

城市化水平与能源消费的动态均衡关系实证研究

张优智^{1,2}, 党兴华¹

(1. 西安理工大学 经济与管理学院, 陕西 西安 710054;

2. 西安石油大学 经济管理学院, 陕西 西安 710065)

摘要:选取中国1978~2010年间的的数据,运用协整分析和因果关系检验方法研究城市化水平与能源消费之间是否存在长期的动态均衡关系。研究表明,城市化水平与能源消费之间存在长期的均衡关系;因果关系检验发现,在1978~2010年间存在着城市化水平与能源消费的单向因果关系,即城市化水平的提高带动了能源消费的增加,而能源消费构成城市化水平的原因并不显著。

关键词:城市化;能源消费;因果检验;动态均衡关系;S型曲线;误差修正模型;向量自回归模型;脉冲响应函数

中图分类号:F224

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2013)03-0054-05

城市化水平与能源消费之间的关系一直是能源经济学研究的重要问题。Poumanyong等通过对1975~2005年99个国家的面板数据,对人口、富裕程度、技术3个自变量和因变量之间的关系进行了研究,研究发现:城市化降低了低收入群体的能源消费,而中高收入群体却随着城市化进程增加了能源消费^[1]。Liu研究发现,不管是长期还是短期,只存在从城市化到能量消耗总量的单向因果关系^[2]。Wei等指出城市化对能源消费具有双刃剑的作用:一方面,城市化进程的推进导致了经济的增长和人们生活水平的提高,从而加大了能源消费的数量;另一方面,正是由于城市化程度的不断提高,产业组织结构、技术结构、产品结构等得到更合理的调整、各种配置得到进一步的优化、各种资源得到更合理的利用,又使得能源消耗具有下降的趋势^[3]。IMAI利用多个国家1980~1993年的数据进行分析,发现城市人口比例和人均能源消费的对数存在正相关关系^[4]。Shen等认为中国的城市化水平与能源需求

之间存在较强的相关关系^[5]。耿海青对1953~2002年中国的煤炭、石油、天然气消费量和城市化率进行拟合,发现相关系数都在0.9以上,城市化水平与人均能源消费也存在高度的相关性,随着城市化水平的提高,人均能源消费水平上升^[6]。梁朝晖采用1953~2007年的时间序列数据研究城市人口与能源消费之间的因果关系,发现两者之间存在双向因果关系^[7]。刘耀彬对1978~2005年间的中国城市化与能源消费之间的动态关系进行分析,发现中国城市化水平提高是能源消费量增长的原因,而中国能源消费增长却不是城市化水平提高的直接推动原因^[8]。许冬兰等研究发现山东省城市化和能源消耗量之间不仅存在着单向的因果联系,并且存在着协整关系^[9]。袁晓玲等构建了测度城市化水平的综合指标,基于1990~2009年关中城市群的时间序列数据,定量分析了陕西省不同区域城市化水平与能源消费之间具有不同的因果关系^[10]。杨肃昌等研究发现:甘肃省城市化水平提高是导致能源消费增长的

收稿日期:2013-04-11

基金项目:陕西省教育厅基地项目(2010JZ20);陕西省教育厅人文社科专项项目(2013JK0106)

作者简介:张优智(1977-),男,陕西户县人,西安石油大学讲师,西安理工大学管理学博士研究生。

原因,而能源消费增长却不是城市化水平提高的原因^[11]。

各国城市化发展的规律由诺瑟姆(Northam) 1975 年总结为城市化发展曲线,即 S 型曲线。世界城市化可以分为 3 个阶段:第一阶段城市化水平小于 30%。此时城市人口增长缓慢,当城市人口比重超过 10% 以后城市化水平才略微加快。该阶段人们的生产和生活方式以农业和农村为主,以城市的生产和生活方式为辅。第二阶段城市化水平在 30% ~ 70% 之间。当城市人口比重超过 30%,城市化进程出现加快趋势,这种趋势一直持续到城市化水平达到 70% 才会稳定下来。该阶段人们的生产和生活方式也在发生深刻的变化,主要表现为由农业和农村转变为工业和城市。第三阶段城市化水平大于 70%。此时社会经济发展渐趋成熟,城市人口保持平稳。该阶段人们生产方式由工业向服务业转变,生活方式由追求数量向提高生活质量转变^[12]。

