

我国城市扩张、城市转型与碳排放的关系

卢祖丹

(河南城建学院 工商学院,河南 平顶山 467036)

摘要: 利用 1998—2012 年我国省域面板数据,应用主成分分析方法构建城市扩张指数和城市转型指数,并测算各省份各年的碳排放总量,在此基础上,采用基于 VECM 的格兰杰因果检验来探讨城市扩张、城市转型与碳排放之间的长短期关系,并应用广义脉冲响应函数分析变量间的短期冲击机制。研究显示:(1)短期内,城市转型与碳排放之间存在双向因果关系。(2)碳排放与城市扩张联合形成了城市转型的长、短期格兰杰原因。(3)长期中,碳排放与城市转型联合形成了城市扩张的格兰杰原因。(4)城市扩张与城市转型仅仅能在短期内联合构成了碳排放增加的格兰杰原因,并不能产生长久稳定的格局。据此,得出一些科学规划城市发展及有效推进减少碳排放的政策启示。

关键词: 城市扩张;城市转型;碳排放

中图分类号: F062.2

文献标志码: A

文章编号: 1003-2363(2014)05-0121-06

0 引言

城市是一个以人类活动为主体、自然环境为依托、资源流动为命脉和社会体制为保障的社会—经济—自然复合生态系统,同时也是改变生态格局、消耗自然资源与引发温室效应的核心区域。城市人口占世界总人口的 50% 以上,消耗能源占全球 60% ~ 80%,碳排放量占全球总排放量的 80%^①。因此,城市在实现节能减排目标中占据核心地位。改革开放以来,我国城市化进程明显加快。1978—2010 年,城市数量由 190 个增至 657 个,城镇总人口由 1.7 亿增至 6.9 亿,人口城市化率由 17.9% 上升至 51.3%^②,同时能源消费与碳排放量也随之快速增加^[1]。据预测,2020 年我国的碳排放量将比 2005 年增长 60% 以上^[2]。

我国城市化进程不仅在城市扩张(city expansion, CE)方面体现为规模扩张、功能完善及新建城市兴起,也在城市转型(city transformation, CT)方面体现为通过调整来提升城市发展质量。目前学界对于我国城市化进程中城市扩张和城市转型的定量测度还较为缺乏,而对于它们与碳排放(carbon dioxide emission, CDE)关系的认识则更为有限。本研究通过挑选能客观描绘我国城市化进程的若干关键指标来定量架构城市扩张指数和城市转型指数,在此基础上揭示城市扩张、城市转型与碳排放的关系,以期政府制定低碳城市发展规划和探索新型城镇化模式提供决策参考。

1 文献综述

1.1 城市扩张与城市转型

我国城市化的内涵大致包括城市扩张与城市转型

两方面。城市化进程中的扩张属性表现为以人口由农村向城市的集中、地域由乡村向城市的升级和城市数目增加为主要特点的社会发展变迁过程,从根本上说就是各类经济要素向城市地区汇聚的过程;城市化进程中的转型属性是指由自发或外力引发的对城市环境进行变革的过程,是一种涵盖空间格局、经济社会等方面的发展品质全方位优化的过程。所以,城市扩张是外延式城市化发展范式,强调的是量的扩张;而城市转型是内涵型城市化发展范式,更为侧重质的提升。

1.1.1 城市扩张。学界对我国城市扩张的研究较多关注城市人口规模的扩张和地域空间的扩展。如王金营利用 OECD 国家及其他主要国家的城市人口与经济方面的数据进行分析,指出我国人口城市化水平大大落后于经济发展水平^[3]。朱农等以城市化理论为基础,利用相关计量模型,揭示 20 世纪 90 年代我国城市人口扩张的趋同性特征,即城市的规模越大,其人口增长率越低^[4]。王慧从经济活动、土地开发、人口居住等方面,探讨西安市开发区发展所带动的城区空间扩展的动态特征,指出西安在城市空间扩展中产生了“非典型性”城市郊区化趋势^[5]。张换兆等分析探讨了城市的空间扩展对各种行为主体的影响,认为当前城市化高速发展与城市地域扩张对集约利用土地提出了更高要求^[6]。此外,还有一些研究侧重于城市扩张所带来的基础设施建设方面的问题(城市交通),如倪鹏飞利用模糊曲线分析法,探索了基础设施建设对于城市竞争力的影响,认为城市扩张过程中所需的各类基础设施中,技术类设施是构成城市竞争力的最重要因素^[7]。陆礼基于“人本位”价值准则,探讨了我国当前城市扩张过程中的交通形

