陈占明,吴施美,马文博,等. 中国地级以上城市二氧化碳排放的影响因素分析:基于扩展的 STIRPAT 模型[J]. 中国人口·资源与环境,2018,28(10):45-54. [CHEN Zhanming, WU Shimei, MA Wenbo, et al. Driving forces of carbon dioxide emission for China's cities: empirical analysis based on extended STIRPAT Model[J]. China population, resources and environment, 2018, 28(10): 45-54.]

中国地级以上城市二氧化碳排放的影响因素分析:基于扩展的 STIRPAT 模型

陈占明[1] 吴施美[1] 马文博[1] 刘晓曼[2] 蔡博峰[3] 刘婧文[4]
贾小平[5] 张 明[6] 陈 洋[7] 徐丽笑[8] 赵 晶[9] 王思亓[5]

(1. 中国人民大学经济学院,北京 100872; 2. 中国科学院大气物理研究所,北京 100029; 3. 环境保护部环境规划院,北京 100012; 4. 美国东北大学工学院,美国 波士顿 02115; 5. 青岛科技大学环境学院,山东 青岛 266000; 6. 中国矿业大学管理学院,江苏 徐州 221116; 7. 上海财经大学城市与区域科学学院 上海 200433; 8. 北京师范大学统计学院,北京 100875; 9. 江苏大学财经学院,江苏 镇江 212013)

摘要 中国不同城市在发展阶段、经济结构、气候条件、人口结构等都存在明显的差异,不同城市二氧化碳排放的主要影响因素及其影响程度也各不相同。本文基于最新的城市尺度二氧化碳排放数据库 CHRED 及 CHRED2.0,通过加入产业结构、城市化和气候差异等因素,对传统 STIRPAT 模型进行扩展,考察了中国地级以上城市二氧化碳排放的影响因素。结果显示:人口规模、第二产业产值占比和采暖需求的增长都会显著提高一个城市的二氧化碳排放,同时部分城市二氧化碳排放会随着富裕程度的上升呈现先增加后减少的趋势,但城镇化率对二氧化碳排放的影响具有不确定性。从全国样本来看,2005 年和 2012 年人口因素变化对碳排放影响变化较小,维持在 0.7 左右;气候因素的变化对碳排放的影响从 2005 年的 0.288 1 下降为 2012 年的 0.000 2;第二产业产值比重变化的影响从 2005 年的 0.744 2 上升到 2012 年 0.979 5;同时碳排放量与人均 GDP 在 2005 年存在倒 U 型关系,但到 2012 年这种关系不再显著。除了针对全国尺度的分析外,本研究还依据城市人口规模进行分组研究,并在此基础上进一步进行分位数回归,进而识别出不同规模城市二氧化碳排放量的影响因素差异。今后在制定城市节能减排政策对城市二氧化碳排放量进行管理的过程中,决策者需要在把握关键影响因子的前提下依据城市自身特点做到因地制宜、区别对待。

关键词 城市二氧化碳排放;影响因素;城市规模;STIRPAT 模型

中图分类号 F062.2 **文献标识码** A **文章编号** 1002-2104(2018)10-0045-10 **DOI:** 10.12062/cpre.20180729

城市由于具有高人口密度、高经济活动强度和高能源消耗强度等特征,成为影响全球温室气体排放的热点地区。城市仅占全球面积的 2%,却产生了全球 70% 以上的人为二氧化碳排放[1]。作为全球最大的发展中国家,中国正处于工业化和城镇化高速发展的重要时期,为了在发展的同时合理应对全球气候变化和解决国内环境问题,中国政府提出了明确而且严格的节能减排目标,而针对城市温室气体排放的研究在中国具体节能减排政策的制定过程中发挥着重要的作用。由于中国不同城市在发展阶段、经济结构、气候条件、人口结构等方面都有着重大的差异,导致中国不同城市影响二氧化碳排放的主要因素及其影响程度也各不相同。因此,对不同城市二氧化碳排放量的主要影响因素及其差异进行研究将为中国针对不同城市制定相应的节能减排政策提供帮助。

1 文献综述

过去的研究发现人口规模、收入水平、产业结构、城市化水平等是中国及中国省级以上区域二氧化碳排放的关键影响因素。但是,由于数据可得性的限制,过去对省级以下尺度的分析相对较少。此外,中国幅员辽阔,不同区域的气候差异巨大,对于部分地区采暖和制冷需求是终端能源消耗的重要原因,因而在这些地区气候条件也可能对温室气体排放产生重要影响,而过去的研究较少对这一点给予关注。因此,本文将在以往人口规模、收入水平、产业

收稿日期:2018-07-16

作者简介:陈占明,博士,副教授,主要研究方向为能源经济学和生态经济学。E-mail: chenzhanming@ruc.edu.cn。

基金项目:中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目"基于消费者责任视角的能源消耗与温室气体排放研究"(批准号:14XNJ011)。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

结构和城市化等因素的基础上，加入气候条件差异，全面考察中国地级以上城市二氧化碳排放的影响，并分别对不同规模城市和不同时期的影响效应进行横向和纵向比较分析。

为全面地考察各因素对中国二氧化碳排放的影响程度，选择科学合理的研究方法十分必要。关于温室气体排放影响因素的研究方法众多，应用较广的包括 Kaya 恒等式、LMDI 分解和 STIRPAT 模型等。在 Kaya 恒等式的应用方面，林伯强与刘希颖[2]使用修正的恒等式对中国城市化阶段的碳排放影响因素进行了分析，并提出以节能为主、发展清洁能源为辅的低碳转型战略；李波等[3]通过对 Kaya 恒等式的变形来分析中国农业碳排放的影响因素。在 LMDI 分解的应用方面，Ang 等[4]应用该方法对中国碳排放的主要因素进行研究，发现经济增长和能源强度是影响中国碳排放的重要因素；之后，Ang 和 Su[5]又利用 LMDI 分解方法对全球 1990—2013 年发电量的碳排放强度进行了研究；Liu 等[6]利用该方法和时间序列数据将 36 个行业的二氧化碳排放分解为五个影响因素；宋德勇与卢忠宝[7]采用两阶段 LMDI 方法将中国二氧化碳排放分解为四个影响因素；许士春等[8]则运用 LMDI 加和分解从全国、行业和工业内部门三个角度研究了中国碳排放的影响因素；Zhang 和 Da[9]采用 LMDI 模型分别对中国 1996—2010 年二氧化碳排放和碳排放强度进行了分解；Lin 和 Tan[10]基于 Kaya 恒等式和采用 LMDI 分解方法考察了影响中国六大高耗能行业二氧化碳排放的主要因素。20 世纪 70 年代提出的 IPAT 等式将人类社会活动对环境的影响恒等分解成人口、富裕程度和技术水平三个因素[11]，随后研究者通过引入差异弹性及随机误差项建立了改进的 STIRPAT 模型[12-14]。近年来，STIRPAT 模型被广泛应用于对中国温室气体排放的影响因素分析，众多学者从城镇化、贸易和投资等角度对传统 STIRPAT 模型进行扩展。例如 Liu 等[15]将时空加权要素引入 STIRPAT 模型中以对中国各省的二氧化碳排放因素进行了分析；渠慎宁与郭朝先[16]通过考虑影响要素的二次影响将该模型用于对中国碳排放峰值的预测；李志国与李宗植[17]则在模型中引入滞后项和二次项来分析中国三大区域的二氧化碳排放；杨骞与刘华军[18]在传统模型中引入贸易、投资等要素对中国区域间排放差异的影响因素进行了分析；朱勤等[19]利用该模型重点考察了中国人口和消费对碳排放的影响；Ma 等[20]在模型中加入了人均公共建筑面积和城镇化率对中国公共建筑碳排放的影响因素进行了分析；Wang 等[21]通过加入 0～14 岁人口比重和性别因素对该模型进行扩展，研究了中国 2006—2015 年 30 个省份碳排放的影响因素。

