

DOI:10.16517/j.cnki.cn12-1034/f.2018.12.020

我国城镇化、技术创新与低碳经济发展的关系实证研究

■ 济南 / 芦雨婷

摘要 实证研究结果表明,1997—2016年,我国的碳排放量、城镇化与技术创新之间存在着长期稳定的均衡关系。当变量的短期波动使得系统偏离其长期均衡状态时,未来这一偏离度将有约 62.8% 得到纠正,使非均衡状态调整为均衡状态。分析脉冲响应得出,碳排放量对技术创新冲击的反应呈现负向的作用,而对城镇化冲击的反应是正向的。也就是说,技术创新有利于实现碳减排,促进低碳经济发展,而不合理的城镇化会使碳排放量增加,阻碍低碳经济发展。

关键词 城镇化 技术创新 低碳经济 时间序列

一、引言

当前,全球气候变暖已成为人类社会必须关注的重大问题。国际社会对碳减排的呼声越来越高,而低碳经济的发展成为实现碳减排、应对全球变暖的主要途径。

我国实行改革开放 40 年来,经济实现了巨大成绩,GDP 平均年增长率接近甚至超过了 10%。但是,粗放式经济增长方式也使我国正面临着严重的环境问题,制约着我国经济的可持续发展。目前,我国已成为世界第一大碳排放国。同时,随着我国城镇化进程的推进,一方面,使得人们的收入水平得以提高,生活条件得以改善;另一方面,也造成了城市土地资源紧张、资源能源枯竭、环境破坏等问题。

因此,我国发展低碳经济具有十分重要的意义。从国际角度来说,走低碳经济的道路,是我国作为最大的发展中国家必须承担的全球碳减排的责任。从我国自身的角度来说,发展低碳经济,一方面,通过技术创新等手段,改变现有的经济增长方式和人们的生活方式,从依赖资源能源的生产方式,向依靠技术创新的生产方式转变,从而实现社会与经济可持续发展;另一方面,城市的环境问题与城市发展之间的矛盾日益突出,发展低碳经济,研究低碳经济与城镇化之间的关系具有重要的现实意义。

二、文献综述

低碳经济的发展是国内外学者较为关注的主题。

迄今为止,国内外关于低碳经济的研究成果颇多。而碳排放的研究是低碳经济研究的领域之一,国内外学者对其进行了大量的探讨。

(一)碳排放的测算

王安静等(2017)通过投入产出表,对我国 30 个省份的生产者责任和消费者责任 CO₂ 排放量、各省域的净碳转移量,以及进出口隐含碳排放、碳转出量进行了测算。^[1]

王丽萍等(2018)测算了我国 1997—2014 年物流业的直接能源消耗碳排放和隐含碳排放。^[2]

Su B 等(2013)利用投入产出法,计算了中国进出口贸易中的隐含碳排放量。^[3]

(二)碳排放与经济增长

李爱华等(2017)论证了在科技水平不变的情况下,经济增长与碳排放呈正相关关系,并论证了经济增长与碳排放的一致性模型和解决方法。^[4]

Saidi K 等(2015)根据 1990—2012 年 58 个国家的面板数据,研究了能源消耗、碳排放和经济增长之间的关系。^[5]

(三)碳排放的影响因素

韩梦瑶等(2017)利用变系数面板模型,比较了我国与世界主要国家碳排放影响因素的相同点和不同点。^[6]

陈邦丽等(2018)利用我国 2005—2011 年 29 个省份的面板数据,通过扩展 STIRPAT 模型,研究了我国碳

排放的影响因素。表明人均 GDP、城市化水平、第二产业比重会促进碳排放,而外商直接投资、创新水平会抑制碳排放。^[7]

Brizga J 等(2014)运用 SDA 的方法,探讨了人口规模、碳排放强度、经济结构、消费方式、人均能源消费量对碳排放的影响。^[8]