众所周知,1978 年中国城市化率只有 17.92%,而 2010 年城市化率上升到 49.95%,农村人口和城市人口基本相当,城市化进程处于加速发展期。在这一阶段,经济发展对工业特别是资源型工业的依赖要高于城市化初级阶段,这会增加能源消费量。所以城市化进程的推进所带来的生产和生活方式的改变将会导致总体能源消费水平的上升。考虑到数据获得的便利性,本文主要采用城镇人口比重来衡量城市化水平。本文将对中国 1978 ~ 2010 年城市化水平和能源消费的问题进行实证研究,分析两个变量之间是否存在因果关系,研究结论可以为建立节能型城市提供决策依据。

一、研究方法、变量及数据来源

(一) 研究方法

为了验证城市化水平和能源消费之间的关系,本文采用 Engle 和 Granger 提出的协整检验方法(以下简称为 E-G 两步法)进行两者间的协整关系检验。将协整定义为

k 维向量时间序列 $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$ ($t = 1, 2, \dots, T$) 的分量序列间被称为 d, b 阶协整, (1) 若满足 $Y_t \sim I(d)$, 要求 Y_t 的每个分量都是 d 阶单整的向量; 则记为 $Y_t \sim CI(d, b)$; (2) 若存在非零向量 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$, 使得 $\beta' Y_t \sim I(d - b)$, $0 < b \leq d$, 简称 Y_t 是协整的向量, 向量 β 又称为协整向量。

E-G 两步法检验的主要步骤如下:

(1) 若 k 个序列 $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}$ 都是 1 阶单整序列, 则建立回归方程:

$$y_{1t} = \beta_2 y_{2t} + \beta_3 y_{3t} + \dots + \beta_k y_{kt} + u_t \tag{1}$$

该模型估计的残差序列 \hat{u}_t 为

$$\hat{u}_t = y_{1t} - \hat{\beta}_2 y_{2t} - \hat{\beta}_3 y_{3t} - \dots - \hat{\beta}_k y_{kt} \tag{2}$$

(2) 检验残差序列 \hat{u}_t 是否平稳, 也就是判断残差序列 \hat{u}_t 是否含有单位根。通常用 ADF 检验来判断残差序列 \hat{u}_t 是否平稳。

(3) 如果残差序列 \hat{u}_t 是平稳的, 则可以确定回归方程中的 k 个变量 $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$ 之间存在协整关系, 并且协整向量为 $(1, -\hat{\beta}_2, \dots, -\hat{\beta}_k)'$; 否则 $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$ 之间不存在协整关系^[13]。

(二) 变量选取及数据来源

用城镇人口比重来衡量城市化水平, 记为 U 。能源消费总量(万吨标准煤)作为能源消费的测度指标, 记为 E 。为了消除时间序列数据中存在的异方差现象, 对两个变量分别取自然对数, 记为 $\ln(U)$ 、 $\ln(E)$, 其相应的 1 阶差分序列记为 $\Delta \ln(U)$ 、 $\Delta \ln(E)$, 其 2 阶差分序列记为 $\Delta^2 \ln(U)$ 、 $\Delta^2 \ln(E)$, Δ 、 Δ^2 分别表示 1、2 阶差分。本研究采用的数据来源于《中国统计年鉴(2010)》, 相关数据见表 1。

表 1 1978 ~ 2010 年中国城市化水平与能源消费相关数据

年份	能源消费总量/万吨标准煤	城镇人口比重/%	年份	能源消费总量/万吨标准煤	城镇人口比重/%
1978	57 144	17.92	1995	131 176	29.04
1979	58 588	18.96	1996	135 192	30.48
1980	60 275	19.39	1997	135 909	31.91
1981	59 447	20.16	1998	136 184	33.35
1982	62 067	21.13	1999	140 569	34.78
1983	66 040	21.62	2000	145 531	36.22
1984	70 904	23.01	2001	150 406	37.66
1985	76 682	23.71	2002	159 431	39.09
1986	80 850	24.52	2003	183 792	40.53
1987	86 632	25.32	2004	213 456	41.76
1988	92 997	25.81	2005	235 997	42.99
1989	96 934	26.21	2006	258 676	44.34
1990	98 703	26.41	2007	280 508	45.89
1991	103 783	26.94	2008	291 448	46.99
1992	109 170	27.46	2009	306 647	48.34
1993	115 993	27.99	2010	324 939	49.95
1994	122 737	28.51			

