

DOI: 10.5846/stxb201907191532

洪顺发, 郭青海, 何志超, 刘勇, 徐凌星, Habimana Simbi Claudien. 基于格兰杰因果实证的城市绿地与经济发展互动机制研究. 生态学报, 2020, 40(15): 5203-5209.

Hong S F, Guo Q H, He Z C, Liu Y, Xu L X, Habimana Simbi Claudien. The interactive mechanism of urban green space and economic development based on Granger's causality empirical. Acta Ecologica Sinica, 2020, 40(15): 5203-5209.

基于格兰杰因果实证的城市绿地与经济发展互动机制研究

洪顺发¹, 郭青海^{2,3,*}, 何志超⁴, 刘勇⁵, 徐凌星³, Habimana Simbi Claudien^{3,6}

1 中国海洋大学国际事务与公共管理学院, 青岛 266100

2 浙江理工大学建筑工程学院, 杭州 310018

3 中国科学院城市环境研究所, 厦门 361021

4 哈雷-维滕贝格马丁路德大学, 德国哈雷 60120

5 四川大学经济学院, 成都 610064

6 中国科学院大学, 北京 100049

摘要:城市绿地与经济关系的互动机制是社会-经济-自然复合生态系统和生态文明理论研究的重要内容。利用面板格兰杰因果关系检验和面板数据回归分析方法, 对中国城市绿地与经济发展之间存在的因果互动关系开展实证研究。研究结果表明: (1) 全国尺度上, 城市建成区绿地率与人均 GDP 互为格兰杰原因, 存在“正向循环反馈”的因果互动关系, 即城市绿地水平的提高能够推动城市经济发展, 而经济发展能够拉动城市绿地建设。城市绿地率与城市人均 GDP 的因果关系可以概括为“绿磁效应”(GME)和“需求效应”(GDE)。(2) 区域尺度上, 东部地区人均 GDP 与城市建成区绿地率存在单向格兰杰因果关系, 人均 GDP 是城市绿地率增长的格兰杰原因, 而城市绿地率不是人均 GDP 的格兰杰原因; (3) 西部地区城市绿地率与人均 GDP 的交互强度最大, 即西部“绿地-经济弹性”和“经济-绿地弹性”高于其他地区。东部地区通过扩大城市绿地率来提升经济发展的空间比较小, 应着眼于提高城市绿地质量, 中、西部地区城市绿地率较小, 应在兼顾城市绿地质量的基础上提升城市建成区绿地率。本研究能够为城市绿地与经济关系的研究和城市生态规划与经济发展规划提供参考。

关键词:城市绿地; 经济发展; 格兰杰因果关系; 绿磁效应; 需求效应

The interactive mechanism of urban green space and economic development based on Granger's causality empirical

HONG Shunfa¹, GUO Qinghai^{2,3,*}, HE Zhichao⁴, LIU Yong⁵, XU Lingxing³, HABIMANA SIMBI Claudien^{3,6}

1 School of international affairs and public administration, Ocean University of China, Tsingtao 266100, China

2 School of Civil Engineering and Architecture, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China

3 Institute of Urban Environment, Chinese Academy of Sciences, Xiamen 361021, China

4 Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, MLU, Harle Germany, 60120

5 School of Economics, Sichuan Universities, Chengdu 610064, China

6 University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China

Abstract: The interaction mechanism between urban green space and economic development is an significant content of the theoretical research on social-economic-natural compound ecosystem and ecological civilization. Panel Granger causality

基金项目:国家自然科学基金项目(31872688); 中央高校基本科研业务费专项(201861049)

