

新型城镇化与产业结构的交互影响

——以环长株潭城市群为例

付丽娜 彭真善 张爱群¹

(湘潭大学 商学院, 中国湖南 湘潭 411105)

【摘要】: 构建了环长株潭城市群产业结构合理化指数、产业结构高度化指数和新型城镇化指数,并分析了这3个指数在2005—2017年期间的时空演变规律。运用面板向量自回归模型估计方法分析三者的关联效应和影响机制,从而克服变量之间因双向影响所导致的内生性的问题。结果表明:①产业结构合理化相对于产业结构高度化对新型城镇化的促进作用更大;②新型城镇化倒逼产业结构合理化与产业结构高度化的作用较小;③产业结构合理化单向影响产业结构高度化。文章针对研究结果,提出了优化产业布局,减少同构性,提高产业结构合理化;调整产业发展战略,提高产业高度化;提高新型城镇化发展水平,推动城镇化与产业结构互促发展的对策建议。

【关键词】: 产业结构合理化 产业结构高度化 新型城镇化

【中图分类号】: F291.1; F121.3 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462(2020)11-0095-10

城镇化是各个国家工业化进程中的必然产物。城镇化不断发展过程中,大量农村劳动力转移到城市,促进了城乡生产要素的进一步分配,推动了地区经济的快速发展,从而促使产业结构发生相应的转变。同时,新兴产业的不断涌现以及产业结构的不断演变,也会促使经济快速增长,成为推动新型城镇化的重要动力。由此可见,产业结构与新型城镇化发展之间关系密切,两者相互作用,协调发展。

2018年,我国的城镇化率达到了59.58%,以每年1.02%的速度在增长,但与发达国家相比仍然存在较大的差距。《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》中明确提出转变经济发展方式的最直接手段就是通过产业结构的转型升级,城镇化与产业结构的升级调整密切相关,第三产业是就业的最大容纳器。而环长株潭城市群作为东部和中西部的过渡地段以及长江经济带与沿海开发经济带的结合部,在经济发展与产业结构升级过程中能够起到很好的示范和带动作用,尤其是对于中部崛起有着非常重要的作用和意义。因此本文以环长株潭城市群为例,通过对其新型城镇化与产业结构的相互作用机制分析,希望能够找到推动两者互促发展的有效路径。

目前对于城镇化与产业结构的关系研究主要分为单项模式和双向互动模式。一种单项模式认为产业结构的演进是推动城镇化发展的根本动力,代表人物有H. B. Chenery^[1]、库兹涅茨^[2]等。国内学者对此研究较多,陈立俊等从第二、三产业对农村人口的吸纳能力的角度提出产业结构升级加快城镇化的进程^[3]。李志羿、牛婷等发现长期产业结构优化相比于短期产业结构优化更能推动城镇化发展^[4-5]。另一种单项模式关系则认为城镇化的发展反过来会影响到产业结构的升级。这里又分为两种观点,部分学者认为会产生正向影响,也有部分学者认为会产生负向的影响。李长亮、宋丽敏等认为新型城镇化促进产业结构升级^[6-7],而Farhana、钱宏胜等则认为城镇化的发展模式对产业结构升级产生了负面影响^[8-9]。

作者简介: 付丽娜(1982-),女,湖南湘潭人,博士,讲师。主要研究方向为人口资源与环境。E-mail:fulinaxt@126.com。
基金项目: 湖南省社会科学基金一般项目(17YBA392);湖南省科技厅青年项目(2019JJ50593);湖南省教育厅项目(18C0103)

对于互动模式下的城镇化与产业结构的关系主要集中在对其互动机制研究和协调发展研究。Markus Bnukner 针对城镇化与农业发展的互动关系研究,得出两者为负相关的关系^[10]。曾湘泉等通过对产业结构与城镇化相互作用模式研究,找到了改变这种互动模式的有效路径^[11]。敖丽红、孙叶飞、龙奋杰等的研究发现产业结构与城镇化之间存在显著的互动关系^[12-14]。刘凡等用 DEA 模型分析了产业结构升级与城镇化之间的互促效应^[15]。刘淑茹等用耦合协调度模型分析了两者的协调程度,并提出了相应的调整对策^[16]。

通过对文献梳理,我们发现大部分学者从单向模式的角度对城镇化与产业结构的关系进行分析,而且大多采用线性模型进行分析。有部分学者从双向模式角度对两者关系进行分析,大多采用耦合协调度模型和 DEA 模型进行两者关系的研究。而且对于新型城镇化和产业结构的衡量指标上多数文献采用相对简单的处理方式,导致指标的代表性不强。为了体现新型城镇化内涵中的人口、经济、资源与环境相协调的特征,本文分别从“人口—空间—经济—社会—生态”五个角度来构建新型城镇化指数。而对产业结构则从产业结构合理化和高度化两个角度来构建指标,并且运用面板向量自回归模型估计方法分析两者的关联效应和影响机制。由于两者可能存在双向因果关系,因此如果用简单的线性回归容易产生内生性的问题,而面板向量自回归模型能够很好地解决这一问题。

1 数据来源与指标构建

1.1 数据来源

本文选取环长株潭城市群 2005—2017 年的面板数据进行分析,数据主要来自于《湖南省统计年鉴》《中国区域统计年鉴》以及 EPS 数据库。有些年份部分城市的数据存在缺失,本文利用均值插补的方法来补齐缺失的数据。