总的来说，三种方法都是主流的常用方法，但各个方法在研究适用性上有所差异。Kaya 恒等式分解中的各因素需要进行逐年或者分时段的分析，并且受到必须恒等的约束[2]；LMDI 方法虽然能够实现无残差分解，量化特定年份各个影响因素的贡献率，但无法考察各因素的弹性，即当其他因素不变时，某一因素的改变所带来的二氧化碳的变动[22]。尽管传统 STIRPAT 模型仅包括人口、经济发展水平和技术变量三个因素，无法全面地描述社会经济的各方面因素对二氧化碳排放带来的影响，但与 Kaya 恒等式和 LMDI 方法相比，STIRPAT 模型允许将各因素的影响作为参数进行估计，研究者能够根据自身研究目的对模型进行扩展。综合来看，出于本文研究目的，即考察不同规模城市二氧化碳排放的影响因素，因此，本文将结合最新的城市尺度二氧化碳排放数据库 CHRED[23]及 CHRED 2.0[24]，采用扩展的 STIRPAT 模型对中国地级以上城市二氧化碳排放的影响因素进行分析进而为中国碳减排政策的制定和实施提供重要参数和科学依据。

本文的贡献在于三个方面。首先，在数据方面，以往文献更多地是基于省级层面的数据进行研究，而本文从城市层面的数据出发，能够更加深入地捕捉到各城市由于经济社会各方面的异质性所带来的二氧化碳排放的差异；其次，在模型方面，本文考虑到地理因素的存在，将气候变量纳入到研究模型之中，从气候差异角度为二氧化碳排放的因素分析开辟了一个新的视角，是对以往的 STIRPAT 扩展模型的再扩展；再者，本文采用扩展的 STIRPAT 模型对二氧化碳排放的影响因素进行分析，能够克服传统 IPAT 模型和 Kaya 恒等式潜在假设各因素会同比例影响温室气体排放的不足，同时在一定程度上弥补了 LMDI 分解方法无法度量弹性，无法通过考察各因素的改变直接估计温室气体排放的变化程度这一不足[24]。

2 研究方法与数据

2.1 理论模型

STIRPAT 模型的基础表达形式为[13]：

$$I = aP^b A^c T^d \varepsilon$$

其中，I 表示人类活动导致的环境影响，P 表示人口，A 表示富裕程度，T 表示技术水平，而 ε 则表示误差。当我们使用该模型来分析二氧化碳排放的影响因素时，我们可以用 I 来表示一个区域的二氧化碳排放量。此时，一个区域的人口数量是影响该区域能源消费量的重要因素，而在化石能源为主的能源结构中能源消费量直接影响二氧化碳排放量，因此人口（P）仍然是影响二氧化碳排放量的重要因素。同时，一个区域人口的富裕程度（A）代表着该区域的经济发展程度及收入水平，从而影响该区域的能源消费水平和二氧化碳排放量。然而对于影响二氧化碳排放

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

的技术水平(T) ,由于难以用简单的可观察变量来衡量,因此常常被归入误差项中。

考虑到过去的很多研究都发现一个区域的产业结构和城市化水平对一个区域的二氧化碳排放量都具有显著的影响[18-19,25-26],因此这两个因素将被纳入我们的模型中。由于相对于第一和第三产业,第二产业能源强度较高,因此本研究使用第二产业产值占 GDP 比重来衡量产业结构,并使用 IS 来代表该变量。此外,本研究使用城镇化率来衡量城市化水平,并使用 U 代表相应的变量。最后,因为中国幅员辽阔,不同区域的气候差异明显,气候差异带来的用能方式的差异将会直接影响能源需求进而影响到二氧化碳的排放,例如北方冬季采暖多以煤炭等高碳能源为主,其对二氧化碳排放的影响更是需要加以关注。本文采用采暖度日数(以 Heating Degree Day 的缩写 HDD 代表参数) 作为衡量各地气候条件的变量纳入模型中。其中,采暖度日数是指逐日平均温度低于室内基准温度(通常取 18°C) 的度数之和,用来测量寒冷程度。采暖度日数的具体计算方法如下: 若某天(j) 室外平均温度($temp$) 低于 18℃,则求出该温度与 18℃的温差,并将该温差乘以 1 d,累加全年低于 18℃的温差,可得到全年的采暖度日数。具体形式如下:

$$HDD = \sum \max(0, 18 - temp_j)$$

因此,我们将经典 STIRPAT 模型扩展为以下形式:

$$I_i = aP_i^b A_i^c IS_i^d U_i^e HDD_i^f \varepsilon_i$$

其中,下标 i 表示所对应的样本城市,a、b、c、d、e、f 分别对应模型参数。同时考虑到以往众多研究提到经济发展发展水平与碳排放之间存在倒 U 型关系[16,27-28],并根据以往该类文献对于模型的设定,本文将经济发展水平分解为一次方项和平方项来考察经济发展水平与碳排放之间的关系。对上式取自然对数形式可得:

$$\ln I_i = \alpha_0 + \alpha_1(\ln P_i) + \alpha_2(\ln A_i) + \alpha_3(\ln A_i)^2 + \alpha_4(\ln IS_i) + \alpha_5(\ln U_i) + \alpha_6(\ln HDD_i) + \ln \varepsilon_i$$

根据以上模型,我们预测人口增加会使得能源消费需求上升,第二产业产值占比上升会引起能源需求量上升,上述因素都会导致二氧化碳排放量的增加,因此 α_1 和 α_4 的值预期为正。根据碳排放库兹涅茨曲线,碳排放的增加会随着人均 GDP 的增加呈现先上升后下降的趋势,故预期 α_3 的负号为负。城镇化率变化会引起能源消费结构变化,虽然过去的研究发现农村居民能源消费量有可能超过城镇居民,但是由于农村化石能源消费占比较小,而且城镇化过程中由于生活模式的现代化会增加能源消耗,因此城镇化率的上升预期也会导致二氧化碳排放的上升,因此 α_5 的值也预期为正。对于气候条件差异,我们预期采暖需求的上升会导致本地能源消费量的增加。但是采暖需求的上升通常引起本地煤炭或者天然气的消费量上升(主要受到供暖能源类型和供暖半径限制) ,因此 α_6 的值预期为正。