收稿日期:2019-07-19; **网络出版日期:**2020-05-21

* 通讯作者 Corresponding author. E-mail: qhguo@iue.ac.cn

test and panel data regression analysis was used to conduct an empirical study on the causal interaction between urban green space and economic development in China. The results showed that: (1) at the national scale, the green space coverage and per capita GDP of urban built-up area were mutual Granger's causality, and there was an interactive relationship called "Positive Cyclic Feedback". In other words, improving the level of urban green space could promote urban economic development, and economic development could lead to the construction of urban green space. The cause-and-effect relationship between urban green coverage and per capita GDP in China can be categorized as "Green Magnetic Effect" (GME) and "Green Demand Effect" (GDE). (2) At the regional scale, a one-side Granger causal relationship between the per capita GDP and the urban green coverage was observed in the eastern China, i.e., the per capita GDP was the Granger causality of green space coverage, and green space coverage was not the Granger causality of per capita GDP. (3) In the west of China, the "Green Space-Economic Elasticity" and "Economic-Green space Elasticity" were higher than those of other regions in China, which implied the strongest interaction between urban green space and economic development. Considering the eastern China had relatively little leeway to promote economic development by urban green space expansion, strategies of improving the quality of green spaces were proposed for the future urban planning. To solve the dilemma of limited green space, a growing awareness of increasing and improving green space was emphasized in the cities of western and central China. Our results could provide valuable implications for research of the relationship between urban green space and economic development, urban ecological planning and economic development planning.

Key Words: urban green space; economic development; Granger causality; green magnetic effect; green demand effect

快速城镇化与经济发展带来了城市景观的深刻变化^[1]。作为城市景观的重要类别,城市绿地是指以自然植被和人工植被为主要存在形态的城市利用地^[2],是高密度人口聚集的城市中的自然本底,为人类城市生活提供支持、供给、调节和文化等方面的生态系统服务,已成为衡量人地关系和谐状况^[3]和居民生活质量的重要方面。“绿水青山就是金山银山”这一论断是对中国生态文明建设的深刻阐释,生态环境与财富积累并非“零和”博弈、非此即彼的关系,而是协同共存、相互促进的关系。城市绿地与经济发展水平的互动机制研究是生态环境与社会财富积累关系研究的一个方面,开展这方面的研究将深化社会-经济-自然复合生态系统研究,以及充实生态文明建设理论的实践基础。

城市绿地的经济效应研究主要集中于评估城市绿地的使用价值^[4]。条件估值法^[5]、享乐价格法^[6-7]是城市绿地生态系统服务价值货币化研究的常用方法。有学者将城市绿地的蒸腾降温功能与空调降温功能类比,计算其经济价值^[8]。此类城市绿地的经济效应评价是用货币方式评价城市绿地价值,是对城市绿地这一公共物品所创造的公共福利的衡量,但并不直接体现城市绿地与经济发展的互动关系。城市绿地的房地产增值效应则直接反映城市绿地与经济发展的关系。一部分学者运用特征价值模型^[9]、半对数特征价格模型^[10]和地理加权回归^[11]探讨城市绿地与房地产价格的关系,研究发现城市绿地能够显著提升住宅价格^[12,13]。城市绿地的房地产增值效应从侧面证实了城市绿地与经济发展存在相关关系。然而,房地产市场只是城市经济的组成成分之一,城市经济发展与城市绿地存在何种关系需要在宏观层面进行细致探讨。

宏观层面上,李雪铭等^[14]定性分析了城市绿地系统促进经济发展的机制,并以大连市为例构建多元线性回归模型分析城市绿地对经济增长的促进作用。类似的研究还有吴彤和倪绍祥^[15]运用多元线性回归的方法,发现南京市城市绿地与经济发展水平存在显著相关关系。Li 等^[16]利用 2014 年中国 283 个城市的截面数据,通过空间回归模型分析经济发展对城市绿化的促进作用,结果显示人均 GDP 对城市绿地率具有正向影响。

总体而言,宏观层面上的研究多采用回归分析,结果多数只做到了揭示城市绿地与经济发展存在相关关系。而城市绿地与经济发展是否存在因果关系,因果关系究竟是经济发展影响城市绿地,还是城市绿地影响经济发展,抑或是双向因果关系,这些都需要进一步探讨。格兰杰因果关系检验是从统计上探讨两个变量是

否存在相互影响的因果关系以及这种因果关系的方向的统计方法^[17] 格兰杰因果关系检验在城镇化^[18]、经济增长^[19]、植被与气候^[20]等领域的因果关系的识别与验证具有广泛的应用,是城市绿地与经济发展因果关系识别的有力工具。