① 数据来自中国发展研究基金会 2012 年 7 月 20 日发布的研究参考报告。

② 数据来自国家统计局编制发布的《新中国六十年统计资料汇编》和《中华人民共和国 2011 年国民经济和社会发展统计公报》。

势,指出困扰我国城市交通的伦理根源是由于功利性在与公共性的博弈中经常占据主导地位^[8]。

1.1.2 城市转型。学界对城市转型的研究主要侧重于城市的产业结构方面。(1)关注资源型城市的产业结构转变。如张米尔在对资源型城市产业转型的实证分析基础上,提出了基于不同禀赋条件的资源型城市产业转型模式,继而针对西部资源型城市的现实状况提出对策建议^[9]。宋冬林等利用简单动态投资模型,分析资源型城市转型的经济性和社会性沉淀成本,提出补偿经济性与社会性沉淀成本将有利于资源型城市的投资主体自动退出或开发接续产业^[10]。(2)关注引入技术创新及新兴产业以推动城市进行产业转型。如李旭红等通过比较东北和其他地区产业转型的典型特征,探讨了当前东北地区城市产业转型中出现的突出问题,认为技术创新是破解产业转型困难的关键手段^[11]。蔺建英等以西安市为例,解读了发展创意产业的优势所在与战略价值,提出推动城市产业转型的各种路径安排^[12]。此外,城市居民的生活需求变迁也进入研究者的视线,这其中既包括对普通商品的消费需求,也包括对一些特殊商品如良好宜居环境等的需求。如张宇等探析了城市在消费转型过程中面临的经济软性化、产业空心化及社会极化等突出问题,并从消费角度提出推进城市复兴与良性发展的对策建议^[13]。陆歆弘运用计量经济学方法,就我国城市人居环境改善和资源能源利用进行相应的探讨,研究显示我国和发达国家在城市转型方面存在着迥然不同的“喇叭口”现象^[14]。

以上研究深化了学界对于城市扩张和城市转型的理解,然而这些研究多是从单一视角对城市扩张和城市转型的个别属性进行剖析,缺乏从多元化角度对二者的系统甄别。此外,对城市扩张和城市转型水平的量化测度更鲜有涉及。本研究将在综合分析前人有关城市扩张和城市转型的研究基础上,挑选多个刻画我国城市扩张和城市转型水平的指标,然后采用计量经济学方法建构我国城市扩张指数与城市转型指数,以便对我国城市化水平和现状进行定量的测量与刻画。

1.2 城市化、能源消费和碳排放

学界目前关于城市化、能源消费与碳排放的研究主

要围绕以下方面进行。

1.2.1 通过比较城市与农村的能源消费水平凸显城市对于碳排放增加的影响。如魏一鸣等通过测算发现我国城市居民消费产生的碳排放在全国碳排放总量中占据主导地位,指出随着未来越来越多农村人口进入城市或城镇生活,我国的碳排放增长趋势势必将难以遏制^[15]。Dhakal 从中国城市与农村地区人均碳排放差异入手,认为中国城市化的推进将伴随一些负面影响,其对于整个国家碳排放增加的影响不断加大^[16]。

1.2.2 从家庭能源消费角度测度不同城市发展的碳足迹。如叶红等测算了厦门岛区城市家庭能耗与碳排放量,指出城市住宅面积扩大直接引起岛区碳排放增加^[17]。这些结论得到其他研究的支持^[18-19]。

1.2.3 分析城市化对能源消费及碳排放的整体影响。如 B. R. Wei 等认为城市发展对能源消费和碳排放有正反两方面影响^[20]。而美国学者 M. E. Kahn 的研究亦支持了这种看法^[21]。卢祖丹通过对我国省域的实证研究,发现中西部城市化将有助于促进减少碳排放,但这种碳排放减少效应在东部发达地区并不明显,这种差异与产业结构、消费模式、基础设施及区域发展政策有重要联系^[22]。

上述研究加深了学界对于城市化与碳排放的关系的理解,但现有研究对于城市化进程中城市扩张、城市转型与碳排放之间的关系依旧不是十分明晰。本研究拟在构建我国城市扩张指数与城市转型指数基础上,通过向量误差修正模型(VECM)并利用 1998—2012 年我国省域面板数据剖析三者间的长、短期格兰杰因果关系。然后采用广义脉冲响应函数(G-IRF)探索变量间的短期作用机理,以期科学规划城市发展、促进低碳城市建设与构建资源环境和谐型社会提供理论参考。

2 城市扩张、转型与碳排放的关系建模

2.1 城市扩张指数

在综合前人理论成果的基础上,系统思考和分析归纳了城市扩张和城市转型的内涵,挑选 4 个指标用于描述刻画我国城市扩张与城市转型状况(表 1),然后基于主成分分析方法产生城市扩张与城市转型指数。为刻画城市扩张状况,选用 4 个方面的二级指标。

