

EKC 曲线的再检验*

——基于城市生活垃圾的分析

石琳

(北京大学经济学院, 北京 100871)

摘要: 采用中国 2001-2015 年 272 个地级市的面板数据对城市生活垃圾与地区经济发展的关系进行了定量研究, 通过使用固定效应、面板门槛模型等多种计量方法, 并运用夜间灯光数据进行稳健性检验, 结果表明: (1) 中国的人均城市生活垃圾与经济发展并未表现出 EKC 曲线所预言的倒 U 型关系。而是呈现出明显的正相关关系。人均 GDP 越高, 人均城市生活垃圾也越高, 在区域间也并未检测出明显的差异。(2) 城市规模和外商直接投资水平均与人均城市生活垃圾表现出显著的负向关系, 政府公共建设支出占 GDP 比重的系数则显著为正, 这在一定程度上表明城市规模扩大带来的规模效应和对外开放水平的提高会促进人均城市生活垃圾的减少, 而政府投入的作用则尚未完全凸显。

关键词: 环境库茨涅茨曲线; 城市生活垃圾; 城市规模

一、引言

近年来中国城市化开始由数量和规模扩张逐渐向追求城市发展质量转变, 生态环境、人居环境成为城市竞争力的重要体现, 其中城市垃圾问题引发社会各界的广泛关注。垃圾是城市的附属物, 中国城市化的快速发展在带来持续经济增长的同时, 也引发了垃圾的指数及增长。1980 年全国城市垃圾清运量仅 3132 万吨, 到 2016 年底垃圾清运量已高达 2.15 亿吨, 年均增长 5.5%, 超过同期城镇人口的平均增速 (4.0%)^①。住建部调查数据显示, 全国有三分之一以上的城市深陷垃圾围城困局, 三分之二的城市被垃圾包围。与此同时, 中国的垃圾治理一直滞后, 垃圾分类未能有效展开, 垃圾污染日益严重, 垃圾处理厂的选址也诱发多起群体性事件, 有碍社会稳定。城市垃圾是否会随着城市的经济发展和人口规模扩张而呈现正向关系? 是否会在某一拐点后开始下降? 这一问题引发学界思考。

环境经济学中对环境质量与社会经济发展的关系

研究, 主要集中在环境库茨涅茨曲线 (Environmental Kuznets Curve, 以下简称 EKC 曲线) 的讨论中。根据这一理论, 环境污染水平与国民收入呈倒 U 型关系, 即污染程度会随着人均收入的增长先增加后下降。自 Grossman & Krueger (1995)^[1] 观察到这一现象以来, 大量相关研究迅速跟进, 学者们运用多种计量方法对各个国家的主要污染物均进行了相关研究。在中国, EKC 曲线的相关文献也十分丰富 (彭水军、包群, 2006; Tao et al., 2008; 林伯强、蒋竺均, 2009; 许广月、宋德勇, 2010)^[2-5], 在方法和数据源上也不断精细化。然而也要看到, 现有研究主要关注二氧化碳、二氧化硫、工业废弃物 (废水、废气、固体废弃物)、生化需氧量等方面, 对于城市垃圾的研究则较少涉及。

文献梳理的结果表明, 国际上对于城市垃圾与经济发展关系的研究并不多见。Cole et al., 最早提出垃圾库茨涅茨曲线 (Waste Kuznets Curve, WKC) 这一概念, 并对 13 个 OECD 国家的城市废弃物进行了

作者简介: 石琳 (1994-), 男, 安徽安庆人, 北京大学经济学院, 博士研究生, 研究方向: 人口、资源与环境经济学。

* 基金项目: 国家社会科学基金重大项目“改革开放以来我国经济增长理论与实践研究” (15ZDA007); 北京市社会科学基金资助项目“京津冀一体化公共服务政策供给机制创新研究” (16JDYJB047)。

① 数据来源: 国家统计局《中国城市建设统计年鉴》。

研究,发现并不存在 EKC 曲线所预言的拐点^[6]。Raymond (2004) 运用环境可持续指数 (ESI) 的多国面板数据进行研究,得到了城市垃圾与经济增长具有显著 EKC 关系的结论^[7]。Mazzanti & Zoboli (2009) 以欧盟 25 国为研究对象,结果发现城市废弃物与经济增长并不存在倒 U 型关系^[8]。国内对城市生活垃圾与经济增长关系的相关研究则相对较少。杨凯等 (2003) 对上海 1978 - 2000 年人均 GDP 与城市废弃物的关系进行了研究,发现 2000 年上海已经接近 EKC 曲线的拐点,在此之后废弃物总量将趋缓^[9]。廖传惠 (2013) 运用 1996 - 2011 年的全国数据进行拟合,发现城市生活垃圾排放量与人均 GDP 之间呈 N 型关系^[10]。林岫 (2014) 对贵州省的生活垃圾清运量进行了研究,发现其 EKC 曲线近似“倒 N 型”曲线的左半段,垃圾清运量仍处于上升期^[11]。综合来看,国内现阶段的相关研究十分缺乏,已有的研究多关注于特定区域和城市,在计量方法上也存在较多缺陷。

