

中国人口城镇化滞后对碳排放的影响

田建国 王玉海*

摘要:关于城镇化同碳排放之间的关系,多数研究只关注人口城镇化或土地城镇化,但这并不全面,中国目前在城镇化方面突出表现为人口城镇化滞后于土地城镇化。本文使用空间面板杜宾模型,研究了人口城镇化滞后对碳排放的影响,分析其空间溢出效应,研究发现:人口城镇化滞后不仅提高了本地碳排放水平,还通过空间溢出效应提高了周边地区的碳排放水平。人口城镇化滞后度同城镇化率的交叉项为负,当城镇化率大于某个程度时,随着城镇化率的提高,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际负效用将会增大;反之,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际正效应在降低。对于中西部地区来说,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际效应为正,人口城镇化滞后度的上升会增加人均碳排放;对于东部部分地区来说,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际效应为负,人口城镇化滞后度的上升会降低人均碳排放。本文建议,在东部部分城镇化率高的地区配置更多的城镇建设用地,而在中西部地区城镇化率低的地区则适当控制城镇建设用地规模。

关键词:人口城镇化滞后;碳排放;空间溢出效应

一、引言

城镇化和碳排放之间的关系是学术界一直关注的问题。尤其对于中国来说,当前处于城镇化进程高速发展的阶段,同时面临着控制碳排放的任务,研究两者之间的关系显得尤其重要。但是城镇化和碳排放之间的关系到底如何,学术界还未有共识。有学者认为城镇化进程会增加碳排放(York, 2007;周葵、戴小文, 2013);也有学者提出相反的意见,吴殿廷等(2011)

*田建国,北京师范大学地理科学学部自然资源学院,邮政编码:100875,电子信箱:201231190010@mail.bnu.edu.cn;王玉海,北京师范大学地理科学学部自然资源学院,邮政编码:100875,电子信箱:wyhgs@bnu.edu.cn。

本文系2015年北京市中国特色社会主义理论体系研究中心立项重大课题“大都市圈的发展与治理研究”(ZT2015003),国家重点研发计划“国家质量基础的共性技术研究与应用”2018年重点专项“可持续发展的新型城镇化关键评价技术研究”子课题“可持续发展的新型城镇化共性及其综合评价技术研究”(2018YFF0215801)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,文责自负。

认为城镇化进程有利于降低碳排放强度,这主要得益于人口密度增加带来的公共物品规模效应;还有部分学者发现了城镇化和碳排放之间的非线性关系。周少甫和蔡梦宁(2017)利用动态面板门槛模型,分析了在不同城镇化水平下 GDP 和碳排放的关系,得到在城镇化水平各区间内 GDP 和碳排放对应不同的非线性关系。邱强等(2017)研究发现城镇化与碳排放呈现出倒 N 型的几何特征,在城镇化率极小值和极大值拐点之间,碳排放与城镇化正相关,其它时期负相关。方齐云和曹金梅(2016)认为城镇化和人均碳排放之间存在倒 U 型关系,出现该关系的深层次机理在于产业结构的变化:在工业化后期,服务业占比上升,而服务业的能源消耗强度比工业小,因此人均碳排放会出现拐点。根据回归结果计算各省市到达人均碳排放拐点的时间,发现东部地区已经达到或几年内即将到达拐点,而中西部地区则平均需要十五年才能到达拐点。

目前关于城镇化和碳排放研究的最大问题是缺乏对中国特色城镇化的研究,因此对城镇化和碳排放的关系把握得还不彻底、不全面。仅研究人口城镇化对碳排放的影响,无法提出一个适合中国当下情境的完整方案。中国当前的城镇化突出表现为土地城镇化的快速发展(孙秀林、周飞,2013),继而造成了人口城镇化的滞后(Lichtenberg & Ding, 2009)。造成中国城镇化碳排放增多的原因不能仅仅考虑城镇化过程中产业结构的变迁,而更应该考虑人口城镇化的滞后。在此现实条件下,只有将中国人口城镇化滞后度纳入到碳排放研究当中,才能全面反映中国城镇化和碳排放的真实关系。

为克服现有研究的不足,本文首先针对以往人口城镇化滞后度计算公式的不足,利用发展速度重新计算了中国人口城镇化滞后度。其次,由于碳排放具有较强的空间相关性,同时本地的相关变量不仅仅对本地碳排放产生影响,更容易对周边地区碳排放产生影响。普通面板数据模型不再适用,因此,本文利用空间面板杜宾模型深入研究人口城镇化滞后对碳排放的直接效应和空间溢出效应。最后,考虑到人口城镇化滞后同城镇化率的紧密关系,研究人口城镇化滞后度同城镇化率的综合作用对碳排放的影响。重点考察在不同的城镇化率水平上,人口城镇化滞后度对碳排放的影响有何不同。尤其是考察在高城镇化率地区和低城镇化率地区,人口城镇化滞后度的作用机制是否一致,并据此制定不同的政策。

