0593(1.2024)	0.3759*(1.9529)
Str1		0.0187*** (46.2031)	0.0175*** (42.6722)	0.0189*** (43.1784)
str2			-0.0033***(-13.4338)	-0.0012***(-4.4309)
scale				-3.7804***(-12.4216)
县固定效应	Y	Y	Y	Y
年固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	9575	9568	9568	8306
R ²	0.600	0.683	0.690	0.723

注：***、**、*分别表示相应统计量在 1%、5%、10%的显著性水平下显著，括号内数值为相应估计系数的 t 值。

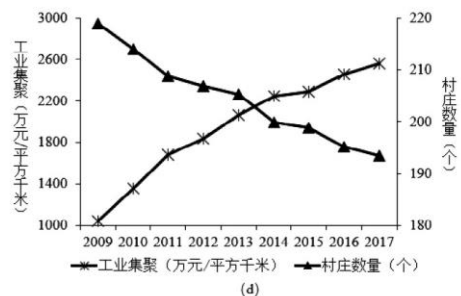
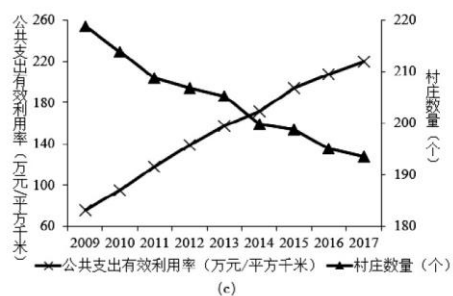
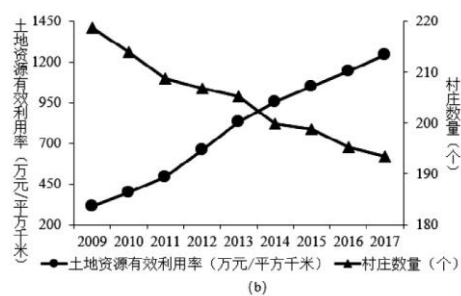
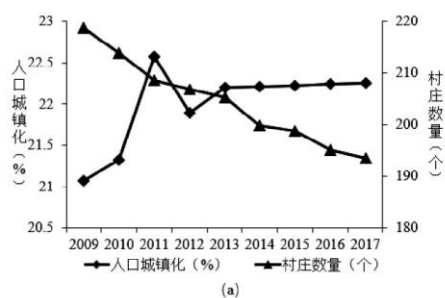


图 3 各机制变量与村庄数量变化趋势

表 3 “合村并居”对碳排放强度影响的稳健性检验

	(1) 替换被解释 变量	(2) 滞后一期核心解 释变量	(3) 替换核心 解释变量	(4) 控制低碳 城市试点	(5) 剔除百强县和直 辖市	(6) 设定样本为 2012 年后
magnitude	-0.0026** (-1.9930)	-0.0023** (-2.1154)	-0.0037*** (-3.5553)	-0.0036*** (-3.2651)	-0.0034*** (-3.0542)	-0.0075*** (-5.5895)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
县固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	8306	7319	8299	8306	7875	4622
R ²	0.767	0.681	0.726	0.723	0.727	0.483

注：***、**、*分别表示相应统计量在 1%、5%、10%的显著性水平下显著，括号内数值为相应估计系数的 t 值。

（三）稳健性检验

上述基准回归结果报告了“合村并居”对碳排放强度的影响，但这一结论可能因为受到二氧化碳排放强度或“合村并居”的度量方式差异而存在误差。为此本文尝试改变被解释变量和核心解释变量的衡量方式检验估计结果的稳健性。首先，在被解释变量碳排放强度方面，文章参考邵帅等（2019）的做法，将碳排放量与非农产业增加值之比的自然对数——非农产业碳排放强度作为替代变量。其次，在核心解释变量方面，本文将“合村并居”程度滞后一期，考察“合村并居”对县域碳排放的滞后影响。最后，本文尝试改变“合村并居”度量方式，将县近郊村庄加入“合村并居”指标构建中，生成新的“合村并居”指标。表 3 中第（1）至（3）列的结果显示，替换被解释变量和核心解释变量后，“合村并居”的估计系数均显著为负。

