



# 城市土地经济密度与碳排放的 EKC 假说与验证

## ——基于省际静态与动态面板数据的对比分析

郭施宏<sup>1</sup>,高明<sup>2</sup>

(1.清华大学 公共管理学院,北京 100084; 2.福州大学 经济与管理学院,福建 福州 350116)

**摘 要:**在土地利用和碳排放方面的环境库兹涅茨曲线假说研究基础上,提出城市土地经济密度与碳排放之间的 EKC 假说。基于 1995—2012 年中国省际面板数据,分别构造静态面板模型和动态面板模型对假说进行验证。静态模型和动态模型估计结果均表明,城市土地经济密度与碳排放之间存在 EKC 的“重组”效应,二者呈现倒 N 型的曲线关系,曲线的极大值点出现在城市土地经济密度为 180000 万元/km<sup>2</sup>附近。动态模型估计的结果也表明碳排放具有明显的滞后效应。当前,除上海、浙江、福建、河北和江苏 5 个省(市)的城市碳排放量随着城市土地经济密度增长而降低外,大部分地区的城市需到 2020 年才能进入这一阶段。为此,要提升城市土地经济密度使城市尽早进入曲线的下降阶段,以及提高生产技术水平促使极大值点提前到来。

**关键词:**土地利用;土地经济密度;碳排放;环境库兹涅茨曲线

**中图分类号:**F301.2   **文献标志码:**A   **文章编号:**1671-7465(2017)01-0080-11

全球化背景下,温室效应引起各国的高度重视,控制温室气体 CO<sub>2</sub>的排放是当前应对愈发严重的温室效应的主要手段。人类的经济活动是引发碳排放的重要动力,特别是传统能源的消耗产生大量的 CO<sub>2</sub>。城市是人类经济活动的集中场所,是碳排放最主要的来源地,而土地作为城市经济社会活动的物质载体,从土地利用的视角开展碳排放研究有助于深入了解区域的碳循环规律,从而能够从土地利用规划、产业结构调整、国土资源开发与整治等领域实现全社会的节能减排<sup>[1]</sup>。为实现城市土地的集约利用与有效的碳排放控制,首先需要把握城市土地上的经济活动与碳排放之间的关系。通常认为,经济发展和环境污染之间存在倒 U 型的曲线关系,即环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve,缩写 EKC)。EKC 最早是由 Crossman 和 Krueger 参照经济学中的库兹涅茨曲线提出的<sup>[2]</sup>。EKC 指在经济发展的初期,环境污染或环境破坏会随经济的增长而加重,当经济发展到某一水平时环境污染程度达到最大,而后随着经济的发展,环境质量逐渐变好,即环境压力与经济增长之间呈倒 U 型关系。国内外的相关研究也验证了环境污染与经济增长之间的倒 U 型曲线关系<sup>[3-5]</sup>。城市土地经济活动与碳排放之间是否也存在这种关系?基于此,本文以城市土地的经济密度来测度城市土地经济活动的强度,提出城市土地经济密度与碳排放之间存在环境库兹涅茨曲线关系的假说,并通过 1995—2012 年中国的省际

**收稿日期:**2016-06-12

**基金项目:**福建省社会科学规划项目“环境规制服务污染减排与经济协调发展的评价及优化对策研究”(FJ2015C232);福建省科学技术协会科技思想库研究项目“新常态下发展福建省大气污染防治产业路径与对策研究”(2015ZD02)

**作者简介:**郭施宏,男,清华大学公共管理学院博士生,E-mail: guoshihong1991@126.com;高明,男,福州大学经济与管理学院教授,博士生导师。

面板数据进行验证,以期为城市土地的低碳开发与利用提供科学依据。

## 一、文献回顾与假说提出

土地利用方面的 EKC 假说研究主要是探究土地利用变化与经济发展之间的关系。Kumar 等分析了印度 19 个主要的一级行政区土地利用类型变更和收入水平的关系,发现在土地利用类型的变更中存在 EKC 效应。<sup>[6]</sup>James 基于 1965—1987 年 121 个国家的面板数据,验证了农业用地变化和人均收入之间的倒 U 型关系,并指出耕地面积增长的拐点出现在人均收入为 1540 美元,而牧草地增长的拐点出现在 957 美元。<sup>[7]</sup>国内学者大多研究耕地变化与经济发展的关系,曲福田等率先从理论上提出了耕地变化与经济发展的 EKC 假说并进行验证<sup>[8]</sup>,随后,李海鹏、何蓓蓓、张正栋、李永乐等人相继围绕二者的关系对该曲线进行验证。<sup>[9-12]</sup>另外,王雨濛等基于省际面板数据证实城乡收入差距与耕地非农化之间存在耕地 EKC 关系,收入差距的扩大会导致耕地非农化速度减缓的拐点延迟出现。<sup>[13]</sup>许恒周等利用空间计量经济模型验证了“耕地库兹涅茨曲线”假说,并阐明本地区的耕地非农化受相邻地区耕地非农化或经济发展水平的影响。<sup>[14]</sup>除了围绕耕地与经济发展之间的 EKC 关系研究外,相关研究也提出和验证 EKC 规律在土地利用其它方面存在的可能性。冯科等发现中国土地经济密度的变化率与经济规模之间的关系呈现类库兹涅茨曲线的形态。<sup>[15]</sup>龙开胜等认为经济增长与土地违法之间在理论上存在 EKC 关系的可能性,并用东中西部地区的经验数据进行验证。<sup>[16]</sup>邹秀清提出土地财政与经济增长的倒 U 型曲线假说,但从现阶段来说,全国土地财政指标与经济增长之间存在着单调递增的关系,暂时否定了该构想。<sup>[17]</sup>