二、机理研究和假设

人口城镇化滞后于土地城镇化是中国当前城镇化推进过程中表现出来的一个极重要的现象。关于人口城镇化滞后的原因,多数学者从财政分权的角度予以考察,发现分税制改革后的财政分权导致地方政府偏好土地城镇化(Lichtenberg & Ding, 2009; 孙秀林、周飞舟, 2013)。财政分权是推动地方土地城镇化的重要原因,但并不全面,一个完整的中国式分权模式包括财政分权激励和地方政府竞争下的政治激励两个方面(Blanchard & Shleifer, 2001; Li &

Zhou, 2005; 范剑勇、莫家伟, 2013)。

范剑勇和莫家伟(2013)认为,中国的土地城镇化模式遵循“低价征地→成本价供应工业用地→高价供应商住用地→土地抵押融资进行城镇基础设施建设”的循环形式。地方政府在财政分权下的行为策略有两个逻辑:(1)在现行分税制的财政分权下,中央和地方在税收方面的分成造成地方政府财源的减少,但地方政府的事权并没有相应减少。地方政府为缓解自身财政压力,偏好追求以土地出让金为代表的预算外收入,这就形成了中国特色的土地财政(黄少安、孙涛,2012)。地方政府通过“招拍挂”形式高价出让商业用地从而推高了商品房价格,城镇商品房价格的上升增加了人口转移的成本,并最终抑制了人口城镇化的速度,在商业用地增加的前提下,人口并没有得到相应的集聚,从而造成城镇人口密度下降,进而导致人均碳排放增加。其逻辑总结为:财政分权→地方政府财政压力→土地财政压力→高价“招拍挂”商业用地→商品房价格上升→人口转移成本增加→抑制人口城镇化→人口密度降低→人均碳排放增加。(2)在财政分权的前提下,地方政府官员在升迁激励刺激下展开了“晋升锦标赛”,为了完成GDP考核,地方政府通过低价协议出让工业用地,并采用环境软约束,提高了土地城镇化,但随之而来的是大量高耗能高污染企业的增加,从而造成人均碳排放的增加。其逻辑总结为:财政分权→地方政府“晋升锦标赛”→低价协议出让工业土地和降低环境约束→提高土地城镇化→高耗能高污染产业增加→人均碳排放增加。本文假设在其他条件不变的情况下,人口城镇化滞后度的上升会造成人均碳排放的增加。

三、空间计量模型的构建

(一)空间面板计量模型设定

空间计量的模型有SEM(空间误差模型)、SLM(空间滞后模型)、SDM(空间杜宾模型)、SAC(空间自回归模型)等等。空间滞后模型和空间误差模型存在一个共同的问题,即只用被解释变量的空间滞后或扰动项的空间滞后来解释数据中的空间模式,未使用解释变量的空间滞后项。实际上在现实中,外生变量的空间滞后也会对被解释变量产生作用,忽略这一空间作用的代价是很大的。为克服这个问题,需要引进解释变量的空间滞后项,这就是空间杜宾模型。LeSage和Pace(2009)建议采用这种模型设定,因为如果方程中不包括解释变量的空间滞后项,方程的系数估计将会是有偏且不一致。但是,如果放弃误差项的空间滞后,最多只会带来一些效率损失。另外,如果真实的数据生成过程是空间滞后或者空间误差模型,那么空间杜宾模型依然得到的是无偏的系数。鉴于此,使用空间面板杜宾模型来计量人口城镇化滞后度同人均碳排放的关系:

$$c_pep_{it} = \rho \times w_i \times c_pep_{it} + x_{it}'\beta + w_i X_{it}'\delta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T) \quad (1)$$

其中*i*表示省份,*t*表示年份。*c_pep_{it}*为人均碳排放量,*w_i*为空间权重矩阵*W*的第*i*行,*w_i* ×

$c_pep_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt}$, w_{ij} 为权重的 W 的 (i,j) 元素, $\rho \times w_i' \times c_pep_i$ 为被解释变量的空间滞后, ρ 为被解释变量空间滞后的系数。 x_i' 为解释变量, $w_i' X_i \delta$ 为解释变量的空间滞后, δ 为解释变量空间滞后的系数。 μ_i 为区域 i 的个体效应, γ_t 为时间效应, ε_{it} 为扰动项。

(二) 空间权重矩阵的设定

空间权重用来反映空间计量模型中的空间效应。现有研究包含地理权重、经济权重、混合权重等。地理权重有邻接权重、距离权重、考虑拓扑关系的 K 阶相邻权重。几乎普遍的共识是,空间回归模型的估计和推论对这些模型中用于空间权重结构的特定规范是敏感的。因此,权重的设置是一篇空间计量文章的重中之重,遗憾的是,目前国内对此方面的文献追踪甚少,在计量权重的设置上出现了大量的纰漏,造成回归效果的不稳健。目前国内研究普遍在一篇文章中设置多个权重或者使用经济权重,事实上,如果没有充分的理由,尽量不要在同一篇文献中设置两个或以上权重。其次,尽量不要使用经济权重,因为这会造成空间溢出效应不存在(张可云、杨孟禹,2016)。LeSage(2014),LeSage 和 Pace(2014)等建议,要尽量设定简单的空间权重矩阵,稀疏的邻接矩阵(矩阵中绝大多数元素为0)最为有效。本文依据以上的分析,采用邻接矩阵和车步原则,相邻为1,不相邻为0,克服了国内现有文献权重设置的理论和实践的不足。