2.2 数据来源

本研究以地级市级别以上城市(地级市、副省级市、直辖市) 为样本,2005 年包含 268 个地级市、15 个副省级市和 4 个直辖市共计 287 个样本,2012 年包含 270 个地级市(其中三沙市由于缺少数据而没有包含在内) 、15 个副省级市和 4 个直辖市共 288 个样本。本研究由于数据限制,不涉及香港、澳门及台湾省的地级以上城市。本研究的碳排放数据、常住人口、人均 GDP、第二产业产值占比以及 2005 年的采暖度日数均直接来源于中国城市 2005 年及 2012 年二氧化碳排放数据集 CHRED 及 CHRED 2.0; 采用的 2012 年的采暖度日数的数据根据中国气象数据网资料计算得到。此外,本研究中各城市 2005 年的城镇化率数据由《中国城市统计年鉴 2006》[29] 中的 2 - 1 部分年末总人口和非农业人口的统计值计算得出,然而,该年末非农业人口统计数据自 2009 年开始停止发布,考虑到地级以上市城镇化率数据的缺乏和保持数据统计方式的一致性,本研究通过 2005 年城镇化率以及所在省份城镇化率增速计算得出 2012 年的城镇化率数据。表 1 中列出本研究所用数据的基本统计情况。

表 1 数据统计情况

Tab. 1 Statistics of data

变量	2005 年						2012 年					
	样本数	中间值	平均值	标准差	最小值	最大值	样本数	中间值	平均值	标准差	最小值	最大值
I/万 t	287	1 560	2 179	2 337	30	17 729	288	2 396	3 376	3 254	132	21 844
P/万人	287	345	417	301	19	2 967	288	354	431	319	23	2 750
A/元	287	11 753	15 222	11 904	2 585	118 664	288	36 562	43 942	28 206	7 303	207 338
SI/%	287	45.1	45.93	12.42	9	88.46	288	51.92	51.36	10.34	17.1	87.96
U/%	287	28.99	34.33	18.79	7.67	100	288	35.15	41.03	20.05	10.22	100
HDD/度	287	2 009	2 411	1 458	4	6 745	288	1 994	2 409	1 456	4	6 745

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

2.3 估计策略

STIRPAT 模型通常被用于分析时间序列数据(特别是在针对中国的研究方面),但是,当样本数量充足的时候,该方法也被用在截面数据的分析上,例如 Dietz and Rosa 曾经采用 1989 年的全球多国样本来分析人口和富裕程度对二氧化碳排放的影响[13]。考虑到城市尺度数据样本在截面水平上的相对充裕性,本研究对 2005 年和 2012 年两个截面数据分别进行回归分析,对比分析这两个年份之间各影响因素对碳排放弹性的变化。

上述模型在满足相应的假设的情况下可以采用合适的计量方法进行参数估计。最小二乘法(Ordinary Least Squares, OLS)是通过最小化误差的平方和来寻找数据最佳函数匹配的一种数学优化技术。当回归是外生时,OLS 估计是一致的,当误差是同方差和连续不相关时,在线性无偏估计的类别中是最优的。在这些条件下,当误差具有有限的方差时,OLS 方法提供了最小方差均值无偏估计。在误差正态分布的假设下,OLS 是最大似然估计量。鉴于 OLS 方法的简便性和上述特点,本研究计划通过 OLS 多元回归分析得到各变量影响二氧化碳排放量的弹性,即各因素单位变化量对二氧化碳排放量造成的影响。由于本文采用的地级市层面数据,可能存在异方差问题以及干扰项在同一个省份内部的不同地级市之间存在相关性,因此我们采用聚类稳健标准差对回归结果进行修正。

城市人口规模作为城市特征的一个核心指标,一方面反映了城市发展水平和吸引力,另一方面也是城市温室气体排放量的主要影响因素。在中国新型城镇化发展过程中,出现大型城市人口集聚而中小城市人口吸引力不足的现象,这从一定程度上内生反映了不同人口规模城市的发展模式及发展阶段差异,但这些差异很难被模型化识别。因此,本研究尝试将不同城市按照人口规模进行分组模拟,试图识别出不同组别内城市的二氧化碳排放共同影响因素和组间城市影响因素的异质性。考虑到样本的均衡分组和实际人口规模分布,本文按常住人口数量将全国地级以上城市分为三类,2005 年所有 287 个样本城市按照常住人口数量从高到低排列,前 96 个城市为 I 型城市,排序第 97 到第 192 的城市(共计 96 个)为 II 型城市,最后 95 个城市为 III 型城市。对 2012 年的 288 个样本城市,以相同方法同样分成 I、II、III 型城市分组,其中每个分组中都是 96 个城市。在以下的分析中我们将这三种按人口规模分组的城市子样本分别作为研究对象建立二氧化碳排放影响模型进行对比分析。

除了横向比较不同城市类别之间各影响因素的差异,本文还纵向比较了各组内部不同影响因素的差异,考虑到文章考察的城市数量较多,一个固定的估计系数仅能体现这些城市的总体情况,无法体现异质性,因而本文进一步采用分位数回归(Quantile Regression),以区分不同分位数下的各因素影响情况。由于分位数回归模型依据因变量的条件分位数对自变量进行回归,因而分位数回归能更精确地描述各影响因素对于二氧化碳排放的变化范围以及条件分布形状的影响,这对区域差异化的碳减排政策的制定和实施具有重要的参考价值。

3 结果分析

3.1 OLS 回归结果分析

根据 STIRPAT 模型,首先对全国 287 个地级以上城市 2005 年的相关变量取自然对数后进行 OLS 回归,其中二氧化碳排放量的自然对数为被解释变量,人口、人均 GDP、第二产业产值占比、城镇化率和采暖度日数五个变量的自然对数值和人均 GDP 自然对数值的平方项分别为解释变量。表 2 第二列为不包含人均 GDP 平方项的线性回归结果,第三列为加入人均 GDP 二次项的回归结果,其中系数即为各变量影响城市二氧化碳排放量的弹性值,括号内为聚类稳健标准误差。通过对回归结果进行多重共线性检验,发现对于线性模型,其方差膨胀因子仅为 1.72,而非线性模型由于加入了人均 GDP 的平方项,导致了过高的方差膨胀因子,但即使在方差膨胀的情况下,系数仍显著,则说明若不存在多重共线性的情况下,系数只会更加显著,因此笔者认为多重共线性问题在本文研究中并不严重。