鉴于文献对于城市垃圾与经济发展关系的研究较为欠缺,本文在已有研究的基础上运用中国 2001 - 2015 年 272 个地级市的面板数据对城市生活垃圾与地区经济发展的关系进行了定量研究,通过使用固定效应、面板模型等多种计量方法,并运用夜间灯光数据进行稳健性检验,结果均表明: (1) 中国的人均城市生活垃圾与经济发展并未表现出 EKC 曲线所预言的倒 U 型关系,人均 GDP 越高,人均城市生活垃圾也越高,在区域间也并未检测出明显的差异; (2) 城市规模和外商直接投资水平均与人均城市生活垃圾表现出显著的负向关系,在一定程度上表明城市规模扩大带来的规模效应和对外开放水平的提高会促进人均城市生活垃圾的减少,而政府投入的作用则尚未完全凸显。

本文的创新点主要在于以下两个方面: (1) 对于环境经济学中传统的 EKC 理论进行了有效扩展。针对 EKC 研究较为忽视城市垃圾的现状,本文运用多种计量方法对城市垃圾与经济发展的关系进行了深入分析,从而丰富了 EKC 曲线的研究内容; (2) 从城市垃圾角度对城市经济学中城市承载力、最优城市规模等问题进行了初步探讨。传统城市经济学在考虑城市集聚时,主要考虑经济效益,容易忽视自然资本和生态服务对于生产和居民福利的重要影响。本文研究的主要是城市尤其是市区内的生活垃圾,选取的也都是城市层面的变量,所得结论对于城市生态承载力

具有一定的借鉴意义,而城市规模与生活垃圾的关系也在一定程度上拓展了对城市规模的研究。

本文接下来的行文安排如下: 第二部分是本文的研究设计,主要介绍本文的计量模型设定、数据来源及处理过程和基本的描述性统计结果,第三部分汇报本文的基础回归结果和门槛模型的结果,第四部分从时间异质性和数据的真实性两方面进行了稳健性检验,第五部分得出本文的主要结论及相应的政策建言。

二、模型构建与数据说明

本文的计量模型首先沿用 EKC 模型的一般设定,具体形式如下:

$$MW_{it} = \beta_0 + \beta_1 PGDP_{it} + \beta_2 (PGDP_{it})^2 + \beta_3 (PGDP_{it})^3 + \beta_4 \Gamma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, MW 代表人均城市生活垃圾 (municipal waste per capita), 这也是本文的核心变量。值得指出的是,由于数据限制,统计年鉴中城市垃圾数据只有城市生活垃圾,缺乏建筑垃圾数据,所以本文以城市生活垃圾作为研究对象。人均城市生活垃圾是用城市生活垃圾清运量除以年末总人口得到。在解释变量中, PGDP 表示人均 GDP, 这也是 EKC 研究中最常见的用以衡量经济发展程度的指标。 Γ_{it} 是一组控制变量, ε_{it} 是误差项, i、t 分别表示地区和年份。

根据 Shafik & Bandyopadhyay (1992) 的研究^[12], EKC 模型首先应设定为三次方形式, 如果不显著再检验二次方形式, 如二次方仍不显著则可进行线性检验。因此本文借鉴这一做法, 将人均 GDP、人均 GDP 平方和三次方都放入回归模型中。 β_1 、 β_2 和 β_3 三个参数的数值与最后的曲线拟合结果的关系如下表所示, 可以看出参数的正负号将直接影响模型的拟合结果。

以往的研究表明, 多次方形式的回归模型具有一定效果, 但对于非线性关系也可能存在解释力度不强、无法准确识别拐点的缺陷, 因此本文借鉴 Hansen (1999) 提出的面板门槛模型理论^[13], 构建以下的门槛回归模型:

$$MW_{it} = \mu_i + \delta_1 PGDP_{it} I(q_{it} < \gamma) + \delta_2 PGDP_{it} I(q_{it} > \gamma) + \Gamma_{it} + \delta_3 \Gamma_{it} + v_{it} \quad (2)$$

其中 q_{it} 是门限变量, γ 是门槛值, $I(\cdot)$ 表示指示函数, 当满足括号内的条件时, I 取值为 1, 否则为 0。门槛模型的具体操作见第三部分。

在控制变量的选取上, 本文结合相关文献和城市

生活垃圾的特点，选择了以下 8 个控制变量：（1）城市规模与城市垃圾清运量存在很大关联性，一方面城市规模扩大会带来更多的垃圾排放，但另一方面规模效应也有可能人均垃圾量减少。由于城市的垃圾问题主要集中于市辖区，所以本文选取城市市辖区的年末总人口用以衡量该地区的人口规模；（2）城镇化率同样会影响垃圾水平，城镇化率的提高会带来更多的城市人口，从而对人均垃圾量带来直接影响，所以本文选取地级市的城镇化率作为控制变量。由于统计年鉴中没有城镇化率的直接数据，本文用城市市辖区年末总人口占地级市总人口的比重进行计算；（3）人口密度同样会对城市垃圾带来直接影响，人口密度越高，则该地区的人均垃圾量有可能越高，因此本文加入了城市市辖区的人口密度这一指标；（4）产业结构同样会对城市垃圾带来影响，以往的 EKC 研究侧重于氮氧化物、工业废弃物等污染物，因此常用第二产业比重衡量一地区的产业结构。由于本文的被解释变量是城市生活垃圾，与第三产业联系更为紧密，所以采用第三产业占比予以衡量；（5）政府能力也有可能对地方的环境治理带来直接影响，本文采用政府一般预算内收入占 GDP 比重这一指标用以衡量地方政府的能力；（6）Levinson & Taylor (2008) 的“污染天堂”假说表明一地区的对外开放水平也有可能影响该地区的环境治理水平^[14]，