三、变量选取与样本选择

(一)变量选取与测度

1.变量选取

为了对我国城镇化、技术创新与低碳经济之间的关系进行实证研究,选取的时间序列数据为,城镇化(CZH)、技术创新(JC)、碳排放量(TP)3 个指标。

2.变量测度

采用城市人口比重法,来衡量城镇化水平;采用研究与试验发展经费支出占 GDP 的比重,来衡量我国的技术创新能力和水平;对碳排放量的测度,主要参考了徐雪梅等(2012)的研究。^[9]

由于化石能源消费是造成碳排放的主要原因,而化石能源主要包括煤炭、石油和天然气。因此,以煤炭、石油和天然气的消费实物量为基础,计算碳排放量。具体计算公式为:

$$Q_t = I_f E_f + \square_m E_m + \delta_w E_w$$

其中, Q_t 为碳排放量, I_f 、 $\square_m$ 、 δ_w 分别为煤炭、石油、天然气的碳排放系数, E_f 、 E_m 、 E_w 分别为煤炭、石油、天然气的消费实物量。根据 IPCC 指南, I_f 、 $\square_m$ 、 δ_w 分别为 0.76、0.59、0.45。而 $E_f = \alpha E_f / 0.71$, $E_m = \beta E_f / 1.43$, $E_w = \gamma E_f / 1.7$ 。

其中, E_t 为能源消费总量, α 、 β 、 γ 分别为煤炭、石油、天然气占能源消费总量的比重, 0.71、1.43、1.7 分别为煤炭折标准煤系数、石油折标准煤系数、天然气折标准煤系数。

(二)样本选择与数据来源

1.样本选择

选取我国 1997—2016 年的相关数据,对城镇化、技术创新与低碳经济之间的关系进行实证研究。

2.数据来源

本研究的数据来源于 1997—2016 年《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》。

四、实证结果分析

运用 Eviews9 软件,对上述时间序列数据进行分析,并构建相关模型,得出相应的结论,并对实证结果进行分析。

(一)ADF 检验

为了防止伪回归现象出现,首先对时间序列数据

进行平稳性检验。检验结果,如表 1 所示。

表 1 3 个时间序列的 ADF 检验结果

ADF 检验				
		T 统计		
		TP	JC	CZH
ADF 检验统计量		0.286742	9.027594	1.262325
T 检验特征值	1%	-2.699769	-2.692358	-2.699769
	5%	-1.961409	-1.960171	-1.961409
	10%	-1.60661	-1.607051	-1.60661
	Prob.*	0.7578	1	0.9408

从表 1 可看出,TP、JC、CZH 的 ADF 检验统计量,均大于所有显著性水平下的 T 检验特征值,相对应的 P 值大于显著性水平 1%、5%、10%。因此,不能拒绝原假设,这 3 个序列是非平稳的,要对其一阶差分序列进行平稳性检验。如表 2 所示。

表 2 3 个时间序列一阶差分的 ADF 检验结果

ADF 检验				
		T 统计		
		I TP	I JC	I CZH
ADF 检验统计量		-1.141764	0.606636	-0.791881
T 检验特征值	1%	-2.699769	-2.717511	-2.717511
	5%	-1.961409	-1.964418	-1.964418
	10%	-1.60661	-1.605603	-1.605603
	Prob.*	0.2209	0.8367	0.3571

从表 2 可看出,TP、JC、CZH 的一阶差分 $D(TP)$ 、 $D(JC)$ 、 $D(CZH)$ 的 ADF 检验统计量,均大于所有显著性水平下的 T 检验特征值,其对应的 P 值大于显著性水平 1%、5%、10%。因此,不能拒绝原假设,这 3 个序列仍是不平稳的,因其不满足同阶单整,因此要继续对其二阶差分序列进行平稳性检验。如表 3 所示。

表 3 3 个时间序列二阶差分的 ADF 检验结果

ADF 检验				
		T 统计		
		TP	JC	CZH
ADF 检验统计量		-5.09014	-7.13023	-5.516235
T 检验特征值	1%	-2.708094	-2.717511	-2.717511
	5%	-1.962813	-1.964418	-1.964418
	10%	-1.606129	-1.605603	-1.605603
	Prob.*	0.0000	0.0000	0.0000

