

# 中国城市化、经济增长与氮排放的关系

## ——基于面板数据和 Granger 因果关系的实证研究

吕越, 陈忠清

(绍兴文理学院 土木工程学院, 浙江 绍兴 312000)

**摘要:** [目的] 研究中国 31 个省份在 2001—2015 年的城市化水平、经济增长、氮排放三要素的相互关系, 为城市环境的可持续发展提供理论支持。[方法] 结合协整性检验和估算、面板单位根检验和 Granger 统计因果检验的方法。[结果] (1) 中国和东部、中部和西部的城市化有助于经济增长, 城市化和经济增长均增加了排氮量。西部地区城市化对氮排放的影响大于东部和中部。经济增长对东部氮排放量影响更大。(2) 面板因果关系揭示了三者双向长期因果关系, 城市化对中国经济增长有因果关系, 城市化和经济增长对氮排放有因果关系。区域层面, 东部和中部土地城市化与经济增长为双向长期因果关系。东部和中部, 从土地城市化到氮排放量、从经济增长到氮排放均为单向短期因果关系。[结论] 政府应通过控制经济增长和城市化速度、调整产业结构、提高能源利用率等手段降低排氮量。

**关键词:** 城市化; 经济; 氮排放; Granger 因果关系

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1000-288X(2017)04-0271-06

**中图分类号:** F015

**文献参数:** 吕越, 陈忠清. 中国城市化、经济增长与氮排放的关系[J]. 水土保持通报, 2017, 37(4): 271-276. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2017.04.046; Lü Yue, Chen Zhongqing. Urbanization, economic and N emissions in china[J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2017, 37(4): 271-276. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2017.04.046

## Urbanization, Economic and N Emissions in China

### — An Empirical Study Based on Panel Data and Granger Causality

LÜ Yue, CHEN Zhongqing

(School of Civil Engineering, Shaoxing University, Shaoxing, Zhejiang 312000, China)

**Abstract:** [Objective] Studying the relationships among issues of urbanization, economic growth and nitrogen emission in 31 provinces of China from 2001 to 2015, and to provide theoretical support for the sustainable development of urban environment. [Methods] Co-integration test, panel unit root test, and Granger statistical causality test were used jointly. [Results] (1) The urbanization of China, particularly of the western, central and eastern areas, contributed to the economy development. The urbanization and the successive economy development led to the increase of nitrogen emission. The urbanization in western area contributed more proportional than it did in central and eastern areas. In contrary, the economy development in eastern areas had lager contribution. (2) The panel causality results revealed that there were a long-run bidirectional causal relationship among urbanization, economy development and nitrogen emission. Two unidirectional links were found, one was from urbanization to economy development, another one was from urbanization and economy development to nitrogen emission. For different region, the causal relationship exhibited different direction traits. In eastern and central areas, the relationship between urbanization and economy development was long-run bidirectional. While the link from urbanization to N emission, and the link from economy development to N emission were both short-run and unidirectional. [Conclusion] The government should reduce the amount of nitrogen by controlling the speed of economic growth and urbanization, and by adjusting the industrial structure and increasing the utilization rate of energy.

**Keywords:** urbanization; economy; N emissions; Granger causality

收稿日期: 2016-10-26

修回日期: 2016-12-31

资助项目: 绍兴市公益技术应用研究计划项目“冲击碾压技术加固绍兴地区浅层软土地基的应用研究”(2015B70034), “光伏技术在绿色建筑中的应用研究”(2015B70035)

第一作者: 吕越(1982—), 女(汉族), 浙江省绍兴市人, 博士, 讲师, 主要从事生态经济与可持续发展方面研究。Email: 53048830@qq.com。

通讯作者: 陈忠清(1984—), 男(汉族), 浙江省绍兴市人, 博士, 讲师, 主要从事土木工程专业的研究。E-mail: chenyzq@usx.edu.cn。

随着经济的快速增长,中国正经历着快速城市化过程。城市化与经济发展密切相关,二者均会增加能源消耗和氮排放量<sup>[1]</sup>。虽然城市化对于拉动中国经济增长起到了至关重要的作用,但同时也带来了严重的环境问题,为城市环境的可持续发展带来了巨大挑战<sup>[2]</sup>。以往关于城市化—经济—环境的研究主要体现在 3 个方面:① 经济增长和城市化的关系。Chen 等<sup>[3]</sup>的研究指出经济增长是中国城市化的必然结果;施亚岚等<sup>[4]</sup>研究了中国能源消耗、氮排放和经济产出间的因果关系。② 城市化和氮排放的关系。高伟等<sup>[5]</sup>的研究指出中国城市化和居民生活方式的改变是氮排放量增长的重要驱动力。③ 经济增长和氮排放的关系。谷保静等<sup>[6]</sup>利用时间序列数据表明经济增长是产生工业氮排放的重要因素。