本文中采用外商直接投资占 GDP 比重这一指标进行衡量；（7）一地区的城市维护建设支出将会直接影响区内的环境治理力度，所以本文采用城市维护建设支出占 GDP 比重这一指标予以衡量；（8）地区内的人力资本也有可能影响环境治理。由于统计年鉴中缺乏地级市层面的平均受教育年限这一指标，本文参照吴玉鸣和田斌的做法^[15]，利用普通高等教育学校在校生人数占总人口比重的数据来衡量该地区的高素质人力资本水平。

为了增强结果的稳定性，本文采用的是地级市层面数据，由于部分城市数据缺失较为严重，最终选取了 2001 - 2015 年 272 个地级以上城市作为研究对象，如图 1 所示。之所以选择这一时间区间，是因为 2001 年之前城市垃圾的数据缺失较为严重，而 2015 年是最新可得的数据年份。本文的所有数据均来自于《中国城市建设统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》，部分数据来源于各省统计年鉴、历年国民经济和社会发展统计公报，对于极个别缺失数据，本文采用插值法予以处理，但不影响本文的基本结论。对于含有价格因素的变量，本文均采用相应的价格指数予以平减，以保证本文结果的稳定性。本文主要变量的描述性统计如表 2 所示。为降低异方差带来的偏误，本文在回归结果中对所有指标均用自然对数进行了处理。

表 1 EKC 模型拟合情况汇总^②

参数值	曲线形状	y 值走势
$\beta_1 > 0 \beta_2 > 0 \beta_3 > 0$	单调递增曲线	单调递增
$\beta_1 < 0 \beta_2 > 0 \beta_3 > 0$	单调递增曲线	单调递增
$\beta_1 > 0 \beta_2 < 0 \beta_3 > 0$	单调递增曲线	单调递增
$\beta_1 < 0 \beta_2 < 0 \beta_3 > 0$	N 型曲线	先增，再减，后增
$\beta_1 > 0 \beta_2 > 0 \beta_3 < 0$	倒 N 型曲线	先减，再增，后减
$\beta_1 < 0 \beta_2 > 0 \beta_3 < 0$	单调递减曲线	单调递减
$\beta_1 > 0 \beta_2 < 0 \beta_3 < 0$	倒 N 型曲线	先减，再增，后减
$\beta_1 < 0 \beta_2 < 0 \beta_3 < 0$	单调递减曲线	单调递减
$\beta_2 < 0 \beta_3 = 0$	倒 U 型	先增，后减
$\beta_2 > 0 \beta_3 = 0$	U 型	先减，后增
$\beta_1 > 0 \beta_2 = \beta_3 = 0$	直线	单调递增
$\beta_1 > 0 \beta_2 = \beta_3 = 0$	直线	单调递减