二、城市化水平与能源消费的实证分析

(一) 单位根检验

首先要对城市化水平与能源消费进行平稳性检验,以确定其平稳性及单整阶数,检验结果见表2。其中检验形式 (C,T,K) 中的 C 、 T 、 K 分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势项和滞后阶数。0表示检验方差不包括常数项或时间趋势项。由表2可知,城市化水平与能源消费2阶差分序列的ADF检验值都小于临界值,表明城市化水平与能源消费在经过2阶差分后平稳,所以有 $\ln(U) \sim I(2)$,又有 $\ln(E) \sim I(2)$ 。

表2 $\ln(U)$ 和 $\ln(E)$ 单位根的ADF检验表

变量	检验类型 (C,T,K)	ADF 检验值	各显著性水平下的临界值			检验 结果
			1%	5%	10%	
$\ln(U)$	$(C,T,2)$	-2.610	-4.297	-3.568	-3.218	不平稳
$\ln(E)$	$(C,T,1)$	-2.820	-4.297	-3.659	-3.218	不平稳
$\Delta \ln(U)$	$(C,0,2)$	-2.589	-3.689	-2.972	-2.625	不平稳
$\Delta \ln(E)$	$(C,T,3)$	-2.833	-4.339	-3.588	-3.229	不平稳
$\Delta^2 \ln(U)$	$(C,0,2)$	-10.486	-3.670	-2.964	-2.621	平稳
$\Delta^2 \ln(E)$	$(C,0,1)$	-4.518	-3.689	-2.972	-2.625	平稳

(二) 协整检验和误差修正模型

1. 协整检验

在时间序列数据分析中,每一个序列单独来说可能是非平稳的,但序列的线性组合可能有不随时间变化的性质,这种平稳的线性组合可以说明变量间是协整的,即这些非平稳变量之间存在长期稳定的均衡关系。因为 $\ln(U) \sim I(2)$, $\ln(E) \sim I(2)$,满足协整检验的前提,可以用E-G两步法检验这两个变量之间协整关系。协整回归方程为

$$\ln(E) = 5.812 + 1.734\ln(U) \quad (3)$$
$$R^2 = 0.971, F = 1\,055.685$$

式中: R^2 是拟合优度检验,其数值越接近1,表示样本方程对总体方程拟合程度越好; F 为统计量, F 值越大,表示回归方程的整体显著性越好。

从协整回归方程可以发现,中国城市化水平每提高1%,能源消费量将增加1.734%,说明中国随着城市化水平的提高,能源消费量也增加了。回归方程的残差为: $\ln(E) - 5.812 - 1.734\ln(U)$ 。残差序列的ADF检验结果见表3,可以发现 $\ln(U)$ 和 $\ln(E)$ 之间存在协整关系。图1分别显示了残差值、实际值与拟合值的线性趋势,也说明了两个变量

表3 残差序列的ADF检验结果

检验类型 (C,T,K)	ADF 检验值	各显著性水平下的临界值			检验结果
		1%	5%	10%	
$(C,0,2)$	-3.676	-3.670	-2.964	-2.621	平稳

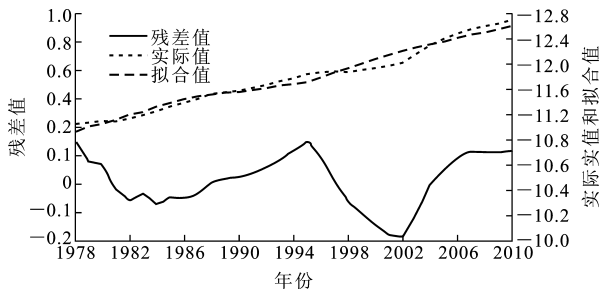


图1 残差趋势图

之间存在协整关系。协整回归方程表明两者之间存在长期的均衡关系。

2. 误差修正模型

描述样本期内城市化水平与能源消费的短期波动向长期均衡调整的误差修正模型(以下简称ECM)为

$$\Delta \ln(E_t) = 0.070 - 0.513\Delta \ln(U_t) -$$
$$0.165I_{ECM_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, I_{AIC} 为AIC的值; I_{ECM} 为ECM的值; $I_{AIC} = -3.936$; $I_{ECM_{t-1}} = \ln(E) - 5.812 - 1.734\ln(U)$; ε_t 为随机误差项。AIC信息准则是衡量统计模型拟合优良性的一种标准,它为日本统计学家赤池弘次创立和发展的,因此又称赤池信息量准则。这里 $I_{AIC} = -3.936$,说明模型拟合较好。