(三) 变量的选择

1. 被解释变量

本文的被解释变量为人均碳排放(c_pep)。各省份碳排放的计算采用 IPCC 提供的碳排放系数来估算。碳排放系数的计算公式,以及人均碳排放的计算公式如下所示:

$$CEF_i = H_i \times CH_i \times COR_i \times \frac{44}{12} \times 10^{-6} \quad (2)$$

$$c_pep = \frac{\sum_{i=1}^{11} E_i \times CEF_i}{pep} \quad (3)$$

式(2)中 CEF_i 为能源 i 的碳排放系数, H_i 为平均低位发热量,来源于《中国能源统计年鉴》; CH_i 为单位热值含碳量, COR_i 为碳氧化率,两者来源于《省级温室体清单编制指南》(发改办气候[2011]1041号)。式(3)中, c_pep 为人均碳排放量, pep 为人口规模, E_i 表示化石能源 i 的总消费量,数据来源于《中国能源统计年鉴》。

2. 核心解释变量

(1) 人口城镇化滞后度($ulag$)。关于人口城镇化滞后于土地城镇化的程度,一般用城镇用地规模增长弹性系数计算(Beckmann, 1958; 谢冬水, 2016; 王子敏、潘丹丹, 2016)。学术界一直认为该弹性系数的合理水平是 1.12, 当其值小于 1.12 时, 则说明空间城镇化慢于人口城

镇化,反之则空间城镇化快于人口城镇化。因此,人口城镇化滞后于空间城镇化的程度 (*Urban*) 定义为:

$$Urban = \left(\frac{\frac{\text{报告期城镇建设用地面积} - \text{基期城镇建设用地面积}}{\text{基期城镇建设用地面积}}}{\frac{\text{报告期城镇非农业户口人数} - \text{基期城镇非农业户口人数}}{\text{基期城镇非农业户口人数}}} \right) / 1.12$$

当 $Urban \leq 1$ 时,说明人口城镇化速度超过空间城镇化速度;当 $Urban > 1$ 时,说明人口城镇化滞后于空间城镇化。但该计算方法由于是加减法,无法处理负增长的问题。当出现负增长的时候,很难判断到底是人口城镇化滞后还是空间城镇化滞后。考虑到部分数据会出现负增长导致结果不一致,本文采用发展速度来衡量人口城镇化滞后度,定义人口城镇化滞后度为:

$$\begin{aligned} ulag &= \frac{\text{城镇建设用地面积发展速度}}{\text{城镇非农业户口人口发展速度}} / 1.12 \\ &= \left(\frac{\text{报告期城镇建设用地面积} / \text{基期城镇建设用地面积}}{\text{报告期城镇非农业户口人数} / \text{基期城镇非农业户口人数}} \right) / 1.12 \end{aligned}$$

城镇建设用地面积发展速度、城镇非农业户口人口发展速度都以 2004 年数据为基期。人口城镇化采用一般处理方法,以非农人口的占比表示。土地城镇化的度量方法主要包括三类:城镇建成区或城镇用地的变化量(率)、城镇建成区面积或城镇建设用地面积占区域总面积的比重以及复合指标法。本文以城镇建设用地面积除以区域总面积表示土地城镇化水平。

(2) 城镇化率(*urb*)。当前我国处于城镇化率加快增长的阶段,城镇化率的上升会对资源、能源产生较大的压力,城镇生活水平的提高,也会提高对资源能源的消耗。因此,本文预期城镇化率的提高会促进人均碳排放的上升。城镇化率数据来自 EPS 数据库。

(3) 城镇化率同人口城镇化滞后度的交叉项。为考察两者联合作用,将两者交叉项引入方程。考察在不同城镇化率水平下,人口城镇化滞后度对人均碳排放的影响。

3. 控制变量

控制变量的选择参考了 IPAT 模型在碳排放研究中常用的变量。IPAT 模型主要用来简单有效刻画环境负荷各影响因素之间的关系,最早由 Ehrlich 和 Holdren (1971) 提出,其公式为 $I = P \times A \times T$ 。其中 I 为环境负荷,具体可谓污染物排放量。 P 为人口规模, A 为财富, T 为科技水平。

人口规模(*pop*)采用各省区总人口数表示,来自《中国统计年鉴》。人均实际 GDP(*pgdp*)通过人均 GDP 指数折减,GDP 指数来自《中国统计年鉴》。技术水平(*rd*)在国外文献中一般用从事研究的科学家、工程师的数量或者专利申请量、授权数进行测量,本文将 R&D 人员全时当量作为技术水平指标的衡量,数据来自《中国科技统计年鉴》。