从全国样本的回归结果来看,在线性回归方程中,人均 GDP 变量系数为正,且在 95% 的置信区间内显著区别于 0;在加入人均 GDP 二次项后,可以发现二次项变量的系数为负且显著,这说明存在人均 GDP 与碳排放之间的倒 U 型关系,也就是说随着人均 GDP 的增加,各城市碳排放会逐渐出现拐点。根据该表,模型中其他变量也均能通过 1% 的 P 值检验,并且相应系数的符号均符合预期(均为正),也就是说全国范围的分析说明 2005 年人口、第二产业产值占比、城镇化率和采暖度日数均与二氧化碳排放量显著正相关。从全国尺度看,人口数量的变化对城市二氧化碳排放量具有最大的影响,其次为第二产业产值占比的变化;同时,城镇化率每上升 1% 会造成城市二氧化碳排放量上升约 0.37%;采暖度日数的变化对城市二氧化碳排放的影响系数虽然比上述变量要小,但是考虑到不同城市气候条件差异巨大,因此采暖需求的差异也是造成城市二氧化碳排放量差异的重要因素。

从不同人口规模的城市分组来看(见图 1),I 型城市二氧化碳排放的人口弹性最大(接近单位弹性,而 II 型和 III 型城市的人口弹性分别为 0.62% 和 0.79%),可能的解

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 2　2005 年城市二氧化碳影响因素回归结果

Tab. 2　Regression results of driving forces of city carbon dioxide emissions in 2005

变量	全国 (n=287)	全国 (n=287)	I 型城市 (n=96)	II 型城市 (n=96)	III 型城市 (n=95)
ln*P*	0.771 9***	0.762 6***	0.975 5***	0.623 1**	0.791 8***
	(0.066 9)	(0.066 7)	(0.189 7)	(0.269 8)	(0.233 1)
ln*A*	0.394 4**	4.418 3***	5.761 5**	7.590 2**	2.543 4
	(0.172 1)	(1.363 6)	(2.421 3)	(2.762 7)	(2.243 5)
lnA^2		−0.207 4***	−0.272 8**	−0.368 9**	−0.111 1
		(0.065 8)	(0.120 8)	(0.140 2)	(0.106 3)
ln*SI*	0.832 5***	0.744 2***	0.875 1**	0.385 4	0.766 8*
	(0.257 4)	(0.260 7)	(0.374 1)	(0.346 9)	(0.427 7)
ln*U*	0.431 1***	0.372 9***	0.140 3	0.117 8	0.672 8***
	(0.131 1)	(0.132 3)	(0.220 1)	(0.205 0)	(0.181 4)
ln*HDD*	0.284 8***	0.288 1***	0.343 6***	0.449 3***	0.169 2**
	(0.068 0)	(0.062 0)	(0.082 8)	(0.061 4)	(0.077 7)
截距项	1.456 8*	−17.406 3***	−25.747 5**	−31.057 2**	−8.719 0
	(0.767 0)	(6.114 5)	(10.668 6)	(12.775 0)	(9.810 8)
R^2	0.597 3	0.608 0	0.668 8	0.498 7	0.496 7

注: 括号内为聚类稳健标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的水平显著。

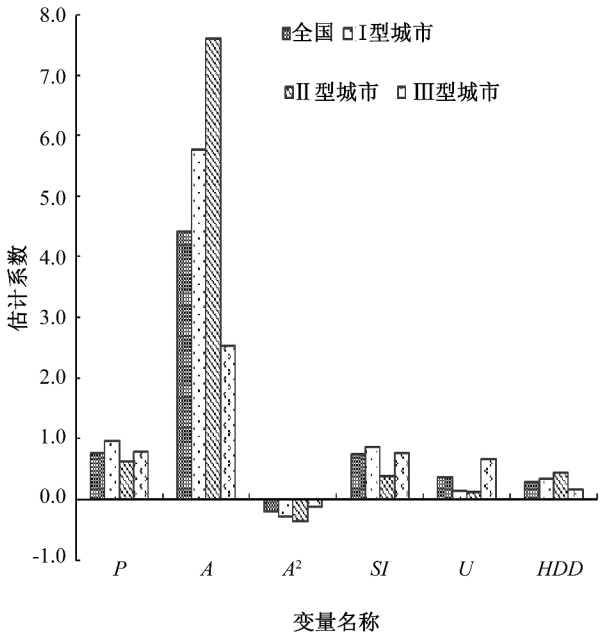

图 1　2005 年城市二氧化碳排放影响因素全国及不同城市分组对比

Fig. 1　Comparison between driving forces for city carbon dioxide emission for different groups in 2005

释包括在大型城市(I 型城市) 平均出行距离较远、生活与商业日用电时长较长等,这说明了相对于人口拥挤度较高的大型城市,中小型城市(II 型和 III 型城市) 仍然有较大的人口规模效应,可以通过人口向这些城市的积聚降低人均二氧化碳排放。在富裕程度对城市二氧化碳排放的影响方面,大、中型城市的人均 GDP 二次项的系数显著为负,说明存在碳排放的库兹涅茨曲线。但对于 III 型城市,其人均 GDP 及其二次项的系数均不显著,说明二氧化碳排放与人均 GDP 之间的倒 U 型关系在这类城市中的存在性值得考量。在产业结构方面,大型城市二氧化碳排放对第二产业产值占比的弹性超过 0.8,说明在大型城市已经达到了发展第二产业的严重规模不经济阶段,而在中、小型城市,第二产业比重占比弹性并不十分显著,说明工业向这些城市的转移具有降低全国总排放的效果。对小型城市而言,二氧化碳排放对城镇化程度的弹性系数十分显著,且明显大于全国平均程度,说明人口的城镇化对小型城市而言是影响二氧化碳排放的重要因素。采暖度日数的变化对中型城市的二氧化碳排放的影响最大,而对小型城市的影响最小。

与 2005 年的分析方法相同,2012 年相关数据的 OLS 回归结果如表 3 所示,从回归结果可以看出 2012 年数据中整体样本回归结果与 2005 年出现了差异,人均 GDP 与碳排放间的倒 U 型关系不复存在,同时,城镇化率也不再显著,但人口变化和第二产业比重的变化仍然对二氧化碳排放的变化具有显著的影响。

与 2005 年相比,2012 年数据回归结果在不同分组样本中的差异更是明显。一是城市二氧化碳排放对人口的弹性在 III 型城市分组中有所下降,但在 I 型和 II 型城市分组中却上升了,说明大、中型城市的人口拥挤程度进一步上升导致了人口规模不经济现象出现,而小型城市则可能由于城市基础设施的改进而获得人口规模经济(见图 2)。二是城镇化率的影响减小且变得不再显著,仅小型城市在 90% 的置信水平上显著,这说明近年来中国大、中型城市城镇化率速度逐渐减缓,小型城市城镇化仍在不断深化,因此小型城市城镇化仍对二氧化碳排放存在一定的影响。三是碳排放与人均 GDP 之间的倒 U 型关系仅存在于 II 型城市,原因可能在于大型城市经济发展水平已处于拐点右侧,而小型城市经济发展水平还处于拐点左侧导致。四是采暖度日数的影响在全国样本及不同分组样本中开始趋同。采暖度日数对二氧化碳排放影响趋同可能是由于近些年来治污减排力度的加剧,采暖用能的能源结构逐渐优化,导致用能清洁性的提升。五是 2012 年城市二氧化碳排放对第二产业产值占比的弹性在小型城市相比 2005 年上升了,且高于单位弹性。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