1.2 产业结构变迁指数

考虑到产业结构合理化跟高级化两个层面反映产业结构变迁,参考何好俊的方法^[17],构建相应的指数。

泰尔指数(Theil Index)一般用于分析区域收入水平或者个人收入水平差异,但是以往的学者也将它用于衡量产业结构合理化。公式如下:

$$TL = \sum \left[I_i / I \times \log \left(\frac{I_i / I}{P_i / p} \right) \right]$$

式中:TL 是泰尔指数;I 是区域内 GDP; I_i 是产业增加值;P 是区域内就业人数; P_i 是区域内三大产业就业人数。如果 TL 是 0,经济是平衡的;TL 偏离 0 越大,代表合理性水平越低。

产业结构高度化是推动一个国家或地区经济发展方式转型和升级的一种重要工具和手段。为了更加简洁有效地衡量产业结构高度化指标,选择最具代表性的第三产业与第二产业比值来表示,如下式:

$$OPT = I_3 / I_2$$

式中:OPT 表示产业高度化指数; I_2 为第二产业产值; I_3 为第三产业产值。OPT 的数值越大,意味着产业结构高度化的程度

越高。

1.3 新型城镇化发展指数

新型城镇化指标的选取相比于传统城镇化会更加注重城市的生态环境的改善以及城市配套基础设施的完备性等等，因此本文分别从人口、空间、经济、社会和生态五个角度构建新型城镇化指标衡量城镇化发展的综合情况，并利用熵权法计算各指标的权重。熵权法是一种客观赋权的方法，相对于主观赋值法，精度较高、客观性更强，能够更好地解释所得到的结果。通过对已有文献的梳理和总结，并遵循科学性、合理性以及数据可得性的原则构建新型城镇化的指标体系（表 1）。

表 1 新型城镇化评价指标体系

目标层	准则层	指标层	权重
新型城镇化	人口城镇化	城镇人口比重	0.0535
		第二、三产业从业人口比重	0.0455
		人均城市道路面积	0.0323
	空间城镇化	人口密度	0.0356
		城市建设用地面积占市区面积比重	0.0364
		人均 GDP	0.0663
	经济城镇化	GDP 增长率	0.0216
		第二三产业产值比重	0.0507
		社会消费品零售总额	0.0713
		实际利用外资总额	0.0828
		年末职工平均工资	0.0246
		每万人公共图书馆藏书	0.0348
		每万人卫生机构床位数	0.0351
	社会城镇化	每万人拥有公共汽车数	0.0586
		每万人国际互联网用户数	0.0526
		建成绿地覆盖率	0.0577
		工业固废综合利用率	0.0766
		生活垃圾无害化处理率	0.0591
		工业 SO ₂ 去除量	0.0453
		工业烟尘去除量	0.0596

2 环长株潭城市群产业结构与新型城镇化时空演化格局

2.1 环长株潭城市群产业结构和新型城镇化的时间演变规律分析

产业结构合理化用 TL 指数来衡量，越接近 0 代表合理性越好，越接近 1 代表合理性越差。从图 1 可知 2005—2017 年环长株潭城市群除了湘潭和常德，其它几个城市 TL 值的波动幅度不是特别大。其中岳阳、长沙、株洲这 3 个城市的 TL 值相对较低，说明要素配置较为合理，各个产业之间协调性也较高。而益阳、娄底 2 个城市的合理性指数较高，可能是由于其产业以传统产业和农业为主，对于高新技术产业、信息产业等第三产业的发展投入不够，从而导致产业结构合理化指数较高。湘潭和常德的 TL 指数有明显的下降，说明这 2 个城市在此期间积极调整产业结构、合理配置资源，从而有效地提高了产业的合理性。娄底的

TL 值波动不大，基本维持在 0.4 附近，说明还有很大的提升空间。

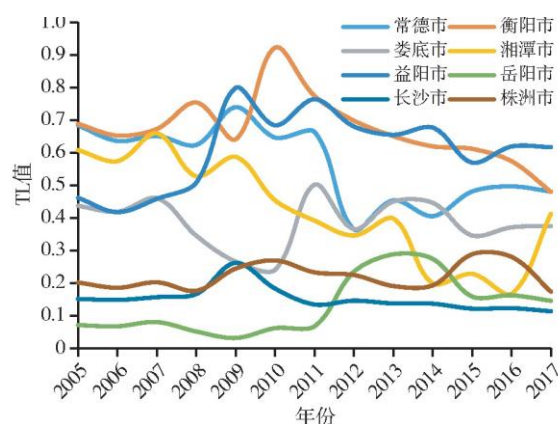


图 1 环长株潭城市群 2005—2017 年产业结构合理化指数

图 2 为 2005—2017 年环长株潭城市群产业高度化的时间趋势图。环长株潭城市群产业结构的升级整体呈“U”型趋势，2005—2012 年产业结构高度化指数一直在下降，主要原因可能是在这一段时间环长株潭城市群主要发展的是诸如工程机械、冶金、机电、化工、汽车零部件、食品加工等地方性支柱产业，而第三产业发展较慢，吸引劳动力就业能力不足，从而导致产业结构高度化指数一直在下降。2012—2017 年产业结构高度化指数在不断提高，这与环长株潭城市群工业结构不断调整分不开。除了提升原有的传统工业，环长株潭城市群大力发展战略性新兴产业，推进服务业电子商务化，加快打造优势产业与创新产业集群。这些都使环长株潭城市群产业结构不断优化，从而使得产业结构高度化趋势得到不断提升。