除此之外,考虑到外商直接投资在中国的经济活动中起到的巨大作用,尤其是对碳排放的影响,一直有“污染天堂”和“污染光环”两种截然相反的观点。因此,本文将外商直接投资纳入到空间计量方程中,考察其两种效应的大小。对于人均外商直接投资(*fdi*),采用魏后凯(2002)和张军等(2007)的方法,先用历年人民币对美元的平均汇率(中间价)折算成当年美元,再利用美国的GDP平减指数折算成2010年不变价格美元。

同时,中国过去40年经济高速增长的同时也伴随着较大的产业结构变动,而产业结构变动对中国日益严峻的碳排放形势有着举足轻重的影响(顾阿伦等,2016)。方齐云和曹金梅(2016)认为产业结构对碳排放有直接影响,原因是服务业的能耗强度要小于工业。考虑到产业结构同碳排放的紧密关系,因此将产业结构(*is*)作为控制变量。产业结构使用第三产业同第二产业的比值,数据来自EPS数据库。

以上所有数据为2005-2015年全国除港澳台地区以及西藏自治区以外30个省份的数据。变量描述性统计见表1。

表 1 变量描述性统计

变量	变量含义	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
<i>c_peg</i>	人均碳排放(吨/人)	8.77	4.09	2.75	22.44	330
<i>ulag</i>	人口城镇化滞后度	1.11	0.19	0.73	1.89	330
<i>urb</i>	城镇化率	0.52	0.14	0.27	0.90	330
<i>pgdp</i>	人均GDP(万元)	2.79	1.92	0.47	11.84	330
<i>peg</i>	人口数量(万人)	4424.70	2655.94	543.00	10849.00	330
<i>rd</i>	R&D人员全时当量(人年)	10028.64	14706.44	292.00	97988.00	330
<i>is</i>	产业结构	0.93	0.49	0.50	4.04	330
<i>fdi</i>	人均外商直接投资(元)	993.08	1354.90	6.63	11637.81	330

四、空间计量结果及稳健性分析

(一) 空间计量结果

1. 人均碳排放空间相关性检验

测量空间自相关的方法主要是Moran's I指数。本文计算了中国2005-2015年间的人均碳排放的Moran's I指数,如图1。十年间中国人均碳排放Moran's I指数的值在0.1~0.5之间波动,且在5%水平上显著。这说明人均碳排放具有正向的空间自相关性,也就是说高人均碳排放的地区周围为高人均碳排放的地区,低人均碳排放的地区周围为低人均碳排放地区。人

均碳排放受周围地区人均碳排放水平的影响,导致其在地理空间呈现出一种“高高”“低低”的集聚现象。2005-2015年,中国人均碳排放空间正相关性有所下降,这说明来自周围地区的正向影响呈现出一种下降的态势。人均碳排放 Moran's I 指数的显著性存在说明建立空间计量模型是很必要的。

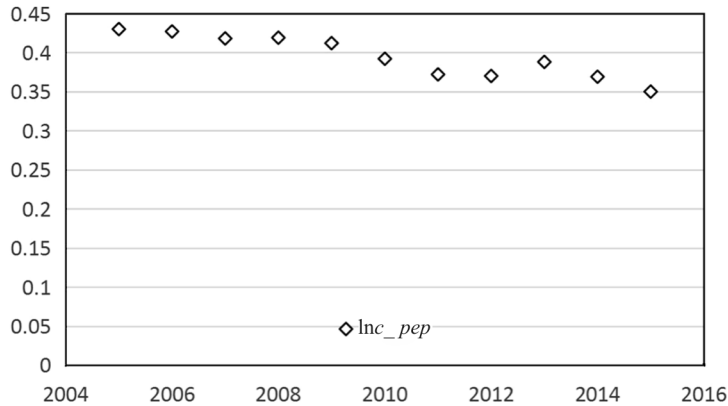


图1 人均碳排放 Moran's I 指数散点图

2. 空间面板杜宾模型计量结果

本文使用空间面板杜宾模型来实证分析人口城镇化滞后度对中国城镇人均碳排放的影响。回归前对面板数据进行了单位根、协整检验。由于使用的是省级面板数据,可以将省份视为具有固定特征的个体,因此选择固定模型(Baltagi & Li, 2001)。进一步使用 Hausman 检验来确定固定或者随机模型。经过 Hausman 检验,固定效应更好。固定效应模型中有空间固定效应、时间固定效应、空间-时间固定效应。经过 LR 检验,选择空间和时间固定效应。表 2 显示,空间相关系数 ρ 通过 1% 的显著性水平检验,且系数显著为正,说明非空间模型的估计是有偏的,建立空间计量模型是必要的。空间杜宾模型有可能会退化为空间滞后模型或空间误差模型,但 $LMlag$ 、 $RLMlag$ 值和 $LMerr$ 、 $RLMerr$ 值均无法拒绝空间滞后和空间自相关,这意味着空间杜宾模型无法退化为空间滞后或者空间误差模型。