3.2 分位数回归结果分析

为进一步考察各组内部不同影响因素的差异，本文采用分位数回归方法对二氧化碳排放影响因素进行分析。表 4 给出了 2005 年全部样本在 1/4、1/2 和 3/4 分位数回归的结果。从表 4 可以看到，城镇化率的回归系数随着分位数的增加变得不再显著，而人均 GDP、人均 GDP 平方项和第二产业产值比重的回归系数随着分位数的增加变得愈发显著。同时，随着分位数的增加，全部样本的人口规模、城镇化率和采暖度日数对二氧化碳排放的分位数回归系数逐渐下降。也就是说二氧化碳排放较低的城市受人口规模、城镇化率和采暖度日数变化的影响较大，而排放较高的城市受该类因素影响较小。此外，人均 GDP 变量的系数符号一直为正，而二次项系数一直为负，说明对于 2005 年全样本数据来说，无论是对高排放还是低排放的城市，均存在碳排放库兹涅茨曲线。第二产业占比的回归系数在 1/2 分位数前呈现上升趋势，之后下降，到 3/4 分位数后反弹，这意味着第二产业比重的增加对高排放城市的影响大于低排放城市，也就是说相对于低排放城市来说，降低第二产业比重对于超高排放城市和中等排放的减排效果将会更加明显。

从不同人口规模的城市分组来看，I 型城市人口规模和第二产业产值比重系数呈现显著上升，采暖度日数系数呈现小幅度下降，而城镇化率系数在任何分位上均不显著，人均 GDP 与碳排放的倒 U 型关系随着城市排放的增加而变的显著。II 型城市人口规模的变化对该类城市中排放较低的城市影响将高于排放较高的城市，产业结构调整的减排作用对于高排放城市较为显著，人均 GDP 与二氧化碳排放的倒 U 型关系十分明显。对于 III 型城市，人均 GDP 与碳排放的非线性关系仅体现于高排放的城市，采暖度日数变化对碳排放的影响也仅对高排放城市显著。由于该类城市人口规模较小，因此人口规模的控制对于该类城市减排的影响并不十分明显。

与 2005 年相比，在分位数回归下，城镇化程度的变化对二氧化碳排放变化影响的显著性有明显降低；各变量回归系数的变化趋势与 2005 年相比也呈现一定的差异。2012 年人口规模和城镇化率的系数均随着分位数的增加呈现先下降后上升的趋势；人均 GDP 与碳排放的倒 U 型关系不再成立；采暖度日数的系数则随着分位数的增加呈现先迅速降低后平稳再大幅上升的趋势；第二产业比重对二氧化碳排放的影响则随着各城市排放的增加而逐渐增大。具体见表 5。

从不同人口规模的城市分组来看，城镇化率变量的系数对于三类城市的各分位数均不显著，这可能是由于，一方面随着城镇化率的上升，城市形态逐渐转向紧凑型，而

表 3 2012 年城市二氧化碳影响因素回归结果

Tab. 3 Regression results of driving forces of city carbon dioxide emissions in 2012

变量	全国 (n=288)	全国 (n=288)	I 型城市 (n=96)	II 型城市 (n=96)	III 型城市 (n=96)
ln*P*	0.719 7***	0.720 1***	1.097 9***	0.952 7**	0.751 7***
	(0.060 0)	(0.060 4)	(0.192 1)	(0.359 2)	(0.166 2)
ln*A*	0.524 3***	0.086 6	−1.645 1	8.728 2***	−1.825 6
	(0.122 7)	(2.390 7)	(3.878 7)	(2.864 9)	(3.150 8)
lnA^2		0.020 5	0.096 8	−0.370 4**	0.102 7
		(0.110 5)	(0.179 3)	(0.135 1)	(0.147 3)
ln*SI*	0.970 6***	0.979 5***	1.201 6***	−0.046 6	1.197 4***
	(0.195 4)	(0.205 2)	(0.344 1)	(0.631 0)	(0.188 4)
ln*U*	0.165 4	0.169 9	0.059 0	−0.253 2	0.471 0*
	(0.124 6)	(0.132 7)	(0.201 6)	(0.266 4)	(0.241 6)
ln*HDD*	0.000 2***	0.000 2***	0.000 2***	0.000 2***	0.000 1***
	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 1)	(0.000 0)
截距项	−6.829 2***	−4.552 0	2.252 4	−48.006 6***	4.482 3
	(1.020 4)	(12.416 0)	(20.443 1)	(14.708 4)	(16.225 3)
R^2	0.554 2	0.554 3	0.525 9	0.472 3	0.552 5

注：括号内为聚类稳健标准误，*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的水平显著。

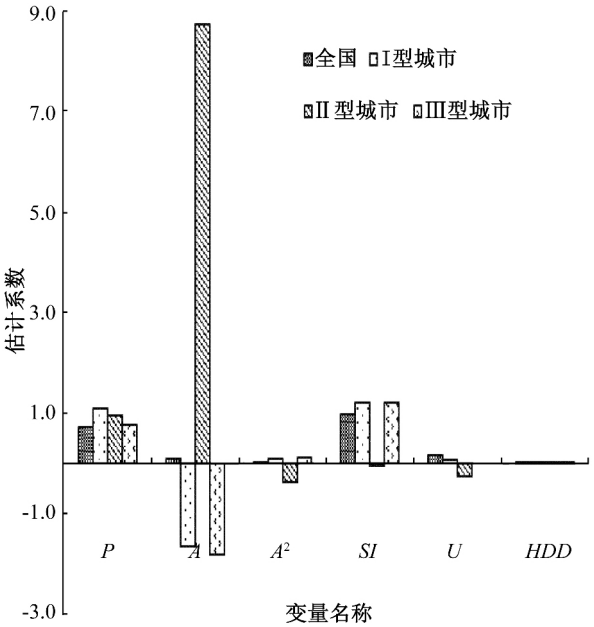

图 2 2012 年城市二氧化碳排放影响因素全国及不同城市分组对比

Fig. 2 Comparison between driving forces for city carbon dioxide emission for different groups in 2012

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 4　2005 年城市二氧化碳影响因素分位数回归结果

Tab. 4　Quantile regression results of driving forces of city carbon dioxide emissions in 2005