基于此,本研究综合运用“格兰杰因果关系检验”方法,检验城市绿地与经济发展的因果互动关系,构建面板数据模型探讨城市绿地与经济发展交互影响的方向与程度。

1 数据来源与研究方法

1.1 数据来源

“建成区绿地率”是城市绿化水平的表征值,人均 GDP 是反映城市富裕程度的重要指标,本研究选取 2000—2016 年中国地级市市辖区的人均 GDP 和市辖区建成区绿地率作为研究基础数据,剔除了数据缺失的样本,最终获得了 2000—2016 年 17 期 237 个截面的面板数据,共 4039 个观测值。人均 GDP 数据来源于《中国城市统计年鉴》(2000—2016),城市建成区绿地率来自于《中国城市建设统计年鉴》(2000—2016)。分析软件采用 Eviews8.0 和 Stata16。

1.2 研究方法

采用面板格兰杰(Granger)因果关系检验^[21]探讨城市绿地与经济发展水平的因果关系,在此基础上采用面板数据回归量化分析城市绿地与经济发展的交互影响大小。面板格兰杰因果关系检验方法见下:

$$\ln(\text{AGDP}_{it}) = \gamma + \sum_{m=1}^p \alpha_m \ln(\text{AGDP}_{i,t-m}) + \sum_{m=1}^p \beta_m \ln(\text{UGR}_{i,t-m}) \quad (1)$$

$$\ln(\text{UGR}_{it}) = \delta + \sum_{m=1}^p \alpha_m \ln(\text{AGDP}_{i,t-m}) + \sum_{m=1}^p \beta_m \ln(\text{UGR}_{i,t-m}) \quad (2)$$

式中,AGDP 代表人均地区生产总值,UGR 代表城市建成区绿地率, i 为城市个体数量编号,本研究中取值为 1—237, t 为时期编号,本研究中取值为 1—17;滞后阶数 P 根据“AIC-赤池信息准则”(Akaike's information criterion)和“SC-斯瓦茨准则”(Schwarz criterion)确定,滞后阶数理论上取 AIC 与 SC 值最低值,然而滞后阶数越大,数据损失就越多,当阶数为 3 时,继续增加滞后阶数 AIC 和 SC 值变动较小,因此本研究中选择滞后阶数 P 值为 3;式 1 中,检验原假设为“ $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0$ ”,即城市建成区绿地率不是经济发展水平的格兰杰原因;式 2 中,检验原假设为“ $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$ ”,即经济发展水平不是城市建成区绿地率的格兰杰原因。

面板数据回归模型:

$$\ln(\text{AGDP}_{it}) = \alpha_i \ln(\text{UGR}_{it}) + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln(\text{UGR}_{it}) = \beta_i \ln(\text{AGDP}_{it}) + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中, u 为反映个体异质性的截距项, ε 为随时间和个体而改变的扰动项。弹性的概念可以应用在具有因果关系的概念中。 α 为“经济-绿地弹性”系数,用来描述人均 GDP 随建成区绿地率变动的情况,即当建成区绿地率变化 1%,人均 GDP 变动 $\alpha\%$ 。 β 为“绿地-经济弹性”系数,用来描述建成区绿地率随人均 GDP 变动的情况,即当人均 GDP 变动 1%,城市绿地率变动 $\beta\%$ 。

2 研究结果

2.1 面板单位根检验

只有数据是平稳的(stationary),回归分析及其相关检验才可信^[17]。含有时间序列的数据,如果表现出一致的变化趋势(非平稳),即使它们之间没有任何经济关系,往往也表现出较高的可决系数,即出现虚假回归(spurious regression)或伪回归^[17]。为了防止因共同的时间趋势出现“伪回归”现象,本研究对 AGDP 和 UGR 及其对数形式进行面板单位根检验。Harris and Tzavalis 检验(HT 检验)和 Im-Pesaran-Skin 检验(IPS 检验)是适用于短面板,用以检验面板数据是否存在单位根,即变量是否平稳的统计方法。由于本数据时间维度远小