新型城市的发展需要一个全面的指标体系来反映。通过计算出新型城镇化发展指数，从人口、空间、经济、社会、生态五个方面的指标来评价衡量城市的发展水平。图 3 表示的是 2005—2017 年环长株潭城市群的新型城镇化发展指数，反映出环长株潭城市群的综合发展整体呈现上升的趋势，而且长沙市的发展水平明显快于其他城市，位居第二的是湘潭市，2012—2013 年的综合发展指数超过了长沙市。常德市在 2005 年处于最末位，但是随着时间的推移，城市城镇化指数在逐渐上升，截止到 2017 年处于第五位，属于初始水平低但是发展速度较快的城市。益阳市的新型城镇化水平相对较低，发展潜力很大，需要加大发展力度。

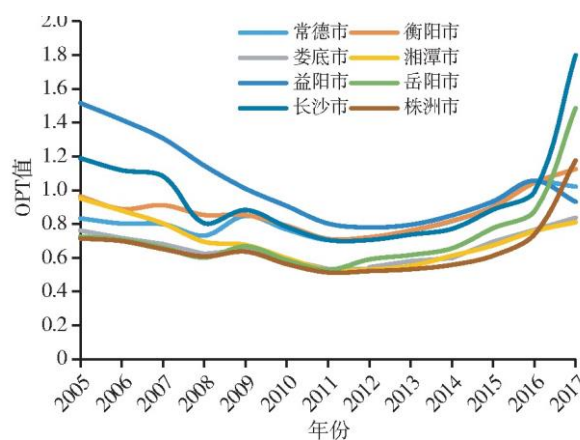


图 2 环长株潭城市群 2005—2017 年产业结构高级化指数

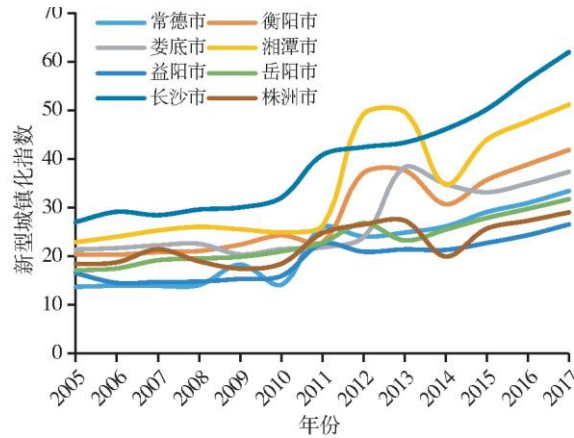


图 3 环长株潭城市群 2005—2017 年新型城镇化指数

2.2 环长株潭城市群产业结构和新型城镇化的空间结构格局变化

本文基于 2005—2017 年环长株潭城市群 8 个城市的新城镇化指数的数据，利用 ArcGIS10.4 软件进行可视化，按照等距法将新型城镇发展指数进行分层，分别用由浅到深的颜色来表示其产业结构和城镇化的发展程度。图 4 呈现了环长株潭城市群的泰尔指数的空间变化特征。环长株潭城市群的产业结构合理性程度呈现“东部高、西部低”的空间地理特征。长沙市和岳阳市的合理性程度最高，而益阳和衡阳的合理性程度最低。通过对比 2005、2010、2017 年泰尔指数的变动情况，可以发现：(1) 泰尔指数在 2010 年变动幅度较大，而 2005 和 2017 年变动幅度相对较小。说明地区之间的产业结构合理性空间差异先扩大后缩小，这可能与长株潭一体化经济的发展分不开。(2) 产业合理化程度较高的地区主要集中在东部，而合理化程度较低的集中在西部。其中益阳和岳阳的合理化程度不断降低，需要进一步加强这两个城市各产业之间协调程度和资源配置效率。

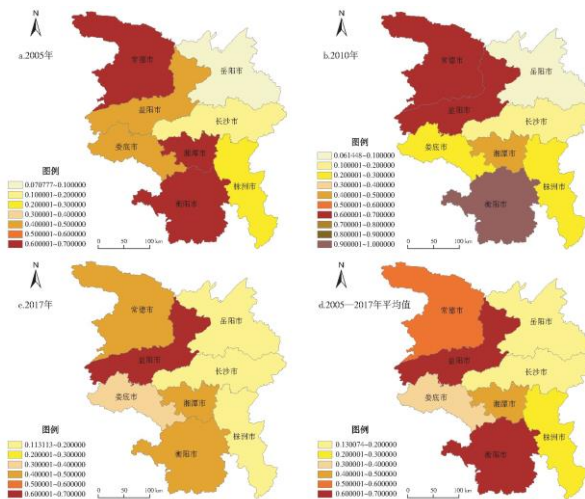


图 4 2005—2017 年泰尔指数空间变化趋势图

图 5 表示的是 2005—2017 年环长株潭城市群产业高度化指数分布情况，通过对比每个地区颜色深浅的变化情况，我们发现：(1) 2005 和 2017 年的产业结构高度化空间差异较大，变动幅度分别是 0.71~1.60 和 0.81~1.80，但是在 2010 年附近差异变小，变动幅度只有 0.50~1.00。说明产业结构在不断调整，地区之间差异呈现出先减少后增大的规律。(2) 通过观察 2017 年产业结