进一步地，基准回归的结果可能受到其他减排政策、区域发展水平和中央政府发展战略的干扰。基于此，本文首先根据全部第三批国家低碳试点城市，5 将其下属县级单位在回归中进行控制；其次本文参考文雁兵等（2020）的做法共选出 74 个百强县，6 并将其与北京、天津、上海和重庆四个直辖市下辖的县作为发展水平突出的地区一并剔除，对余下的 7875 个样本进行回归；最后，鉴于 2012 年党的十八大提出大力推进生态文明建设，本文仅保留 2012 年后的样本进行回归。表 3 第（4）至（6）列的相应估计结果均在 1%水平下显著为负，验证了此前基准回归结果的稳健性。

（四）内生性及其处理

由于行政村数量大量减少地区往往交通运输便利，人口较为集中，经济较为发达，能源消耗量大，二氧化碳排放量高，因而模型可能存在一定内生性。为此，本文将县域地形起伏度（Relief Degree of Land Surface, RDLS）作为工具变量。主要基于两点考虑：一是村庄的数量及分布与其自然地理区位条件密切相关（李玉红和王皓，2020）。更具体地，周扬等（2020）研究发现在坡度 6° 至 8° 等条件下村庄分布较为集中，因而“合村并居”更易展开，即地形起伏度与“合村并居”密切相关。二是地形起伏度作为地理因素，不直接影响碳排放强度，满足外生性要求。此外，为避免完全共线性问题，本文借鉴 Hu & Fan (2020) 的做法，将固定效应聚类于市级层面进行估计。

表 4 报告了工具变量的回归结果，其中第（1）列的结果显示，县级平均地形起伏度与“合村并居”之间存在显著负向关系，而且第一阶段回归的 F 统计量为 27, 32，大于 10，从经验分析的角度判断地形起伏度与“合村并居”相关。第（2）列中工具变量回归的第二阶段结果显示，“合村并居”与碳排放强度之间仍存在负向关系，且在 10% 水平下保持显著。此外，Kleibergen-Paaprk Wald 统计量为 12，大于 15% 的最大临界值 8.96，在一定程度上排除了弱工具变量的可能性。可以看出，表 4 的估计结果也在一定程度上印证了本文前述内生性问题考虑的合理性。

表 4 考虑内生性后“合村并居”对碳排放强度影响的估计结果

	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
magnitude		-0.2460*(-1.7896)
RDLS	-0.1248***(-3.1593)	
控制变量	Y	Y
市固定效应	Y	Y
年固定效应	Y	Y
样本量	8295	8295
R ²	0.042	0.552
F	27.320	-
Kleibergen-Paaprk Wald Fstatistic	-	12.702

注：***、**、* 分别表示相应统计量在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著，括号内数值为相应估计系数的 t 值。

（五）机制分析

为明确具体的传导作用机制，文章根据理论分析，从人口城镇化、土地资源集约利用、公共财政支出有效利用和工业集聚四

个角度展开实证分析。

第（1）列表明，“合村并居”会降低县域人口城镇化，回归系数在 1%的水平上显著为负。第（2）列的结果显示，引入中介变量人口城镇化后，核心解释变量“合村并居”对县域碳排放强度的影响仍然在 1%水平上显著为负，中介变量的估计系数虽然为负，但并不显著，中介效应不成立。究其原因，“合村并居”带来的乡村社区化进程使得县城周边地区出现多个人口聚集的乡村社区，可能未能起到显著增加户籍人口城镇化率的作用。