国内外相关研究也提出并检验碳排放与经济发展之间的倒 U 型曲线关系。<sup>[18-19]</sup>Ang 等通过对 104 个国家的截面数据研究发现,碳强度与人均收入之间存在倒 U 型曲线关系。<sup>[20]</sup>Roberts 等验证了碳排放与人均 GDP 之间的 EKC 关系。<sup>[21]</sup>刘扬等基于 IPAT 方程验证了英、法、德、美、日等发达国家的碳排放强度随着经济的发展呈现倒 U 型曲线关系。<sup>[22]</sup>张润森等基于无锡市的数据构建了建设用地比率与碳排放强度之间的库兹涅茨曲线模型,结果表明从建设用地总量上看,建设用地扩张与碳排放强度之间呈倒 U 型曲线关系,但不同的建设用地地类结构会导致不一样的碳排放效应。<sup>[23]</sup>

文献回顾表明,在土地利用的 EKC 假说方面,多数文献证明了耕地变化和经济发展之间存在倒 U 型的曲线关系,与此同时,近些年学者开始探寻土地利用其它方面的 EKC 规律;在碳排放的 EKC 假说方面,碳排放作为环境质量的重要反映,其变化规律基本符合环境库兹涅茨曲线的变化趋势。基于 EKC 理论和土地利用和碳排放方面的 EKC 实证研究,本文提出城市土地经济密度与碳排放之间的 EKC 假说,即城市的碳排放会先随着城市土地经济密度的上升而上升,到一定阶段后,碳排放会随着土地经济密度的上升而下降。这主要是由于在城市发展初期,城市土地的扩张和经济活动都相对缓慢,城市的经济活动力较弱,能源消耗也相对较少,因此,该阶段城市的土地经济密度和碳排放均处于低值。当城市进入快速发展阶段时,城市土地快速扩张,城市第二产业迅速发展,经济活动强度大幅上升,同时以消耗大量传统能源作为城市经济增长的动力使得城市的碳排放量和土地经济密度均进入高速增长的阶段,即碳排放处于倒 U 型曲线左端的快速上升区域。当城市发展进入后期阶段后,城市土地面积达到一定限度,土地扩张速度放缓,城市发展更注重城市土地的内涵挖潜。与此同时,城市产业结构逐步升级,第三产业比重增加;城市能源消费结构优化,能源消费由传统能源向清洁能源过渡。此时,城市发展通过城市土地经济密度与碳排放 EKC 的峰值点,进入碳排放随土地经济密度提升而下降的阶段。

文章的主要创新在于:第一,国内城市土地经济密度研究主要是利用土地经济密度指标对

所研究区域的土地利用效率进行评价,或对其空间差异及影响因素进行探讨<sup>[24-26]</sup>,较少将土地经济密度与碳排放联系起来并作定量的分析与解释;第二,当前对 EKC 假说的验证研究多基于时间序列数据或静态面板数据,本文在静态面板数据模型的基础上,引入被解释变量的滞后项,将静态面板数据模型扩展为动态面板数据模型,并对二者的估计结果进行对比分析。

## 二、模型设定与数据描述

### (一) 模型设定

#### 1. 基本模型

城市土地经济密度与碳排放关系的基本模型是基于传统的 EKC 假说,即经济发展与环境污染之间存在二次曲线关系,其基本模型为:

$$C_{it} = \beta_1 LED_{it} + \beta_2 LED_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, $i$  和  $t$  分别表示省份和年份, $C$  为碳排放量, $LED$  为城市土地经济密度, $\varepsilon$  为随机扰动项。

相关研究也指出,随着经济社会的发展,环境污染与经济增长之间存在“重组”效应(Re-link Effect),二者可能会出现 N 型或者倒 N 型的曲线关系。<sup>[27-29]</sup> 因此,在模型建立时也需考虑 EKC 的特殊形式,即城市土地经济密度与碳排放的三次曲线关系:

$$C_{it} = \beta_1 LED_{it} + \beta_2 LED_{it}^2 + \beta_3 LED_{it}^3 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

#### 2. 静态模型

静态面板数据模型包括固定效应模型和随机效应模型,一般通过 Hausman 检验来判断选择固定效应模型或随机效应模型。另外,从现有研究看,经济因素是碳排放最主要的影响因素,城市的碳排放也主要来源于城市经济活动,除此之外人口规模、土地类型、产业结构等对城市的碳排放也会产生一定影响<sup>[30-32]</sup>。鉴于城市土地经济密度的内涵,为了避免多重共线性,本文选取城市绿地面积和城市人口数作为控制变量。通常来说,人口规模对碳排放量具有正向影响,人口的增长会加大能源消费,并改变自然生态环境,从而增加碳排放量<sup>[33]</sup>。而绿地被认为是碳汇,植被的光合作用能吸收  $CO_2$ ,因此城市绿地面积对碳排放量可能存在负向作用<sup>[34]</sup>。加入控制变量后的静态面板模型:

$$C_{it} = \beta_1 LED_{it} + \beta_2 LED_{it}^2 + \beta_3 G_{it} + \beta_4 P_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$C_{it} = \beta_1 LED_{it} + \beta_2 LED_{it}^2 + \beta_3 LED_{it}^3 + \beta_4 G_{it} + \beta_5 P_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中, $G$  为城市绿地面积, $P$  为城市人口数。