从误差修正模型来看,两者的短期动态均衡关系是,短期内城市化水平每提高1%,能源消费将反方向变动0.513%。这一数值比长期协整回归方程的要小,且为反方向变动,这说明城市化对能源消费的长期影响更为显著。 $I_{ECM_{t-1}}$ 的系数为-0.165,也说明能源消费变动受到多种其他因素的影响,城市化水平与能源消费之间的均衡关系对当期非均衡误差调整的自身修正能力并不是很强。

3. 因果关系检验

城市化水平与能源消费之间的因果关系检验见表4,其中 P 值为结果可信程度的一个递减指标。由表4可以观察到:滞后期数为1、2、3、4年的城市化均是引起能源消费的原因;而能源消费构成城市化的原因并不显著,即能源消费不是城市化进程的制约因素。

4. 向量自回归模型

可以用序列 $\Delta^2 \ln(U)$ 、 $\Delta^2 \ln(E)$ 的数据来建立自

表 4 城市化水平与能源消费之间的因果关系检验表

滞后期	零假设	<i>F</i>	<i>P</i>	决策	因果关系结论
1	$\ln(U) \not\Rightarrow \ln(E)$	8.066	0.008	拒绝	$\ln(U) \Rightarrow \ln(E)$
	$\ln(E) \not\Rightarrow \ln(U)$	0.195	0.662	接受	$\ln(E) \not\Rightarrow \ln(U)$
2	$\ln(U) \not\Rightarrow \ln(E)$	6.025	0.007	拒绝	$\ln(U) \Rightarrow \ln(E)$
	$\ln(E) \not\Rightarrow \ln(U)$	0.683	0.514	接受	$\ln(E) \not\Rightarrow \ln(U)$
3	$\ln(U) \not\Rightarrow \ln(E)$	5.387	0.006	拒绝	$\ln(U) \Rightarrow \ln(E)$
	$\ln(E) \not\Rightarrow \ln(U)$	0.737	0.541	接受	$\ln(E) \not\Rightarrow \ln(U)$
4	$\ln(U) \not\Rightarrow \ln(E)$	2.862	0.050	拒绝	$\ln(U) \Rightarrow \ln(E)$
	$\ln(E) \not\Rightarrow \ln(U)$	1.901	0.150	接受	$\ln(E) \not\Rightarrow \ln(U)$

回归模型(以下简称 VAR)模型,并利用脉冲响应函数和方差分解对其进行解释。根据 AIC 和 SC(SC 是施瓦茨准则,其数值越小,就代表模型拟合得越好)取值最小的准则,变量的滞后区间定为 1 阶到 2 阶。将 $\Delta^2 \ln(U)$ 、 $\Delta^2 \ln(E)$ 滞后 1~2 期的值作为内生变量,采用最小二乘法来估计该模型^[14]。方程如下:

$$\Delta^2 \ln(E_t) = 0.161 \Delta^2 \ln(E_{t-1}) - 0.295 \Delta^2 \ln(E_{t-2}) - 0.304 \Delta^2 \ln(U_{t-1}) - 0.783 \Delta^2 \ln(U_{t-2}) + 0.0016 \quad (5)$$

其中, $I_{AIC} = -4.180$; I_{SC} 表示 SC 的值, $I_{SC} = -3.944$ 。

$$\Delta^2 \ln(U_t) = -0.615 \Delta^2 \ln(U_{t-1}) - 0.187 \Delta^2 \ln(U_{t-2}) - 0.075 \Delta^2 \ln(E_{t-1}) + 0.034 \Delta^2 \ln(E_{t-2}) - 0.0003 \quad (6)$$