构高度化指数我们发现，产业结构高度化指数较大的城市主要集中在东部地区，比如长沙、岳阳和株洲，而高度化指数较低的城市主要在中西部地区，比如湘潭和娄底。(3)环长株潭城市群产业高度化整体呈现出“U”型发展趋势。相比于2005年高度化程度，2010年整体较低，所以颜色整体偏浅。而到2017年每个城市的高度化程度基本上都大幅度提升，因此整体颜色变深，甚至超过了2005年的高度化程度。说明第三产业的比重在持续上升。

如图6所示，长株潭城镇化水平具有“中心高、边缘低”和“南部高、北部低”的空间分异特征，并且通过对比2005、2010和2017年的长株潭城镇化指数图可以发现：(1)其城镇化水平发展整体呈现以长沙为中心的变动趋势。长沙作为湖南省的省会城市拥有高教、人才等方面的优势，优先获得了全面发展，而且作为环长株潭城市群的中心城市具有辐射拉动的作用，能够拉动周边城市的发展，呈现出一定的辐射效应。但是辐射强度会随与长沙的距离增大而减弱，呈现出一定的“衰减效用”。(2)随着湖南省新型城镇化建设速度的加快和政府金融支持程度的提高，长沙、湘潭、娄底和衡阳城镇化发展速度相对领先，并且带动其它城市城镇化水平逐步提高。(3)区域差距拉大，城镇化发展水平很不均衡。2005年的城镇化指数在13.715624~28.00之间，而2010年的新型城镇化指数在19.363866~40.00之间，到了2017年新型城镇化指数在26.54~60.00之间，这表明环长株潭城市群整体城镇化水平随着《湖南省推进新型城镇化实施纲要》的发布得到了有力推动，整体呈现上升趋势，但是由于各个城市经济基础的原因，其城镇化水平差距也在不断地增大。

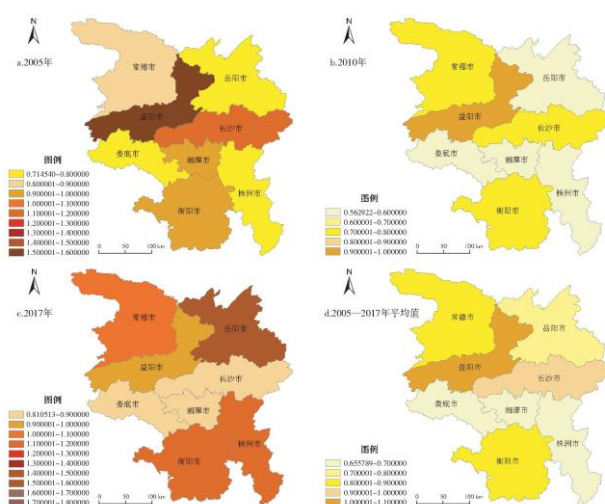


图5 2005—2017年产业高度化空间变化趋势图

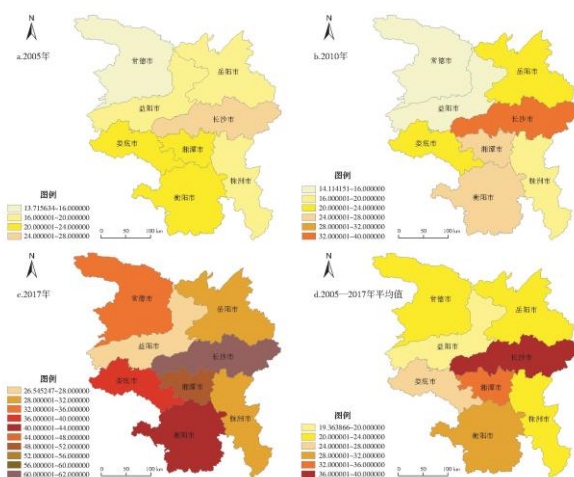


图 6 2005—2017 年城镇化发展空间变化趋势图

3 新型城镇化与产业结构动态计量分析

3.1 研究方法

PVAR 模型是在 VAR 模型的基础上发展而来的，它考察的是多个变量之间动态互动的关系^[19]。本文考虑到新型城镇化与产业结构之间可能存在双向的互动关系，而且这种关系是在动态演变的，因此利用相应的自回归模型（PVAR），并且根据获取的 2005—2017 年具体数据指标，从不同的角度全面考察两者之间的互动关系，构建如下的 PVAR 模型：

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma_0 + \sum_{j=1}^k \gamma_j Y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：i 代表所选择的地区，包括长沙、湘潭、株洲、岳阳、常德、娄底、益阳、衡阳 8 个城市；t 为样本所涉及的年份，本文所选数据年份为 2005—2017 年； y_{it} 作为系统变量矩阵，是一个包含了新型城镇化、产业结构合理化和产业结构高度化的三维向量； α_i 和 β_t 分别代表个体固定效应和时间效应列向量； ε_{it} 为随机扰动项，服从标准正态分布的基本假定； γ_j 为滞后第 j 阶的参数矩阵。

