

中国城市化与经济增长关系研究

——基于向量自回归模型

彭 鑫,管卫华

(南京师范大学地理科学学院,江苏 南京 210023)

[摘要] 选取了1978年-2012年的中国城市化率和人均GDP指标,通过建立VAR模型、Johanson协整检验以及格兰杰因果关系检验、脉冲响应函数、方差分解函数等分析方法对我国城市化和经济增长之间的相互作用机制进行了分析,得出以下一致结论:中国城市化和经济增长之间存在长期均衡关系,具体表现为城市化指标每增加1%,经济增长指标增加7.35%;城市化在5%的显著性水平下构成了经济增长的格兰杰原因,而经济增长对于城市化虽有一定程度的影响,但是不能构成其主要原因。

[关键词] 城市化,经济增长,VAR模型

[中图分类号]F29 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1001-4616(2016)01-0095-06

Research on the Relationship Between the Urbanization and Economic Growth in China

——Based on the VAR Model

Peng Xin, Guan Weihua

(School of Geography Science, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

Abstract: In order to clarify that there is a mutual-influence relationship between the urbanization and economic growth in China, this paper analyzed the indexes of China's urbanization rate and GDP per capita from 1978 to 2012 using the methods of VAR model, Johanson cointegration test, granger causality test, impulse response function and variance decomposition function. The conclusion is consistent: there is a long-term equilibrium relationship between economic growth and urbanization in China, which shows that urbanization index increasing 1% generates the increase in economic growth by 7.35%. Urbanization constitutes the granger cause of economic growth under the significance level of 5% and economic growth has a certain degree of influence on the urbanization, but cannot be the main reason.

Key words: urbanization, economic growth, VAR model

改革开放以来,中国经济取得举世瞩目的成就,同时中国城市化也经历了快速的发展,而城市化与经济增长之间的关系成为一个重要的研究课题^[1]。国外学者对城市化与经济增长之间的关系研究主要在于其相关性上。美国经济学家 Lampard 指出经济增长和城市化发展之间具有非常显著的正相关性,经济发展程度与城市化发展阶段相对应^[2];Berry 采用主成分分析的方法对 95 个国家的 43 个变量进行分析,得出城市化与经济增长之间的正相关关系^[3];Henderson 利用不同国家的截面数据,计算出城市化水平与人均 GDP(取对数)之间的相关关系为 0.85,证实了经济增长与城市化之间较强的相关关系^[4]。Henderson 通过面板数据分析指出过度城市化会给经济增长带来负面效果,以及城市化本身对于经济增长的影响并不显著^[5]。Verner 对 1992 年-2002 年墨西哥相关数据的分析认为城市化不仅能促进经济增长还能消除贫困^[6]。Poelhekke 对非洲和拉丁美洲等国家的近 20 年的发展分析认为城市化与经济增长之间呈现负相关

收稿日期:2014-11-26.

基金项目:国家自然科学基金(41271128)、江苏省高校优势学科(地理学)建设工程项目(164320H116)。

通讯联系人:管卫华,博士,教授,研究方向:城市与区域经济。E-mail:guanweihua@njnu.edu.cn

关系,城市化并没有为这些国家和地区带来经济和就业的增长^[7].从图1可以看出中国经济增长与城市化呈现同步性,但是两者之间的相互作用机制到底是怎样的?国内学者也进行了研究.周一星通过相关分析发现城市化与经济增长之间存在十分明显的对数关系,相关系数达0.91^[8].成德宁通过对城市化水平与人均GDP之间的对数关系进行拟合,得到两者之间的相关系数为0.82^[9].李金昌等通过对我国1978年-2004年城市化水平和经济增长的动态计量分析,得到经济增长对城市化有较明显的正向作用,但是城市化对经济增长的作用并不明显^[10].沈坤荣等认为中国城市化能够通过物质资本、人力资本、知识资本和产业结构这4条途径来影响经济增长^[11].段瑞君等通过对1978年-2006年中国城镇人口和GDP指标进行分析得到,城市化对经济增长具有很大的促进作用,而经济增长对城市化的影响有限^[12].施建刚等利用中国1987年-2008年省际面板数据得出,短期内中国城市化和经济增长之间相互促进,长期内的相互促进机制并未形成^[13].齐美虎通过建立省域城市化和经济发展之间的空间模型,得到经济增长对城市化影响不断减弱的结论^[14].王智勇采用面板数据分析了云南省县域城市化与经济发展之间的关系,得到县域经济的增长与城市化之间存在显著的正相关性,但不同县域存在显著差异^[15].蔺雪芹定量分析了1978年-2008年中国城镇化与经济发展之间的关系及影响机制^[16].聂华林采用面板数据的方法,对我国1989年-2010年人口城市化水平与经济增长之间的关系进行动态比较研究,结果发现人口城市化水平与经济增长之间关系表现为显著的正相关^[17].本文是在相关研究的基础之上,采用定量分析的方法,阐述中国城市化与经济增长之间的相互作用机制.