② 注：本表以最简单的一元三次模型为例，所有参数前的变量均设为 1，例如 $y = x^3 + x^2 + x$ 。

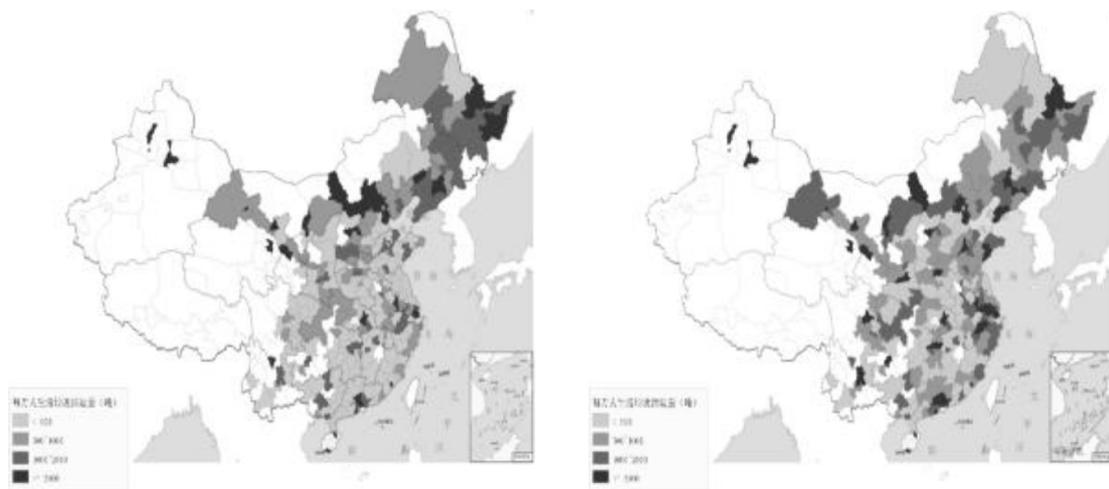


图1 每万人生活垃圾清运量 (左: 2001年; 右: 2015年)^③

表2 描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
人均生活垃圾清运量 (吨/万人)	4080	1247	1986	19	37658
人均 GDP (元)	4080	27155	20313	1219	279165
年末总人口 (万人)	4080	136	169	16	2129
城镇化率 (%)	4080	35	24	3	100
人口密度 (人/平方公里)	4080	1017	999	13	14052
第三产业占比 (%)	4080	42	11	8	81
政府财政收入占 GDP 比重 (%)	4080	7	4	0.5	45
外商直接投资占 GDP 比重 (%)	4080	2	3	0	48
城市维护建设资金支出占 GDP 比重 (%)	4080	3	3	0.01	46
普通高等教育学校在校生人数占总人口比重 (%)	4080	1	2	0	13

三、实证检验与结果分析

按照研究的一般思路,本文首先汇报模型(1)的回归结果,运用 OLS 和固定效应分别进行回归的结果如表3所示。其中模型(1)、(2)、(3)式是混合 OLS 的估计结果,依次加入人均 GDP、人均 GDP 平方和人均 GDP 三次方,(4)、(5)、(6)是固定效应的回归结果。所有的回归模型中均加入了控制变量,在混合 OLS 回归中同时控制时间固定效应和省份固定效应,在固定效应回归中控制了时间固定效应。在混合 OLS 的回归中,当仅仅添加人均 GDP 这一变量时,其系数显著为正,人均 GDP 每增加 1%,人均生活垃圾清运量增加 0.446%。当依次加入平方项和三次方项后,人均 GDP 相关变量的系数均变为不显著,这表明人均生活垃圾清运量与人均 GDP 仍

然呈现出正相关关系。而在固定效应的回归结果中,(4) 中人均 GDP 的系数值是 0.056,与 OLS 接近,但(4)、(5)、(6) 中人均 GDP 相关变量的系数值都变为不显著,表明城市人均生活垃圾清运量与人均 GDP 似乎没有特别显著的统计学关系,但仍需要经过进一步检验。

对于控制变量而言,城市年末总人口在所有模型中的系数均为负,在 OLS 模型中均通过 1% 的显著性检验,这初步表明,随着城市人口的增加,人均生活垃圾清运量会逐渐减少。城镇化率的系数则显著为正,在(6) 式中,城镇化率每提升 1%,人均生活垃圾清运量会增加 0.576%。OLS 回归中,人口密度的系数也显著为正,系数值约为 0.064。而第三产业占比每提高 1%,人均生活垃圾大约提高 0.49 个百

^③ 白色区域为数据缺失。该图基于国家测绘地理信息局标准地图服务网站下载的审图号为 GS(2016) 1577 号的标准地图制作,底图无修改。

分点。政府收入占 GDP 比重的系数值在 OLS 回归中显著为正，约为 0.116，但在固定效应模型中变得不显著且系数为负。FDI 占 GDP 比重在所有模型中均显著为负，这表明对外开放水平越高，城市人均生活

垃圾量越小。公共建设支出占 GDP 比重的系数值显著为正，这初步表明政府的投入暂时还没有充分发挥降低垃圾新增量的作用。

表 3 混合 OLS 和固定效应回归结果

	人均生活垃圾清运量					
	混合 OLS			FE		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人均 GDP	0.446*** (0.017)	0.293 (0.293)	-3.022 (3.902)	0.056 (0.048)	-0.165 (0.330)	3.465 (3.308)
人均 GDP 平方		0.008 (0.015)	0.347 (0.396)		0.011 (0.017)	-0.363 (0.338)
人均 GDP 三次方			-0.012 (0.013)			0.013 (0.011)
城市年末总人口	-0.254*** (0.015)	-0.256*** (0.015)	-0.256*** (0.015)	-0.215 (0.230)	-0.227 (0.228)	-0.235 (0.225)
城镇化率	1.040*** (0.017)	1.040*** (0.017)	1.040*** (0.017)	0.564** (0.223)	0.573** (0.221)	0.576*** (0.219)
人口密度	0.064*** (0.011)	0.065*** (0.012)	0.064*** (0.012)	0.020 (0.036)	0.021 (0.036)	0.020 (0.036)
第三产业占比	0.486*** (0.032)	0.486*** (0.032)	0.488*** (0.032)	0.045 (0.071)	0.042 (0.071)	0.027 (0.074)
财政收入占 GDP 比重	0.117*** (0.016)	0.118*** (0.017)	0.116*** (0.017)	-0.023 (0.023)	-0.023 (0.023)	-0.022 (0.023)
FDI 占 GDP 比重	-0.045*** (0.016)	-0.044*** (0.016)	-0.046*** (0.016)	-0.097*** (0.026)	-0.095*** (0.026)	-0.093*** (0.026)
公共建设支出占 GDP 比重	0.060*** (0.009)	0.061*** (0.009)	0.061*** (0.009)	0.017* (0.010)	0.018* (0.010)	0.018* (0.010)
每万人高等教育在校生数	0.021 (0.013)	0.021 (0.013)	0.021 (0.013)	0.015 (0.010)	0.015 (0.010)	0.015 (0.010)
常数项	-2.009*** (0.229)	-1.261 (1.449)	9.479 (12.79)	4.886*** (0.858)	5.988*** (1.714)	-5.565 (10.64)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	否	否	否
R 平方	0.789	0.789	0.789	0.576	0.573	0.553
观测值	4080	4080	4080	4080	4080	4080