于截面数,属于“短面板”,根据面板单位根检验的特征^[21],开展 HT 检验和 IPS 检验,计算工具为 Stata 软件。检验结果如表 1 所示。

表 1 面板单位根检验结果
Table 1 Panel unit root test result

变量 Variables	全国 Nationwide		东部 Eastern China		中部 Central China		西部 Western China	
	IPS 检验	HT 检验	IPS 检验	HT 检验	IPS 检验	HT 检验	IPS 检验	HT 检验
	IPS test	HT test	IPS test	HT test	IPS test	HT test	IPS test	HT test
AGDP	7.1975 (1.0000)	-11.8856*** (0.0000)	1.0274 (0.8479)	-8.8824*** (0.0000)	8.3913 (1.0000)	-6.9609*** (0.0000)	5.0804 (1.0000)	-2.6586*** (0.0039)
ln(AGDP)	-4.1103*** (0.0000)	-14.7914*** (0.0000)	-5.2773*** (0.0000)	-8.0534*** (0.0000)	-2.4655*** (0.0068)	-14.2582*** (0.0000)	-2.9021*** (0.0019)	-5.3277*** (0.0000)
UGR	-15.2997*** (0.0000)	-24.3247*** (0.0000)	-0.87630*** (0.0000)	-20.7888*** (0.0000)	-6.9804*** (0.0000)	-11.6225*** (0.0000)	-6.2154*** (0.0000)	-12.4888*** (0.0000)
ln(UGR)	-14.6295*** (0.0000)	-24.0309*** (0.0000)	-12.2684*** (0.0000)	-24.7925*** (0.0000)	-7.9049*** (0.0000)	-12.9147*** (0.0000)	-6.2136*** (0.0000)	-9.7112*** (0.0000)

表格内数据 IPS 检验和 HT 检验分别对应 W 统计值和 Z 统计值;括号内部为伴随概率 Prob.值;*** 表示在 1%显著性水平下拒绝原假设;IPS;Im-Pesaran-Skin;HT;Harris and TzavalisAGDP: 人均地区生产总值;UGR: 建成区绿地率;

面板单位根检验结果发现:IPS 检验中,全国、东部、中部和西部区域人均 GDP 均为非平稳序列;而 ln(AGDP)、UGR 和 ln(UGR)均在 1%显著性水平下拒绝存在面板单位根的假设,即为平稳序列。在 HT 检验中,所有变量均在 1%显著性水平下拒绝存在面板单位根,即为平稳序列。在该面板数据中变量 ln(AGDP)和 ln(UGR)均在 1%显著性水平下通过了 HT 和 IPS 变量平稳性检验,均为平稳序列,不容易出现伪回归现象,因而开展格兰杰因果关系检验和面板数据回归分析及相关检验有效。

2.2 格兰杰因果关系分析

运用 Eviews 8.0 软件开展格兰杰因果关系检验,检验结果如表 2 所示。从面板数据格兰杰因果关系检验结果(表 2)可以发现全国尺度上城市建成区绿地率与人均 GDP 存在互为因果关系,但存在明显的区域差异。全国尺度上,城市建成区绿地率与人均 GDP 呈现极显著的双向格兰杰因果关系,人均 GDP 影响建成区绿地率增长,同时建成区绿地率影响人均 GDP 增加。在东部地区,城市建成区绿地率是人均 GDP 的格兰杰原因假设未通过显著性检验,人均 GDP 是城市建成区绿地率的格兰杰原因通过了 1%的显著性检验,表明城市建成区绿地率与人均 GDP 呈现单向的因果关系,人均 GDP 影响建成区绿地率增长。在中部和西部地区,城市建成区绿地率与人均 GDP 呈现显著的双向格兰杰因果关系。总的来说,4 个研究区域中,人均 GDP 显著影响城市建成区绿地率增长,而在东部地区城市建成区绿地率与人均 GDP 因果关系不显著,表明城市建成区绿地率增长对人均 GDP 影响较弱。

表 2 城市建成区绿地率与经济发展水平的格兰杰因果关系检验结果
Table 2 Granger causality test results of green space rate and economic development level in urban built-up areas

	全国 Nationwide		东部地区 Eastern China		中部地区 Central China		西部地区 Western China	
	A 假设	B 假设	A 假设	B 假设	A 假设	B 假设	A 假设	B 假设
样本容量 Sample size	3318	3318	1260	1260	1316	1316	742	742
F 值 F statistics	3.7109**	14.3272***	0.6459	4.0882***	3.3700**	6.9537***	2.1987*	2.8229**
伴随概率 Prob.	0.0111	0.0000	0.5856	0.0067	0.0179	0.0001	0.0869	0.0380