表 1 城市扩张指数和城市转型指数构成表

Tab.1 Components of city expansion (CE) and city transformation (CT) indices

一级指数(方面指数)	二级指标(分项指标)	显性指标	指标性质
城市扩张 CE	CE ₁ :人口规模的扩张	城市人口密度/(人·km ⁻²)	正向
	CE ₂ :地理空间的扩展	城市建成区面积/km ²	正向
	CE ₃ :经济容量的增大	市辖区生产总值占全省比重/%	正向
	CE ₄ :基础设施建设的增加	城市年末实有道路长度/km	正向
城市转型 CT	CT ₁ :产业结构的转型	退二进三指数/%	正向
	CT ₂ :首位城市集中度下降	首位城市集中度指数/%	负向
	CT ₃ :消费结构的升级	城镇恩格尔系数/%	负向
	CT ₄ :环境需求的增加	城市人均公园绿地面积/m ²	正向

2.1.1 人口指标。人口大规模从农村迁移到城市是城市化进程的基本标志之一^[23]。因此,挑选城市人口密度^[24]用以测量各省份的城市人口规模扩张情况。

2.1.2 地理空间。城市空间规模扩大或扩张也是现代城市化的重要标志^[25]。因此,选取城市建成区面积来衡量各省份的城市空间扩展状况。

2.1.3 经济容量。随着我国城市化进程的不断推进,城市所发挥出的国家与地区财富产出及积累方面的主导作用日趋明显^[26]。因此,选取城市市辖区生产总值占全省生产总值的比重来反映各省份城市的经济实力情况。

2.1.4 基础设施建设。城市的发展离不开各种基础设施,因而基础设施建设建成情况是反映我国城市化进程的又一关键性指标,是影响城市财富或城市产业价值的关键推手^[7]。因此,采用表1中 CE_4 刻画城市基础设施建设表现。

2.2 城市转型指数

选用4个方面的二级指标描绘城市转型状况。

2.2.1 产业结构。第二产业相对于第三产业而言更倾向于高能耗和高污染,同时城市化本身也会带来第三产业产出增长与就业扩张^[27],因而城市转型的产业基础为第三产业,第三产业作为现代城市的产业基础是否坚实可靠,是影响城市转型的最重要因素^[28]。因此,发达城市会积极开展由重污染的第二产业生产向较清洁的第三产业的转变^[29]。在这种考虑下,特构建“退二进三指数”用来衡量城市转型状态。公式为:

退二进三指数 = 市辖区第三产业生产总值比重/市辖区第二产业生产总值比重。(1)

2.2.2 首位城市集中度。首位城市集中度指首要城市或第一位城市集中城市人口的程度。一般来说,核心城市所占人口比例越大,说明其首位集中程度越高^[30],是重要的城市发展模式指标。大量事实显示,城市化程度较低的国家往往容易产生首位城市集中度较高的现象^[31]。研究还显示城市过度集中往往也会制约整个国民经济的全面发展^[30],所以在经济不断发展的今天,城市化的地理布局形式将避免“单核”的独立发展,而应向“双核”或“多核”的多元化发展挺进^[32]。因此,可将省会城市视为一省的首位城市,将首位城市集中度作为一个负相关指标来分析城市空间分布的现状。公式为:

首位城市集中度指数 = 省会城市人口/全省城市人口总量。(2)

2.2.3 消费结构。改革开放带来了我国国民经济的高速发展和人民生活水平的大幅提高,致使城市居民的生活消费格局发生了根本性的改变^[33],消费方式从过去的满足日常基本生活需求向追求高品质高端享受资料阶段转变^[34],由此带来了恩格尔系数(用来测度居民消费水平)的向下减少趋势。因此,这里选取城镇恩格尔系数作为一个负相关指标用来近似地反映我国各省份城市居民消费结构升级情况。公式为:

城镇恩格尔系数 = 城镇家庭平均每人食品支出/城镇家庭平均每人消费支出。(3)

2.2.4 环境需求。根据发达国家的经验,人们收入的增加会引发对清洁环境的渴求及对美好居所的向往,从需求角度拉动了政府及市场投入更多的资源用于改善环境质量^[35]。与此同时,城市的发达经济也为居民消费更清洁绿色的环境产品创造了经济条件。因此,选用城市人均公园绿地面积用来反映各省份的城市居民环境需求满足程度。

以上述指标为基础,运用主成分分析法建立我国城市扩张和城市转型指数。步骤如下:①在二级指标建立后(对负向指标取负值转换为正向指标)采用Z标准化方法进行处理,进行无量纲处理以排除量纲差异。②对标准化的指标数据进行主成分分析,将前两个主成分的系数按其特征值的权重进行处理,并进行归一化处理,以得出二级指标的分项权重。③合并二级指标权重与Z标准化数据形成各自的城市扩张和城市转型指数。