其中, $I_{AIC} = -5.952$; $I_{SC} = -5.717$ 。

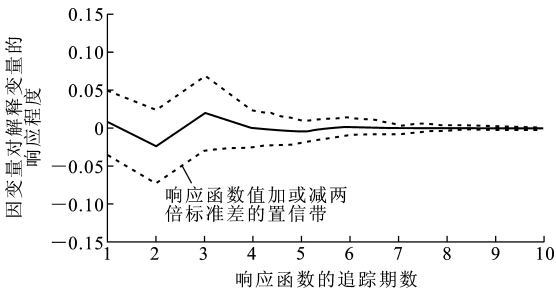
表 5 说明了方程的整体拟合度较好。式(5)表明当前的 $\Delta^2 \ln(E)$ 与其自身的滞后值和 $\Delta^2 \ln(U)$ 的滞后值均有较大的关联度。式(6)表明当前的 $\Delta^2 \ln(U)$ 与其自身的滞后值和 $\Delta^2 \ln(E)$ 的滞后值均有较大的关联度。

表 5 VAR 模型整体检验结果

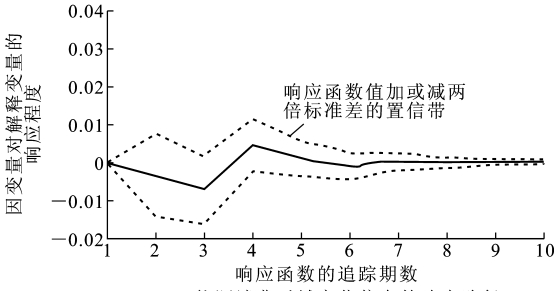
滞后阶数	可决性残差协方差	对数似然值	<i>I</i> _{AIC}	<i>I</i> _{SC}
(1,2)	6.81×10^{-8}	156.981 5	-10.136 7	-9.665 2
(1,3)	5.33×10^{-8}	155.009 7	-10.072 1	-9.406 0
(1,4)	4.96×10^{-8}	150.448 2	-9.811 0	-8.947 1
(1,5)	2.82×10^{-8}	152.185 9	-10.014 3	-8.949 8

5. 脉冲响应函数

根据向量回归模型具有的特殊动态结构性质,脉冲响应函数可以很好地识别一个变量的扰动是如何通过模型影响其他所有变量,最终又反馈到变量自身上来的^[15-17]。图 2 是基于 VAR(2) 和渐近解析法模拟的脉冲响应函数曲线(在模型中把响应函数的追踪期设定为 10 年)。从图 2 可以看出,城市化对能源消费信息的一个标准差扰动的响应呈现出比较稳定的响应并且持续时间也比较长。这说明了城市化水平与能源消费之间存在着紧密的联系,并且



(a) 城市化对能源消费信息的响应路径



(b) 能源消费对城市化信息的响应路径

图 2 脉冲响应函数曲线

这种联系也具有长期性。能源消费对城市化信息的一个标准差扰动的响应也呈现出较为稳定的持续性。这一研究结论又进一步支持了协整的实证结果,也说明了城市化水平与能源消费之间存在密切的长期关系^[18-19]。

三、结 语

(1)非平稳序列 $\ln(U)$ 、 $\ln(E)$ 在经过 2 阶差分后平稳,所以, $\ln(U)$ 、 $\ln(E)$ 均为 2 阶单整,即 $\ln(U) \sim I(2)$ 、 $\ln(E) \sim I(2)$ 。协整检验结果表明城市化水平与能源消费之间存在长期的均衡关系,中国城市化水平每提高 1%,能源消费量将增加 1.734%,说明随着城市化水平的提高,中国能源消费量也增加了。这是因为城市是中国能源消费的主体,再加之城市化使得现代城市交通运输体系的能耗不断增加,还有农村人口的快速城市化也会带来能源消费量的相应增长。

(2)从误差修正模型来看,误差修正系数为 -0.165,符合相反修正机制,两者的短期动态均衡关系是,短期内城市化水平每提高 1%,能源消费将反方向变动 0.513%。