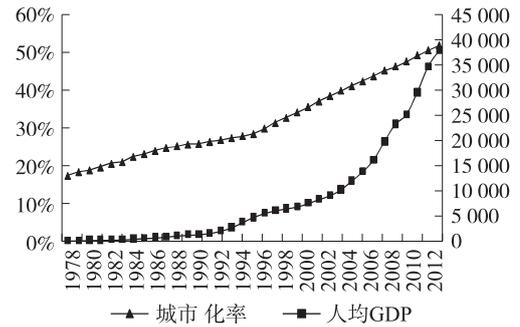


图1 改革开放以来我国城市化与经济增长关系图
Fig.1 The relationship between urbanization and economic growth in China since 1978

1 数据来源及数据处理

本文旨在对1978年-2012年中国城市化和经济增长之间的相互作用关系进行研究,选取人均GDP来表征经济增长,同时为消除价格因素影响,利用人均国内生产总值指数对人均GDP进行调整,计算出以1978年为基期的实际人均GDP作为衡量中国经济增长的指标.利用城镇人口占总人口的比例来反映城市化水平.此外为了消除观测数据的异方差,对实际人均GDP以及城市化率指标做对数处理,文中分别用LN_{gdp}和LN_{urban}来表示.人均GDP、人均国内生产总值指数以及城镇人口和总人口等指标数据均来自于《中国统计年鉴》.

2 VAR模型建立

2.1 VAR模型简介

向量自回归模型通常用于相关时间序列系统的预测和随机扰动对变量系统的动态影响分析,它是一种非结构化的模型,通过把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后项的函数来构造模型,应用样本可以确定一个多变量VAR系统的参数,从而得到变量间的相互关系,因而向量自回归模型是分析多变量时间序列的有力工具.其一般形式为:

$$Y_t = \alpha + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + B_1 X_t + \dots + B_r X_{t-r} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

式中 Y_t 表示 k 维内生变量向量, X_t 是 d 维外生变量向量, p 、 r 分别是内生变量和外生变量的滞后阶数. A_i 、 B_i 分别表示待估参数矩阵, ε_t 是随机误差项构成的向量^[18].

2.2 平稳性检验

变量的平稳性是分析时间序列模型的重要基础,若所选时间序列模型是非平稳的,则有可能出现伪回归的现象^[19].此外,协整检验也要求解释变量和被解释变量单整阶数相同,因此,有必要对1978年-2012年的LN_{gdp}和LN_{urban}指标进行单位根检验,以确定其是否为平稳序列.本文采用ADF(Augmented Dickey-Fuller)检验法对所选变量进行平稳性检验.具体检验结果如表1所示.

表1 变量的ADF检验结果
Table 1 The results of variable ADF test

序列	检验形式	ADF 值	5%	1%	检验结果
LNgdp	(C,N,4)	-0.231 463	-2.963 972	-3.670 170	不平稳
LNurban	(N,N,1)	3.767 122	-1.951 332	-2.636 901	不平稳
Δ LNgdp	(C,N,3)	-4.316 962	-2.963 972	-3.670 170	平稳
Δ LNurban	(C,N,0)	-4.387 099	-2.954 021	-3.646 342	平稳

注: Δ 分别表示一阶差分;(C/T/K)中,C/T分别表示单位根检验中的常数项和时间趋势项,K表示滞后阶数,N表示不含有常数项或时间趋势项。

通过对 LNgdp 和 LNurban 序列进行单位根检验,其检验结果均无法拒绝有单位根的原假设,说明原始序列是不平稳的;继而对其一阶差分序列做 ADF 检验,其在 1%的水平上显著拒绝有单位根的原假设,表明差分序列是平稳的,由此可得所选变量均为一阶平稳序列,记为 I(1)。