#### 3. 动态模型

在静态模型的基础上,考虑到碳排放具有路径依赖的惯性特征,是个连续的动态调整过程,碳排放可能存在滞后效应<sup>[35]</sup>,因此在静态模型中加入被解释变量的滞后项,使静态模型变成动态模型:

$$C_{it} = C_{it-1} + \beta_1 LED_{it} + \beta_2 LED_{it}^2 + \beta_3 G_{it} + \beta_4 P_{it} + u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$C_{it} = C_{it-1} + \beta_1 LED_{it} + \beta_2 LED_{it}^2 + \beta_3 LED_{it}^3 + \beta_4 G_{it} + \beta_5 P_{it} + u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中, $u$  为未观测的个体效应。

### (二) 数据来源与描述

本文的能源数据来源于 1996—2013 年的《中国能源统计年鉴》,城市二三产业增加值、建成区面积、绿地面积、常住总人口数量来自于相应年份的《中国城市统计年鉴》,因西藏自治区的数据缺失程度较大,省际面板数据中不包括西藏自治区的数据。碳排放量核算的方法主要有直接碳排放核算法、间接核算法、能源消费清单核算法、碳足迹估算法等。本文采用能源消费清单

核算法计算我国 1995—2012 年 30 个省(市)的碳排放量,具体计算方法为<sup>[36]</sup>:

$$C_{it} = \sum (E_{ijt} \cdot \delta_j \cdot \eta_j)$$

(7)

式中, $E_{ijt}$ 为第  $t$  年  $i$  省(市/自治区)的第  $j$  类能源排放量, $\delta$  为能源转换因子, $\eta$  为能源的碳排放系数,表 1 为各种能源的折标准煤系数和碳排放系数。

表 1 各种能源折标准煤系数和碳排放系数

能源品种	原煤	焦炭	原油	汽油	煤油	柴油	燃料油	天然气
折算单位	t 标准煤/t	t 标准煤/t	t 标准煤/t	t 标准煤/t	t 标准煤/t	t 标准煤/t	t 标准煤/t	t 标准煤/万 m <sup>3</sup>
折标准煤系数	0.7143	0.9714	1.4286	1.4714	1.4714	1.4571	1.4286	12.2900
折算单位	t 碳/t 标准煤	t 碳/t 标准煤	t 碳/t 标准煤	t 碳/t 标准煤	t 碳/t 标准煤	t 碳/t 标准煤	t 碳/t 标准煤	t 碳/t 标准煤
碳排放系数	0.7559	0.8550	0.5857	0.5338	0.5714	0.5921	0.6185	0.4483

数据来源:《中国能源统计年鉴》附表和《国家温室气体排放清单指南》。

城市土地经济密度是反映城市地域空间扩展与其空间经济产出协调效率的重要指标,是城市土地利用经济水平高低的重要反映<sup>[37]</sup>。目前,城市土地经济密度的含义尚未得到全面的诠释,评价指标的选择标准也未有详细的说明。高佳等通过计算城市单位土地面积的 GDP 衡量城市土地经济密度。<sup>[38]</sup>王海燕等认为城市土地经济密度是单位面积城市建设用地的二三产业生产值。<sup>[39]</sup>罗文斌等则认为城市单位建成区面积上的二三产业增加值能更好地反映城市土地经济密度。<sup>[40]</sup>综合相关文献并结合本文研究实际,本文选取城市单位建成区面积的二三产业增加值作为城市土地经济密度的测度方式,主要基于以下原因:第一,二三产业是城市土地上主要的生产活动,能源的消耗也主要来源于二三产业,二者是主要的碳源,相比单位建成区面积的 GDP,二三产业增加值与城市碳排放的联系更为紧密;第二,二三产业增加值能更直观地反映城市经济增长的效率,体现城市发展的活力。

图 1 为 1995—2012 年全国城市土地经济密度和碳排放量,城市土地经济密度和碳排放量的走势基本一致。1995—2003 年期间,全国城市碳排放量基本稳定,城市土地经济密度在 1996—1997 年时有一次较大幅度增长外,在此期间保持低速增长;2003 年后,城市土地经济密度和碳排放量均开始大幅上升。各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
碳排放量	t	6610.59	5582.87	149.11	34664.76
城市土地经济密度	万元/km <sup>2</sup>	70359.76	42297.65	8989.16	226342.20
城市绿地面积	km <sup>2</sup>	35308.13	47578.07	710.66	336603
城市人口数	万人	1082.60	705.01	62.63	3532.89