2.3 碳排放的测算

我国统计部门目前尚未对碳排放量作出统计公布,由于人为碳排放主要因化石能源燃烧产生,故在实践中可用化石能源消费量乘以能源的碳排放转换因子进行计算。公式为:

$$CDE_{it} = \sum_{k=1}^n EC_{kit} \times TR_k \quad (4)$$

式中: CDE_{it} 为第*i*省第*t*年碳排放; EC_{kit} 为第*i*省第*t*年第*k*种能源的消耗量; TR_k 为第*k*种能源的碳排放转化因子,该指标来自政府间气候变化专门委员会(IPCC)。

2.4 关系模型设定

建立向量误差修正模型(VECM)以判断城市扩张、城市转型与碳排放之间的关系和发展趋势。首先定义 $y_t = (CDE, CE, CT)'$,则可得到3个变量滞后期为*k*的VAR模型:

$$y_t = \mu + \Pi_j y_{t-1} + \dots + \Pi_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

式中: μ 为常数项; ε_t 为白噪声随机扰动项; Π_j 为参数向量。对式(5)进行差分变换。公式为:

$$\Delta y_t = \mu + \Gamma_i \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

式中: $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$; $\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_k$; Δ 表示一阶差分。如果式(5)都是一阶单整的,则在式(6)中作为 y_t 和 y_{t-j} 的一阶差分的 $\Delta y_t, \Delta y_{t-j}$ 都是平稳的,且如果式(5)中 y_t 所表示的3个变量中存在一个协整关系,式(6)则可用VECM表示。公式为:

$$\Delta y_t = \Gamma_i \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta y_{t-k} + \beta VECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

式(7)中误差修正向量VECM由碳排放、城市扩张、城市转型之间的长期关系来处理; β 绝对值体现变量在受短期冲击后快速向长期稳定值回归调整的步骤。之后建立基于VECM的格兰杰因果检验来考察城市扩张、城市转型与碳排放之间的因果关系存在与否及因果关

系方向差异存在与否。最后从短期作用模式的角度,利用广义脉冲响应函数(G-IRF)来考察短期内有双向因果特征的变量之间的冲击影响作用过程。

2.5 数据来源及处理

采用 1998—2012 年间全国 30 个省份(不包括西藏及港澳台)的面板数据,共 450 个样本。城市扩张与城市转型有关测算数据来自研究年间的《中国统计年鉴》与《中国城市统计年鉴》。化石能源消费量来自《中国能源统计年鉴》发布的能源类别。碳排放异方差现象通过对数处理得到消除。

表 2 变量的平稳性检验
Tab. 2 Results of stationarity test of variables

变量	ADF 值	伴随概率	是否平稳	C,T,K	变量	ADF 值	伴随概率	是否平稳	C,T,K
ln CDE	59.960	0.477	否	C,T,1	CE	83.815	0.023	是	0,0,1
dln CDE	90.819	0.006	是	0,0,1	CT	112.134	0.001	是	0,0,1

说明: dln CDE 表示原始数据序列的一阶差分项。

然后,多变量系数极大似然估计法(Johansen 法)被用于进行变量序列的协整检验。由于多变量系数极大似然估计法是向量自回归模型协整关系的判断标准,必须首先正确确定滞后期 k。通过比较各阶的 LR 值、AIC 值和 SIC 值,得出无约束 VAR 模型的最优滞后阶为 3,

表 3 Johansen 协整检验结果
Tab. 3 Results of Johansen cointegration test

零假设	备择假设	特征值	λ-trace	5% 临界值	Prob.	λ-max	5% 临界值	Prob.
$K = 0$	$K = 1$	0.109 7	36.367 2	29.797 1	0.007 6	27.898 9	21.131 6	0.004 8
$K \leq 1$	$K = 2$	0.032 9	8.468 3	15.494 7	0.416 8	8.021 3	14.264 6	0.376 6
$K \leq 2$	$K = 3$	0.001 9	0.447 0	3.841 5	0.503 8	0.447 1	3.841 5	0.503 8

根据多变量系数极大似然估计法检验估计,整理得出三者标准化协整关系式为:

$$\ln CDE_t = 1.621\ 2CE_t - 1.970\ 98CT_t - 9.819\ 04$$

[2.666 1] [-3.412 6]。

(8)

令协整式(8)中的残差项为 ecm_t ,对残差项进行单位根检验表明 ecm_t 序列为平稳序列,该协整式证明碳排放(CDE)与城市扩张(CE)、城市转型(CT)间存在稳定长期的均衡关系。具体来说,碳排放与城市扩张之间存在正相关关系,碳排放与城市转型之间存在负相关关系,城市扩张与城市转型之间存在正相关关系。