(3)因果关系检验表明,滞后期数为 1、2、3、4 年的城市化均是引起能源消费的原因,而能源消费构成城市化的原因并不显著,即能源消费不是城市化进程的制约因素。

(4)基于 VAR(2) 的模型表明,城市化水平与

能源消费之间存在着紧密的联系,城市化水平的提高带动能源消费的增加,而且这种联系具有长期性。

参考文献:

- [1] Poumanyong P, Kaneko S. Does urbanization lead to less energy use and lower CO₂ emissions? a cross-country analysis[J]. *Ecological Economics*, 2010(70):434-444.
- [2] Liu Y B. Exploring the relationship between urbanization and energy consumption in China using ARDL (Auto-regressive Distributed Lag) and FDM (Factor Decomposition Model)[J]. *Energy*, 2009(34):1846-1854.
- [3] Wei B R, Yagita H, Inaba A, et al. Urbanization impact on energy demand and CO₂ emission in China [J]. *Journal of Chongqing University*, 2003(2):46-50.
- [4] IMAI H. The effect of urbanization on energy consumption[J]. *Journal of Population Problem*, 1997(2):43-49.
- [5] Shen L, Cheng S K, Wan H. Urbanization, sustainability and the utilization of energy and mineral resources in China cities[J]. *Energy Policy*, 2005(4):287-302.
- [6] 耿海清. 能源基础与城市化发展的相互作用机理分析[D]. 北京:中国科学院研究生院, 2004.
- [7] 梁朝晖. 城市化不同阶段能源消费的影响因素研究[J]. *上海财经大学学报*, 2010, 12(5):89-96.
- [8] 刘耀彬. 中国城市化与能源消费关系的动态计量分析[J]. *财经研究*, 2007, 33(11):72-81.
- [9] 许冬兰, 李琰. 山东省城市化和能源消耗的关系研究[J]. *中国人口. 资源与环境*, 2010, 20(11):19-24.
- [10] 袁晓玲, 方莹, 张宝山. 能源消费与城市化水平关系的动态计量分析:以关中城市群为例[J]. *城市发展研究*, 2011, 18(3):65-71.
- [11] 杨肃昌, 韩君. 城市化与能源消费:动态关系计量与贡献度测算:基于甘肃省数据的实证分析[J]. *西北人口*, 2012, 23(4):120-125.
- [12] Northam R M. *Urban geography* [M]. New York: John Wiley & Sons, 1975.
- [13] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 2版. 北京:清华大学出版社, 2009.
- [14] 张优智. 财政科技投入与经济增长的协整检验[J]. *科技进步与对策*, 2012, 29(7):11-16.
- [15] 张优智. 技术市场发展与经济增长的协整检验:基于1987~2009年的数据分析[J]. *大连理工大学学报:社会科学版*, 2011, 32(4):25-31.
- [16] 党兴华, 张优智. R&D投入与经济增长的协整检验:基于1988~2009年的数据分析[J]. *中国管理科学*, 2011, 19(10):776-782.
- [17] 张优智. 中国能源消费与经济增长关系实证研究[J]. *价格月刊*, 2012, 23(8):72-75.
- [18] 冯建国, 李元峰, 张茂省. 煤炭基地水污染研究理论体系探讨[J]. *地球科学与环境学报*, 2010, 32(3):272-276.
- [19] 洪增林, 薛惠锋. 城市土地集约利用潜力评价指标体系[J]. *地球科学与环境学报*, 2006, 28(1):106-110.

Empirical study on dynamic equilibrium relationship between urbanization and energy consumption

ZHANG You-zhi^{1,2}, DANG Xing-hua¹

(1. School of Economics and Management, Xi'an University of Technology, Xi'an 710054, Shaanxi, China;

2. School of Economics Management, Xi'an Shiyou University, Xi'an 710065, Shaanxi, China)

Abstract: The cointegration analysis and causality estimation were conducted to test the relationship of dynamic equilibrium between urbanization and energy consumption based on the data in the period of 1987~2010. The results indicate that there is a long term dynamic equilibrium relationship between urbanization and energy consumption and there is a single-direction causal connection between urbanization and energy consumption in the period of 1987~2010, that is, the improvement of urbanization increases the energy consumption, but the reasons for the improvement of the energy consumption increasing urbanization are not so obvious.

Key words: urbanization; energy consumption; causality estimation; dynamic equilibrium; S curve; error correction model; vector autoregression model; impulse response function