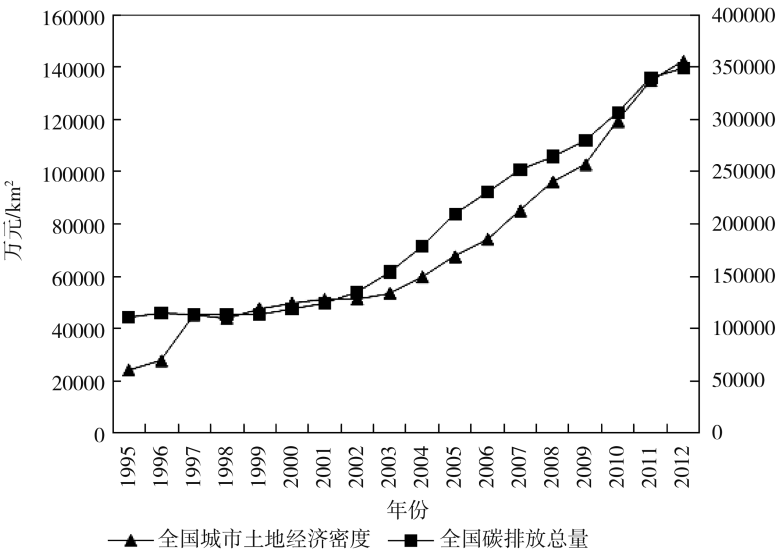


图 1 1995—2012 年全国城市土地经济密度和碳排放量



三、模型的检验

(一) 静态模型的检验

利用 stata11.0 软件对静态面板模型进行回归,首先,Hausman 检验结果拒绝了原假设,说明固定效应模型更适合城市土地经济密度与碳排放关系的静态面板估计。其次,分别对基本模型和静态模型的固定效应估计进行组间异方差检验、序列相关检验和截面相关检验,检验结果表明所有模型均存在组间异方差、一阶序列相关和截面相关,因此需要对固定效应模型进行误差修正<sup>①</sup>。表 3 报告了经过误差修正后的固定效应模型估计结果。其中,模型 1 为包含城市土地经济密度及城市土地经济密度的二次方变量,即检验城市土地经济密度与碳排放之间的静态二次曲线关系;模型 2 在模型 1 的基础上加入城市土地经济密度的三次方变量,即检验城市土地经济密度与碳排放之间的静态三次曲线关系;模型 3 和模型 4 分别在模型 1 和模型 2 的基础上加入控制变量城市绿地面积和城市人口数。对比二次曲线模型和三次曲线模型的估计结果,二次曲线模型中的变量 *LED* 均在 1%水平下显著,而变量 *LED*<sup>2</sup>均不显著。三次曲线模型估计结果显示,模型 2 中没有控制变量时,变量 *LED* 不显著。模型 4 中加入控制变量后,各项解释变量均能在 1%或 5%水平下显著。同时,模型 4 的 *R*<sup>2</sup>在四个模型中最高,说明模型 4 的曲线拟合效果最好。另外,加入控制变量的模型 3 和模型 4 估计结果显示,城市绿地并非模型设定中预计的对碳排放产生负向作用,城市绿地和城市人口与城市碳排放均是正相关关系。综上,从静态面板数据模型估计的结果判断,模型 4 的估计效果最佳,即 1995—2012 年中国的城市土地经济密度与碳排放的关系并不完全符合传统的 EKC 假说,而是出现 EKC 的“重组”效应,二者呈现倒 N 型的曲线关系。

表 3 静态面板模型估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	二次曲线、无控制因素	三次曲线、无控制因素	二次曲线、有控制因素	三次曲线、有控制因素
<i>LED</i>	0.0768 *** (6.01)	-0.0257 (-0.98)	0.0593 *** (5.00)	-0.0446 ** (-2.31)
<i>LED</i> <sup>2</sup>	8.34e-09 (0.13)	1.22e-06 *** (4.16)	1.15e-08 (0.20)	1.24e-06 *** (5.62)
<i>LED</i> <sup>3</sup>		-3.99e-12 *** (-4.39)		-4.05e-12 *** (-5.80)
<i>G</i>			0.0199 *** (3.86)	0.0207 *** (3.66)
<i>P</i>			1.8300 ** (2.50)	1.7843 *** (2.83)
曲线类型	递增	倒 N 型	递增	倒 N 型
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.6420	0.6618	0.6890	0.7095
样本数	540	540	540	540

注:括号内的数值为 *t* 检验值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

(二) 动态模型的检验

由于动态面板数据模型中引入了被解释变量的滞后项,所以模型可能存在内生性问题,固

① 采用 stata 软件中的 xtsc 命令对固定效应模型进行误差修正估计,xtsc 命令是 2007 年在 *Stata Journal* 发布的一个综合处理固定效应模型异方差、序列相关和截面相关的命令。

定效应估计和随机效应估计都是有偏的,需要使用工具变量法进行估计。Anderson 和 Hsiao 提出在一阶差分后用滞后解释变量更远的滞后期或被解释变量的差分作为动态面板数据模型中滞后被解释变量的工具变量。<sup>[41]</sup> Arellano 和 Bond 在此基础上提出用两阶段差分广义矩 (difference-GMM) 估计方法,Arellano 和 Bover 以及 Blundel 和 Bond 则进一步提出系统广义矩 (system-GMM) 估计方法。<sup>[42-43]</sup> 系统广义矩估计同时利用变量水平变化和差分变化的信息,比差分广义矩更有效,在实证研究中的应用也更广泛<sup>[44]</sup>。因此本文采用 system-GMM 方法进行动态面板数据模型的估计,并用 Hanson 检验和残差序列相关检验进行判断,前者是用于检验工具变量的可靠性,后者是判断随机扰动项是否存在序列相关。