目前,存在的不足主要有:① 研究内容是城市化、经济增长、氮排放中任意二者的关系,而不是三要素的相互联系;② 研究范围多为一个国家,而很少考虑国家内的区域间差异。因此,中国的城市化进程、经济增长、氮排放之间的关系仍需进一步研究。本研究的目的是通过面板数据,研究中国 31 个省份在 2001—2015 年的城市化水平、经济增长、氮排放三要素的相互关系。

## 1 研究方法和数据来源

### 1.1 数据来源

选取城市人口、建成区面积、人均 GDP 和氮排放量分别作为衡量人口城市化、土地城市化、经济和环境指标。氮排放计算方法详见相关文献<sup>[7—8]</sup>。

### 1.2 计量模型

运用面板单位根检验和估算、Granger 统计因果检验相结合来研究城市化水平、经济增长和氮排放量之间的关系。面板数据模型包括:(1) 运用参数单位根 LLC 和 IPS<sup>[9]</sup>法,并结合非参数单位根 Fisher-ADF<sup>[10]</sup>和 Fisher-PP<sup>[11]</sup>法,对所有变量的单位根进行测试,以确定面板单位根的存在。(2) 由于每个变量包含一个单位根,因此需采用 Pedroni<sup>[12]</sup>异质面板协整性检验长期稳定关系(Pedroni 异质面板协整性即结合基于维度法来协整检验个体面板 V, RHO, PP, ADF 和基于尺寸法来协整检验组群面板 RHO, PP, ADF)。(3) FMOLS 和 DOLS,通过残差空间的自相关性进一步估算变量之间的长期稳定关系。计算公式为:

$$W_{it} = \sum_{k=K_1}^K (\alpha_i + \beta_i X_{i,t}) + e_{it} \quad (1)$$

式中: $W_{it}$ ——内生变量; $\alpha_i$ ——截距项; $\beta_i$ ——协整

系数; $i$ ——省份; $t$ ——时间(年份), $X_{i,t}$ ——解释变量; $K$ ——滞后阶数; $e_{it}$ ——随机误差项。下同。

$$\theta_{FMOLS} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ \left[ \sum_{t=1}^T (X_{i,t} - \bar{X}_{i,t})^2 \right]^{-1} \cdot \left( \sum_{t=1}^T W_{it} - \gamma_i \right) \right\} \quad (2)$$

$$\gamma_i = \lambda_{2,1,i} = \Omega_{2,1,i}^0 = \frac{\Omega_{2,1,i}}{\Omega_{2,2,i}} \cdot (\lambda_{2,2,i} + \Omega_{2,2,i}) \quad (3)$$

式中: $N$ ——面板样本数量; $\bar{X}_{i,t}$ ——相应省份在同一年份内解释变量的平均值; $T$ ——观察期; $\lambda$ ——自动协方差加权和; $\Omega^0$ ——协方差。

DOLS 则通过正态分布和标准偏差以检测变量是否具有相关的统计学意义,计算公式为:

$$\theta_{DOLS} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[ \left( \sum_{t=1}^T Z_{i,t} \right)^{-1} \cdot \left( \sum_{t=1}^T W_{i,t} \right)^{-1} \right] \quad (4)$$

式中: $Z_{i,t} = X_{i,t}, \Delta X_{i,t-1}, \dots, \Delta X_{i,t+k}$ ——向量。

(4) 采用 VECM(向量误差修正模型),其实证模型为:

$$\Delta y_{it} = \sum_{k=1}^K \Delta (y_{i,t-1} - x_{i,t-1}) + u Q_{it} \quad (5)$$

式中: $\Delta$ —— $x$  和  $y$  两个变量之间的差额; $K$ ——滞后阶数; $i, t-1$ ——滞后误差修正项; $u$ ——误差修正系数; $Q_{it}$ ——模式残差。

其中,(1) 基于固定效应面板模型,异质面板 Granger 因果分析,进一步验证城市化、经济增长和氮排放之间的短期 Granger 因果关系。

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} + \sum_{k=1}^K e_i^{(k)} + e_{it} \quad (6)$$