LeSage 和 Pace (2009) 指出,解释变量的系数估计值不是真实的偏回归系数,因此使用 ρ 来判断是否存在溢出效应是不准确的。可以根据解释变量对被解释变量影响的不同来源,通过求偏微分的方法将其系数估计值分解为直接效应和空间溢出效应。Lee 和 Yu (2010) 进一步纠正了直接估计可能出现的参数估计值误差,结果如表 2 中回归(2)。表 3 给出了解释变量和控制变量发生变动时对人均碳排放的直接效应、空间溢出效应和总效应。表 3 中的各变量直接效应和空间溢出效应分解是基于表 2 回归(2)误差修正模型。

表 2 人口城镇化滞后度对碳排放的空间面板杜宾模型

	(1)	(2)	(3)
	空间和时间固定效应	空间和时间固定效应(误差修正)	空间时间随机效应
<i>ulag</i>	0.933* (0.499)	0.933* (0.524)	0.757 (0.521)
<i>pgdp</i>	0.702*** (0.167)	0.702*** (0.175)	0.905*** (0.147)
<i>lnpep</i>	8.493*** (2.413)	8.493*** (2.531)	0.488 (0.744)
<i>lnrd</i>	0.00131 (0.419)	0.00131 (0.439)	-0.936** (0.372)
<i>is</i>	-1.175*** (0.383)	-1.175*** (0.402)	-1.478*** (0.349)
<i>lnfdi</i>	-0.468*** (0.110)	-0.468*** (0.115)	-0.477*** (0.116)
<i>urb</i>	29.36*** (3.797)	29.36*** (3.982)	19.15*** (3.118)
<i>W × ulag</i>	1.317 (1.118)	1.317 (1.172)	0.888 (1.102)
<i>W × pgdp</i>	-1.167*** (0.258)	-1.167*** (0.271)	-1.315*** (0.232)
<i>W × lnpep</i>	-6.011 (4.061)	-6.011 (4.259)	-0.166 (1.309)
<i>W × lnrd</i>	-0.662 (0.682)	-0.662 (0.715)	0.890 (0.632)
<i>W × is</i>	0.0917 (0.679)	0.0917 (0.712)	0.610 (0.644)
<i>W × lnfdi</i>	-0.621*** (0.208)	-0.621*** (0.218)	-0.752*** (0.221)
<i>W × urb</i>	-0.706 (5.663)	-0.706 (5.939)	8.218* (4.989)
ρ	0.682*** (0.0468)	0.682*** (0.0491)	0.676*** (0.0473)
R ²	0.6667	0.6667	0.6442
LogL	-382.8178	-362.3127	-479.9218

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著，括号里面为稳健标准误。下表同。

表 3 各变量的直接效应、空间溢出效应和总效应分解

	(4)			(5)		
	不考虑交叉项			人口城镇化滞后度同城镇化率交叉		
	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应
<i>ulag</i>	1.449** (0.649)	5.558* (3.178)	7.007* (3.591)	5.353* (2.910)	40.65*** (15.74)	46.01** (18.02)
<i>urb × ulag</i>				-7.641 (5.529)	-68.00** (29.42)	-75.64** (33.83)
<i>urb</i>	34.55*** (4.137)	56.08*** (17.11)	90.63*** (18.33)	40.32*** (7.610)	126.8*** (35.94)	167.1*** (40.57)
<i>pgdp</i>	0.520*** (0.169)	-1.948*** (0.714)	-1.429* (0.763)	0.594*** (0.174)	-1.408* (0.736)	-0.814 (0.797)
<i>lnpep</i>	8.674*** (2.261)	-1.171 (10.12)	7.503 (10.36)	6.189** (2.567)	-10.82 (9.961)	-4.630 (10.76)
<i>lnrd</i>	-0.190 (0.440)	-2.034 (1.962)	-2.224 (2.138)	-0.242 (0.454)	-2.165 (1.897)	-2.407 (2.081)
<i>is</i>	-1.363*** (0.448)	-2.029 (2.006)	-3.393 (2.257)	-1.398*** (0.466)	-2.286 (1.976)	-3.684 (2.255)
<i>lnfdi</i>	-0.710*** (0.154)	-2.753*** (0.800)	-3.464*** (0.921)	-0.710*** (0.145)	-2.730*** (0.801)	-3.440*** (0.901)

(1) 不考虑交叉项的计量结果。人口城镇化滞后度的直接效应。表 3 显示,人口城镇化滞后度对人均碳排放的直接效应为正,说明人口城镇化滞后度的提高增加了本地人均碳排放。人口城镇化滞后度的上升抑制了人口城镇化,降低了城镇集聚水平,城镇集聚水平低造成城镇的公共基础设施无法发挥集聚优势,从而不利于人均碳排放的降低。