从表 3 可看出,TP、JC、CZH 的二阶差分 $D^2(TP)$ 、 $D^2(JC)$ 、 $D^2(CZH)$ 的 ADF 检验统计量,均小于所有显著性水平下的 T 检验特征值,相对应的 P 值小于显著性水平 1%、5%、10%,所以拒绝原假设。TP、JC、CZH 二阶差分后的序列是平稳的,也就是说 TP 、 JC 、 $CZH \sim I(2)$,所以,TP、JC、CZH 是同阶单整的。

(二)协整关系检验

通过对碳排放量、技术创新与城镇化 3 个时间序列进行单位根检验,表明这 3 个变量的时间序列是二阶单整的,满足协整关系的前提,说明这 3 个变量之间可能存在长期稳定的均衡关系,因此需要进行协整检验。

由于本研究是检验多变量协整关系,所以采用 Johansen 协整检验法进行检验。在进行协整检验之前,需要建立 VAR 模型,确定最优的滞后期。通过 Eviews9 软件计算分析得到,通过运行结果中评价指标的相对最小值来确定最优的滞后期。

由 VAR 模型确定的滞后期,如表 4 所示。

表 4 VAR 模型确定滞后期

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-76.84709	NA	4.339437	9.980886	10.12575	9.988304
1	4.398437	121.8683	0.000536	0.950195	1.529637	0.979867
2	15.24913	12.20703	0.000498	0.718858	1.732881	0.770785
3	46.54795	23.47411	4.85e-05	-2.068494	-0.619890	-1.994314
4	98.98936	19.66553*	7.67e-07*	-7.498870*	-5.615485*	-7.402236*

从表 4 可看出,5 个评价指标(LR、FPE、AIC、SC、HQ)均认为应建立 VAR(4)模型,确定的最优滞后期为 4。因为协整检验选择的滞后阶数为,无约束 VAR 模型的最优滞后阶数减 1,所以协整检验的最优滞后阶数为 3。

对 TP、CZH、JC 的长期关系检验结果,如表 5、表 6 所示。

表 5 Johansen 协整检验—迹检验结果

原假设	特征值	迹统计量	临界值(5%)	P值
None *	0.998309	153.2183	29.79707	0.0001
At most 1 *	0.918396	51.10155	15.49471	0.0000
At most 2 *	0.497407	11.00759	3.841466	0.0009

(注: *表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设)

表 6 Johansen 协整检验——最大特征值检验结果

原假设	特征值	最大特征值统计量	临界值(5%)	P值
None *	0.998309	102.1167	21.13162	0.0001
At most 1 *	0.918396	40.09396	14.26480	0.0000
At most 2 *	0.497407	11.00759	3.841466	0.0009

(注: *表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设)

从表 5、表 6 可看出, Johansen 协整检验中的迹检验和最大特征值检验的结果,均显示在显著性水平为 5% 的情况下,均拒绝了没有协整关系、最多有 1 个协整关系和最多有两个协整关系的原假设,表明 TP、CZH、JC 之间最多有 3 个协整关系。说明在近 20 年间,我国的碳排放量、城镇化和技术创新之间存在长期稳定的均衡关系。

标准化协整方程为:

$$TP = -2491009JC + 1618921CZH \\ (65557.6) \quad (20633.7)$$

(注:括号内的数字为相应回归系数估计量的标准差。)

由以上公式可知,我国的碳排放量、城镇化与技术创新之间存在长期稳定的均衡关系,并且在城镇化不变的条件下,技术创新每增加 1%,碳排放量减少

2491009 万吨;在技术创新不变的条件下,城镇化每增加 1%,碳排放量增加 1618921 万吨。因此,长期来看,我国提高技术创新能力能够促进碳排放量减少,从而促进低碳经济的发展。而城镇化过度推进,会使城市的环境压力增加、资源能源紧缺,超出环境和资源的最大承载能力,造成碳排放量增加,在一定程度上阻碍低碳经济的发展。因此,为了促进低碳经济发展,必须适度推进城镇化的进程,大力支持技术创新。

(三)误差修正模型(ECM)