注：括号内表示稳健标准误，* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ 。

由于环境问题在空间上通常存在较强的空间异质性，所以本文接下来分区域进行了进一步回归。参照国家统计局的划分方法，按照东部、中部、西部和东北四大经济区域分别进行了估计，固定效应的回归结

果见表 4。值得指出的是，对四个区域加入人均 GDP 的三次方后均不显著，所以表 4 中只列出了包含平方项的结果。从分区域回归的结果看，东部地区主要表现出单调递增的关系，含有人均 GDP 平方方向的模型

不太显著。中部和西部地区的模型均不显著，而西部地区则表现出初步的倒 U 型关系，但由于标准误较大，所以仍需要进行进一步检验。对于控制变量而言，城市年末总人口在东部、西部地区均为负值，中部地区的系数值不显著，但在东北地区为正值。FDI

占 GDP 比重在东部和中部都表现出负值，在西部为正值，东北地区则不显著，这在一定程度上表明对外开放水平对城市垃圾的降低效应主要作用于东部和中部地区。

表 4 分区域回归结果

	人均生活垃圾清运量							
	东部		中部		西部		东北	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
人均 GDP	0.165** (0.077)	-0.986 (0.660)	-0.086 (0.091)	-0.102 (0.572)	0.061 (0.079)	1.095* (0.576)	-0.005 (0.100)	-1.265 (1.081)
人均 GDP 平方		0.057* (0.032)		0.001 (0.031)		-0.054* (0.029)		0.0644 (0.0533)
城市年末总人口	-0.381 (0.453)	-0.378 (0.436)	0.033 (0.241)	0.032 (0.244)	-0.831*** (0.254)	-0.674*** (0.244)	2.635* (1.520)	1.901 (1.642)
城镇化率	0.622 (0.436)	0.618 (0.420)	0.079 (0.217)	0.080 (0.224)	1.151*** (0.249)	1.034*** (0.247)	-1.835 (1.526)	-1.108 (1.631)
人口密度	-0.006 (0.041)	-0.010 (0.041)	-0.010 (0.040)	-0.010 (0.040)	-0.047 (0.127)	-0.044 (0.123)	0.158 (0.159)	0.156 (0.158)
第三产业占比	-0.028 (0.191)	-0.038 (0.193)	-0.124 (0.124)	-0.124 (0.126)	0.036 (0.078)	0.050 (0.077)	-0.002 (0.176)	0.00756 (0.179)
财政收入占 GDP 比重	-0.010 (0.054)	0.008 (0.055)	0.029 (0.046)	0.028 (0.047)	0.010 (0.031)	0.003 (0.032)	-0.121** (0.056)	-0.114** (0.053)
FDI 占 GDP 比重	-0.132** (0.053)	-0.132** (0.053)	-0.079* (0.042)	-0.079* (0.044)	0.076* (0.044)	0.076* (0.042)	0.018 (0.054)	0.010 (0.054)
公共建设支出占 GDP 比重	0.018 (0.021)	0.0188 (0.0204)	-0.006 (0.019)	-0.006 (0.019)	0.028* (0.016)	0.023 (0.015)	0.015 (0.033)	0.022 (0.032)
每万人高等教育在校生数	0.027 (0.017)	0.0257 (0.0170)	-0.013 (0.016)	-0.013 (0.016)	0.033* (0.018)	0.035* (0.018)	0.013 (0.030)	0.012 (0.030)
常数项	4.907*** (1.572)	10.73*** (3.220)	7.251*** (1.495)	7.328** (2.887)	5.572*** (1.413)	0.292 (3.160)	1.235 (2.221)	8.048 (6.643)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R 平方	0.440	0.453	0.031	0.032	0.448	0.495	0.028	0.009
观测值	1305	1305	1155	1155	1110	1110	510	510

注：括号内表示稳健标准误，* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，* 表示 $p < 0.01$ 。

由于上文的固定效应模型结果的一致性较差，有可能是因为模型的设定导致，所以本文接下来运用计量模型 (2) 进行面板门槛效应回归。由于本文的核心解释变量是人均 GDP，所以本文的门限变量首先选用人均 GDP 这一指标，用来检验人均 GDP 与城市生活垃圾的关系是否存在门槛。同时，根据上文的研

究看出，城市人口规模对于垃圾水平具有十分显著的抑制效应，而城市规模也是现阶段中国城市发展中的热点话题，所以本文还采用城市年末总人口作为第二个门限变量进行研究。按照一般的研究思路，进行门槛回归前需要进行门槛效应检验。由于门槛效应检验的 F 统计量的具体分布未知，所以本文通过 300 次的