式中: $y$ ——固定变量; $\beta_i^{(k)}$ ——回归参数; $e_i^{(k)}$ ——回归系数的斜率。

(2) 基于 HNC,采用 Granger 非因果关系,验证长期 Granger 因果关系。

$$W_{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,t} \quad (7)$$

式中: $W_{it}$ ——非因果关系的零假设下第  $i$  个截面单位个体的 Wald 统计量。

## 2 中国的城市化、经济增长和氮排放的动态变化

2001—2015 年中国的土地城市化、人口城市化、GDP 和氮排放变化如图 1 所示。中国城市建成区面积从 2001 年的  $3.29 \times 10^4 \text{ km}^2$  增加到 2015 年的  $6.81 \times 10^4 \text{ km}^2$ ,城市人口从 2001 年的  $4.71 \times 10^9$  人增加到 2015 年的  $9.12 \times 10^9$  人。中国迅速增加的 GDP 从 2001 年的 107.14 亿元增加到 2015 年的 367.33 亿元;大规模的工业化和城市化进程使中国的氮排放量位于世界第一,从 2001 年的  $1.05 \times 10^{10} \text{ t}$  增加到 2015 年的  $2.97 \times 10^{10} \text{ t}$ 。

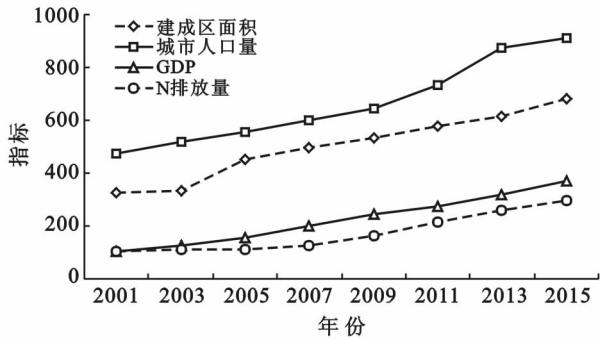


图 1 中国 2001—2015 年建成区面积(10<sup>2</sup> km<sup>2</sup>)、城市人口量(10<sup>7</sup>)、GDP(亿元)和氮排放量(10<sup>8</sup> t)变化

在进行区域划分时,全面考虑了城市人口、建成区、人均 GDP 和氮排放量动态变化(图 2),采用线性回归法分析中国 31 个省份 2001—2015 年的数据,由分析结果可知,广东江苏山东河南和河北位于城市化人口增长率前 5 位;广东山东江苏浙江是建成区增长率前 4 位;山东省氮排放增长率最高,其次是河北、内蒙古、江苏和河南地区。