本文利用环长株潭城市群 2005—2017 年的面板数据进行动态计量分析，为消除异方差的影响，使结果更贴近实际情况，使用 Stata15 软件针对城镇化、合理化以及高度化取对数，记为 lnNU、lnTL 和 lnOPT。为了避免模型出现伪回归，本文首先利用平稳性检验和协整检验测量变量的平稳性和长期关系，后进行格兰杰因果关系检验，分析变量间存在的相互关系，如果互为因果关系，则可采用固定效应的 PVAR 模型进行面板 GMM 估计，来考察变量间的相互关系，再进行模型稳定性检验判断模型是否稳定，最后使用脉冲响应函数冲击图进一步分析变量间的相关性。

3.2 平稳性检验

将 lnNU、lnTL 以及 lnOPT 进行检验发现它们都是非平稳数列，因此分别对三者进行一阶差分。经过处理以后，分别用 LLC、IPS、Fisher-ADF 及 Fisher-PP 四种方法进行检验，结果都显示拒绝存在单位根的原假设。由此我们得到产业结构合理化、产业结构高度化以及新型城镇化指数都属于一阶单整平稳数列的结论。

3.3 协整检验

本文中的 3 个变量 lnNU、lnTL、lnOPT 都是一阶单整的平稳数列，所以很可能存在协整关系。因此下面对这几个变量进行 Kao 检验^[20]。表 2 为 Kao 检验的结果，可以看到表中计算了 5 种不同的检验统计量，得到的 P 值均小于 10%，因此可以在 10% 的显著性水平下拒绝“不存在协整关系”的原假设。

表 2 Kao 检验结果

	Statistic	p-value
Modified Dickey-Fuller t	1.6422	0.0503*
Dickey-Fuller t	2.3521	0.0093***
Augmented Dickey-Fuller t	1.9193	0.0275**

UnadjustedmodifiedDickey-Fullert	1.6876	0.0457**
Unadjusted Dickey-Fuller t	2.5004	0.0062***

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

依据 Kao 检验的结果，可以得到各面板数据变量之间存在长期稳定的关系的结论，因此接下来将进一步对各变量开展相应的格兰杰关系测定。

3.4 格兰杰因果关系检验

在对 $\ln TL$ 、 $\ln OPT$ 、 $\ln NU$ 进行格兰杰因果关系检验之前，我们还需要确定滞后期数的长度，因为格兰杰因果关系检验对于滞后期的选择很敏感，不用的滞后期选择可能会得到不同的结论，因此，本文根据模型不同滞后期下的 AIC 和 SIC 值，最终选定 2 阶滞后期进行检验，结果表明：从短期看即一阶滞后期，产业结构合理化与新型城镇化之间互为因果。从长期来看，产业结构高度化与新型城镇化之间存在双向因果关系。并且，从长期来看，合理化是高度化的原因。

3.5 面板向量自回归模型

根据上述检验结果分析，产业结构和新型城镇化之间存在着长期稳定且互为因果的关系，本文将选用面板向量自回归（P-VAR）进行分析，考察 3 个变量之间的动态关系。为消除模型中个体效应和时点效应导致的结果偏误，本文使用连玉君^[18]的 PVAR2 命令针对时点效应采用“截面均值差分法”消除，利用前向均值差分可以有效管控个体效应，这样就能达到滞后、转置两种具体变量的正交。因为这些变量会有内生性的情况，所以在具体的分析中会选取变量滞后 1 期当成具体的工具变量，并开展 GMM 估计，结果见表 4。并且利用 AIC、BIC 信息准则，分析模型估计滞后 2 阶是最优估计（表 3）。

表 3 滞后期检验

lag	AIC	BIC	HQIC
1	-5.329	-4.123	-5.142
2	-5.998*	-4.737*	-5.594*
3	-4.847	-3.119	-4.333
4	22.383	24.592	22.970

表 4 展示了 $\ln TL$ 、 $\ln OPT$ 、 $\ln NU$ 3 个变量滞后一期的 GMM 估计结果。

根据分析结果可得出方程：

$$\ln NU_{it} = 0.436 \ln NU_{it-1} - 0.125 \ln TL_{it-1} + 0.062 \ln NU_{it-2} - 0.735 \ln TL_{it-2} + 0.115 \ln OPT_{it-2} \quad (2)$$

$$\ln TL_{it} = -0.006 \ln NU_{it-1} + 0.546 \ln TL_{it-1} + 0.073 \ln TL_{it-2} \quad (3)$$

$$\ln OPT_{it} = 0.753 \ln OPT_{it-1} + 0.025 \ln NU_{it-2} - 0.352 \ln TL_{it-2} \quad (4)$$

表 4 PVAR 回归结果

h_lnNU 方程		h_lnTL 方程		h_lnOPT 方程	
变量 系数		变量 系数		变量 系数	
h_lnNU (-1)	0.436*** (0.00)	h_lnNU (-1)	-0.006* (0.098)	h_lnNU (-1)	0.006 (0.36)
h_lnTL (-1)	-1.125** (0.049)	h_lnTL (-1)	0.546*** (0.00)	h_lnTL (-1)	-0.364 (0.18)
h_lnOPT (-1)	0.032 (0.19)	h_lnOPT (-1)	-0.016 (0.982)	h_lnOPT (-1)	0.753*** (0.00)
h_lnNU (-2)	0.062* (0.032)	h_lnNU (-2)	-0.001 (0.243)	h_lnNU (-2)	0.025** (0.01)
h_lnTL (-2)	-0.735* (0.075)	h_lnTL (-2)	0.073** (0.063)	h_lnTL (-2)	-0.352* (0.064)
h_lnOPT (-2)	0.115** (0.04)	h_lnOPT (-2)	0.002 (0.75)	h_lnOPT (-2)	0.011 (0.88)