2.3 协整检验

所谓协整是指两个或多个非平稳的时间序列经过一定的时期后具有长期均衡关系^[20]。由于 VAR 模型要求所选变量是平稳序列或者序列之间存在协整关系,只有非平稳变量之间存在协整关系时,才可以直接使用非平稳序列建立 VAR 模型,如果变量之间不存在协整关系,则需要对其进行差分处理才能建立 VAR 模型^[21]。由上述单位根检验结果发现 LNgdp 和 LNurban 两个变量为非平稳序列,因此有必要对其进行协整检验。同时所选变量均为 I(1),符合协整检验条件^[22],对此本文采用 Johanson 法进行协整关系检验。检验结果如表 2 所示。

表2 Johanson 协整关系检验结果
Table 2 The results of Johanson cointegration relationship test

检验类型	原假设协整关系数	迹统计量	5%临界值	P 值
迹检验	None*	23.461 05	15.494 71	0.002 6
	At most 1	0.014 099	3.841 466	0.905 3
最大特征值检验	None*	23.446 95	14.264 60	0.001 4
	At most 1	0.0140 99	3.841 466	0.905 3

迹检验和最大特征值检验结果均显示 LNgdp 和 LNurban 在 5%的显著性水平下存在 1 个协整方程。其协整关系式如下:

$$\text{vecm} = \text{LNgdp} - 7.3525 \text{LNurban}, \quad (2)$$

(0.147 14)

表明城市化和经济增长之间存在长期稳定的均衡关系,城市化指标每增加 1 个百分点,经济增长将增加 7.3525 个百分点,城市化极大地促进了经济的发展。

2.4 VAR 模型建立

首先,建立 VAR 模型要确定其最佳滞后期,文中分别计算出 0-6 阶基于 AIC、SC、LR、HQ 等选择标准的统计量值,“*”为相应准则所选择的最佳滞后期,由表 3 可见,滞后期为 6 时效果最佳,因此确定所建 VAR 模型的最佳滞后期为 6。其次,对于确定最佳滞后期的 VAR 模型要检验其稳定性,图 2 为 AR 特

表3 VAR模型滞后期

Table 3 Lag intervals for endogenous of VAR model

滞后期	LR	AIC	SC	HQ
0	NA	0.837 052	0.931 348	0.866 584
1	238.400 100	-8.056 322	-7.773 434	-7.967 725
2	19.204 820	-8.580 661	-8.109 180	-8.432 999
3	21.047 170	-9.261 489	-8.601 415	-9.054 762
4	0.827 749	-9.027 014	-8.178 348	-8.761 223
5	13.574 670	-9.505 301	-8.468 042	-9.180 444
6	13.632 950*	-10.081 500*	-8.855 647*	-9.697 577*

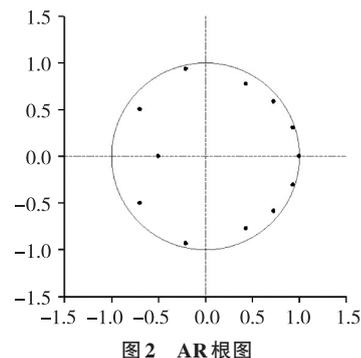


图2 Inverse roots of AR characteristic polynomial

征根检验结果. 图中的点表示 AR 特征根的倒数的模, 当这些点均落到单位圆中(模的值全部小于 1)时, 说明模型是稳定的. 图 2 显示本文中建立的滞后期为 6 的 VAR 模型是有效的.

3 VAR 模型相关分析

3.1 格兰杰因果检验

协整关系检验结果表明变量之间存在长期动态均衡, 但是却不能说明两者之间存在因果关系. 格兰杰因果检验可以检测某个变量的所有滞后项是否对另一个或几个变量的当前值有影响^[23]. 如果检验结果影响显著, 则说明变量之间存在格兰杰因果关系, 反之, 则说明变量之间不构成格兰杰因果关系.

表 4 的格兰杰检验结果显示, 在 5% 的显著性水平下城市化是经济增长的格兰杰原因, 而经济增长不是城市化的格兰杰原因. 在 10% 的显著性水平下城市化和经济增长互为因果关系.