人口城镇化滞后度的空间溢出效应。表 3 显示,其空间溢出效应为正,说明人口城镇化滞后度对周围碳排放水平有正向溢出作用,某地人口城镇化滞后度的提高增加了周围的人均碳排放。由于财政分权带来的地方政府财政压力,以及地方政府存在一定程度的“晋升锦标赛竞争”,某地加快推进本地的土地城镇化会造成周边地区采取相同的竞争策略,周围地区的土地城镇化快于人口城镇化,促进周围地区碳排放水平的上升。

城镇化率的直接效应和空间溢出效应。表 3 显示,城镇化率的直接效应和空间溢出效应都为正。说明随着城镇化率的上升,本地人均碳排放会上升,同时周围地区的人均碳排放也会上升。这同部分学者研究一致(York, 2007; 姚亮等, 2011; 周葵、戴小文, 2013)。城镇化进程会增加碳排放,主要是因为城镇化过程伴随着人口、产业的集聚,大规模的人类活动导致能源消耗增加进而引发大规模碳排放。同时,本地城镇化进程的加快也会对周围地区碳排放产

生促进影响,这可能是因为本地城镇化的加快也带来了周围地区城镇化的加快。

控制变量的解释。表3显示,人均GDP的直接效应为正,说明人均GDP对本地人均碳排放起到了正向作用。这可能是因为人均GDP上升带来的生活水平的提高,导致本地的人均碳排放上升。人均GDP的空间溢出效应为负,说明人均GDP对周围地区的人均碳排放有负向作用。本地人均GDP的提高会导致周围地区人均碳排放水平的下降。这可能是因为本地人均GDP的上升会形成虹吸现象,导致周围地区产业的流入,从而降低了周围地区的总碳排放,进而在人口规模不变的前提下,降低了周围地区的人均碳排放水平。

表3显示,人口规模、技术水平总效应以及空间溢出效应并不显著,但其作用方向符合预期。人口规模同人均碳排放为正向关系,技术水平同人均碳排放为负向关系。反映了人口和技术水平对环境的压力,人均外商直接投资的直接效应、空间溢出效应、总效应都是负,这说明了人均外商直接投资有效降低了人均碳排放。

(2)考虑交叉项的计量结果。考虑人口城镇化滞后度同城镇化率交叉项,如表3,人口城镇化滞后度同城镇化率交叉项的总效应、空间溢出效应显著为负。为简化分析,以总效应为例进行分析。此时 $\frac{\partial c_pep}{\partial ulag} = -75.64urb + 46.01$ 。当城镇化率小于0.61,此时 $\frac{\partial c_pep}{\partial ulag}$ 为正数,随着城镇化率的提高,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际正效应在降低。当城镇化率大于0.61,此时 $\frac{\partial c_pep}{\partial ulag}$ 为负数,随着城镇化率的提高,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际负效用将会增大。通过对样本统计,330个样本中有62个样本处于城镇化率大于0.61的阶段,这部分样本主要为东部地区的省份如北京、上海、广东、浙江、江苏、辽宁等。说明这部分省级区域的城镇化率提高,单位人口城镇化滞后度的提高对人均碳排放的减少力度随之增大。330个样本中有268个处于城镇化率小于0.61的阶段,这部分样本主要是中西部地区。对于这些中西部地区来说,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际效应为正,因此,应该降低中西部地区的人口城镇化滞后度,同时应该提高中西部地区的城镇化率以缓解人口城镇化滞后度带来的碳排放压力。

(二) 稳健性检验

(1)子样本验证。为进一步验证此结论,抽取样本上海、北京、广东、浙江、江苏、辽宁,考虑到孤点过多,不适合采取空间计量模型,使用普通面板数据模型进行检验。采取时间、个体双固定模型,模型回归结果为表4中的(6)。结果显示,在双固定模型下,所取子样本的人口城镇化滞后度同人均碳排放呈现负向作用关系,人口城镇化滞后度会在一定程度上降低人均碳排放。当然,这个结果在统计意义上还不显著,但作用方向是不可忽视的。在论文今后的研究中,还需要进一步扩大样本量,使用地级市尺度的数据,继续论证该观点的科学性。同时,抽取东部地区六个样本以外的所有子样本进行个体、时间双固定效应模型回归,结果如表

4(7)所示,人口城镇化滞后度对人均碳排放正向作用,且在 10%的水平上显著。这进一步佐证了上文中的分析,对于中西部地区来说,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际效应为正。

(2)更换控制变量验证。首先,去掉所有控制变量,研究人口城镇化滞后度、城镇化率同人均碳排放之间的关系。表 4 中的回归方程(8)给出了实证结果,在去掉所有控制变量之后,人口城镇化滞后度对人均碳排放的直接效应在 5%的水平上显著,其作用方向也没有发生变化。空间溢出效应不显著。城镇化率对人均碳排放的直接效应和空间溢出效应都显著,但空间溢出效应的显著性不如直接效应。