3.2 修正模型(VECM)的格兰杰因果检验

式(8)表明长期稳定的均衡关系存在于碳排放与城市扩张、城市转型 3 个变量之中,但在现实中的数据却并非如此理想。由于各指标实际数据是由非均衡过程产生的,故建模时用向量误差修正模型(VECM)来完成数据的动态非均衡过程向长期均衡过程的逼近,并运用基于 VECM 的格兰杰因果检验来考察碳排放(CDE)、城市扩张(CE)与城市转型(CT)之间的因果关系。

在式(8)基础上建立向量误差修正模型 VECM(表 4)。此时的稳定性检验表明 VECM 符合稳定性条件,所以依据 VECM 所得的因果关系是可靠和稳健的。

3 实证研究

3.1 单位根与协整检验

表 2 给出了本研究变量的平稳性检验结果。城市扩张(CE)和城市转型(CT)指数都是平稳面板序列,碳排放是非平稳面板序列,但该指标经一阶差分后呈现平稳性,可见原碳排放(CDE)指标序列为一阶单整序列。部分变量非平稳性属性使得需要进行进一步的协整检验,以判断是否有长期稳定的协整关系存在于各变量之间。

并确定协整检验的 VAR 模型的滞后阶为 2。然后对碳排放、城市扩张与城市转型作协整检验(表 3)。最大特征根检验连成迹检验皆显示碳排放、城市扩张和城市转型在统计显著性检验下的协整个数都是 1。可进一步分析三者之间的协整关系。

表 4 误差修正模型 VECM 估计结果
Tab. 4 Results of VECM estimation

变量	$\Delta \ln CDE_t$	ΔCE_t	ΔCT_t
EC_{t-1}	-0.004 95 [-1.970 87]	0.021 85 [3.892 84]	0.025 99 [3.137 44]
$\Delta \ln CDE_{t-1}$	0.157 15 [2.367 92]	0.257 46 [1.736 85]	0.136 69 [0.624 64]
$\Delta \ln CDE_{t-2}$	-0.100 38 [-1.54 27]	0.107 20 [0.737 56]	0.533 38 [2.485 91]
ΔCE_{t-1}	0.040 47 [1.325 10]	-0.051 90 [-0.760 74]	-0.037 80 [-0.375 35]
ΔCE_{t-2}	0.043 29 [1.381 64]	-0.054 94 [-0.785 04]	-0.124 09 [-1.201 20]
ΔCT_{t-1}	-0.053 35 [-2.732 42]	-0.030 60 [-0.701 72]	-0.065 79 [-1.022 00]
ΔCT_{t-2}	-0.003 56 [-0.178 21]	0.017 24 [0.386 10]	0.018 01 [0.273 18]
C	0.090 32 [7.675 33]	0.107 97 [4.107 70]	0.037 16 [0.957 57]
R^2	0.079 92	0.088 26	0.083 24
R^2 调整值	0.052 16	0.060 76	0.055 58
F 值	2.878 79	3.208 53	3.009 22

说明:[]内表示 t 统计量的值; EC_{t-1} 代表协整方程式(8)中的 ecm_t 。

然后,对 VECM 估计结果作变量块外生性检验,即对碳排放(CDE)、城市扩张(CE)与城市转型(CT)之间的关系作格兰杰因果检验。依据表 5 的 Granger 检验结果与表 4 的向量误差修正模型的估计系数及 t 值,可得出结论:① 碳排放的波动受城市转型波动短期的影响(wald-F 值为 7.474 67,在 5% 水平下显著),同时城市转型的波动也受碳排放波动短期的影响(wald-F 值为 7.614 27,在 5% 水平下显著),二者皆由系统内生,即表明在短期内城市转型与碳排放间互为双向格兰杰因果联系,碳排放增加推动了城市转型,而城市转型又有利于减少碳排放。② 对于城市转型来说,碳排放和城市扩

张的 wald-F 联合检验值 8.854 14 在 10% 水平下显著,误差修正项的 t 值 3.137 44 在 1% 水平下显著,这说明碳排放与城市扩张在长期和短期都联合构成了城市转型的格兰杰原因,暂时不存在时间约束。③ 对于城市扩张来说,误差修正项的 t 值 3.892 84 在 1% 水平下显著,这说明在长期中,城市转型与碳排放联合构成了城市扩张的格兰杰原因。④ 对于碳排放来说,城市扩张和城市转型的 wald-F 联合检验值 7.474 67 在 5% 水平下显著,而误差修正项的 t 值却不显著,这表明城市扩张与城市转型联合构成了碳排放增加的短期格兰杰原因,但这种关系在较长的时期内并不存在。

表 5 VECM 的 Granger 因果关系检验结果
Tab.5 Results of Granger test of causality based on VECM