Bootstrap 自抽样获得其渐进分布,并计算出相应 P 值,检验的结果如表 5 所示。可以看出,以人均 GDP 作为门限变量时,在 90% 的置信度上存在单一门限,并不存在双重门限和三重门限,门限值大约是 9.72

-9.79 之间。以城市年末总人口作为门限变量,在 99% 的置信度上存在单一门限,双重门限和三重门限均没有通过检验,门限区间为 [200.81, 217.40]。

表 5 门限效应检验

	人均 GDP				城市年末总人口			
	F 值	P 值	门限值	区间	F 值	P 值	门限值	区间
单一门限	22.35*	0.0933	9.77	[9.72, 9.79]	43.85***	0.0033	210.45	[200.81, 217.40]
双重门限	9.20	0.3833	—	—	27.02	0.1567	—	—
三重门限	4.83	0.7133	—	—	9.93	0.7633	—	—

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; F 统计量和 P 值分别由 300 次的 Bootstrap 自抽样得到; 区间是在 95% 的置信度下得到。

在通过单一门限检验后,本文分别运用人均 GDP 和城市年末总人口进行门限回归,详细的回归结果如表 6 所示。可以看出,在两种门限模型下,人均 GDP 的系数值均显著为正,并没有出现系数正负上的显著差异,这表明城市生活垃圾与经济发展并不存在 EKC 型的倒 U 型曲线,而是正向的线性关系。在模型 (1) 中,低于人均 GDP 的门限值时,人均 GDP 的系数是 0.136,超过门限值后变为 0.129,略

微有所下降。在模型 (2) 中,在城市规模的门限值之前,系数值是 0.048,超过门限值后变为 0.068,略微增大。在控制变量上,城市年末总人口、FDI 占 GDP 比重的系数仍然显著为负,城镇化率、公共建设支出占 GDP 比重的系数显著为正,与基准模型中所得结论一致。在此基础上,本文又分别对四大经济区进行了门限回归,结果均表明人均 GDP 与城市生活垃圾并不存在倒 U 型关系,而仍然是正相关^④。

表 6 门限模型回归结果

门限变量	人均 GDP	城市年末总人口
	(1)	(2)
人均 GDP (低于门限值)	0.136*** (0.029)	0.048* (0.025)
人均 GDP (高于门限值)	0.129*** (0.028)	0.068*** (0.025)
城市年末总人口	-0.237*** (0.087)	-0.484*** (0.092)
城镇化率	0.581*** (0.090)	0.637*** (0.091)
人口密度	0.016 (0.021)	0.024 (0.021)
第三产业占比	0.017 (0.038)	0.038 (0.038)
财政收入占 GDP 比重	-0.015 (0.017)	-0.020 (0.017)
FDI 占 GDP 比重	-0.091*** (0.014)	-0.087*** (0.014)

④ 限于篇幅,分区域回归的结果并未在文中列出,如有需要可向作者索取。

公共建设支出占 GDP 比重	0.018 ^{***} (0.007)	0.020 ^{***} (0.007)
每万人高等教育在校生数	0.016 [*] (0.009)	0.013 (0.009)
常数项	4.345 ^{***} (0.423)	5.817 ^{***} (0.424)
时间固定效应	控制	控制
R 平方	0.553	0.569
观测值	4080	4080

注：括号内表示稳健标准误，* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ 。

综合以上的研究可以看出，无论是三次方形式的回归模型还是面板门槛模型，所得结果均表明中国的城市生活垃圾与经济发展并不存在倒 U 型关系，从而否认了 EKC 曲线在中国城市生活垃圾方面的适用性。随着人均 GDP 的升高，人均城市生活垃圾也随之上升，在不同的区域间差异也十分微弱。在控制变量中，城市规模和外商直接投资水平与人均城市生活垃圾表现出显著的负向关系，政府财政收入占 GDP 比重、公共建设支出占 GDP 比重的系数显著为正。这在一定程度上表明城市规模扩大带来的规模效应和对外开放水平的提高会促进人均城市生活垃圾的减少，而政府投入的作用则尚未完全凸显。

四、稳健性检验

第三部分运用两种计量模型进行了检验，但是由于数据的不准确和时间上的波动，所得结果仍然存在噪音。因此，本文接下来从时间异质性和数据的可靠性两方面进行稳健性检验，以增强文章结论的合理性。