表 4 Granger 因果关系检验结果
Table 4 The result of Granger causality test

原假设	F 统计量	显著水平
LNurban 不是 LNgdp 的格兰杰原因	2.862 58	0.043 3
LNgdp 不是 LNurban 的格兰杰原因	2.349 17	0.080 7

3.2 脉冲响应函数

脉冲响应函数是用来衡量来自某个内生变量的随机扰动项的一个标准差冲击对于 VAR 模型中所有内生变量当前值和未来取值的影响^[24].

图 3、图 4 为脉冲响应函数检验结果. 图 3 中实线和虚线分别表示城市化对于来自自身和经济增长的一个正向标准差的扰动的响应. 首先, 城市化对于自身一个正向标准差的冲击会立即做出同向浮动, 并于第 4 期达到正向最大值 0.012 2, 而后开始下降, 至第 9 期左右降为零. 第 10 期至第 17 期表现为负值, 此后再次大于 0, 其累积影响效应 0.066 8. 说明城市化受到自身冲击后会立即发生变化, 且在短期内会促进自身发展. 之后由于其自身强化趋势较弱, 使得冲击的影响力逐渐减小, 并开始出现负向效应. 但在自身机制的调节作用下, 逐渐恢复为正向效应, 并且使得其累积影响最终表现为正向.

其次, 城市化对于经济增长的一个正向标准差的冲击并未立即做出反应, 并于第 3 期达到负向最大值 0.002 0, 而后负向效应逐渐减小, 于第 5 期左右减至 0. 5 期-12 期处于缓慢上升阶段, 于第 12 期达到 0.004 7, 之后开始减小, 其累积影响效应为 0.033 1. 说明经济增长的变动对城市化产生的影响存在短暂滞后现象, 具体表现为先对城市化产生较为短暂的抑制作用, 而后转化为持续的促进作用, 其累积影响效应最终表现为正向.

从整体来看, 城市化受到自身影响的幅度和累积效果要比经济增长对其影响的整体强度大, 说明经济增长对于城市化虽有一定程度的影响, 但是并不能构成城市化发展的主要原因.

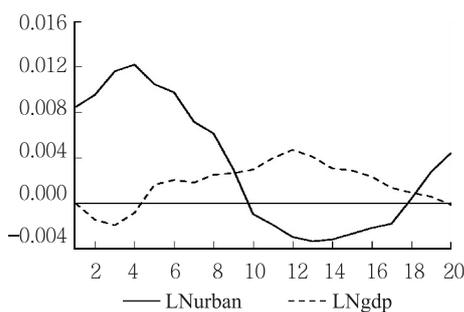


图 3 LNurban 对于各变量冲击的响应

Fig.3 Response of LNurban to Cholesky One S.D. Innovations

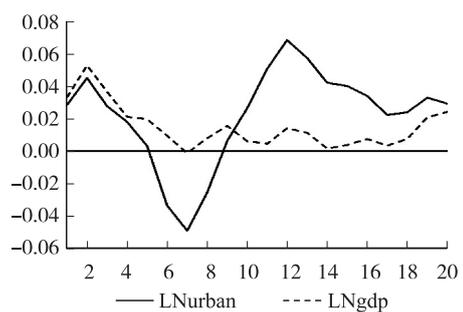


图 4 LNgdp 对于各变量冲击的响应

Fig.4 Response of LNgdp to Cholesky One S.D. Innovations

图 4 中实线和虚线分别表示经济增长对于来自城市化和自身的一个标准差的正向扰动的响应. 首先, 经济增长对于来自城市化的一个正向标准差的冲击, 会立即做出同向变化, 于第 2 期达到 0.045 0, 之后开始下降, 至第 5 期左右降为 0, 此后开始负向增长, 于第 7 期达到负向最大值 0.049 3. 9 期-12 期恢复为正向效应, 并且增速显著, 于第 12 期达到最大值 0.068 5, 之后开始波动下降, 其累计影响值为 0.446 7. 说明经济增长对于城市化的变动反应较敏感, 在短期内会促进经济增长, 但由于这种促进作用的强化效果较弱, 使得正向影响迅速降低, 并一度出现抑制经济增长的势头. 而后随着各项政策和措施的加强, 负向效应逐渐消除, 正向效应作用显著. 其次, 经济增长对于自身一个正向标准差的变化, 会立即做出同向

反应,于第2期达到最大值0.0528,随即开始迅速减小,至第7期左右降为零,之后一直处于正向波动状态,累积影响值为0.2985.说明经济增长对于自身的变动反应较敏感,人均GDP的积累在短期内会明显促进经济的进一步增长,但是这种较强增效持续时间较短,之后促进作用明显下降.