A 假设为“城市建成区绿地率不是人均 GDP 的格兰杰原因”;B 假设为“人均 GDP 不是城市建成区绿地率的格兰杰原因”;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%显著性水平下拒绝原假设

2.3 面板数据回归分析

格兰杰因果关系检验发现城市绿地与经济发展互为因果、相互影响,但是不能确定这种关系是正向影响

还是负向影响,以及影响程度。本文应用面板数据回归方法分析影响类型和程度,对全国、东部、中部和西部的城市面板数据进行综合 F 检验和豪斯曼检验。Stata 在固定效应回归 (“xtreg, fe”) 时输出的全国: $F(236, 3791) = 11.84, P = 0.000$; 东部: $F(89, 1439) = 10.57, P = 0.000$; 中部: $F(93, 1503) = 9.17, P = 0.000$; 西部: $F(52, 847) = 14.09, P = 0.000$ 。结果显示固定效应回归优于混合回归,豪斯曼检验的结果为全国: $P = 0.8040$; 东部: $P = 0.9959$; 中部: $P = 0.8375$; 西部: $P = 0.6185$; 表明随机效应回归优于固定效应回归。因此,本研究适合采用面板随机效应对模型进行回归分析。

面板数据回归结果(表 3)均为大于零,表明城市建成区绿地率与人均 GDP 增长具有相互促进,存在“正向循环反馈”的互动关系,即城市绿地水平的提高能够推动城市经济发展,而经济发展能够拉动城市绿地建设。

城市建成区绿地率对人均 GDP 具有正向推动作用。在全国尺度、中部和西部地区存在城市绿地率增长率是经济发展的格兰杰原因,绿地能够促进当地经济发展,而东部地区不存在绿地率对人均 GDP 的正向促进作用。在全国尺度上,城市建成区绿地率每增长 1%,能够带动人均 GDP 增长 0.217%。西部地区的“经济-绿地弹性”系数为 0.306,表明西部地区城市绿地对经济的推动作用高于全国平均水平 0.217。而中部地区“经济-绿地弹性”系数为 0.205,略低于全国平均水平的 0.217。

经济发展水平能够拉动城市绿地建设。全国、东、中和西部地区人均 GDP 都是城市建成区绿地率增长的格兰杰原因。全国尺度上人均 GDP 每提升 1%,城市建成区绿地率提升 1.44%。经济发展水平对城市绿地建设的拉动作用是西部地区>东部地区>中部地区,人均 GDP 每增长 1%,西部地区城市建成区绿地率增长 1.53%,东部地区 1.42%,中部地区 1.36%。西部地区“绿地-经济弹性”系数最高为 1.53,表明西部地区经济发展水平对城市绿地建设的拉动作用最大。从“经济-绿地弹性”系数来看,西部地区建成区绿地率每提升 1%,人均 GDP 提升 0.3%,即西部地区城市绿地对经济的拉动作用较高。

表 3 面板模型估计结果

Table 3 Panel model estimation results

变量/统计量 Variable/Statistics	全国 Nationwide		东部地区 Eastern China		中部地区 Central China		西部地区 Western China	
	ln(AGDP)	ln(UGR)	ln(AGDP)	ln(UGR)	ln(AGDP)	ln(UGR)	ln(AGDP)	ln(UGR)
C	5.128796	1.320208	5.342587	2.048317	5.257487	1.467591	4.852289	0.3216156
(t 值 t -statistics)	(41.84 ***)	(25.03 ***)	(20.87 ***)	(26.22 ***)	(26.59 ***)	(17.39 ***)	(24.87 ***)	(2.86 ***)
ln(UGR) α	1.443201	—	1.429444	—	1.35919	—	1.53029	—
(t 值 t -statistics)	(42.89 ***)	—	(20.53 ***)	—	(24.88 ***)	—	(28.32 ***)	—
ln(AGDP) β	—	0.2167389	—	0.1497067	—	0.2053747	—	0.306326
(t 值 t -statistics)	—	(42.84 ***)	—	(20.39 ***)	—	(24.88 ***)	—	(28.11 ***)
Wald chi2(1)	1839.86	1835.42	421.52	415.78	618.78	618.93	802.00	790.16
	($P = 0.000$)	($P = 0.000$)	($P = 0.000$)	($P = 0.000$)	($P = 0.000$)	($P = 0.000$)	($P = 0.000$)	($P = 0.000$)
样本容量 sample size	4029	4029	1530	1530	1598	1598	901	901