### 3 城市化、经济增长和氮排放间关系

#### 3.1 面板数据单位根检验

由于使用常规最小二乘法(OLS)估算可能会导致单位根产生不稳定性,因此,在进行计量分析前,需

确定所有变量单位根的存在。表 1 提供的面板单位根检验的结果表明,部分变量处于非稳定状态,但是通过一阶差分后,所有变量在 5%水平上处于稳定状态。

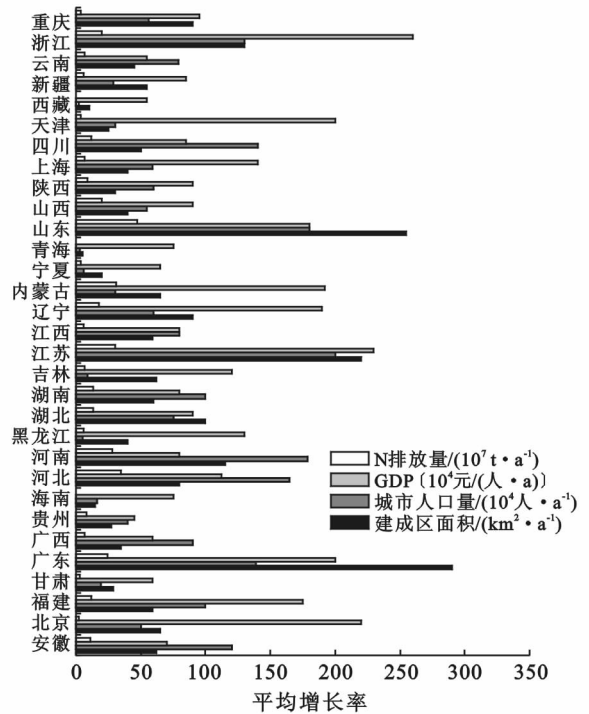


图 2 中国 31 个省份各指标在 2001—2015 年的平均增长率

表 1 面板单位根检验结果

项目	变量	水平			
		LLS	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
有截距	建成区面积	-2.79***	4.01	18.66	25.56
	城市人口	-4.58***	1.19	60.09	109.98***
	人均 GDP	5.74	12.19	8.99	4.46
	N 排放量	1.65	7.29	8.10	6.67
有截距和趋势	建成区面积	-1.47	-1.45	45.87	52.88
	城市人口	-8.99***	-0.29	66.21	27.71
	人均 GDP	-10.12***	-1.65**	99.21***	68.89
	N 排放量	-6.29	-2.39**	89.88**	76.89
项目	变量	一阶差分			
		LLS	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
有截距	建成区面积	-6.26***	-4.67***	116.09***	221.32***
	城市人口	-11.09***	-6.65***	150.01***	219.56***
	人均 GDP	-4.41***	-0.35***	56.56**	50.99***
	N 排放量	-5.99***	-4.11***	106.65***	196.89***
有截距和趋势	建成区面积	-5.43***	-1.59***	74.35***	201.65***
	城市人口	-18.62***	-9.33***	210.09***	308.21***
	人均 GDP	-2.14***	0.45*	60.99***	106.35***
	N 排放量	-2.62***	0.12***	52.61*	160.01***

注:LLS,IPS,Fisher-ADF 和 Fisher-PP 的零假设用于检验非稳定状态;\*\*\*,\*\*和\*分别为 1%,5%和 10%显著。下同。

#### 3.2 面板数据协整估算

协整关系建立后,需对参数进行估算。表 2—5

提供了基于 FMOLS 和 DOLS 的估算结果(包括整个中国及其东中西部)。人口城市化与氮排放之间因缺

乏协整性(见上述对面板 B 和面板 D 的分析结果),所以,运用 FMOLS 和 DOLS 均无法估算各自的协整系数。研究表明,对于整个中国而言,当选取人均 GDP、氮排放和建成区面积作为因变量时,所有估算系数均为正效应(1%水平显著)。城市扩张对中国经济增长和氮排放产生了积极的影响。相反,经济增长导致了

城市建成区的扩展和城市人口增加,以此增加了能耗,也产生了更多的氮排放量。具体表现为:当选取城市建成区为因变量时,城市建成区每扩大 1%,意味着人均收入便增加约 0.81%~0.94%;人均收入每增加 1%,则有助于城市建成区扩大 0.66%~0.93%。

表 2 由 FMOLS 和 DOLS 计算的中国面板协整系数

变量	因变量:人均 GDP			变量	因变量:建成区		
	DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS		DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS
建成区	0.99*** (-26.99)	0.89*** (-20.91)	0.96*** (-29.01)	人均 GDP	0.71*** (-0.91)	0.27 (-0.41)	0.99*** (-41.34)
变量	因变量:N 排放量			变量	因变量:N 排放量		
	DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS		DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS
人均 GDP	0.99*** (-15.21)	0.61*** (-2.09)	0.91*** (-60.01)	建成区	1.18*** (-33.79)	1.11*** (-28.66)	1.12*** (-34.11)
观测值	333	276	401	观测值	339	276	401

注:括号内数据为  $t$  值检验结果,采用固定效应面板数据模型,所有变量均做对数来处理。下同。

表 3 由 FMOLS 和 DOLS 计算的东部地区面板协整系数

变量	因变量:人均 GDP			变量	因变量:建成区		
	DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS		DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS
建成区	1.01*** (-50.01)	0.99*** (-6.66)	1.01*** (-37.21)	人均 GDP	0.65*** (-9.66)	0.44 (-0.56)	1.09*** (-25.09)
变量	因变量:N 排放量			变量	因变量:N 排放量		
	DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS		DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS
人均 GDP	0.91*** (-19.01)	0.59*** (-0.76)	0.99*** (-41.33)	建成区	0.99*** (-73.36)	0.99*** (-9.99)	0.96*** (-44.33)
观测值	121	99	140	观测值	121	99	140

表 4 由 FMOLS 和 DOLS 计算的中部地区面板协整系数

变量	因变量:人均 GDP			变量	因变量:建成区		
	DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS		DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS
建成区	1.18*** (-25.25)	1.90*** (-50.01)	1.18*** (-25.91)	人均 GDP	0.91*** (-8.33)	0.29 (-1.2)	0.89*** (-23.23)
变量	因变量:N 排放量			变量	因变量:N 排放量		
	DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS		DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS
人均 GDP	0.61*** (-9.9)	0.35*** (-4.33)	0.81*** (-27.27)	建成区	0.99*** (-37.34)	0.98*** (-28.11)	0.98*** (-23.21)
观测值	90	75	106	观测值	90	75	106