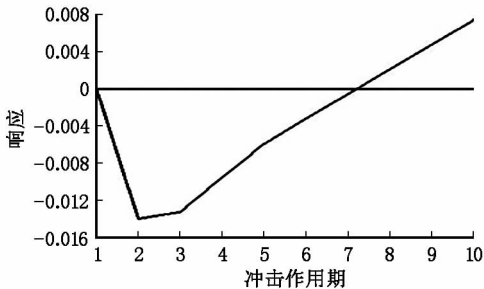
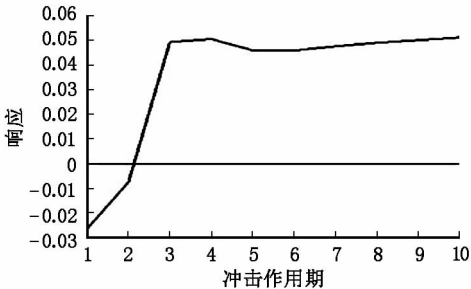
变量	假设	$\Delta \ln CDE$	ΔCE	ΔCT	联合检验	误差修正项 t 检验
$\Delta \ln CDE$	H_0	—	$\beta_{1i} = 0$	$\gamma_{1i} = 0$	全为 0	$\lambda_1 = 0$
	F	—	3.396 77	7.474 67**	10.232 10**	-1.970 87
ΔCE	H_0	$\alpha_{2i} = 0$	—	$\gamma_{2i} = 0$	全为 0	$\lambda_2 = 0$
	F	4.328 64	—	0.701 90	5.107 44	3.892 84***
ΔCT	H_0	$\alpha_{3i} = 0$	$\beta_{3i} = 0$	—	全为 0	$\lambda_3 = 0$
	F	7.614 27**	1.522 03	—	8.854 14*	3.137 44***

说明:***, **, * 分别表示显著性水平为 1%, 5%, 10%。

3.3 脉冲响应函数分析

由于脉冲响应函数(IRF)作为一种计量测度可以描述变量间冲击效应当期及后期影响,特别是广义脉冲响应函数(G-IRF)可避免因变量顺序变化给 IRF 带来的

敏感性问题,故这里应用广义脉冲响应函数对有双向因果关系的碳排放与城市转型进行分析。图 1 为基于 VECM 的 G-IRF 曲线。横轴表示冲击滞后年数,纵轴为变量对冲击的响应程度。



(a) 碳排放(ln CDE)的冲击引起城市转型(CT)的响应函数

(b) 城市转型(CT)的冲击引起碳排放(ln CDE)的响应函数

图 1 广义脉冲响应函数

Fig.1 The results of generalized impulse response function

从图 1(a)中碳排放遭遇冲击引起城市转型的响应函数图可知,当碳排放遭遇其他因素影响冲击的时候,它对城市转型的影响是立竿见影的,带来了城市转型的急剧正向波动,这种正向效应能够持续 3 年鼎盛期,此后慢慢趋于稳定,但是碳排放到城市转型之间始终保持着正向驱动影响。

从图 1(b)中 CT 遭遇冲击引起碳排放的响应函数图可知,当城市转型遭遇其他因素影响冲击的时候,会很快产生抑制碳排放的短期功效,这种碳排放减少的作用力大约能够稳定持续 3 年,此后作用便开始逐渐衰减,滞后 7 年期时这种遏减碳排放的效应趋于湮灭,此时,无论政府和企业 in 加强城市转型力度做多大的尝试和努力也无法转变碳排放增加的尴尬处境。

4 结论与政策建议

1) 城市转型与碳排放之间互为短期格兰杰原因,即碳排放的增加有利于城市转型,反过来城市转型又有助于减少碳排放。这个结论表明政府在抑制城市碳排放的过程中,可采取“城市转型”与“低碳城市建设”双管齐下的策略,可围绕下列举措来展开工作:高度重视战略性新兴产业的成长,大力加强城市创意产业的发展,逐步形成以第三产业为核心的强大经济推动力来带动城市的产业结构变革;逐渐化解“太阳城”式“单核”城市空间布局,通过政府规划引导城市向政治—经济—文化中心离散分布的“多核”变轨,加强周边中小城市与核心城市间的配套协作;提高居民的节能减碳意识,鼓励

居民绿色出行,加强对公共绿化区域的保护,满足居民对美好环境的需求。

2)碳排放与城市扩张联合构成了城市转型的长短期格兰杰原因。暗示政府在城市化过程中应避免盲目铺摊子和简单粗放的追求城市地域面积的扩张。正确的做法是在科学规划城市发展空间的同时着力打造高品质城市建设,逐步形成城市的经济发展、社会进步与资源环境保护并行不悖的新局面。