***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%显著性水平下显著

3 讨论与结论

3.1 讨论

本研究结果显示城市建成区绿地率与人均 GDP 互为正向因果关系,即城市经济发展能够促进城市绿地建设,城市绿地建设水平的提高能够反过来提升城市经济发展水平。而刘志强和邢琳琳^[22]的研究认为,城市绿地水平与各区域的经济社会发展未表现出明显的正相关关系。一方面是因为研究中存在的尺度效应,刘志强和邢琳琳^[22]的研究分析的是区域间(东、中、西、东北)城市绿地与经济社会发展之间并未出现明显的相关关系,城市尺度的城市绿地与经济社会之间的关系在区域尺度上被掩盖了。另一方面是在研究方法上,相比

可视化及简单统计分析,本研究运用“格兰杰因果关系检验”的计量分析方法在因果关系实证研究更具效率。有学者研究认为,城市绿地具有房产增值效应^[13,23-24],城市绿地具有的生态、休闲等功能会影响消费者购买房屋和开发商拿地,从而提高住宅价格^[9]。城市绿地对房地产增值效应的研究有力地支撑了本文城市绿地对经济发展水平具有正向推动作用的研究结论,城市绿地推动经济发展水平的研究结果符合经济事实。

东部地区城市建成区绿地率并不是人均 GDP 增长的格兰杰原因,城市绿地未明显表现出对经济发展的带动作用,其原因可能是东部地区城市经济较为发达,城市建成区绿地率已达到较高水平,远高于其他地区。边际效用递减,是指在一定时间内,在其他商品的消费数量保持不变的条件下,当一个人连续消费某种物品时,随着所消费的该物品的数量增加,物品的边际效用有递减的趋势^[25]。城市绿地的“消费”中遵循着这种边际效用递减规律,当城市建成区绿地率已经达到较高的水平,再提高建成区绿地率对“消费者”而言所增加的“满足感”较低,因而城市建成区绿地率对经济的吸引作用也相对较弱。西部地区城市建成区绿地率最低,西部地区城市绿地对经济的拉动作用高于中部地区,在一定程度上也符合边际效用递减规律的解释结果。

基于城市绿地与城市经济发展的“正向循环反馈”关系,可以将其概括为“绿磁效应”和“需求效应”。城市绿地具有的生态、休闲功能能够吸引居民和企业入驻,尤其是对城市绿地需求较高的第三产业^[26]。城市绿地吸引游客和投资者入驻^[27],间接促进地方旅游业和相关产业的发展。有学者将城市绿地在社区种族间交往中的“吸引”作用概括为“绿磁”(Green Magnet)^[28]。本研究借鉴这一概念,将其从社交层面拓展到经济层面,将城市绿地对经济的推动效应,即绿地本身所具有的生态系统服务对个人和企业的“吸引”概括为“绿磁效应”(Green Magnet Effect)。除少数私家园林外,城市绿地是典型的公共物品,具有非排他性和非竞争性。城市绿地的规划与建设主体主要是政府部门运用公共财政资金投资建设。城市经济发展水平使当地政府拥有更多可供支配的资金支撑城市绿地的供给和维护^[17]。需求是消费者愿意而且能够购买的商品总和。城市经济发展水平越高,政府财政收入越高,城市绿地的需求也就相应地提高。因而,将城市经济发展对城市绿地建设的促进作用概括为“需求效应”(Green Demand Effect),经济发展、生活水平的提高对城市绿地面积增加和质量提升的需求持续增长。