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。括号内数值代表检验的 P 值。

无论是 lnNU、lnTL 还是 lnOPT，其滞后 1 期都呈比较明显的正向作用，其具体的系数为 0.436、0.546、0.753，这就可以看到，产业结构的合理化、高度化以及新型城镇化在后续发展过程中一般都会有很大程度的自我促进机制。在方程式（2）中，滞后一期的 lnTL 对 lnNU 的系数为-0.125，而滞后一期的 lnOPT 对新型城镇化的影响不显著，说明短期内产业结构合理化相对于产业结构高度化对新型城镇化的影响更大。滞后两期的 lnOPT 对 lnNU 的系数为 0.115 仍然小于滞后两期 lnTL 对 lnNU 的系数 0.735，说明就目前来看，无论是长期还是短期，产业结构合理化对新型城镇化发挥着更大的影响。由此可见短期内环长株潭城市群新型城镇化建设主要应通过产业结构内部协调性的调整，以及资源的有效分配的推动。当经济发展到一定水平，产业结构才会逐步由合理化向高度化发展。

在方程式（3）中，lnTL 滞后一期与二期对 lnTL 当期都有一定的影响，说明新型城镇化有一定的累积效应。lnNU 滞后一期对 lnTL 的影响系数为-0.006。说明新型城镇化虽然对于产业结构合理化有一定的倒逼机制，但是作用非常小。目前新型城镇化的发展仍然存在很多问题，从而对于产业结构合理化的影响并不大。

从方程式（4）中可以发现滞后一期的 lnNU 对 lnOPT 的影响不显著，而 lnNU 滞后二期对 lnOPT 的影响系数为 0.025。说明新型城镇化对产业结构高度化存在长期的影响，而短期内作用不明显。结合第一个方程式我们发现产业结构高度化与新型城镇化存在长期的双向影响关系。同时通过对比系数可知，新型城镇化对高度化的影响一般会比高度化对城镇化的影响要小一些。lnTL 的滞后二期对于 lnOPT 影响为-0.352，说明产业结构合理化从长期来看能够促进产业结构高度化发展，两者是单向关系。

3.6 脉冲响应函数分析

在模型稳定的情况下，对 lnNU、lnOPT、lnTL 开展具体的脉冲响应研究，即在其他变量保持稳定不变的时候，其中某一个变量冲击会影响到另外一个变量的动态反应情况。图 7 为试验了 200 次的蒙特卡洛模拟的脉冲响应图。

图 7a~图 7c 表示的是产业结构合理化（lnTL）对其自身以及产业结构高度化（lnOPT）与新型城镇化（lnNU）的冲击响应。lnTL 对自身的冲击，第 1 期就具有显著的正向影响，往后影响逐渐减少，第 15 期往后收敛于 0；对于一个标准差产业结构高度化（lnOPT）的冲击，产业结构合理化（lnTL）的相应统计上并不显著。主要原因有可能在于部分地方政府在行业成长并不是非常合理的时候，一味地追求产业发展模式丰富化、高级化，这样就非常容易造成产业发展质量和产业效率的低下，反而使得对于产业结构合理化的影响不明显。一个标准差的新型城镇化（lnNU）的冲击对于产业结构合理化的冲击表现出负的影响，第 3 期达到最大值，然后迅速衰减，到第五期以后逐渐接近于 0。主要原因是产业结构合理化的指数是越接近 0 越合理，所以它与新型城镇化之间呈负相关。这表明新型城镇化对于产业结构合理化产生倒逼机制，当新型城镇化发展到一定阶段，会进一步促进

资源的有效利用和能源的合理分配，从而促使产业结构合理化进一步提高。

图 7d～图 7f 表示的是 $\ln OPT$ 对其自身以及 $\ln TL$ 与 $\ln NU$ 的冲击响应。 $\ln OPT$ 对自身的冲击，与产业结构合理化对自身的脉冲响应的路径相似，对自身的冲击在第一期达到正向最高值后，随着时间的推移不断衰减，在第 15 期以后逐渐趋向于 0；产业结构高度化（ $\ln OPT$ ）对于产业结构合理化（ $\ln TL$ ）的冲击产生了明显的负向响应，在第二期到达负的最高值，然后依次衰减，到 15 期以后逐渐衰减为 0；一个标准差的 $\ln NU$ 对于 $\ln OPT$ 冲击效应在第一期作用不明显，到第二期达到最大值，然后迅速衰减为 0。说明新型城镇化对于产业结构高度化的倒逼机制在短期内作用不明显，但是从长期来看，还是存在一定的倒逼机制，也就是说当新型城镇化发展到一定阶段才能够促进产业结构进一步的提高。