协整检验已表明,碳排放量、技术创新与城镇化之间存在长期稳定的协整关系。因此,三者之间可以建立误差修正模型(ECM),以说明三者之间的短期波动与长期均衡的关系。

通过 Eviews9 软件的运行,得到误差修正模型:

$$TP_t = 4732979 \Delta JC_{t-1} + 5042476 \Delta CZH_{t-2} - \\ 0.763465 \Delta TP_{t-3} - 2898784 \Delta CZH_{t-3} - \\ 2774912 \Delta JC_{t-3} - 0.628032 ECM_{t-4}$$

其中, Δ 表示一阶差分, ECM_{t-4} 表示残差滞后 4 期的值,表示非均衡误差项或长期均衡偏差项的经验估计,并且在显著性水平为 5% 的条件下,误差修正项是显著的。通过了检验,说明它们之间存在的短期波动关系,受到了它们之间存在的长期的协整均衡关系的影响作用较大。

误差修正项的系数为 -0.628,反映了系统偏离长期均衡状态时的调整速度,并且这是一种反向修正机制,即当变量的短期波动使得系统偏离其长期均衡状态时,则在未来的第四时期,这一偏离度将有约 62.8% 得到纠正,使非均衡状态调整为均衡状态。

(四)脉冲响应分析

以上已通过建立 VAR 模型,确定了最优滞后期数为 4。下面进行脉冲响应分析,图 1~图 6 为通过 Eviews9 软件得出的脉冲响应函数图像。

1.碳排放量对技术创新、城镇化的脉冲响应分析

图 1 碳排放量对技术创新冲击的反应

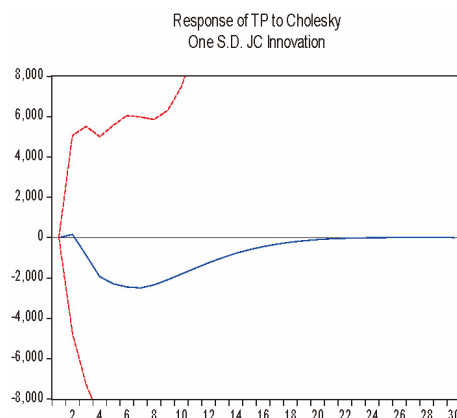


图2 碳排放量对城镇化冲击的反应

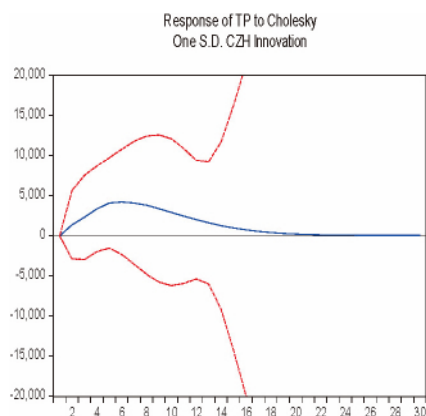


图1为碳排放量对技术创新的一个标准差新息冲击的响应。在给技术创新一个正冲击后,碳排放量并未立即作出反应,而是在第3期才开始作出反应,并且在整个30期的反应均为负值,表明技术创新能够促进碳排放量减少。给技术创新一个标准差大小的冲击后,第三期到第七期曲线是呈下降趋势的,第七期以后曲线呈上升趋势,并接近0,但一直是负值。

图2为碳排放量对城镇化的一个标准差新息冲击的响应。在给城镇化一个正向冲击后,我国的碳排放量呈现持久、平稳的正向响应。碳排放量在第二期开始作出反应,从第二期到第六期是呈现上升的趋势,第六期以后是呈现下降的趋势,并逐渐趋向于0。说明城镇化的不合理推进,会促进碳排放量的增加,阻碍低碳经济的实现。

从图1、图2可知,技术创新能够降低碳排放量,有利于低碳经济发展。而不合理的城镇化进程,会超出环境的最大承载能力,促进碳排放量增加,阻碍低碳经济发展。但是,从长期来看,在分别给技术创新、城镇化一个标准差大小的冲击后,碳排放量的反应程度是逐渐减小的。