从整体来看,经济增长受到城市化因素的影响幅度和累积效果明显较其自身强度大,可见城市化是经济增长的重要原因.

3.3 方差分解

方差分解法(Variance Decomposition)是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度,进一步测度不同结构冲击的重要性^[25].图5、图6分别为LNurban和LNgdp的方差分解结果.

图5显示,城市化在第1期只受到自身波动的影响,人均GDP对城市化的冲击从第2期开始显现,并且呈现逐步增大的趋势,于16期左右开始保持相对稳定状态,其方差贡献稳定在13%左右.说明经济增长对于城市化的影响在逐步增大,但是所占比重始终较小,未能超过其自身的贡献率,即城市化主要受其自身因素的影响,经济增长对其影响较小.

图6显示,经济增长在第1期就同时受到自身和城市化双方的影响,就其贡献率来讲,来自自身的贡献占57.52%,来自城市化方面的贡献占42.48%;在2期-5期,来自城市化方面的方差贡献有所减小,于第5期达到最小值为39.39%;随后来自城市化方面的影响开始增大并于第7期超过自身的影响水平,所占比重达到54.97%;8期-10期城市化对于经济增长的贡献率保持在56%的相对平稳状态;之后城市化对于经济增长的影响开始增大,并最终稳定在77%左右.说明城市化对于经济增长的贡献虽有波动,但整体呈现增大的趋势,并最终超过自身的贡献,即城市化是经济增长的重要原因.

综上所述可以看出,格兰杰因果关系检验、脉冲函数响应以及方差分解检验的结果是一致的,即城市化和经济增长之间存在长期均衡关系,并且城市化是经济增长的重要原因,而经济增长对于城市化的影响相对较小.

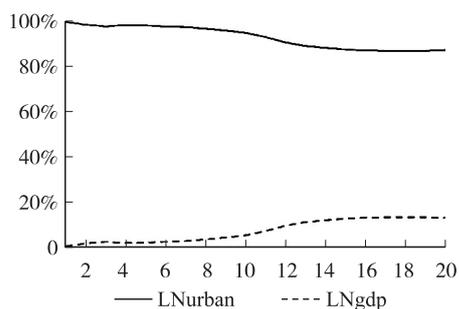


图5 LNurban的方差分解

Fig.5 Variance decomposition of LNurban

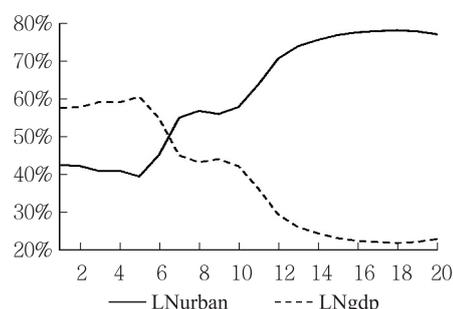


图6 LNgdp的方差分解

Fig.6 Variance decomposition of LNgdp

4 结论

通过对1978年-2012年中国城市化和经济增长关系建立VAR模型以及相关分析,得出以下结论:

(1)通过对城市化和经济增长指标进行协整分析,得到中国城市化和经济增长之间存在长期的动态均衡关系,具体表现为城市化指标每增加1个百分点,经济增长将增加7.3525个百分点.

(2)通过对城市化和经济增长指标进行格兰杰因果检验,得到在5%的显著性水平下城市化是经济增长的格兰杰原因,而经济增长不是城市化的格兰杰原因.

(3)通过对脉冲响应函数进行分析得到,城市化受到自身影响的幅度和累积效果要比来自经济增长对其影响的整体强度大,说明经济增长对于城市化虽有一定程度的影响,但是并不能构成城市化发展的主要原因.而经济增长受到城市化因素的影响幅度和累积效果明显较其自身强度大,城市化构成了经济增长的主要原因.