变量	全国 (n=287)	I 型城市 (n=96)	II 型城市 (n=96)	III 型城市 (n=95)
QR_25				
ln*P*	0.883 4***	0.838 5*	1.063 8***	0.709 9
	(0.103 2)	(0.466 7)	(0.392 2)	(0.432 0)
ln*A*	5.588 8	5.623 3*	8.860 9***	3.639 3
	(3.436 4)	(3.186 4)	(3.125 1)	(3.394 5)
lnA^2	−0.266 8	−0.262 3	−0.422 2***	−0.168 3
	(0.172 8)	(0.166 4)	(0.163 2)	(0.162 1)
ln*SI*	0.540 1	0.470 2	−0.243 2	0.561 4
	(0.438 2)	(0.506 7)	(0.366 7)	(0.678 4)
ln*U*	0.488 8**	0.258 5	0.113 8	0.913 4**
	(0.210 8)	(0.236 2)	(0.278 2)	(0.433 9)
ln*HDD*	0.368 3***	0.359 6***	0.598 4***	0.198 3
	(0.092 9)	(0.113 5)	(0.147 9)	(0.337 0)
截距项	−24.487 1	−23.904 0	−39.979 0***	−14.384 8
	(16.409 9)	(14.759 9)	(14.234 0)	(16.637 1)
QR_50				
ln*P*	0.681 2***	1.120 1***	0.755 8*	0.500 5
	(0.081 3)	(0.227 5)	(0.431 1)	(0.323 0)
ln*A*	4.011 2**	4.366 3	10.279 6**	6.549 3
	(1.874 8)	(3.290 2)	(4.226 3)	(6.182 9)
lnA^2	−0.188 3**	−0.200 6	−0.502 8**	−0.310 2
	(0.088 0)	(0.165 5)	(0.209 4)	(0.283 8)
ln*SI*	0.843 1**	0.737 9*	0.244 3	0.698 3
	(0.397 9)	(0.412 2)	(0.343 9)	(1.098 1)
ln*U*	0.324 0	0.236 8	−0.172 2	0.202 2
	(0.250 2)	(0.296 5)	(0.429 0)	(0.560 3)
ln*HDD*	0.309 4***	0.349 5**	0.425 9***	0.220 8
	(0.118 5)	(0.150 5)	(0.113 7)	(0.136 4)
截距项	−15.133 8*	−19.869 0	−43.434 3**	−25.581 5
	(8.240 4)	(15.572 1)	(19.102 4)	(27.075 1)
QR_75				
ln*P*	0.616 0***	1.142 2***	0.436 5**	0.436 5**
	(0.076 6)	(0.344 3)	(0.172 6)	(0.172 6)
ln*A*	6.729 8***	8.845 4**	9.564 5***	9.564 5***
	(0.870 1)	(4.045 5)	(1.564 3)	(1.564 3)
lnA^2	−0.319 3***	−0.428 8**	−0.460 2***	−0.460 2***
	(0.043 6)	(0.195 2)	(0.078 6)	(0.078 6)
ln*SI*	0.464 7***	1.028 2**	0.488 6**	0.488 6**
	(0.141 1)	(0.416 2)	(0.195 5)	(0.195 5)
ln*U*	0.148 4	0.020 3	0.134 6	0.134 6
	(0.142 9)	(0.517 9)	(0.168 9)	(0.168 9)
ln*HDD*	0.224 4***	0.299 0***	0.252 5***	0.252 5***
	(0.038 0)	(0.085 6)	(0.064 2)	(0.064 2)
截距项	−25.596 0***	−41.509 3**	−39.145 2***	−39.145 2***
	(4.285 9)	(19.695 3)	(7.077 3)	(7.077 3)

注: 括号内为聚类稳健标准误,*、、*** 分别表示 10%、5%、1% 的水平显著。**

表 5　2012 年城市二氧化碳影响因素分位数回归结果

Tab. 5　Quantile regression results of driving forces of city carbon dioxide emissions in 2012

变量	全国 (n=288)	I 型城市 (n=96)	II 型城市 (n=96)	III 型城市 (n=96)
QR_25				
ln*P*	0.782 2***	0.820 4**	1.132 6*	1.060 9**
	(0.097 3)	(0.349 1)	(0.642 7)	(0.455 0)
ln*A*	0.343 8	−1.189 1	9.204 9***	−2.951 0
	(2.860 4)	(6.971 0)	(3.316 5)	(6.854 2)
lnA^2	0.012 8	0.088 1	−0.372 7**	0.155 7
	(0.133 2)	(0.333 3)	(0.151 2)	(0.318 1)
ln*SI*	0.766 6***	1.226 1***	−0.886 7	1.371 6***
	(0.268 5)	(0.456 6)	(0.552 0)	(0.509 9)
ln*U*	0.185 4	−0.276 3	−0.444 8	0.672 6
	(0.264 3)	(0.287 5)	(0.310 1)	(0.441 7)
ln*HDD*	0.000 2***	0.000 2***	0.000 3***	0.000 1
	(0.000 1)	(0.000 1)	(0.000 1)	(0.000 1)
截距项	−6.288 8	1.058 8	−50.395 0***	7.117 2
	(14.601 9)	(36.574 7)	(16.312 8)	(36.452 5)
QR_50				
ln*P*	0.665 1***	1.056 8**	0.192 8	0.569 2*
	(0.054 7)	(0.420 3)	(0.477 6)	(0.311 2)
ln*A*	1.144 2	−0.145 1	6.827 7	−2.019 4
	(2.056 1)	(3.480 2)	(5.284 8)	(4.592 2)
lnA^2	−0.024 8	0.035 1	−0.286 6	0.121 2
	(0.096 7)	(0.159 8)	(0.250 9)	(0.210 2)
ln*SI*	1.028 7***	1.233 2**	0.535 2	1.240 1***
	(0.157 4)	(0.539 4)	(0.760 5)	(0.292 0)
ln*U*	0.078 3	−0.060 0	−0.020 3	0.183 9
	(0.102 9)	(0.300 8)	(0.333 4)	(0.463 9)
ln*HDD*	0.000 2***	0.000 2***	0.000 2***	0.000 1**
	(0.000 0)	(0.000 1)	(0.000 1)	(0.000 1)
截距项	−10.189 9	−6.147 2	−35.886 6	6.268 7
	(10.759 8)	(18.847 0)	(26.712 2)	(23.794 5)
QR_75				
ln*P*	0.699 3***	1.205 9***	0.707 7***	0.707 7***
	(0.119 4)	(0.127 6)	(0.166 0)	(0.166 0)
ln*A*	−4.403 1	−1.601 9	−4.170 2	−4.170 2
	(6.542 2)	(4.957 3)	(4.923 5)	(4.923 5)
lnA^2	0.230 0	0.093 8	0.221 2	0.221 2
	(0.294 3)	(0.227 5)	(0.220 9)	(0.220 9)
ln*SI*	1.058 8**	1.266 8***	1.303 5***	1.303 5***
	(0.419 8)	(0.372 8)	(0.347 2)	(0.347 2)
ln*U*	0.063 9	0.254 5*	−0.160 6	−0.160 6
	(0.233 5)	(0.151 5)	(0.264 8)	(0.264 8)
ln*HDD*	0.000 2***	0.000 2**	0.000 2**	0.000 2**
	(0.000 0)	(0.000 1)	(0.000 1)	(0.000 1)
截距项	20.067 6	0.773 0	18.514 4	18.514 4
	(34.478 6)	(26.427 8)	(25.850 1)	(25.850 1)