2. 技术创新、城镇化对碳排放量的脉冲响应分析

图3 技术创新对碳排放量冲击的反应

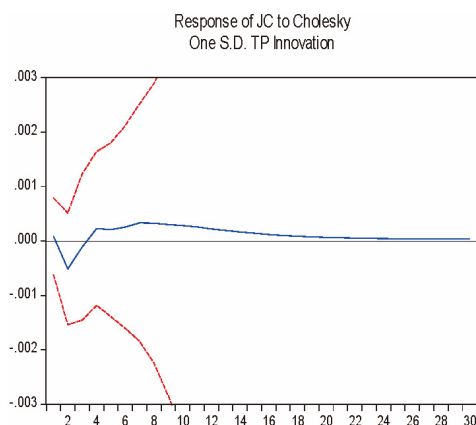


图4 城镇化对碳排放量冲击的反应

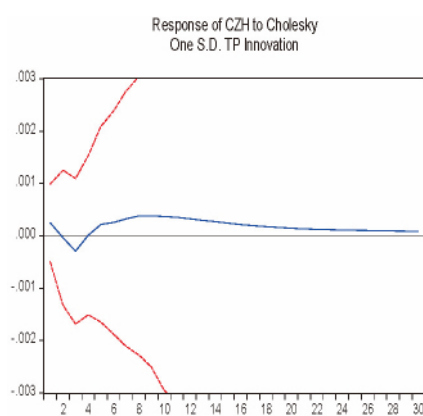


图3为技术创新对碳排放量的反应。在给碳排放量一个正向冲击后,短期内技术创新能力呈现负向的反应,而在第四期以后,由负向变为正向。这是由于在碳排放量增加的初期,国家对技术创新没有足够的重视,而一项新技术研发面临的风险较大,所以一国对技术研发的投入较少,创新能力不足。但是从长期来看,国家逐步认识到技术创新的重要性,就会加大对科技研发的支持力度,鼓励创新,从而会促进技术研发投入的增加。因此,在给碳排放量一个正向冲击后,技术创新能力表现为先下降后上升的趋势。

图4为城镇化对碳排放量的一个标准差新息的响应。在给碳排放量一个正向冲击后,城镇化在第一期是呈现正向影响的,在第二、三期是呈现负向影响的,从第四期开始呈现稳定的正向影响。长期来看,碳排放量的不断增加,会对城镇化产生正向影响。这是由于第二产业会产生大量的碳排放,而第二产业一般是资源密集型和劳动密集型产业。因此,随着第二产业的发展,碳排放量会不断增加,同时也吸引了大量农村人口进入城市就业,从而提高了城镇化率。

3. 城镇化对技术创新、技术创新对城镇化的脉冲响应分析

图5 城镇化对技术创新冲击的反应

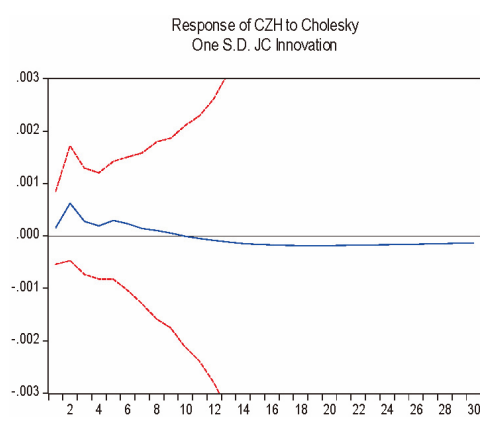


图6 技术创新对城镇化冲击的反应

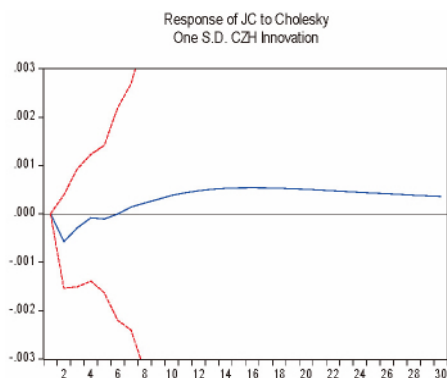


图5为在整个冲击期内,城镇化对技术创新的一个标准差新息的响应。在前7期内,城镇化对来自技术创新的冲击为正向响应,在第七期以后,城镇化对来自技术创新的冲击为负向影响。