3)碳排放与城市转型联合构成了城市扩张的长期格兰杰原因。暗示政府意识到转型并不总是减少碳排放和制止城市盲目扩张的灵丹妙药,当转型到达一定的水平后,将无法再消解城市住宅增加与商业发展带来的碳增排,此时空间扩张有可能再度登上城市化发展舞台。因此,政府须制定具有前瞻性的城市发展规划及碳减排目标,不可过度依赖转型来实现碳减排和推进新型城市化建设。

4)城市扩张与城市转型联合构成了碳排放增加的短期格兰杰原因,它们尚没有长期稳定的关系。这表明“城市化短期内会增加碳排放”的阴霾在长期中将被驱散。因此,在今后相当长一段时期内,我国政府可在科学合理制定城市发展规划和积极推行节能减排举措基础上,坚持新型城市化发展战略不动摇。

参考文献:

[1] 顾朝林,谭纵波,刘宛. 气候变化、碳排放与低碳城市规划研究进展[J]. 城市规划学刊,2009(3):38-45.

[2] MGI. China's Urban Billion: 4th Annual Conference[R]. New Delhi:McKinsey Global Institute,2008.

[3] 王金营. 经济发展中人口城市化与经济增长相关分析比较研究[J]. 中国人口·资源与环境,2003,13(5):52-58.

[4] 朱农,曾昭俊. 中国城市人口增长的决定因素分析[J]. 中国人口科学,2004,35(5):9-18.

[5] 王慧. 开发区发展带动下的西安城市扩张:一种“非典型性”郊区化进程[J]. 中国软科学,2007,29(10):93-103.

[6] 张换兆,郝寿义. 城市空间扩张与土地集约利用[J]. 经济地理,2008,28(3):419-424.

[7] 倪鹏飞. 中国城市竞争力与基础设施关系的实证研究[J]. 中国工业经济,2002,32(5):62-69.

[8] 陆礼. 功利性和公共性的博弈:我国城市交通困扰的伦理焦点[J]. 中国软科学,2007,29(4):75-83.

[9] 张米尔. 西部资源型城市的产业转型研究[J]. 中国软科学,2001,25(8):102-105.

[10] 宋冬林,汤吉军. 沉淀成本与资源型城市转型分析[J]. 中国工业经济,2004,32(6):58-64.

[11] 李旭红,安树伟. 东北煤炭资源枯竭型城市产业转型的科技支撑[J]. 中国科技论坛,2005,26(4):21-25.

[12] 蔺建英,员智凯. 创意产业发展趋势及西安城市经济转型[J]. 科技管理研究,2008,25(2):18-20.

[13] 张宇,张京祥. 中国城市消费型转型研究[J]. 现代城市研究,2010,16(4):19-24.

[14] 陆歆弘. 我国城市人居环境改善和能源消费关系研究[J]. 中国人口·资源与环境,2010,20(4):23-28.

[15] 魏一鸣,刘兰翠,范英,等. 中国能源报告(2008):碳排放研究[M]. 北京:科学出版社,2008.

[16] Dhakal S. Urban Energy Use and Carbon Emissions from Cities in China and Policy Implications[J]. Energy Policy,2009,120(37):4208-4219.

[17] 叶红,潘玲阳,陈峰,等. 城市家庭能耗直接碳排放影响因素——以厦门岛区为例[J]. 生态学报,2010,25(14):3802-3811.

[18] Glaeser E L, Kahn M E. The Greenness of Cities: Carbon Dioxide Emissions and Urban Development[J]. Journal of Urban Economics,2010,67(3):404-418.

[19] Zheng S, Wang R, Glaeser E L, et al. The Greenness of China: Household Carbon Dioxide Emissions and Urban Development[J]. Journal of Economic Geography,2010,35(11):1-12.

[20] Wei B R, Yagita H, Inaba A, et al. Urbanization Impact on Energy Demand and CDE Emission in China[J]. Journal of Chongqing University: English Edition,2003,87(5):46-50.

[21] Kahn M E. Urban Growth and Climate Change[R]. UC Los Angeles: California Center for Population Research,2008.

[22] 卢祖丹. 我国城镇化对碳排放的影响研究[J]. 中国科技论坛,2011,25(7):134-140.

[23] Todaro M. Economic Development[M]. Reading: Addison Wesley Publishing Company,1997.

[24] Miller R B, Small C. Cities from Space: Potential Applications of Remote Sensing in Urban Environmental Research and Policy[J]. Environmental Science Policy,2003,25(6):129-137.

[25] 张雷. 中国城镇化进程的资源环境基础[M]. 北京:科学出版社,2009.

[26] Zhang K H, Song S. Rural-Urban Migration and Urbanization in China: Evidence from Time-series and Cross-section Analysis[J]. China Economy Review,2003,26(13):1-15.