图 7g～图 7i 表示的是 $\ln NU$ 对其自身以及 $\ln TL$ 与 $\ln OPT$ 的冲击响应。 $\ln NU$ 对自身的冲击保持稳定的正向影响，在第一期达到最大值，然后从第 3 期到第 15 期逐渐衰减为 0；对于一个标准差的产业结构合理化（ $\ln TL$ ）的冲击，新型城镇化（ $\ln NU$ ）呈现出明显的负向脉冲响应，也就是说产业结构越合理，越能促进新型城镇化的发展。对于一个标准差的产业结构高度化（ $\ln OPT$ ）的冲击，新型城镇化（ $\ln NU$ ）在第二期达到最大值，第三期有所降低，第四期又有抬升，然后从第五期到第十五期依次下降，最后收敛于 0。由此可以看出，产业结构高度化长期来说对于新型城镇化产生正向的影响。产业结构合理化和高度化都能够促进新型城镇化的发展，只是产业结构高度化需要在产业结构合理化的基础上才能发挥作用，因此它主要是一个长期影响，短期内可能效果不明显。

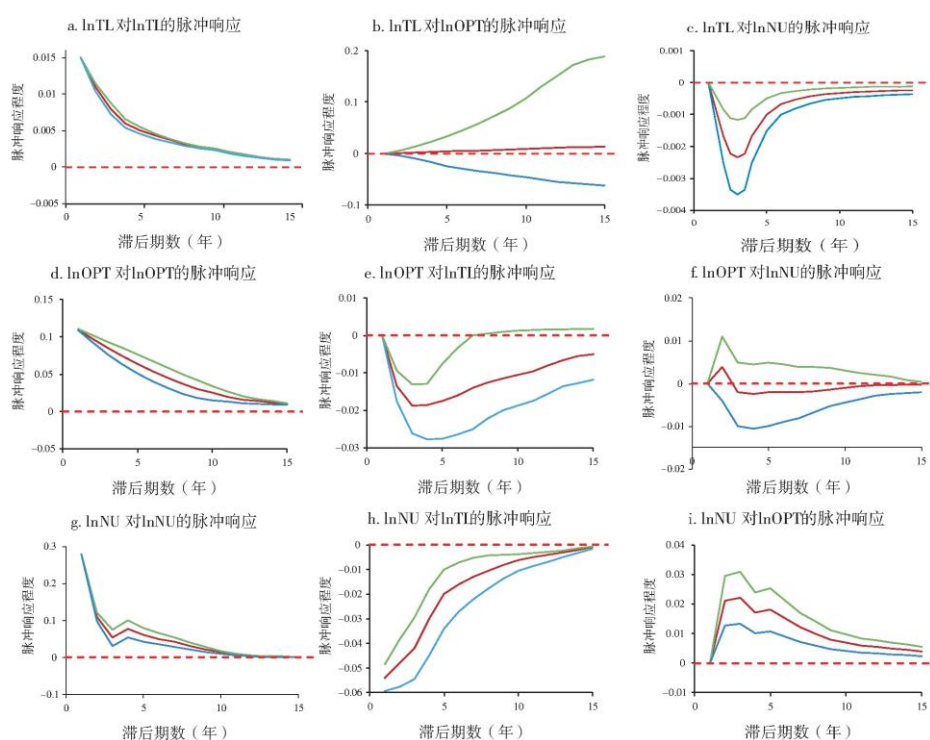


图 7 脉冲响应函数图

注：红色为脉冲响应线，绿色和蓝色分别代表 5% 和 95% 的分位点线。

4 结论与建议

本文利用面板向量自回归模型（PVAR）研究了城镇化跟产业结构之间的相互作用，并且为如何利用产业转型促进新型城镇

化发展提供政策依据。本文通过对环长株潭城市群 2005—2017 年数据分析,得出如下结论:(1)产业结构合理化无论是短期还是长期,对新型城镇化都起到了促进作用,而且长期效果更明显。产业结构高度化对新型城镇化的作用短期效果不明显,长期效果更显著。通过比较可以清晰地看到,产业结构合理化可以更大影响到新型城镇化。(2)长期来看,产业结构高度化与新型城镇化存在双向互动的对称关系,而且产业结构高度化对于促进新型城镇化的作用更大,新型城镇化倒逼产业结构高度化发展的影响相对来说较小。(3)产业结构合理化能够有效促进产业结构高度化的发展。但是由于产业结构高度化对于产业结构合理化的倒逼机制没有形成,因此只存在非对称的影响。

针对以上结论,提出如下对策建议:

第一,优化产业布局,减少同构性,提高产业结构合理化。产业结构合理化相对产业结构高度化对环长株潭城市群新型城镇化的促进作用更大,因此需要优化产业布局,协调各产业之间的关系,提高资源配置效率。首先要确定长株潭 3 个核心城市的产业布局,依托核心城市带动周边城市的发展,形成一个辐射圈,拉动周边城市的发展。长株潭 3 个核心城市目前产业分工不明确,产业重复率比较高,重点不突出,导致很难发挥个体优势。对于长沙这个省会城市,应该重点发展战略新兴产业和高新技术产业,同时打造具有湖南红色特色的文化、旅游产业,加快信息、金融等配套产业的发展;株洲作为环长株潭城市群的副核心,要充分发挥工业、交通等方面的优势,大力发展制造业和食品加工业,同时在陶瓷业上也要下更多的功夫。湘潭也是副核心城市,作为一个老工业城市目前面临的首要任务就是对传统产业进行转型升级,在发挥传统优势的同时提高产业的技术水平和效率,加速推进新型工业化。此外还要努力发展尖端技术产业,建立一批品质过硬的品牌,突出优势项目,完善第三产业。同时,其它城市也需要发展自己的优势产业和核心产业,促进产业升级,实现产业结构分布合理化,实现资源配置效率大幅度提高。