此外，第（3）列的估计结果显示，“合村并居”可以显著提升县级地区的土地资源集约利用，其回归系数在 1%的水平上显著为正。将土地集约利用指标加入回归之后，第（4）列的结果显示，核心解释变量“合村并居”的回归系数为-0.0030，在 1%的水平上显著为负，说明“合村并居”具有显著的减碳效应。进一步地，第（4）列中土地资源集约利用的回归系数也显著为负，表明土地的集约化利用能够助推县级地区降低碳排放强度，同时也验证了“合村并居”进程能够通过促进土地资源的集约化利用，进而发挥减碳作用的传导机制，假设 H3 成立。究其原因，“合村并居”将分散的村庄合并为相对集中的乡村社区，提升了居民生产生活方式的集聚程度，使原先离散、低效率的乡村经济活动转变为密集、高效的社区经济活动，在提升土地利用效率的同时增加了经济活动密度，产生减碳效应。

第（1）列的结果显示，“合村并居”对公共财政支出有效利用率的影响在 1%的水平显著为正，表明随着“合村并居”的推进，公共支出的针对性显著改善。第（2）列显示，单位面积公共支出的估计系数为-0.0532，且在 1%的水平上显著为负，说明公共支出的密集化利用，能够相应引起碳排放强度显著降低，具有减排的作用。由此可见，“合村并居”能够通过优化财政支出的“有效性”，扩大公共服务的覆盖面，发挥减碳效应，假设 H4 得到验证。究其原因，合并村庄并新建村民社区的举动使得公共投资在区域内密集化，相比以往“大水漫灌”式的投资方式，“合村并居”后的公共支出更加“有的放矢”。

工业集聚方面，第（3）、（4）列的结果表明，尽管工业集聚有利于降低碳排放强度，但“合村并居”对以单位面积规上工业产值衡量的工业集聚不具有显著的影响，中介效应不成立。一个可能合理的解释为：伴随着“合村并居”的推进，乡村基层的基础设施条件得到一定程度的改善，加之更低的土地使用价格和更宽松的环境标准，“污染避难所”效应使得工业企业被吸引至乡村基层，不利于工业集聚。

（六）异质性分析

首先本文考察“合村并居”影响县域碳排放强度的地区异质性。根据我国四大经济区域划分，本文将全样本分为东部、中部、西部和东北地区。⁷图 4 显示，东部、中部和西部地区村庄数量和碳排放强度均呈下降趋势。而在东北地区，村庄数量和单位 GDP 二氧化碳排放量波动较大，总体上呈“U 型”，单位 GDP 二氧化碳排放量自 2009 年开始有所下降，2012 年后保持平稳，在 2015 年后上升趋势明显，而村庄数量的变化趋势也与之相似。

分样本进行“合村并居”减碳效应地区异质性考察后，“合村并居”主要降低了中部和西部地区的县域单位 GDP 二氧化碳排放量，并且“合村并居”在西部地区的减碳效果强于中部地区。但东部和东北地区“合村并居”的估计系数不显著，意味着在东部和东北地区，“合村并居”并不存在显著的减碳效应。总体而言，实证结果表明“合村并居”的减碳效应具有显著的地区异质性，主要发生在西部地区，其次是中部地区。但“合村并居”对东部和东北地区的县域碳排放强度不存在显著影响。