表 4 中的回归方程(9)添加了 IPAT 模型中的人均 GDP、人口规模和技术水平,去掉了其他控制变量,结果显示核心解释变量人口城镇化滞后度、人口城镇化率对人均碳排放的影响显著为正,空间溢出效应大于直接效应。无论是核心变量的符号还是空间溢出效应的作用程度都同表 3 中的回归结果保持一致,这证明了表 3 方程设置的正确性和结果的稳健性。对比(8)和(9)发现,控制变量虽然对核心变量的作用方向影响不大,但是对其空间溢出作用还是有较大影响。

表 4 稳健性检验

变量名	(6)	(7)	(8)			(9)		
	个体、 时间双固定 (非空间面板 东部子样本)	个体、 时间双固定 (非空间面板 中西部子样本)	直接 效应	空间溢 出效应	总效应	直接 效应	空间溢 出效应	总效应
<i>ulag</i>	- 0.648 (0.551)	2.326* (1.239)	1.417** (0.654)	1.308 (2.697)	2.725 (3.063)	1.717** (0.707)	6.851** (3.494)	8.569** (4.005)
<i>urb</i>	6.330 (4.768)	3.029 (11.07)	23.29*** (3.437)	10.31** (4.507)	33.60*** (4.415)	30.88*** (3.715)	35.02** (14.00)	65.90*** (14.73)
<i>pgdp</i>	0.175 (0.100)	- 0.971 (0.911)				0.61*** (0.160)	- 2.69*** (0.659)	- 2.09*** (0.683)
<i>lnpep</i>	- 11.48** (4.002)	17.78* (8.632)				6.553*** (2.252)	- 0.00200 (9.588)	6.551 (9.946)
<i>lnrd</i>	- 0.116 (0.227)	- 1.447** (0.590)				0.477 (0.453)	- 1.527 (1.863)	- 1.051 (2.096)
<i>is</i>	- 1.608** (0.540)	- 0.722 (0.923)						
<i>lnfdi</i>	0.623*** (0.0711)	-0.935** (0.434)						

五、结论及启示

针对以往研究城镇化同碳排放关系角度过窄的问题,将当前城镇化过程中突出表现的人口城镇化滞后同人均碳排放水平联系起来,通过分析人口城镇化滞后度的空间溢出效应,发现了一些新的结论:(1)人口城镇化滞后度越高,人均碳排放水平越高。人口城镇化滞后度对本地人均碳排放起正向作用,同时对周边地区的人均碳排放起正向作用。(2)人口城镇化滞后度同城镇化率的交叉项为负。当城镇化率大于 0.61,随着城镇化率的提高,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际负效用将会增大。当城镇化率小于 0.61,随着城镇化率的提高,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际正效应在降低。(3)对于中西部地区来说,人口城镇化滞后度对人均碳排放的边际效应为正。对于东部部分地区来说,人口城镇化滞后度会在一定程度上降低人均碳排放。

本文的启示是,当以城镇减排为政策取向时,不能仅考虑人口城镇化,而应该重点考察人口城镇化滞后度的具体情况。当前我国在城镇的用地指标上,存在人口城镇化率高的地区和人口城镇化率低的地区一刀切的现象,这是非常不利于低碳、可持续的新型城镇化建设。一个更加有效的降低人均碳排放的政策应该是,在人口城镇化率高的地区适当维持、提高人口城镇化滞后度,在人口城镇化率低的地区要积极降低人口城镇化滞后度,也就是说可以对东部部分城镇化率高的地区配置更多的城镇建设用地,而在中西部地区城镇化率低的地区则适当控制城镇建设用地规模。

本文研究不足在于,第一,本文研究尺度基于省级数据,样本量有限。研究人口城镇化滞后度同碳排放的关系最好还是以城镇为研究对象。在城镇尺度上,人口城镇化滞后度可能会表现出更多特征和规律。因此,本文下一步的研究就是克服当前研究不足,将研究尺度拓展到城镇范围。第二,人口城镇化滞后度的具体测量指标还需要进一步细化,仅以大于 1 的值作为人口城镇化滞后度有失偏颇,在实践中,应该是以区间值来判断人口城镇化滞后度更合理。因此,本文接下来需要对人口城镇化滞后度作出更加科学、合理的划分。

参考文献:

- [1] 范剑勇,莫家伟. 城市化模式与经济发展方式转变——兼论城市化的方向选择[J]. 复旦学报(社会科学版), 2013, 55(3):65-73.
- [2] 方齐云,曹金梅. 城市化、产业结构与人均碳排放——理论推演与实证检验[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2016, (5):77-88.
- [3] 顾阿伦,何崇恺,吕志强. 基于 LMDI 方法分析中国产业结构变动对碳排放的影响[J]. 资源科学, 2016, 38(10):1861-1870.
- [4] 黄少安,孙涛. 中国的“逆城市化”现象:“非转农”——基于城乡户籍相对价值变化和推拉理论的分析[J]. 江海学刊, 2012, (3):90-96.