第二,调整产业发展战略,提高产业结构高度。产业结构高度化与新型城镇化双向交互影响,因此提高产业结构高度化有利于促进新型城镇化的发展。而要提高产业结构高度化,可以从以下几个方面入手:(1)加快生产性服务业和加工业的融合,同时促进消费性服务业和特色服务业的发展,能为农民工提供大量就业岗位,同时又调整了第三产业比重,优化了产业结构;(2)工业化发展要走新型工业化的道路,努力做到轻型化、民生化和创新化,努力培育产业集群和工业产业链,发挥集聚效应和辐射效应;(3)提高农业生产效率,建立现代化农业科技创新体系,提高农业的科技水平。

第三,提高新型城镇化发展水平,推动城镇化与产业结构互促发展。当城镇化发展到一定阶段,基础设施得到不断完善,形成了人口转移,城镇中心扩大效应,则能进一步推动产业结构的优化。实证发现新型城镇化发展对于产业结构高度化还没有形成良好的倒逼机制,因此需要协调这两者的关系,充分发挥它们相互促进的作用。(1)进一步完善户籍制度改革,同时健全城乡一体化改革。这样一方面能够将土地上解脱出来的农民真正实现市民化,另一方面为第三产业提供大量劳动力,有利于促进服务业的快速发展。(2)进一步完善职业技术教育体系。大量农民工涌入城市,如果不能很好地融入城市生活,将会导致社会不稳定。对这一部分人进行进一步的职业教育,一方面能够帮助他们找到合适的工作岗位,另一方面提高了劳动力素质,提升了产业技术水平和效率,促进产业结构的升级。(3)转变将各种资源过度集中在大城市、核心市区的发展战略,提倡核心城区带动周边小城镇协同发展战略。要不断缩小城乡差距,就需要对产业合理布局,在发展市区的同时带动小城镇协调发展。

参考文献:

[1]Chenery Hollis B. Interactions between industrialization and exports[J].The American Economist,1980,70(2):281-287.

[2]Lucas Robert E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics,1988,22(1):3-42.

[3]陈立俊,王克强.中国城市发展与产业结构关系的实证分析[J].中国人口·资源与环境,2010,20(3):17-20.

-
- [4]李志翠,朱琳,张学东.产业结构升级对中国城市化进程的影响——基于1978—2010年数据的检验[J].城市发展研究,2013,20(10):35-40.
- [5]牛婷,李斌,任保平.我国城市化与产业结构及优化的互动关系研究[J].统计与决策,2014,21(1):93-95.
- [6]李长亮.基于空间计量模型的新型城镇化对产业结构升级的影响研究[J].西北民族大学学报:哲学社会科学版,2017,12(1):114-119.
- [7]宋丽敏.城镇化会促进产业结构升级吗?——基于199—2014年30省份面板数据实证分析[J].经济问题探索,2017,33(8):70-78.
- [8]Farhana K M,Rahman S A,Rahman M.Factors of migration in urban Bangladesh:An empirical study of poor migrants in Rajshahi city[J]. Bangladesh e-Journal of Sociology,2012,9(1):63-86.
- [9]钱宏胜,杜霞,梁亚红.河南省产业结构演变的城镇化相应研究[J].地域研究与开发,2017,36(1):23-28.
- [10]Markus B. Economic growth,size of the agricultural sector and Urbannization in Africa[J]. Journal of Urban Economics,2012,71(1):20-36.
- [11]曾湘泉,陈力闻,杨玉梅.城镇化、产业结构与劳动力转移吸纳效率[J].中国人民大学学报,2013,27(4):36-46.
- [12]敖丽红,韩远,贺翔.中国新型城镇化发展与供给侧结构性改革的路径研究[J].中国软科学,2016,16(11):98-108.
- [13]孙叶飞,夏青,周敏.新型城镇化发展与产业结构变迁的经济增长效应[J].数量经济技术经济研究,2016,33(11):23-40.
- [14]龙奋杰,王雪芹,王爵.产业发展与城镇化互动关系分析[J].城市问题,2015,240(7):19-25.
- [15]刘凡,刘东皇,林新波.城镇化与产业结构升级互促效应研究[J].工业经济论坛,2016,3(6):653-658.
- [16]刘淑茹,魏晓晓.新时代新型城镇化与产业结构协调发展测度[J].湖南社会科学,2019,42(1):88-94.
- [17]何好俊,彭冲.城市产业结构与土地利用效率的时空演变及交互影响[J].地理研究,2017,36(7):1271-1282.
- [18]常亮,连玉君.融资约束与资本结构的非对称调整——基于动态门限模型的经验证据[J].财贸研究,2013,23(2):23-30.
- [19]Inessa Love,Raymond Fisman. Financial development and intersectoral allocation:a new approach[J].The Journal of Finance,2004,59(6):2 785-2 807.
- [20]Kao C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data[J].Journal of Econometrics,1999,90(1):1-44.