表 4 报告了被解释变量碳排放量和各解释变量的回归结果。4 个模型的序列相关检验 AR (1)、AR(2)的 p 值均显示,扰动干扰项差分存在一阶自相关,不存在二阶自相关,所以扰动干扰项无自相关。4 个模型也通过了 Hanson 检验,说明工具变量都是有效的。其中,模型 5 为包含滞后一期的被解释变量、城市土地经济密度及城市土地经济密度的二次方变量,即检验城市土地经济密度与碳排放之间的动态二次曲线关系;模型 6 在模型 5 的基础上加入城市土地经济密度的三次方变量,即检验城市土地经济密度与碳排放之间的动态三次曲线关系;模型 7 和模型 8 分别在模型 5 和模型 6 的基础上加入控制变量城市绿地面积和城市人口数。比较 4 个模型的估计结果,滞后一期的被解释变量均在 1%水平下显著,说明碳排放具有显著的滞后效应。在模型 5 和模型 7 的二次曲线模型中,两个主要的解释变量  $LED$  和  $LED^2$  均不显著,相反,在模型 6 和模型 8 的三次曲线模型中,解释变量均能在 1%或 5%水平下显著。从控制变量估计的结果看,虽然模型 7 中城市绿地对碳排放具有负向作用,但该变量并不显著,而城市人口对于碳排放来说依然具有显著的正向影响。综合来看,动态三次曲线的估计结果明显优于动态二次曲线的估计结果。因此,在加入被解释变量滞后项的动态面板模型中,城市土地经济密度与碳排放之间也不完全吻合传统的 EKC 的曲线形状,二者也呈现倒 N 型的三次曲线关系。

表 4 动态面板模型估计结果

解释变量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	二次曲线、无控制因素	三次曲线、无控制因素	二次曲线、有控制因素	三次曲线、有控制因素
$C_{it-1}$	4.8800 *** (8.38)	4.0349 *** (8.07)	4.000 *** (8.73)	3.6485 *** (8.37)
$LED$	0.0173 (0.57)	-0.1270 ** (-2.27)	-0.0139 (-0.58)	-0.1219 ** (-2.49)
$LED^2$	1.41e-07 (0.88)	1.93e-06 *** (3.09)	2.26e-08 (1.49)	1.79e-06 *** (3.09)
$LED^3$		-5.72e-12 *** (-2.96)		-5.40e-12 *** (-2.93)
$G$			-0.0089 (-1.08)	0.0288 ** (2.15)
$P$			3.3571 *** (4.31)	- -
曲线类型	递增	倒 N 型	U 型	倒 N 型
AR(1)/p 值	0.003	0.003	0.006	0.005
AR(2)/p 值	0.567	0.181	0.802	0.133
Hanson 检验/p 值	1.000	1.000	1.000	1.000
样本数	510	510	510	510

注:模型 8 中变量  $P$  因多重共线性问题被软件剔除。

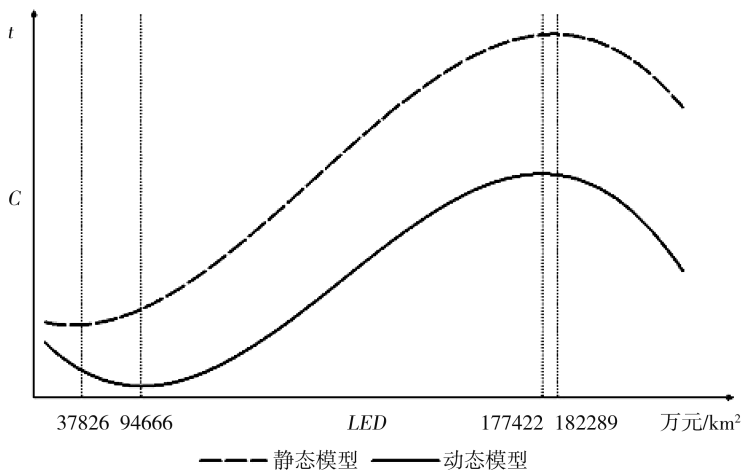


图 2 城市土地经济密度与碳排放的静态和动态三次曲线模拟图

(三) 结果对比分析

静态面板模型和动态面板模型的估计结果均表明,城市土地经济密度与碳排放之间存在 EKC 的“重组”效应,二者呈现倒 N 型的曲线关系。但从静态面板模型中和动态面板模型的三次曲线估计结果模拟出的静态三次曲线和动态三次曲线对比图看,“重组”后的 EKC 曲线与传统的 EKC 曲线区别在于曲线的初始部分出现了小范围下降的过程,而曲线后半部分整体的走势与传统的 EKC 倒 U 型曲线一致(图 2)<sup>①</sup>。而静态三次曲线和动态三次曲线模拟结果的区别在于:不考虑碳排放的滞后效应时,三次曲线的碳排放极小值点出现在 LED 为 37826 万元/ $\text{km}^2$ ,而碳排放的极大值点出现在 LED 为 182289 万元/ $\text{km}^2$ ;在考虑碳排放的滞后效应后,三次曲线的极小值点向后移动,碳排放的极小值点出现在 LED 为 94666 万元/ $\text{km}^2$ ,而碳排放的极大值点由 LED 为 182289 万元/ $\text{km}^2$ 向前移动至 177422 万元/ $\text{km}^2$ 。另外,图 2 也反映了在 1995—2012 年期间,全国大部分省(市)的城市处于碳排放随城市土地经济密度提升而增加的阶段。综合而言,城市土地经济密度与碳排放之间对于现阶段的城市基本呈现倒 U 型曲线关系,曲线的极大值拐点出现在城市土地经济密度为 180000 万元/ $\text{km}^2$ 附近。