(一) 考虑时间异质性

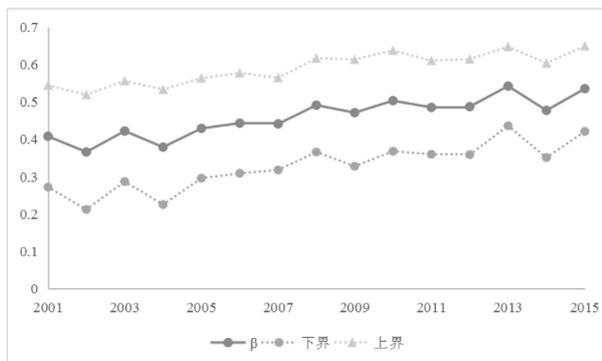


图 2 OLS 逐年回归得到的系数

注：①图中下界和上界表示的是置信度为 95% 的置信区间；

②每一年回归均采用 OLS 估计，并控制省份固定效应。

本文使用的是面板数据，数据本身有可能存在时间维度上的波动，表 3 中混合 OLS 和固定效应回归结果相差较大也说明了一定问题，因此有必要从时间层面进行进一步检验。图 2 列出了运用 OLS 逐年回归得到的人均 GDP 的系数情况。从图中可以看到，人均 GDP 的系数在每一个年份都显著为正，在波动中有略微上移的趋势，这也表明城市生活垃圾现阶段仍然随着人均 GDP 的升高而增加。

(二) 考虑 GDP 数据造假

中国 GDP 数据的造假问题长期受学界关注，2017 年以来辽宁、内蒙古和天津三个省份相继承认 GDP 上报数据不实，并开始主动“挤水分”，也引发社会层面的广泛探讨。为克服 GDP 数据可能存在的造假问题，本文借鉴 Henderson et al. (2012) 的方法^[16]，采用美国国防气象卫星提供的 DMSP-OLS 夜间灯光数据，通过构建地区平均灯光亮度作为人均 GDP 的代理变量。Henderson et al. (2012)、徐康宁等 (2015)^[17]的研究均表明，夜间灯光数据可以有效地衡量一地区的经济发展水平，从而较好的解决 GDP 数据造假问题。本文运用灯光数据进行的回归结果如下表所示。

不论是在 OLS 还是在固定效应模型中，灯光亮度的三次方都显著为正，平方项则显著为负，灯光亮度的系数值显著为正，通过查阅表 1 并运用 MATLAB 绘制相应的函数图像，可以看出灯光亮度与人均生活垃圾清运量仍然呈现出单调递增的关系，虽然不是线性递增，但总体趋势与第三部分的结论一致。城市年末总人口的系数在所有模型中均显著为负，进一步体现了城市人口集聚带来的规模效应。FDI 占 GDP 比

重的系数在 OLS 回归中为正，但在固定效应回归中 支出比重仍然没能发挥相应的降低垃圾水平的作
显著为负，与上文的结论也基本类似。而政府的建设 用^⑤。

表 7 灯光数据回归结果

人均生活垃圾清运量						
	混合 OLS			FE		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
灯光亮度	0.194 ^{***} (0.020)	0.039 (0.025)	0.137 ^{***} (0.027)	0.129 ^{**} (0.055)	0.106 [*] (0.057)	0.178 ^{***} (0.061)
灯光亮度平方		0.051 ^{***} (0.008)	-0.102 ^{***} (0.019)		0.017 (0.014)	-0.074 ^{**} (0.031)
灯光亮度三次方			0.033 ^{***} (0.005)			0.022 ^{***} (0.006)
城市年末总人口	-0.309 ^{***} (0.016)	-0.303 ^{***} (0.016)	-0.307 ^{***} (0.016)	-0.460 ^{**} (0.232)	-0.493 ^{**} (0.237)	-0.512 ^{**} (0.231)
城镇化率	1.027 ^{***} (0.019)	0.995 ^{***} (0.019)	0.996 ^{***} (0.019)	0.706 ^{***} (0.226)	0.727 ^{***} (0.229)	0.732 ^{***} (0.223)
人口密度	0.065 ^{***} (0.016)	0.079 ^{***} (0.015)	0.109 ^{***} (0.015)	-0.010 (0.0347)	-0.008 (0.034)	-0.014 (0.033)
第三产业占比	0.336 ^{***} (0.037)	0.274 ^{***} (0.035)	0.245 ^{***} (0.034)	0.092 (0.074)	0.078 (0.076)	0.058 (0.076)
财政收入占 GDP 比重	0.141 ^{***} (0.020)	0.150 ^{***} (0.020)	0.151 ^{***} (0.020)	-0.036 (0.024)	-0.039 (0.024)	-0.030 (0.024)
FDI 占 GDP 比重	0.041 ^{**} (0.018)	0.035 [*] (0.018)	0.051 ^{***} (0.018)	-0.081 ^{***} (0.027)	-0.079 ^{***} (0.027)	-0.071 ^{***} (0.027)
公共建设支出占 GDP 比重	0.050 ^{***} (0.012)	0.054 ^{***} (0.011)	0.061 ^{***} (0.011)	0.016 (0.012)	0.017 (0.012)	0.019 (0.012)
每万人高等教育 在校生数	0.031 ^{**} (0.015)	0.035 ^{**} (0.015)	0.037 ^{**} (0.015)	0.016 (0.011)	0.017 (0.011)	0.017 (0.011)
常数项	2.827 ^{***} (0.182)	3.048 ^{***} (0.177)	3.085 ^{***} (0.173)	5.904 ^{***} (0.613)	5.998 ^{***} (0.627)	6.183 ^{***} (0.619)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	否	否	否
R 平方	0.752	0.757	0.764	0.496	0.503	0.505
观测值	3536	3536	3536	3536	3536	3536