表 5 由 FMOLS 和 DOLS 计算的西部地区面板协整系数

变量	因变量:人均 GDP			变量	因变量:建成区		
	DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS		DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS
建成区	1.21*** (-31.66)	1.36*** (-47.11)	1.28*** (-28.99)	人均 GDP	0.56*** (-5.01)	0.29 (-1.89)	0.71*** (-23.23)
变量	因变量:N 排放量			变量	因变量:N 排放量		
	DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS		DLOS(1,1)	DOLS(2,2)	FMOLS
人均 GDP	0.65*** (-7.29)	0.63*** (-1.33)	0.99*** (-27.99)	建成区	1.28*** (-40.01)	1.28*** (-41.01)	1.26*** (-26.99)
观测值	88	75	100	观测值	88	75	100

### 3.3 Granger 统计因果检验

3.3.1 基于 VECM 面板的 Granger 统计因果检验结果 对于中国而言,土地城市化(建成区面积扩展)、经济快速发展(GDP)和相对应的氮排放量之间存在双向长期因果关系。而经济快速发展(GDP)和土地城市化(建成区面积扩展)、经济增长和氮排放、土地城市化(建成区面积扩展)和氮排放均为单向短期因果关系,土地城市化、经济增长和氮排放之间的关系如图 3 所示。

3.3.2 异质面板 Granger 统计因果关系检验 表 6 提供了整个中国及其东部和中部地区的异质面板 Granger 统计因果关系检验结果。具体变现为:经济增长和土地城市化、土地城市化和氮排放量、经济增长和氮排放量之间的单向短期因果关系均存在于滞后 1 期和滞后 2 期中。研究进一步发现,在东部地区,土地城市化和氮排放量、经济增长和氮排放量之间均存在单向长期因果联系。在西部地区,土地城市化、氮排放量、经济增长之间无 Granger 因果关系。

表 6 中国及其东部和中部地区的异质面板 Granger 统计因果关系检验

项目区	面板	原因	结果	Wald 滞后期	Zbar 滞后期	概率
中国	A	人均 GDP	建成区	lag1 : 2.03	lag1 : 2.06	0.03
				lag2 : 5.33	lag2 : 3.31	0.01
		建成区	人均 GDP	lag1 : 3.73	lag1 : 6.41	0.11
				lag2 : 3.21	lag2 : 0.56	0.59
	B	建成区	N 排放量	lag1 : 10.12	lag1 : 22.99	0.01
				lag2 : 10.21	lag2 : 10.41	0.01
		N 排放量	建成区	lag1 : 1.55	lag1 : 0.75	0.33
				lag2 : 3.36	lag2 : 1.21	0.22
	C	人均 GDP	N 排放量	lag1 : 7.12	lag1 : 15.16	0.00
				lag2 : 12.31	lag2 : 12.51	0.00
		N 排放量	人均 GDP	lag1 : 1.79	lag1 : 1.35	0.19
				lag2 : 4.36	lag2 : 2.09	0.01
东部	D	人均 GDP	建成区	lag1 : 1.71	lag1 : 0.81	0.35
				lag2 : 3.03	lag2 : 0.19	0.89
		建成区	人均 GDP	lag1 : 3.63	lag1 : 3.66	0.00
				lag2 : 7.59	lag2 : 3.71	0.00
	E	建成区	N 排放量	lag1 : 9.56	lag1 : 0.34	0.00
				lag2 : 7.73	lag2 : 0.56	0.00
		N 排放量	建成区	lag1 : 1.55	lag1 : 0.46	0.71
				lag2 : 3.56	lag2 : 0.68	0.58
F	人均 GDP	N 排放量	lag1 : 0.99	lag1 : 7.55	0.66	
			lag2 : 3.29	lag2 : 10.19	0.47	
	N 排放量	人均 GDP	lag1 : 6.01	lag1 : 7.55	0.00	
			lag2 : 15.91	lag2 : 10.19	0.00	
中部	G	人均 GDP	建成区	lag1 : 2.01	lag1 : 0.99	0.33
				lag2 : 5.31	lag2 : 1.65	0.11
		建成区	人均 GDP	lag1 : 4.56	lag1 : 4.29	0.00
				lag2 : 5.35	lag2 : 1.65	0.00
	H	建成区	N 排放量	lag1 : 7.91	lag1 : 8.89	0.00
				lag2 : 11.19	lag2 : 5.66	0.29
		N 排放量	建成区	lag1 : 1.56	lag1 : 0.41	0.71
				lag2 : 1.31	lag2 : 0.01	0.22
	I	人均 GDP	N 排放量	lag1 : 1.61	lag1 : 0.56	0.00
				lag2 : 4.61	lag2 : 1.29	0.00
				lag1 : 8.81	lag1 : 9.88	0.01
				lag2 : 13.56	lag2 : 7.13	0.35