表 5 显示,2012 年我国各省级行政区的城市土地经济密度介于 60000 万元/ $\text{km}^2$ 至 230000 万元/ $\text{km}^2$ 之间。根据静态三次曲线的模拟结果,全国仅东部地区的上海、浙江、福建、河北和江苏 5 个省(市)的城市碳排放量随着城市土地经济密度增加而减少,其中,上海、浙江、福建和江苏因其城市较发达的二三产业,特别是其城市土地经济密度的提升主要靠第三产业增加值拉动,因此能够较早进入碳排放的下降阶段,而河北的城市可能由于近几年其第二产业受到国家严格的环境规制,城市的土地经济密度也过了碳排放的极大值点。而其余地区的城市均处于碳排放随城市土地经济密度提升而增加的阶段。动态三次曲线模拟的结论与静态模拟的结论基本一致,但认为宁夏、甘肃和黑龙江三地的城市当前还尚处于碳排放量随城市土地经济密度提升而减少的阶段,但随着该三地城市的土地经济密度继续增长,也将进入二者共同增长的阶段。表 5 同时给出了根据趋势外推法,静态模型和动态模型对各省市碳排放曲线极大值点出现年份的预测。结果表明,30 个地区中,除了 5 个已经出现碳排放曲线极大值点的地区外,天津、山东、内蒙古等 17 个地区的城市将在 2020 年前迎来碳排放的极大值点;吉林、辽宁和广西 3 个地区的城市将在 2020—2030 年期间进入碳排放随土地经济密度提升而下降的阶段;而重庆、安

① 图 2 中静态三次曲线和动态三次曲线的对比意义仅体现在横坐标上,在纵坐标上并无实际意义,这是由于在模拟动态三次曲线时不含被解释变量 C 的滞后一期项,但不影响对 LED 与 C 关系的曲线形状与拐点位置的分析。

徽、黑龙江、甘肃和宁夏地区的城市将在 2030 年后才能迎来极大值点<sup>①</sup>。

综上,模型估计与预测的结果表明,虽然我国城市土地经济密度与碳排放之间存在 EKC“重组”效应,二者存在倒 N 型的曲线关系,但倒 N 型曲线前部下降的过程不长。就目前情况而言,我国大部分省(市)的城市处于传统 EKC 曲线的倒 U 型阶段,少数城市已出现城市土地经济密度与碳排放曲线的极大值点,而需要在 2020 年后,大部分城市才能进入碳排放随土地经济密度提升而下降的阶段。

表 5 2012 年全国各省(市)城市碳排放阶段与极大值点出现年份

地区	城市土地经济密度 (万元/km <sup>2</sup> )	静态模型模拟		动态模型模拟	
		当前阶段	极大值点出现年份	当前阶段	极大值点出现年份
上海	226342.21	↓	已出现	↓	已出现
浙江	208448.83	↓	已出现	↓	已出现
福建	191917.24	↓	已出现	↓	已出现
河北	185916.93	↓	已出现	↓	已出现
江苏	182289.16	↓	已出现	↓	已出现
天津	176208.86	↑	2015	↑	2014
山东	165155.44	↑	2014	↑	2014
内蒙古	164561.00	↑	2015	↑	2014
云南	161774.21	↑	2016	↑	2016
湖南	155817.90	↑	2017	↑	2016
陕西	154834.56	↑	2017	↑	2017
湖北	149704.32	↑	2018	↑	2018
广东	145950.63	↑	2017	↑	2016
河南	143339.46	↑	2018	↑	2017
北京	140596.35	↑	2019	↑	2019
青海	140580.62	↑	2019	↑	2019
新疆	140243.54	↑	2018	↑	2018
江西	139373.78	↑	2019	↑	2018
山西	138525.61	↑	2018	↑	2017
四川	131810.31	↑	2020	↑	2019
贵州	129571.52	↑	2018	↑	2017
海南	125380.12	↑	2019	↑	2018
吉林	120447.71	↑	2024	↑	2023
辽宁	117385.46	↑	2024	↑	2024
广西	110505.90	↑	2026	↑	2025
重庆	99520.82	↑	2035	↑	2034
安徽	98643.83	↑	2032	↑	2031
黑龙江	83234.51	↑	2037	↓	2036
甘肃	79570.26	↑	2038	↓	2037
宁夏	60165.45	↑	2055	↓	2053

注:↑表示该省城市的碳排放量随着城市土地经济密度提升而增加,↓表示该省城市的碳排放量随着城市土地经济密度提升而降低。

① 本文研究的城市土地经济密度与碳排放曲线的极大值点并非城市碳排放量的峰值,进入倒 N 型曲线的下降阶段并不意味着碳排放量开始下降,而是单位城市土地经济密度上的碳排放量开始下降,因此,城市实际碳排放的峰值出现的时间将迟于本文中碳排放曲线极大值点出现的年份。