注: 括号内为聚类稳健标准误,*、、*** 分别表示 10%、5%、1% 的水平显著。**

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

一般来说紧凑型城市形态有助于减少对能源的需求，尤其是有助于降低对高碳基的化石能源的需求；而另一方面城镇化率的上升在拉动基础设施建设、居民消费需求上升的同时会增加能源需求。因此，城镇化率变化对二氧化碳排放的影响并不十分显著。同时，对于 I 型城市，人口规模和第二产业比重在不同分位数下的回归系数仍很显著，第二产业比重的变化在 1/5 分位数前迅猛上升，之后保持在一个较为稳定的水平。人均 GDP 与人均 GDP 平方项的系数均不显著。II 型城市除采暖度日数外，大部分变量的系数均不再显著，但 II 型城市中的低排放城市仍存在人均 GDP 与碳排放的非线性关系；III 型城市人口规模和第二产业产值比重的系数仍十分显著，与 2005 相比，人口规模的变化对碳排放的影响有所上升。

4 结 论

本研究利用中国城市二氧化碳排放数据集，通过扩展的 STIRPAT 模型分析了中国地级以上城市二氧化碳排放的影响因素。研究结果发现，不同人口规模城市的二氧化碳排放量影响因素和影响程度均有所不同。从全国角度看，2005 年人口规模、第二产业产值占比、城镇化水平和采暖需求的增长都会显著提高一个城市的二氧化碳排放，同时二氧化碳排放会随着富裕程度的上升呈现先增加后减少的趋势；到 2012 年，人口规模、第二产业产值占比和采暖需求的增加仍会显著提升城市二氧化碳排放，但富裕程度和城镇化率对二氧化碳排放的影响变得不再显著。

通过对不同城市规模和分位数回归结果的对比发现以下结论：

（1）从人口规模来看，大型城市碳排放的变化受人口规模变化的影响较大，因此大型城市应重视人口数量规模带来的二氧化碳排放量增长的规模不经济效应，换言之，大型城市特别是一些人口过度拥挤的特大型城市在人口控制过程中有可能带来二氧化碳减排的协同效应。因而，大型城市政策制定者应严格控制城市规模尤其是人口规模，通过人口规模和建设规模双控，守住人口总量上限、生态控制线和城市开发边界三条红线。

（2）从财富效应角度看，不同规模城市的人均 GDP 与二氧化碳排放量间的倒 U 型关系并不绝对成立，特大型城市的二氧化碳排放量可能已经越过拐点，而中等人口规模城市仍处于规模效应、结构效应和技术效应三者并存时期，小规模城市则仍处于规模效应阶段，碳排放峰值还未到来。因此，中小型城市应重视通过结构调整和技术改进大力促进经济发展水平，推动碳排放早日达到峰值。

（3）从技术效应来看，第二产业产值比重变动对城市二氧化碳排放具有较大的影响，由于大型城市已经处于发展第二产业规模不经济的阶段，因而工业从大型城市向中、小型城市的转移对全国而言具有减排效应。而城镇化进程由于对能源需求的影响具有不确定性，进而对于城市二氧化碳排放的影响也并不明确，城镇化并不应该被视作是节能减排的重要手段。对于气候因素来说，气候差异是造成不同城市二氧化碳排放量差异的一个重要原因，其主要是由于不同城市采暖需求的差异导致，因此，在对不同区域节能减排潜力的评估以及节能减排具体政策的制定过程中，应当合理地将气候因素纳入考虑。

根据本研究的结果可见，影响城市二氧化碳排放的因素多样，且各种因素的影响效应会随着城市规模和时间的变化而发生改变。基于上述发现，在制定城市节能减排政策对城市二氧化碳排放量进行管理的过程中，需要在把握关键影响因子的前提下依据城市自身特点做到因地制宜、区别对待。

（编辑：李 琪）

参考文献（References）

[1] 黄鲁霞. 城市直接和隐含碳排放的动态变化及影响因素研究 [D]. 上海：华东师范大学，2016. [HUANG Luxia. Study on dynamic changes and influence factors of direct and embodied carbon emission in city scale [D]. Shanghai: East China Normal University, 2016.]

[2] 林伯强，刘希颖. 中国城市化阶段的碳排放：影响因素和减排策略 [J]. 经济研究，2010(8)：66－78. [LIN Boqiang, LIU Xiying. China's carbon dioxide emissions under the urbanization process: influence factors and abatement policies [J]. Economic research journal, 2010(8): 66－78.]

[3] 李波，张俊飚，李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解 [J]. 中国人口·资源与环境，2011，21(8)：80－86. [LI Bo, ZHANG Junbiao, LI Haipeng. Research on spatial-temporal characteristics and affecting factors decomposition of agricultural carbon emission in China [J]. China population, resources and environment, 2011, 21(8): 80－86.]

[4] ANG B W, ZHANG F Q, CHOI K H. Factorizing changes in energy and environmental indicators through decomposition [J]. Energy, 1998, 23(6): 489－495.

[5] ANG B W, SU B. Carbon emission intensity in electricity production: a global analysis [J]. Energy policy, 2016, 94: 56－63.

[6] LIU L C, FAN Y, WU G, et al. Using LMDI Method to analyze the change of China's industrial CO_2 emissions from final fuel use: an empirical analysis [J]. Energy policy, 2007, 35(11): 5892－5900.

[7] 宋德勇，卢忠宝. 中国碳排放影响因素分解及其周期性波动研究 [J]. 中国人口·资源与环境，2009，19(3)：18－24. [SONG Deyong, LU Zhongbao. The factor decomposition and periodic fluctuation of carbon emission in China [J]. China population, resources and environment, 2009, 19(3): 18－24.]

[8] 许士春，习蓉，何正霞. 中国能源消耗碳排放的影响因素分析及政策启示 [J]. 资源科学，2012，34(1)：2－12. [XU Shichun,

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

XI Rong, HE Zhengxia. Influential factors and policy implications of carbon emissions for energy consumption in China [J]. Resource science, 2012, 34(1): 2 – 12.]

[9] ZHANG Y J, DA Y B. The decomposition of energy-related carbon emission and its decoupling with economic growth in China [J]. Renewable and sustainable energy reviews, 2015, 41: 1255 – 1266.

[10] LIN B, TAN R. Sustainable development of China's energy intensive industries: from the aspect of carbon dioxide emissions reduction [J]. Renewable and sustainable energy reviews, 2017, 77: 386 – 394.

[11] EHRLICH P R, HOLDREN J P. The people problem [J]. Saturday review, 1970(4): 42 – 43.

[12] DIETZ T, ROSA E A. Effects of population and affluence on CO_2 emissions [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 1997, 94(1): 175 – 9.

[13] YORK R, ROSA E A, DIETZ T. STIRPAT, IPAT and ImPACT: analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts [J]. Ecological economics, 2003, 46(3): 351 – 365.

[14] DIETZ T, FRANK K A, WHITLEY C T, et al. Political influences on greenhouse gas emissions from US states [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2015, 112(27): 8254 – 8259.

[15] LIU Y, CHEN Z M, XIAO H, et al. Driving factors of carbon dioxide emissions in China: an empirical study using 2006 – 2010 provincial data [J]. Frontiers of earth science, 2017, 11(1): 156 – 161.