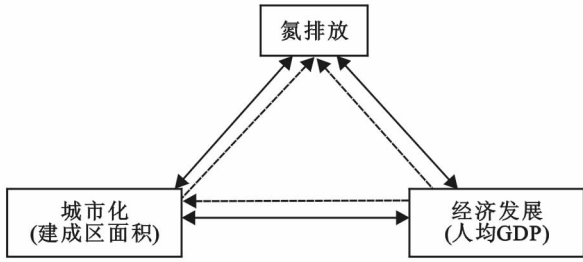


图 3 土地城市化、经济增长和氮排放量之间的双向长期和单向短期因果关系

## 4 讨论与结论

本研究基于中国 31 个省的面板数据,采用协整和 Granger 因果分析,探讨了 2001—2015 年国家尺度和区域尺度的城市化、经济增长、氮排放量之间的关系。结果表明,在国家层面上看,城市扩张对中国经济增长和氮排放产生了积极的影响。相反,经济增长导致了城市建成区的扩展和城市人口的聚集。从区域层面上看,经济增长也促进了城市建成区的扩张。经济发展和建成区面积扩大在区域规模上也促进了氮排放。Granger 统计因果检验结果表明,建成区面积—经济—氮—存在双向长期因果关系;而经济增长和土地城市化、土地城市化和氮排放、经济增长和氮排放二者分别为单向短期因果关系。实证结果表明,中国和东部、中部和西部的城市化有助于经济增长,城市化和经济增长均增加了排氮量。西部地区城市化对氮排放的影响大于东部和中部。经济增长对东部氮排放量影响更大。面板因果关系揭示了三者双向长期因果关系,城市化对中国经济增长有因果关系,城市化和经济增长对氮排放有因果关系。综上所述,中国的快速城市化和经济增长对氮排放产生了积极和重要的影响,这意味着在当前经济增长模式下,政府应适当控制经济增长的速度和控制城市化进程的速度,并通过调整产业结构、提高能源利用率等有效的环境保护手段来降低氮排放量。

## [ 参 考 文 献 ]

- [1] Bai Xuemei, Shi Peijun, Liu Yansui. Realizing China's urban dream [J]. *Nature*, 2014,509(9):158-160.
- [2] 张强,耿冠楠,王斯文,等. 卫星遥感观测中国 2001—2015 年氮氧化物排放变化[J]. *科学通报*, 2012,57(16): 1446-1453.
- [3] Chen Mingxing, Huang Yongbin, Tang Zhipeng, et al. The provincial pattern of the relationship between urbanization and economic development in China [J]. *Journal of Geographical Sciences*, 2014,24(1):33-45.
- [4] 施亚岚,崔胜辉,许肃,等. 需求视角的中国能源消费氮氧化物排放研究[J]. *环境科学学报*, 2014,34(10):2684-2693.
- [5] 高伟,郭怀成,后希康. 中国大陆市域人类活动净氮输入量(NANI)评估[J]. *北京大学学报自然科学版*, 2014,50(5):951-959.
- [6] 谷保静,杨国福,罗卫东,等. 中国工业氮通量快速增长的驱动力及其影响[J]. *中国科学(D):地球科学*, 2013,43(3):469-477.
- [7] Shi Yun, Xia Yinfeng, Lu Bihong, et al. Emission inventory and trends of N for China, 2000—2020 [J]. *Journal of Zhejiang University (Science A): Applied Physics & Engineering*, 2014,15(6):454-465.
- [8] 王丽琼. 基于探索性空间分析的中国氮氧化物排放强度研究[J]. *生态环境学报*, 2013,22(3):494-497.
- [9] Im K S, Pesaran M H, Shin Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels [J]. *Journal of Econometrics*, 2003,109(7):53-74.
- [10] Maddala G S, Wu Shaowen. Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999,61(5):631-652.
- [11] Choi I. Unit root tests for panel data [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2001,20(9):249-272.
- [12] Pedroni P. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels [J]. *Advances in Econometrics*, 2000,15(6):93-130.