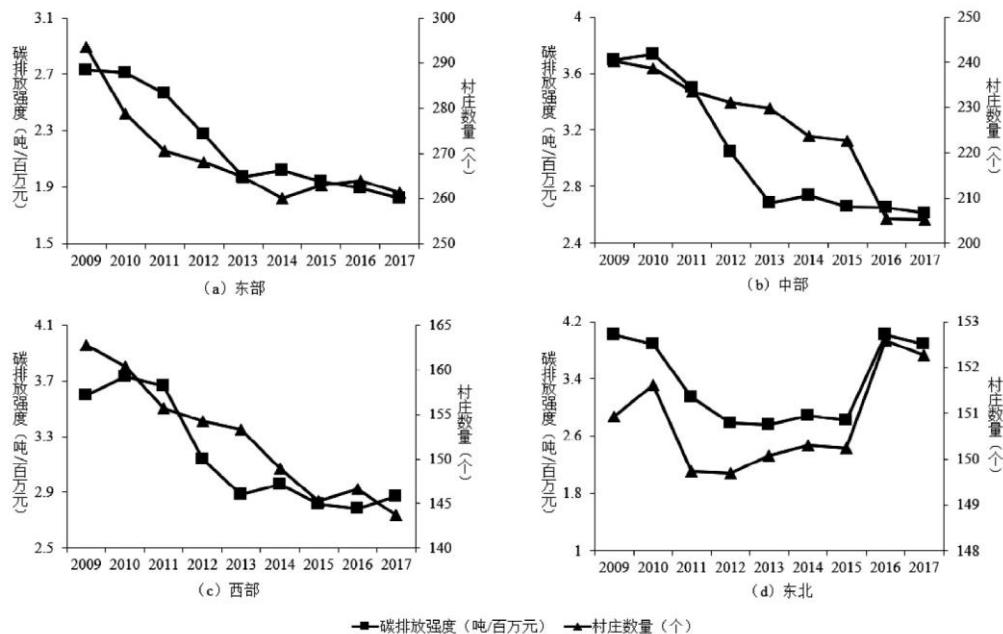


图 4 分地区碳排放强度与村庄数量变化趋势

基于前述机制分析, 本文进一步考察中西部地区土地资源集约利用和公共财政支出有效利用的中介效应是否仍然显著。第(1)和(5)列的结果显示, 中西部地区的“合村并居”均在至少 5%的水平上与土地集约利用率呈显著正向相关, 且西部地区的影响幅度大于中部地区。另外, 第(3)和(7)列显示中西部地区的“合村并居”均对公共财政支出的有效利用率具有显著正向影响, 而中部的影响效应更为明显。进一步检验不同地区“合村并居”减碳效应的传导作用机制, 在模型中加入土地资源集约利用和公共财政支出有效利用后, 第(2)和(4)列的结果显示, 中部地区“合村并居”通过促进土地集约和提升公共支出针对性, 进而发挥减碳效应的中介传导作用机制显著。第(6)和(8)列的结果则验证了西部地区“合村并居”减碳效应的相同机制, 且“合村并居”通过这两条路径产生的减碳幅度在西部地区更为突出。

前文的结果表明, “合村并居”有利于降低县域二氧化碳排放强度, 但是这一效应似乎存在一个前提, 即“合村并居”需要将分散的村庄合并为集中度高的居民社区, 才能通过提高经济活动的密度发挥减碳效应。考虑到不同县下辖村庄的数量存在巨大差异, “合村并居”的减碳效应是否仅发生于村庄数量较多的县? 此外, 传导机制的相关分析说明“合村并居”通过提高经济活动的密度进而降低了碳排放强度。那么这种效应在集聚水平较低的地区是否会更加显著? 而在集聚水平较高的地区“合村并居”是否仍能发挥减排作用? 对此, 本文将展开进一步分析。

本文根据各县年均村庄数量和经济集聚水平的平均值将样本分组为多/少村庄数量组和高/低经济集聚组,⁸以分别考察异质性影响。第(1)和第(4)列的结果显示, “合村并居”的估计系数均显著为负, 表明“合村并居”能够在村庄数量较多的县或经济集聚水平较低的县中发挥减碳效应, 而第(2)和(3)列不显著的估计结果则说明, 在村庄数量较少或集聚水平较高的地区, “合村并居”的碳减排作用不明显。上述结果说明, “合村并居”的减碳效应在不同的村庄数量和经济集聚水平下存在显著的异质性, 主要在村庄数量较多的县和经济集聚水平较低的县有所体现。

基于前述分析, 文章进一步考察在村庄数量和经济集聚水平异质性下“合村并居”影响县域碳排放强度的机制。第(1)至(4)列的结果显示, 在村庄数量较多的县, 土地资源集约利用和公共支出有效利用两种中介效应显著, 验证了“合村并居”在土地和财政方面减碳效应的作用机制。而第(5)至(8)列的结果则显示, 在村庄数量较少的县, 土地集约利用和财政支出有效性的传导机制均不明显。原因可能在于: 村庄数量较少的县更难以在不伤害农民权益的情况下推行“合村并居”, 因为其可选择