[16] 渠慎宁, 郭朝先. 基于 STIRPAT 模型的中国碳排放峰值预测研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(12): 10 – 15. [QU Shenning, GUO Chaoxian. Forecast of China's carbon emission based on STIRPAT Model [J]. China population, resources and environment, 2010, 20(12): 10 – 15.]

[17] 李国志, 李宗植. 中国二氧化碳排放的区域差异和影响因素研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(5): 22 – 27. [LI Guozhi, LI Zongzhi. Regional difference and influence factors of China's carbon dioxide emissions [J]. China population, resources and environment, 2010, 20(5): 22 – 27.]

[18] 杨骞, 刘华军. 中国二氧化碳排放的区域差异分解及影响因素 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012(5): 36 – 49. [YANG Qian, LIU Huajun. Regional difference decomposition and influence factors of China's carbon dioxide emissions [J]. The journal of quantitative & technical economics, 2012(5): 36 – 49.]

[19] 朱勤, 彭希哲, 陆志明, 等. 人口与消费对碳排放影响的分析模型与实证 [J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(2): 98 – 102. [ZHU Qin, PENG Xizhe, LU Zhiming, et al. Analysis model and empirical study of impacts from population and consumption on carbon emissions [J]. China population, resources and environment, 2010, 20(2): 98 – 102.]

[20] MA M, YAN R, CAI W. An extended STIRPAT Model-based methodology for evaluating the driving forces affecting carbon emissions in existing public building sector: evidence from China in 2000 – 2015 [J]. Natural hazards, 2017, 89(2): 741 – 756.

[21] WANG Y, YANG G, DONG Y, et al. The scale, structure and influencing factors of total carbon emissions from households in 30 provinces of China: based on the extended STIRPAT Model [J]. Energies, 2018, 11(5): 1 – 25.

[22] 刘满芝, 刘贤贤. 基于 STIRPAT 模型的中国城镇生活能源消费影响因素研究 [J]. 长江流域资源与环境, 2017, 26(8): 1111 – 1122. [LIU Manzhi, LIU Xianxian. Study on the influencing factors of urban household energy consumption in China based on STIRPAT Model [J]. Resource and environment in the Yangtze Basin, 2017, 26(8): 1111 – 1122.]

[23] 蔡博峰, 刘晓曼, 陆军, 等. 2005 年中国城市 CO_2 排放数据集 [J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(4): 1 – 7. [CAI Bofeng, LIU Xiaoman, LU Jun, et al. China city CO_2 emission in 2005 [J]. China population, resources and environment, 2018, 28(4): 1 – 7.]

[24] 蔡博峰, 王金南, 杨姝影, 等. 中国城市 CO_2 排放数据集研究——基于中国高空间分辨率网格数据 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(2): 1 – 4. [CAI Bofeng, WANG Jinnan, YANG Shuying, et al. China city CO_2 emission dataset: based on the China high resolution emission gridded data [J]. China population, resources and environment, 2017, 27(2): 1 – 4.]

[25] POUMANYVONG U P, KANEKO S. Does urbanization lead to less energy use and lower CO_2 emissions? a cross-country analysis [J]. Ecological economics, 2010, 70(2): 434 – 444.

[26] LIDDLE B, LUNG S. Age-structure, urbanization, and climate change in developed countries: revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts [J]. Population & environment, 2010, 31(5): 317 – 343.

[27] 许广月, 宋德勇. 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 [J]. 中国工业经济, 2010(5): 37 – 47. [XU Guangyue, SONG Deyong. An empirical study of the environmental Kuznets Curve for China's carbon emissions: based on provincial panel data [J]. China industrial economics, 2010(5): 37 – 47.]

[28] 邵帅, 杨莉莉, 曹建华. 工业能源消费碳排放影响因素研究——基于 STIRPAT 模型的上海分行业动态面板数据实证分析 [J]. 财经研究, 2010, 36(11): 16 – 27. [SHAO Shuai, YANG Lili, CAO Jianhua. Study on influencing factors of CO_2 emissions from industrial energy consumption: an empirical analysis based on STIRPAT Model and industrial sectors' dynamic panel data in Shanghai [J]. Journal of finance and economics, 2010, 36(11): 16 – 27.]

[29] 国家统计局城市社会经济调查司. 中国城市统计年鉴 2006 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2006. [Department of Urban Social And Economic Investigation Of The National Bureau of Statistics. China city statistical yearbook 2006 [M]. Beijing: China Statistics Press, 2006.]

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

Driving forces of carbon dioxide emission for China's cities: empirical analysis based on extended STIRPAT Model

CHEN Zhan-ming[1] *WU Shi-mei*[1] *MA Wen-bo*[1] *LIU Xiao-man*[2] *CAI Bo-feng*[3] *LIU Jing-wen*[4] *JIA Xiao-ping*[5] *ZHANG Ming*[6] *CHEN Yang*[7] *XU Li-xiao*[8] *ZHAO Jing*[9] *WANG Si-qi*[5]

(1. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2. Institute of Atmospheric Physics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100029, China; 3. Chinese Academy for Environmental Planning, Ministry of Environmental Protection, Beijing 100012, China; 4. College of Engineering, Northeastern University, Boston 02115, USA; 5. Qingdao University of Science and Technology, Qingdao Shandong 266000, China; 6. School of Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou Jiangsu 221116, China; 7. School of Urban and Regional Science, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 8. School of Statistics, Beijing Normal University, Beijing 100875, China; 9. School of Finance & Economics, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu 212013, China)

Abstract There are great differences in development stage, economic structure, climatic conditions and population structure for cities in China. Therefore, the driving forces and the degree of impact on carbon dioxide emissions are also different. Based on the latest urban scale CO_2 emission database CHRED and CHRED2.0, this paper extended the traditional STIRPAT model by adding factors such as industrial structure, urbanization and climate differences, and investigates the driving forces of carbon dioxide emissions in cities above prefecture level in China. The results show that the growth of population size, output share of the secondary industry and heating demand will significantly increase a city's carbon dioxide emissions, while some cities' carbon dioxide emissions will increase first and then decrease with the increase of wealth, but impact of the urbanization rate change on carbon dioxide emissions has an uncertainty. For the national sample, it found that the impact of changes in population size on carbon emissions is steady in 2005 and 2012, around 0.7. The impact of changes in climate difference on carbon emissions has dropped from 0.288 1 in 2005 to 0.000 2 in 2012. The impact of changes in the output share of the secondary industry rose from 0.744 2 in 2005 to 0.979 5 in 2012. There is an inverted U-shaped relationship of carbon emissions and per capita GDP in 2005, but it was not significant in 2012. In addition to the analysis of the national scale, by categorizing the cities based on population size and exploring the quantile regression, the three groups show heterogeneity in terms of their driving forces of carbon dioxide emission. In the future, in the process of formulating urban energy conservation and emission reduction policies for the management of urban carbon dioxide emissions, policymakers need to adapt to the local characteristics and differentiate them according to the characteristics of the city on the premise of grasping the key impact factors.

Key words city carbon dioxide emission; impact factor; city size; STIRPAT

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net