(4)通过对方差分解函数进行分析得到,经济增长对于城市化的影响虽然逐步上升,但是所占比例仍然较小,城市化的发展主要受到自身的影响;城市化对于经济增长的贡献逐步增大并最终超过自身的贡献,成为经济增长的主要原因.

[参考文献]

- [1] 姚奕,郭军华.我国城市化与经济成长的因果关系研究:基于1978~2008年东、中、西部、东北地区面板数据[J].人文地理,2010,25(6):42-46.
- [2] LAMPARD E E. Economic development and cultural change[M]. Chicago: The University of Chicago Press, 1955: 81-136.
- [3] BERRY B J L. Internal structure of the city[J]. Law and contemporary problems, 1965, 30(1): 111-119.
- [4] HENDERSON J V. The effects of urban concentration on economic growth[R]. Cambridge, U.S.: National Bureau of Economic Research, Nber Working Papers, 2000: No.7 503.
- [5] HENDERSON J V. The urbanization process and economic growth: the so-what question[J]. Journal of economic growth, 2003, 8(1): 47-71.
- [6] VERNER D. Poverty in rural and semi-urban Mexico during 1992-2002 [R]. Washington, DC: The World Bank, Policy Research Working Paper, 2005: No.3 576.
- [7] POELHEKKE S. Urban growth, uninsured risk and the rural origins of aggregate volatility [R]. Italy. San Domenico di Fiesole (FI): European University Institute, Economics Working Papers, 2008: No.26.
- [8] 周一星. 城市地理学[M]. 北京: 商务印书馆, 1997.
- [9] 成德宁. 城市化与经济发展: 理论、模式与政策[M]. 北京: 科学出版社, 2005: 238-241.
- [10] 李金昌, 程开明. 中国城市化与经济成长的动态计量分析[J]. 财经研究, 2006, 32(9): 19-30.
- [11] 沈坤荣, 蒋锐. 中国城市化对经济增长影响机制的实证研究[J]. 统计研究, 2007, 24(6): 9-15.
- [12] 段瑞君, 安虎森. 中国城市化和经济增长关系的计量分析[J]. 经济问题探索, 2009(3): 26-30.
- [13] 施建刚, 王哲. 中国城市化与经济增长关系实证分析[J]. 城市问题, 2011(9): 8-13.
- [14] 齐美虎. 我国城市化与经济发展关系实证研究: 基于省域空间计量模型分析[J]. 经济问题探索, 2014(3): 107-112.
- [15] 王智勇. 城市化对县域经济发展的影响: 以云南省为例[J]. 城市问题, 2013(1): 62-68.
- [16] 蔺雪芹, 王岱, 任旺兵, 等. 中国城镇化对经济发展的作用机制[J]. 地理研究, 2013, 32(4): 691-700.
- [17] 聂华林, 韩燕, 钱力. 基于面板数据的我国人口城市化与经济增长动态比较研究[J]. 软科学, 2012, 26(5): 27-31.
- [18] 董大朋, 陈才. 交通基础设施与东北老工业基地形成与发展: VAR 模型的研究[J]. 经济地理, 2009, 29(7): 1 143-1 147.
- [19] 刘金全, 隋建利, 闫超. 中国实际产出增长率及其不确定性中的长期记忆性和相关性测度[J]. 社会科学战线, 2010(1): 47-55.
- [20] 李树坤. 我国城市化与经济成长的计量分析[J]. 统计与决策, 2008(16): 86-88.
- [21] 夏冠军. 实际汇率、进出口贸易和我国城乡收入差距: 基于结构 VAR 模型的动态分析[J]. 经济地理, 2010, 30(4): 602-607.
- [22] 王威, 潘若龙. 公共投资的就业效应: 基于 VAR 模型的检验分析[J]. 社会科学战线, 2009(4): 113-118.
- [23] 李敏, 陈胜可. Eviews 统计分析与应用[M]. 北京: 电子工业出版社, 2011.
- [24] 樊欢欢, 张凌云. Eviews 统计分析与应用[M]. 北京: 机械工业出版社, 2009.
- [25] 王领. 基于 VAR 系统的人口城市化与经济增长关系研究: 以上海 1978 年-2009 年数据为例[J]. 国际贸易问题, 2011(9): 65-74.

[责任编辑: 丁 蓉]