#### 四、结论与政策含义

本文基于 1995—2012 年中国省际面板数据,分别构造静态面板模型和动态面板模型对假设进行验证,结论如下:

(1)1995—2012 年期间,我国城市土地经济密度和碳排放量的走势基本一致,2003 年后,城市土地经济密度和碳排放量大幅上升。基于省际面板数据,城市土地经济密度和碳排放量的静态面板模型和动态面板模型估计的结果均表明,城市土地经济密度与碳排放之间存在 EKC 的“重组”效应,二者呈现倒 N 型的曲线关系,即城市的碳排放量先随着城市土地经济密度上升而下降,通过极小值点后,碳排放量随着城市土地经济密度上升而上升,达到极大值点后,碳排放量将再次进入下降阶段。但倒 N 型曲线的初始下降阶段不长,目前我国大部分省(市)的城市处于倒 U 型的阶段。另外,动态模型的估计结果说明碳排放具有显著的滞后效应。而控制变量城市人口和城市绿地对于整体曲线的走势并没有绝对影响。

(2)对比静态三次曲线和动态三次曲线,静态三次曲线的极小值点比动态三次曲线的极小值点出现得早,而静态三次曲线的极大值点比动态三次曲线的极大值点出现得晚。城市土地经济密度与碳排放曲线的极大值点出现在城市土地经济密度为 180000 万元/ $\text{km}^2$ 附近。当前,仅东部地区的上海、浙江、福建、河北和江苏 5 个省(市)的城市碳排放量随着城市土地经济密度增加而减少外,大部分省(市)的城市处于碳排放量和城市土地经济密度共同增长的阶段,并在 2020 年后才能实现大部分城市进入这一阶段。

本研究的政策意涵在于:第一,通过控制城市土地无序扩张,挖掘城市土地内涵,加大城市土地的经济强度,提高土地集约利用水平,以提升城市土地经济密度,使城市尽早进入城市土地经济密度与碳排放曲线的下降阶段;第二,通过提高生产技术水平,调整城市产业结构,优化能源消费方式,大力发展清洁能源替代传统能源,减少单位经济产出的传统能源消耗,促使曲线的极大值点提早到来,从而缩短曲线上升阶段的过程。第三,对于我国的碳减排方案而言,应根据地域所处的 EKC 阶段制定不同的减排目标,有针对性地开展减排计划。我国提出在 2030 年前达到碳排放的峰值,从本文的研究来看,在 2020 年前有 22 个省(市)能够进入城市土地经济密度与碳排放倒 N 型曲线的下降阶段,但在 2030 年后还有 5 个地区的城市未能进入这一阶段,因此,在 2020 年才能迎来碳排放的极大值点的地区应重点强化城市土地集约利用和低碳城市建设。

在我国,由于统计数据的时间序列较短以及统计口径的变化,单纯采用时间序列数据进行 EKC 研究可能会存在一定偏颇,所得出的曲线往往只是真实曲线的一部分。在此条件下,利用面板数据可以加大统计样本,以增强曲线模拟结果的可信度。鉴于数据的可操作性,本文选取了 1995—2012 年全国 30 个省(市)的面板数据以弥补时间序列数据的不足。1995—2012 年是我国城市化快速发展的阶段,城市化率由 29.04%递升至 52.57%,城市的生产活动处于活跃期,对于研究城市土地经济密度与碳排放的变化与联系也较为适合。

#### 参考文献:

- [1]赵荣钦,陈志刚,黄贤金,等.南京大学土地利用碳排放研究进展[J].地理科学,2012,32(12):1473-1480.
- [2]Grossman G, Krueger A. Economic growth and environment[J]. *Quarterly Journal Economics*, 1995,110(2):353-377.
- [3]Hilton F G H, Levinson A. Factoring the environmental Kuznets Curve: Evidence from automotive emissions[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1998(35):126.
- [4]Franklin R S, Ruth M. Growing up and cleaning up: The environmental Kuznets Curve redux[J]. *Applied Geogra-*