进行合并的村庄较少；而村庄数量较多的县进行“合村并居”的选择范围更广，“合村并居”之后对土地利用效率和财政支出有效性的改善情况更为突出。

第（1）至（4）列的实证结果表明在经济集聚水平较高的县，“合村并居”并未显著影响土地资源集约利用和公共支出有效性，中介效应不成立。而第（5）至（8）列的结果则表明这两个中介效应均成立。总体上，较之集聚程度较高地区，“合村并居”会通过密集利用公共财政投资额和土地资源以显著降低经济集聚水平较低地区的碳排放强度。

五、结论与政策启示

为了应对气候变化，实现绿色可持续发展，中国承诺实现“3060”双碳目标。目前国内学术界在碳排放领域的研究大都集中于省市级层面，而在县域层面却鲜有探索。基于中国县级碳排放数据，本文考察了“合村并居”这一行政推动型城镇化进程对县域碳排放强度的影响，研究结果表明：

第一，“合村并居”具有减碳效应。实证结果表明“合村并居”与县域碳排放强度之间存在显著的负向关系，同时这一效应主要发生在中西部地区，而在东部和东北地区并不显著。这意味着随着“合村并居”的推进，县域内单位 GDP 二氧化碳排放量呈现降低趋势。在经过一系列稳健性检验和内生性处理后，这一结果仍然显著。第二，“合村并居”影响碳排放强度的机制主要为促进土地资源集约化利用和优化公共财政支出有效利用两条路径。一方面，“合村并居”可以通过加快土地资源的集约利用，提升土地利用效率，产生减排效应。另一方面，“合村并居”在兴建一批居民社区的过程中有助于改善以往“摊大饼”式、无突出重点的公共投资模式，使公共财政支出“有的放矢”，因而优化资源配置，降低碳排放强度。第三，“合村并居”的这一减碳效应应具有明显的异质性。具体而言，较之村庄数量较少或经济集聚水平较高的地区，“合村并居”在村庄数量较多或经济集聚水平较低地区更能发挥其减排作用。

基于上述结果，政策部门可以从以下几个方面着手：首先，在城乡融合发展、尊重农民意愿的基础上，统筹结合美丽乡村建设和基层社会治理，依法依规推行“合村并居”，为县域绿色低碳发展、加快实现“双碳”目标奠定坚实基础；其次，科学布局土地利用空间，完善土地利用计划管理体制，贯彻落实土地资源的集约化利用，在加快开发利用闲置土地的基础上积极盘活农村集体用地，提高农村地区用地效率，同时着力推进公共财政支出的有效性，以保障和改善民生的公共支出为重点，健全完善“合村并居”后的相关配套设施和服务功能建设，助力“合村并居”的碳减排效益；最后，“合村并居”应立足于当地人、地、产业等发展实际情况，统筹考虑村庄数量和经济集聚水平，兼顾社会整体效益，因地制宜地开展“合村并居”，并积极开展绿色村民社区创建活动，包括社区服务设施绿色化升级，老旧建筑节能化改造，切实打造环保、美丽的乡村人居环境。

参考文献：

- [1]. 陈靖：《城镇化背景下的“合村并居”——兼论“村社理性”原则的实践与效果》，《中国农村观察》2013年第4期。
- [2]. 韩峰、谢锐：《生产性服务业集聚降低碳排放了吗？——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析》，《数量经济技术经济研究》2017年第3期。
- [3]. 李玉红、王皓：《中国人口空心村与实心村空间分布——来自第三次农业普查行政村抽样的证据》，《中国农村经济》2020年第4期。
- [4]. 林伯强：《能源革命促进中国清洁低碳发展的“攻关期”和“窗口期”》，《中国工业经济》2018年第6期。
- [5]. 陆铭、冯皓：《集聚与减排：城市规模差距影响工业污染强度的经验研究》，《世界经济》2014年第7期。