自然地理条件对人口分布、交通、经济发展等人口活动具有基础性的影响。城市绿地是城市生态系统中最主要的自然要素,除了受经济条件的影响外,也受城市自然地理条件的制约。有学者研究发现,海拔、地形、温度、湿度等自然地理条件会对城市绿地建设具有显著的影响^[29]。在现有研究的基础上,在一篇文章中同时开展自然、经济对城市绿地率的互动机制研究较难,因篇幅限制本文仅探讨城市经济发展与城市建成区绿地率之间的存在因果关系,未关注自然要素对城市绿地率的制约。未来可进一步研究自然地理环境、经济发展等因素如何影响城市绿地的规划与建设,“自然地理环境-经济发展-城市绿地建设”之间存在何种因果互动机制。

3.2 结论与建议

本文基于城市面板数据,运用格兰杰因果关系检验和面板数据回归模型分析城市绿地与经济发展水平的关系。研究证实了城市绿地与经济发展水平存在双向因果关系,即存在“正向循环反馈”的互动关系。从全国尺度上看,经济发展水平能够促进城市绿地建设,城市绿地建设亦能促进经济发展(图1)。

东部地区经济发展水平是城市绿地建设的格兰杰原因,而城市绿地并不是经济发展水平的格兰杰原因。西部地区经济发展水平与城市绿地交互影响强度最大。

鉴于城市绿地与经济发展存在因果互动关系,未来的城市规划中应从自然-经济互动的视角出发,在环境宜居与经济发展中寻找平衡点,实现环境与经济互相促进的良性互动格局。东部地区运用城市绿地率的提升来拉

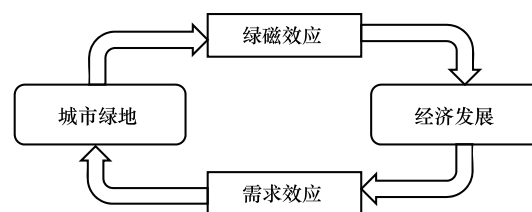


图1 城市绿地与经济发展正向循环反馈概念框架

Fig.1 Conceptual framework of positive circulation feedback for urban green space and economic development

动经济发展的空间比较小,应着眼于提高城市绿地质量,实现城市绿地的体系化,创造高品质的城市绿色空间。中、西部应在兼顾城市绿地质量的基础上,在新增城镇建设用地中合理增加城市绿色空间,在存量城市建设用地中开展土地整理,盘活存量,见缝插绿,合理拓展城市绿色空间。

以往的多元线性回归仅证实了城市绿地与经济发展存在相关关系,本研究运用因果关系分析方法证实了其因果关系的存在。对城市绿地的“绿磁效应”和经济发展的“需求效应”的高度概括对城市绿地与经济发展的关系研究和城市规划具有借鉴意义。限于篇幅,并未对两种效应进行分解研究,未来研究可将“绿磁效应”和“需求效应”分解,开展更加细致的探讨。

参考文献 (References):