- phy, 2012(32):29-39.
- [5] 李崧,邱微,赵庆良.黑龙江省环境质量与经济发展定量关系研究[J].哈尔滨工业大学学报,2006,38(11):1986-1988.
- [6] Kumar P, Aggarwal S C. Does an environmental Kuznets Curve exist for changing land use? Empirical evidence from major states of India[J]. *Int. J. Sustainable Development*, 2003, 6(2): 231-245.
- [7] James A N. Agricultural land use and economic growth: Environmental implications of the Kuznets curve[J]. *Int. J. Sustainable Development*, 1999, 2(4): 530-553.
- [8] 曲福田,吴丽梅.经济增长与耕地非农化的库兹涅茨曲线假说及验证[J].资源科学,2004,26(5):61-67.
- [9] 李海鹏,吴群.中国收入差距与耕地非农化关系的实证研究——基于对耕地库兹涅茨曲线的扩展[J].中国土地科学,2006,20(5):7-12.
- [10] 何蓓蓓,刘友兆,张健.中国经济增长与耕地资源非农流失的计量分析——耕地库兹涅茨曲线的验证与修正[J].干旱区资源与环境,2008,22(6):21-26.
- [11] 张正栋,周永章,夏斌.海南省耕地变化与经济发展关系研究[J].热带地理,2006,26(1):56-60.
- [12] 李永乐,吴群.经济增长与耕地非农化的 Kuznets 曲线验证——来自中国省级面板数据的证据[J].资源科学,2008,30(5):667-672.
- [13] 王雨濛,吴娟,张安录.城乡收入差距与耕地非农化的关系研究——基于耕地库兹涅茨曲线扩展的省际面板数据研究[J].水土保持研究,2010,17(1):214-217.
- [14] 许恒周,吴冠岑,郭玉燕.耕地非农化与中国经济增长质量的库兹涅茨曲线假说及验证——基于空间计量经济模型的实证分析[J].中国土地科学,2014,28(1):75-81.
- [15] 冯科,吴次芳,陆张维,等.中国土地经济密度分布的时空特征及规律——来自省级面板数据的分析[J].经济地理,2008,28(5):817-820.
- [16] 龙开胜,陈利根.经济增长与土地违法的库兹涅茨曲线效应分析[J].中国土地科学,2011,25(7):13-18.
- [17] 邹秀清.中国土地财政与经济增长的关系研究——土地财政库兹涅茨曲线假说的提出与面板数据检验[J].中国土地科学,2013,27(5):14-19.
- [18] He Jie, Richard P. Environmental Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> in Canada[J]. *Ecological Economics*, 2010, 69(5): 1083-1093.
- [19] Masaaki K, Katsumasa N, Atsuyuki O. Economic models for the environmental Kuznets Curve: A survey[J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2010, 34(7): 1187-1201.
- [20] Ang B W, Liu N. A cross-country analysis of aggregate energy and carbon intensities[J]. *Energy Policy*, 2006, 34(15): 2398-2404.
- [21] Roberts J T, Grimes P E. Carbon intensity and economic development 1962-1991: A brief exploration of the environmental Kuznets Curve[J]. *World Development*, 1997, 25(2): 191-198.
- [22] 刘扬,陈劲锋.基于 IPAT 方程的典型发达国家经济增长与碳排放关系研究[J].生态经济,2009(11):28-30.
- [23] 张润森,濮励杰,文继群,等.建设用地扩张与碳排放效应的库兹涅茨曲线假说及验证[J].自然资源学报,2012,27(5):723-732.
- [24] 林坚,祖基翔,苗春雷,等.中国区县单元城乡建设用地经济密度的空间分异研究[J].中国土地科学,2008,22(3):46-53.
- [25] 曹广忠,白晓.中国城镇建设用地经济密度的区位差异及影响因素——基于 273 个地级及以上城市的分析[J].中国人口·资源与环境,2010,20(2):12-18.
- [26] 贝涵璐,吴次芳,冯科,等.土地经济密度的区域差异特征及动态演变格局——基于长江三角洲地区的实证分析[J].自然资源学报,2009,24(11):1952-1962.
- [27] Copeland B R, Taylor M S. Trade growth and the environment[J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1): 7-71.
- [28] Park S, Lee Y. Regional model of EKC for air pollution: Evidence from the Republic of Korea[J]. *Energy Policy*, 2011(39): 5840-5849.

- [29] 杨丹辉,李红莉.地方经济增长与环境质量——以山东省域为例的库兹涅茨曲线分析[J].经济管理,2011(3):37-46.
- [30] 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.
- [31] 尹向飞.人口、消费、年龄结构与产业结构对湖南碳排放的影响因素及其演进分析——基于 STIRPAT 模型[J].西北人口,2011,32(2):65-82.
- [32] 曲福田,卢娜,冯淑怡.土地利用变化对碳排放的影响[J].中国人口·资源与环境,2011,21(10):76-83.
- [33] 王泳璇,王宪恩,史记,等.典型国家特定碳排放阶段影响因素研究[J].资源科学,2013,35(10):1945-1952.
- [34] 彭文甫,樊淑云,潘荟交,等.区域土地利用变化的碳排放效应及时空格局研究[J].生态经济,2013(9):28-33.
- [35] 李小平,卢现祥.国际贸易、污染产业转移与中国工业 CO<sub>2</sub> 排放[J].经济研究,2010(1):15-26.
- [36] 刘伟玲,张林波,龚斌,等.深圳市土地利用碳排放环境库兹涅茨曲线协整分析[J].水土保持研究,2013,20(4):172-178.
- [37] 吴一洲,吴次芳,罗文斌.经济地理学视角的城市土地经济密度影响因素及其效应[J].中国土地科学,2013,27(1):26-33.
- [38] 高佳,李世平,李文婷.辽宁省土地经济密度时空特征及驱动力分析[J].中国农业资源与区划,2014,35(5):30-37.
- [39] 王海燕,濮励杰,张健,等.城镇建设用地经济密度时空分异的实证分析[J].中国土地科学,2012,26(4):47-53.
- [40] 罗文斌,吴次芳,冯科.城市土地经济密度的时空差异及其影响机理——基于湖南省城市面板数据的实证分析[J].城市发展研究,2010,17(6):68-74.
- [41] Anderson T W, Hsiao C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data[J]. *Journal of Econometrics*, 1982(18):47-82.
- [42] Arellano M, Bond S. Some test of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to Employment Equations[J]. *The Review of Economic Studies*, 1991,58(2):277-297.
- [43] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data component models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998,87(1):115-143.
- [44] Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. *Journal of Econometrics*, 1995,68(1):29-51.

(责任编辑:刘浩)