-
- [6]. 罗必良：《村庄兼并：农村社区的组织制度创新——农村经济组织制度的实证分析之一》，《南方农村》1999 年第 2 期。
- [7]. 马光川、林聚任：《新型城镇化背景下合村并居的困境与未来》，《学习与探索》2013 年第 10 期。
- [8]. 任晓松、刘宇佳、赵国浩：《经济集聚对碳排放强度的影响及传导机制》，《中国人口·资源与环境》2020 年第 4 期。
- [9]. 邵帅、张可、豆建民：《经济集聚的节能减排效应：理论与中国经验》，《管理世界》2019 年第 1 期。
- [10]. 宋祺佼、王宇飞、齐晔：《中国低碳试点城市的碳排放现状》，《中国人口·资源与环境》2015 年第 1 期。
- [11]. 田孟：《“合村并组”的政治逻辑与治理困境》，《华南农业大学学报（社会科学版）》2019 年第 3 期。
- [12]. 孙艺璇、程钰、张含朔：《城市工业土地集约利用对碳排放效率的影响研究——以中国 15 个副省级城市为例》，《长江流域资源与环境》2020 年第 8 期。
- [13]. 佟伟铭、张平宇：《乡村城镇化新模式：基于陈家店新型农村社区建设过程与动力机制的分析》，《农业现代化研究》2016 年第 6 期。
- [14]. 王锋、秦豫徽、刘娟、吴从新：《多维度城镇化视角下的碳排放影响因素研究——基于中国省域数据的空间杜宾面板模型》，《中国人口·资源与环境》2017 年第 9 期。
- [15]. 王文龙：《中国合村并居政策的异化及其矫正》，《经济体制改革》2020 年第 3 期。
- [16]. 王艺明、张佩、邓可斌：《财政支出结构与环境污染：碳排放的视角》，《财政研究》2014 年第 9 期。
- [17]. 王玉娟、江成涛、蒋长流：《新型城镇化与低碳发展能够协调推进吗？——基于 284 个地级及以上城市的实证研究》，《财贸研究》2021 年第 9 期。
- [18]. 魏楚：《城镇化会增加居民能源需求吗——基于事实与文献的述评》，《经济理论与经济管理》2017 年第 1 期。
- [19]. 文雁兵、郭瑞、史晋川：《用贤则理：治理能力与经济增长——来自中国百强县和贫困县的经验证据》，《经济研究》2020 年第 3 期。
- [20]. 徐斌、陈宇芳、沈小波：《清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长》，《经济研究》2019 年第 7 期。
- [21]. 张登国：《中国县域城市化进程中的问题及发展路径》，《农村经济》2009 年第 12 期。
- [22]. 周璟茹、赵华甫、吴金华：《关中城市群土地集约利用与碳排放关系演化特征研究》，《中国土地科学》2017 年第 11 期。
- [23]. 周扬、黄晗、刘彦随：《中国村庄空间分布规律及其影响因素》，《地理学报》2020 年第 10 期。
- [24]. Auffhammer M., Sun W., Wu J. & Zheng S. The Decomposition and Dynamics of Industrial Carbon Dioxide Emissions for 287 Chinese Cities in 1998-2009[J]. Journal of Economic Surveys, 2016, 30(3):460-481.