- [1] Chen W Y, Wang D T. Economic development and natural amenity: an econometric analysis of urban green spaces in China. *Urban Forestry & Urban Greening*, 2013, 12(4): 435-442.
- [2] 屠星月, 黄甘霖, 邬建国. 城市绿地可达性和居民福祉关系研究综述. *生态学报*, 2019, 39(2): 421-431.
- [3] 吴健生, 沈楠. 基于步行指数的深圳市福田区公园绿地社会服务功能研究. *生态学报*, 2017, 37(22): 7483-7492.
- [4] 梁东成, 陈小奎, 张培培. 城市绿地的经济效益分析与评价. *林业经济问题*, 2012, 32(5): 458-460, 465-465.
- [5] 苏芳, 郑亚萍, 阙立娜, 蔡莎. 基于 CVM 调查法评估城市公共绿地服务价值——以西部省会城市为例. *长江流域资源与环境*, 2018, 27(11): 2434-2442.
- [6] Syafiqah A S N, Abdul-Rahim A S, Mohd Johari M Y, Tanaka K. An economic valuation of urban green spaces in Kuala Lumpur City. *Pertanika Journal of Social Sciences & Humanities*, 2018, 26(1): 469-490.
- [7] Li W, Saphores J D M, Gillespie T W. A comparison of the economic benefits of urban green spaces estimated with NDVI and with high-resolution land cover data. *Landscape and Urban Planning*, 2015, 133: 105-117.
- [8] 张彪, 高吉喜, 谢高地, 王艳萍. 北京城市绿地的蒸腾降温功能及其经济价值评估. *生态学报*, 2012, 32(24): 7698-7705.
- [9] 王振山, 张绍良, 张英等, 张锦辉. 城市绿地对住宅地价的溢出效应分析——以 51 个绿地建设优等区城市为例. *干旱区资源与环境*, 2016, 30(4): 24-29.
- [10] 陈庚, 朱道林, 苏亚艺, 张立新. 大型城市公园绿地对住宅价格的影响——以北京市奥林匹克森林公园为例. *资源科学*, 2015, 37(11): 2202-2210.
- [11] 杨俊, 鲍雅君, 金翠, 李雪铭, 李永化. 大连城市绿地可达性对房价影响的差异性分析. *地理科学*, 2018, 38(12): 1952-1960.
- [12] 夏宾, 张彪, 谢高地, 张灿强. 北京建城区公园绿地的房产增值效应评估. *资源科学*, 2012, 34(7): 1347-1353.
- [13] Wu J S, Wang M J, Li W F, Peng J. Impact of urban green space on residential housing prices: case study in Shenzhen. *Journal of Urban Planning and Development*, 2015, 141(4): 05014023.
- [14] 李雪铭, 常静, 刘敬华, 王健. 城市绿地系统对经济发展提升作用的机制——与大连市实证研究. *干旱区资源与环境*, 2002, 16(3): 17-23.
- [15] 吴彤, 倪绍祥. 南京市城市绿地规模与经济发展水平关系分析. *南京师大学报: 自然科学版*, 2005, 28(2): 108-111.
- [16] Li F Z, Wang X Y, Liu H M, Li X, Zhang X, Sun Y, Wang Y H. Does economic development improve urban greening? Evidence from 289 cities in China using spatial regression models. *Environmental Monitoring and Assessment*, 2018, 190(9): 541.
- [17] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学(第三版). 北京: 高等教育出版社, 2010: 261-261.
- [18] 王丰龙, 刘云刚. 中国城市建设用地扩张与财政收入增长的面板格兰杰因果检验. *地理学报*, 2013, 68(12): 1595-1606.
- [19] Yang S Y, Yu D H. The causality between energy consumption and economic growth in China: using panel method in a multivariate framework. *Energy Procedia*, 2011, 5: 808-812.
- [20] 周玉科. 青藏高原植被 NDVI 对气候因子响应的格兰杰效应分析. *地理科学进展*, 2019, 38(5): 781-730.
- [21] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用(第二版). 北京: 高等教育出版社, 2014: 423-423.
- [22] 刘志强, 邢琳琳. 我国城市绿地水平空间分布及变化特征研究. *北方园艺*, 2016, (6): 74-79.
- [23] Crompton J L. The impact of parks on property values: empirical evidence from the past two decades in the United States. *Managing Leisure*, 2005, 10(4): 203-218.
- [24] 尹海伟, 徐建刚, 孔繁花. 上海城市绿地宜人性对房价的影响. *生态学报*, 2009, 29(8): 4492-4500.
- [25] 高鸿业. 西方经济学——微观部分(第六版). 北京: 中国人民大学出版社, 2014: 57-99.
- [26] 尤仪霖, 刘志强, 林存晖, 李含. 我国土地城镇化对建成区绿地率的影响分析——基于 1996-2013 年省际数据. *城市发展研究*, 2017, 24(1): C19-C23, C28-C28.
- [27] Arvanitidis P A, Lalenis K, Petrakos G, Psycharis Y. Economic aspects of urban green space: a survey of perceptions and attitudes. *International Journal of Environmental Technology and Management*, 2009, 11(1/3): 143-168.
- [28] Gobster P H. Urban parks as green walls or green magnets? Interracial relations in neighborhood boundary parks. *Landscape and Urban Planning*, 1998, 41(1): 43-55.
- [29] 刘志强, 李彤杉, 王俊帝, 邵大伟. 自然地理环境对城市建成区绿地率的综合作用研究. *规划师*, 2019, 35(8): 19-24.