图6为在整个冲击期内,技术创新对城镇化的一个标准差新息的响应。在第一期,技术创新对来自城镇化的冲击为正向响应,在第二期到第五期,技术创新对来自城镇化的冲击为负向响应,第五期以后,技术创新对来自城镇化的冲击具有显著、稳定的正向响应。

五、结论

根据1997—2016年我国城镇化、技术创新、碳排放量的时间序列数据,运用Eviews9软件,通过单位根

检验、协整检验、建立误差修正模型(ECM)和VAR模型、脉冲响应分析、方差分解,得出的结论是:

第一、在近20年间,我国的碳排放量、城镇化与技术创新之间存在长期稳定的均衡关系,并且在长期,我国技术创新能力的提高,能够促进碳排放量减少,从而促进低碳经济发展。城镇化的不合理推进,使得碳排放量增加,阻碍低碳经济发展。具体来说,在城镇化不变的条件下,技术创新每增加1%,碳排放量减少2491009万吨;在技术创新不变的条件下,城镇化每增加1%,碳排放量增加1618921万吨。

第二、通过建立误差修正模型,可得到误差修正项的系数为-0.628,即当变量的短期波动使得系统偏离其长期均衡状态时,在未来的第四时期这一偏离度将有约62.8%得到纠正,使非均衡状态调整为均衡状态。

第三、通过脉冲响应分析可知,碳排放量对技术创新冲击的反应呈现负向的作用;碳排放量对城镇化冲击的反应是正向的;技术创新对碳排放量冲击的反应在短期是负向的作用,在长期是正向的作用。城镇化对碳排放量冲击的反应是先正向、后负向、再正向的;城镇化对技术创新冲击的反应在短期是正向的,长期是负向的。技术创新对城镇化冲击的反应在短期是负向的作用,长期是正向的作用。因此,技术创新能够降低碳排放量,促进低碳经济发展,而不合理的城镇化进程会增加碳排放量,抑制低碳经济发展。■

参考文献:

- [1]王安静,冯宗宪,孟渤.中国30省份的碳排放测算以及碳转移研究[J].数量经济技术经济研究,2017(8):89—104.
- [2]王丽萍,刘明浩.基于投入产出法的中国物流业碳排放测算及影响因素研究[J].资源科学,2018(1):195—206.
- [3]Su B.,Ang B.W.,Low M..Input-output analysis of CO₂ emissions embodied in trade and the driving forces:Processing and normal exports[J].Ecological Economics,2013,88(2):119—125.
- [4]李爱华,宿洁,贾传亮.经济增长与碳排放协调发展及一致性模型研究——宏观低碳经济的数理分析[J].中国管理科学,2017(4):1—6.
- [5]Saidi K.,Hammami S..Economic growth,energy consumption and carbone dioxide emissions:recent evidence from panel data analysis for 58 countries[J].Quality & Quantity,2015,50(1):1—23.
- [6]韩梦瑶,刘卫东,唐志鹏,夏炎.世界主要国家碳排放影响因素分析——基于变系数面板模型[J].资源科学,2017(12):2420—2429.
- [7]陈邦丽,徐美萍.中国碳排放影响因素分析——基于面板数据 STIRPAT-Alasso 模型实证研究[J].生态经济,2018(1):20—24.
- [8]Brizga J.,Feng K.,Hubacek K..Drivers of greenhouse gas emissions in the Baltic States:A structural decomposition analysis[J].Ecological Economics,2014,98(2):22—28.
- [9]徐雪梅,王蓓蓓.辽宁碳排放与经济发展关系的实证分析[J].东北财经大学学报,2012(3):39—45.

作者简介:芦雨婷,济南大学商学院,硕士研究生,研究方向为国民经济可持续发展。

编辑 沈德力