注：括号内表示稳健标准误，* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ 。

五、结论及建议

现阶段，中国的城市垃圾问题日益突出，并逐渐成为“城市病”中的热点问题。本文采用中国 2001

-2015 年 272 个地级市的面板数据对城市生活垃圾与地区经济发展的关系进行了定量研究，通过使用固定效应、面板模型等多种计量方法，并运用夜间灯光

^⑤ 本文使用的生活垃圾清运量数据也存在类似问题，部分城市相邻年份的数据完全一致，或者是完全取整数，有一定的数据造假可能性。但由于现阶段没有其他数据来源，所以没办法进一步研究。

数据进行稳健性检验,结果均表明:(1)中国的人均城市生活垃圾与经济发展并未表现出EKC曲线所预言的倒U型关系,而是呈现出明显的正相关关系。人均GDP越高,人均城市生活垃圾也越高,在区域间也并未检测出明显的差异;(2)城市规模和外商直接投资水平均与人均城市生活垃圾表现出显著的负向关系,政府公共建设支出占GDP比重的系数则显著为正,这在一定程度上表明城市规模扩大带来的规模效应和对外开放水平的提高会促进人均城市生活垃圾的减少,而政府投入的作用则尚未完全凸显。

通过本文的研究可以看出,中国的城市垃圾问题整体上仍处于不断加剧的周期中,在未来相当长的一段时间内会对城市治理提出严峻挑战。结合上文的结论,本文对中国的城市垃圾处理问题提出以下的针对性建议:(1)加强对垃圾问题的重视,提升政府垃圾治理支出的效率水平,促进精细化管理。一方面加强垃圾回收的基础设施建设,培育市民垃圾分类理念并鼓励减少垃圾数量,另一方面积极推动产业结构升级,提高垃圾处理的技术水平;(2)正确看待大城市在处理垃圾等生态环境问题上的积极作用,培育合理的城市等级体系。随着城市人口规模的增加和对外开放水平的提升,人均城市生活垃圾会呈现下降趋势。这表明大城市并非生态上不可持续,在处理垃圾问题方面可以充分发挥其集聚的特性,促进垃圾处理效率的提升;(3)提升区域对外开放水平,积极吸收先进地区垃圾处理的宝贵经验并因地制宜,促进区域垃圾水平的下降。

参考文献:

- [1] Grossman G M , Krueger A B. Economic growth and the environment [J]. The quarterly journal of economics ,1995 ,110(2) : 353 - 377.
- [2] 彭水军,包群. 经济增长与环境污染[J]. 财经问题研究,2006 ,8(8) : 3 - 11.
- [3] Tao S , Zheng T , Lianjun T. An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: a panel cointegration approach [J]. China Economic Review , 2008 ,19(3) : 381 - 392.
- [4] 林伯强,蒋竺均. 中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析[J]. 管理世界,2009 (4) : 27 - 36.
- [5] 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.

[6] Cole M A , Rayner A J , Bates J M. The environmental Kuznets curve: an empirical analysis [J]. Environment and development economics ,1997 ,2(4) : 401 - 416.

[7] Raymond L. Economic growth as environmental policy? Reconsidering the Environmental Kuznets Curve [J]. Journal of Public Policy ,2004 ,24(3) : 327 - 348.

[8] Mazzanti M , Zoboli R. Municipal waste Kuznets curves: evidence on socio - economic drivers and policy effectiveness from the EU [J]. Environmental and Resource Economics ,2009 ,44(2) : 203.

[9] 杨凯,叶茂,徐启新. 上海城市废弃物增长的环境库兹涅茨特征研究[J]. 地理研究,2003 ,22(1) : 60 - 66.

[10] 廖传惠. 中国城市生活垃圾 EKC 曲线特征及其成因分析[J]. 城市发展研究,2013 ,20(12) : 10018 - 10021.

[11] 林岫. 贵州省生活垃圾清运量的 EKC 实证研究[J]. 荆楚学刊,2014 ,15(2) : 51 - 55.

[12] Shafik N , Bandyopadhyay S. Economic growth and environmental quality: time - series and cross - country evidence [M]. World Bank Publications ,1992.

[13] Hansen B E. Threshold effects in non - dynamic panels: Estimation , testing , and inference [J]. Journal of econometrics ,1999 ,93(2) : 345 - 368.

[14] Levinson A , Taylor M S. Unmasking the pollution haven effect [J]. International economic review , 2008 ,49(1) : 223 - 254.

[15] 吴玉鸣,田斌. 省域环境库兹涅茨曲线的扩展及其决定因素[J]. 地理研究,2012 ,31(4) : 627 - 640.

[16] Henderson J V , Storeygard A , Weil D N. Measuring economic growth from outer space [J]. American economic review ,2012 ,102(2) : 994 - 1028.

[17] 徐康宁,陈丰龙,刘修岩. 中国经济增长的真实性的检验: 基于全球夜间灯光数据的检验[J]. 经济研究,2015 ,50(9) : 17 - 29.

(编辑校对:牛蓉琴)