[27] Chang G H, Brada J C. The Paradox of China's Growing Under-urbanization[J]. Economic System,2006,30(1):24-40.

[28] 程大中. 服务业发展与城市转型:理论及来自上海的经验分析[J]. 中国软科学,2009,31(1):73-83.

[29] Diao X D, Zeng S X, Tam C M. EKC Analysis for Studying Economic Growth and Environmental Quality: A Case Study in China[J]. Journal of Cleaner Production,2009,17(5):541-548.

[30] Moomaw R L, Shatter A M. Urbanization and Economic Development: A Bias towards Large Cities[J]. Journal of Urban Economics,1996,40(1):13-37.

[14] 李旭谱,张福平,魏永芬. 黑河流域植被覆盖程度变化研究[J]. 地域研究与开发,2013,32(3):108-114.

[15] 楚永伟,蓝永超,李向阳,等. 黑河莺落峡站年径流长期预报模型研究[J]. 中国沙漠,2005,25(6):869-873.

[16] 徐中民. 黑河流域水资源管理方式的初步探讨[J]. 地域研究与开发, 2000, 19(1): 17-20.

[17] 党素珍,刘昌明,王中根,等. 黑河流域上游融雪径流时间变化特征及成因分析[J]. 冰川冻土, 2012, 34(2):920-926.

[18] 燕爱玲,黄强,刘招,等. R/S 法的径流时序复杂特性研究[J]. 应用科学学报,2007,25(2):214-217.

[19] 陈正华,陈植华,张溪,等. R/S 分析方法在矿井涌水量变化预测方面的应用[J]. 矿业安全与环保, 2010, 37(1): 36-38.

[20] 王钧,蒙吉军. 黑河流域近 60 年来径流量变化及影响因素[J]. 地理科学,2008,28(1):83-88.

Grey Prediction of Out-Mountainous
Annual Runoff of Heihe River Based on R/S Analysis

Li Jianlin, Zan Mingjun, Li Baoling

(Institute of Resources & Environment, Henan Polytechnic University, Jiaozuo 454003, China)

Abstract: Runoff process has both fractal and gray characteristics. So R/S gray prediction model for predicting runoff sequence is proposed by means of combining gray system theory with R/S analysis. Based on annual runoff data from 1949 to 2011 in Yingluoxia Station, the out-mountainous runoff sequences of Heihe River is analyzed, and use R/S method, to determine the Hurst exponent and the average cycle firstly; then in one cycle, out-mountainous annual runoff is predicted by gray. It is showed that the average cycle(T) of out-mountainous annual runoff sequence of Heihe River is about 20 ~ 25 years, and if T was 20, the result of gray prediction would best. The prediction accuracy of R/S gray prediction model is 91.04%, which is higher than the accuracy of the gray prediction model. R/S gray prediction model enlarges the applied scope of fractal theory and grey model, and provides a new scientific method for predicting annual runoff sequence.

Key words: out-mountainous runoff; R/S analysis; the average cycle; grey prediction; Heihe River

(上接第 126 页)

[31] Rosen K T, Resnick M. The Size Distribution of Cities: An Examination of the Pareto Law and Primacy[J]. Journal of Urban Economics,1980,32(8):165-186.

[32] 王海江,苗长虹,刘春国,等. 中国中心城市的外向功能联系与时空格局[J]. 地域研究与开发,2013,32(3):11-17.

[33] 赵林,韩增林,马慧强. 东北地区城市人居环境质量时空变化分析[J]. 地域研究与开发,2013,32(2):73-78.

[34] 顾严. 我国城镇居民恩格尔系数分析[J]. 中国物价, 2003,20(11):52-56.

[35] World Bank. World Development Report 1992:Development and the Environment[M]. New York:Oxford University Press,1992.

Relationship between City Expansion,
City Transformation and Carbon Dioxide Emissions of China

Lu Zudan

(College of Business, Henan University of Urban Construction, Pingdingshan 467036, China)

Abstract: Based on the provincial panel data in China during 1998—2012, this study applies the principal component analysis (PCA) to construct the city expansion (CE) and city transformation (CT) indices, as well as estimates the carbon dioxide emissions (CDE) in each province every year. Then, a Granger causality test based on VECM is used to study the long-and-short-term relationships between CE, CT, and CDE, while a generalized impulse response function is also applied to explore their short-term impact mechanism. The main results are as follows: (1) There exists a bilateral causal relationship between CT and CDE. (2) CDE together with CE are the Granger-cause of CT both in long-term and short-term. (3) CDE and CT are the long-term Granger-cause of CE. (4) CE and CT are the Granger-cause of CDE in short-term but not in long-term. Thus, this paper obtains some policy implications for planning city development and promoting carbon reduction.

Key words: city expansion; city transformation; carbon dioxide emissions