-
- [25].Chen D.,Chen S. & Jin H.Industrial Agglomeration and CO₂ Emissions:Evidence from 187 Chinese Prefecturelevel Cities over 2005–2013[J].Journal of Cleaner Production,2018,172:993–1003.
- [26].Chen J.,Gao M.,Cheng S.,Hou W.,Song M.,Liu X.,Liu Y. & Shan Y.County-level CO₂ Emissions and Sequestration in China During 1997–2017[J].Scientific Data,2020,7(1):391.1–391.12.
- [27].Chuai X.,Huang X.,Wang W.,Zhao R.,Zhang M. & Wu C.Land Use,Total Carbon Emissions Change and Low Carbon Land Management in Coastal Jiangsu,China[J].Journal of Cleaner Production,2014,103:77–86.
- [28].Du W.C. & Xia X.H.How Does Urbanization Affect GHG Emissions?A Cross-country Panel Threshold Data Analysis[J].Applied Energy,2018,229:872–883.
- [29].Hu W. & Fan Y.City Size and Energy Conservation:Do Large Cities in China Consume More Energy?[J].Energy Economics,2020,92:104943.1–104943.9.
- [30].Li L.,Li X.,Hai B.,Wang X. & Xu J.Evolution of Rural Settlement in An Inland Nonmetropolitan Region of China at A Time of Rapid Urbanisation:The Case of Gongyi[J].Journal of Rural Studies,2020,79:45–56.
- [31].Poumanyong P. & Kaneko S.Does Urbanization Lead to Less Energy Use and Lower CO₂ Emissions?A Crosscountry Analysis[J].Ecological Economics,2010,70(2):434–444.
- [32].Wang W.,Liu L.,Liao H. & Wei Y.Impacts of Urbanization on Carbon Emissions:An Empirical Analysis from OECD Countries[J].Energy Policy,2021,151:112171.1–112171.15.
- [33].Xu Q.,Dong Y. & Yang R.Urbanization Impact on Carbon Emissions in the Pearl River Delta Region:Kuznets Curve Relationships[J].Journal of Cleaner Production,2018,180:514–523.
- [34].Yu X.,Wu Z.,Zheng H.,Li M. & Tan T.How Urban Agglomeration Improve the Emission Efficiency?A Spatial Econometric Analysis of the Yangtze River Delta Urban Agglomeration in China[J].Journal of Environmental Management,2020,260:1100611.1–1100611.8.
- [35].Zhang N.,Yu K. & Chen Z.How Does Urbanization Affect Carbon Dioxide Emissions?A Cross-country Panel Data Analysis[J].Energy Policy,2017,107:678–687.

注释:

1 资料来源:《中国应对气候变化的政策与行动 2019 年度报告》。

2 资料来源:《2019 年县域经济高质量发展指数研究成果》。

3 2008 年,“合村并居”以山东德州为试点,将近六成村庄合并成居民社区试图解决其管理成本高、治理水平低、投资难度大和空心化严重的问题。根据德州市统计局的数据,德州市城镇化率由 2008 年的 37.9%提高到 2016 年的 53.8%(<http://dztj.dezhou.gov.cn/n3100530/n15894752/c29193812/content.html>)。

4 以山东省德州市为例，其下属平原县 2008 年村委会数量为 875 个，2009 年为 151 个，减少 83.7%，可见“合村并居”是行政村数量减少的主要原因。

5 国家发改委陆续于 2010、2012、2017 年公布低碳城市试点名单。截止到 2017 年，共有 6 个省区低碳试点，78 个低碳试点城市。本文根据城市被选为低碳试点的时间，构建虚拟变量将其下辖的县级行政单位在模型中进行控制。

6 国家统计局仅于 2004 和 2005 年评选过“全国县域社会经济发展指数前 100 名县市”，随后其他部门开始评选百强县。本文根据“至少有 2 个榜单交集且至少 5 个年份入选”原则，在样本期 2009—2017 年共选取了 74 个百强县。

7 东部地区包括北京市、天津市、河北省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省和海南省；中部地区包括山西省、安徽省、江西省、河南省、湖北省和湖南省；西部地区包括内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区；东北地区包括吉林省、辽宁省和黑龙江省（由于数据可得性，研究范围不包括西藏自治区、香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省）。

8 文献中通常采用密度变量衡量经济集聚水平。在本文中，为了衡量区域经济集聚水平，采用单位面积县级 GDP 作为经济集聚水平的衡量指标。