- [5]邱强,方鑫,左翔.城市化对碳排放非线性脱钩效应的研究——基于 Tapio 脱钩模型的估计[J].现代经济探讨,2017,(05):78-84.
- [6]孙秀林,周飞舟.土地财政与分税制:一个实证解释[J].中国社会科学,2013,(4):40-59.
- [7]王子敏,潘丹丹.城镇化路径、速度偏差与能耗效应——土地城镇化与人口城镇化视角[J].北京理工大学学报(社会科学版),2016,18(5):24-32.
- [8]魏后凯.外商直接投资对中国区域经济增长的影响[J].经济研究,2002,(4):19-26.
- [9]吴殿廷,吴昊,姜晔.碳排放强度及其变化——基于截面数据定量分析的初步推断[J].地理研究,2011,30(4):579-589.
- [10]谢冬水.中国的人口城镇化为什么滞后于空间城镇化——基于中国式分权的视角[J].广东财经大学学报,2016,31(6):91-101.
- [11]姚亮,刘晶茹,王如松.中国城乡居民消费隐含的碳排放对比分析[J].中国人口·资源与环境,2011,21(4):25-29.
- [12]张军,高远,傅勇,张弘.中国为什么拥有了良好的基础设施?[J].经济研究,2007,(3):4-19.
- [13]张可云,杨孟禹.国外空间计量经济学研究回顾、进展与述评[J].产经评论,2016,(1):5-21.
- [14]周葵,戴小文.中国城市化进程与碳排放量关系的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2013,23(4):41-48.
- [15]周少甫,蔡梦宁.城市化、碳排放与经济增长关系的实证分析[J].统计与决策,2017,(2):130-132.
- [16] Baltagi, B. H. and D. Li. Series Estimation of Partially Linear Panel Data Models with Fixed Effects[J]. 2001, 3(1): 103-116.
- [17] Beckmann, M. J. City Hierarchies and the Distribution of City Size[J]. Economic Development & Cultural Change, 1958, 6(3): 243-248.
- [18] Blanchard, O. and A. Shleifer. Federalism with and without Political Centralization: China Versus Russia[J]. Imf Staff Papers, 2001, 48(1): 171-179.
- [19] Ehrlich, P. R. and J. P. Holdren. Impact of Population Growth[J]. Science, 1971, 171(3977): 1212-1217.
- [20] Lee, L. F. and J. Yu. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects[J]. Journal of Econometrics, 2010, 154(2):165-185.
- [21] LeSage, J. P. and R. K. Pace. Introduction to Spatial Econometrics[M]. USA: CRC Press, 2009.
- [22] LeSage, J. P. and R. K. Pace. The Biggest Myth in Spatial Econometrics[J]. Econometrics, 2014, 2(4): 217-249.
- [23] LeSage, J. P. What Regional Scientists Need to Know About Spatial Econometrics[J]. Social Science Electronic Publishing, 2014, 44(1):13-32.
- [24] Li, H. and L. A. Zhou. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China[J]. Journal of Public Economics, 2005, 89(9-10): 1743-1762.
- [25] Lichtenberg, E. and C. Ding. Local Officials as Land Developers: Urban Spatial Expansion in China[J]. Journal of Urban Economics, 2009, 66(1): 57-64.
- [26] York, R. Structural Influences on Energy Production in South and East Asia, 1971-2002[J]. Sociological Forum, 2007, 22(4): 532-554.

The Impact of China's Population Urbanization Lag on Carbon Emissions

Tian Jianguo and Wang Yuhai

(School of Natural Resources, Faculty of Geographical Science of Beijing Normal University)

Abstract: As for the relationship between urbanization and carbon emissions, most studies only focus on population urbanization or land urbanization, but this is not comprehensive. Currently, China's urbanization is highlighted by the fact that population urbanization lags behind land urbanization. The spatial panel dubin model was used to study the impact of population urbanization lag on carbon emissions, and the spatial spillover effect was analyzed. It was found that : The lagging degree of population urbanization not only increases the local carbon emission level, but also increases the carbon emission level of surrounding areas through spatial spillover effect. The cross term between the lagging degree of population urbanization and the urbanization rate is negative. When the urbanization rate is greater than a certain degree, with the improvement of urbanization rate, the marginal negative utility of population urbanization lagging degree on per capita carbon emissions will increase. Otherwise, the marginal positive effect of population urbanization lag on per capita carbon emissions is decreasing. For the central and western regions, the marginal effect of population urbanization lag on per capita carbon emissions is positive. The increase of population urbanization lag will increase per capita carbon emissions. For some eastern regions, the marginal effect of population urbanization lag on per capita carbon emissions is negative. The increase of population urbanization lag will reduce per capita carbon emissions. It is suggested to allocate more land for urban construction in some areas with high urbanization rate in the east, while appropriately control the scale of land for urban construction in areas with low urbanization rate in the central and western regions.

Keywords: Population Urbanization Lag; Carbon Emissions; Spatial Spillover Effect

JEL Classification: Q54

(责任编辑:卢玲)