

新型城镇化与乡村振兴耦合协调及交互影响研究： 基于 156 个地级市面板数据的实证分析

薄文广¹, 钱 懿¹, 屈建成¹, 谭 鑫²

(1. 南开大学经济学院, 天津 300071;

2. 云南省委党校社会与生态文明教研部, 云南 昆明 650111)

摘 要: 城乡发展不平衡不充分是我国城乡高质量发展面临的一个突出问题。基于 2003—2018 年中国 156 个地级市面板数据, 使用耦合协调度模型实证分析我国新型城镇化和乡村振兴耦合协调水平及其时空分异特征, 并利用面板向量自回归和面板误差修正模型考察二者的交互影响及动态关系。研究发现: (1) 样本期内, 我国新型城镇化与乡村振兴之间的耦合协调水平整体偏低, 但随时间呈现向更高水平的耦合协调类型稳步优化趋势, 空间上则呈现沿海地区城乡耦合协调度始终高于内陆地区。(2) 乡村振兴水平的提高在当期就对新型城镇化产生正向影响并且会持续较长时间; 新型城镇化对乡村振兴的影响具有时滞性和短期波动性, 在长期表现为正向带动作用。(3) 异质性分析表明: 新型城镇化对乡村振兴发挥的带动作用要强于乡村振兴对新型城镇化的推动作用; 相对于低水平发展地区, 高水平发展地区的新型城镇化对乡村振兴的带动更强, 乡村振兴对新型城镇化的推动作用更弱。

关键词: 新型城镇化; 乡村振兴; 耦合协调; 交互影响

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2023)09-0106-11

Study on coupling coordination and interaction between new urbanization and rural revitalization: Empirical analysis based on panel data of 156 prefecture-level cities

BO Wenguang¹, QIAN Yi¹, QU Jiancheng¹, TAN Xin²

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China; 2. Department of Social and Ecological Civilization, Yunnan Provincial Committee School of The CPC, Kunming 650111, China)

Abstract: The imbalanced and insufficient development between urban and rural areas is a prominent issue that China faces in achieving high-quality urban-rural development. Based on panel data from 156 prefecture-level cities in China from 2003 to 2018, this study empirically analyzes the coupling coordination level and spatiotemporal differentiation characteristics of the new urbanization and rural revitalization using a coupling coordination degree model. The study also examines the interactive effects and dynamic relationship between the two using panel vector autoregression and panel error correction models. The research found that: ① During the sample period, the overall coupling coordination level between new urbanization and rural revitalization in China was relatively low. However, it showed a steady trend towards

收稿日期: 2022-12-04 修回日期: 2023-05-26

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“欠发达地区新型城镇化与乡村振兴协同共进路径研究”(19AJY008)。

作者简介: 薄文广(1978—), 男, 天津人, 南开大学经济学院副教授, 博士, 研究方向为区域经济学。通信作者: 谭鑫。

a higher level of coupling coordination over time. Spatially, the coastal regions consistently had higher levels of rural-urban coupling coordination than the inland regions. ②The improvement in rural revitalization has a positive and long-lasting impact on new urbanization in the current period. The impact of new urbanization on rural revitalization exhibits temporal and short-term fluctuations, but in the long run, it has a positive driving effect. ③Heterogeneity analysis indicates that the driving effect of new urbanization on rural revitalization is stronger than the promoting effect of rural revitalization on new urbanization. In high-level development areas, new urbanization has a stronger driving effect on rural revitalization, while the promoting effect of rural revitalization on new urbanization is weaker compared to low-level development areas.

Key words: new urbanization; rural revitalization; coupling coordination; reciprocal effect

党的十九大报告指出,新时代我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。从城乡发展来看,我国经济社会发展最大的不平衡是城乡发展不平衡,最大的不充分是城乡发展不充分。尽管社会主义新农村建设以来,农村生产生活条件明显改善,但是城乡收入绝对差距不断扩大的趋势依然没有得到根本性扭转,实现全体人民共同富裕依然面临着严峻挑战。长期以来,城乡分异的相关制度安排以及城乡收益率差异的作用使得国内要素流动更多呈现由乡村到城市的单向流动而非双向互动,这是影响我国城乡发展不平衡和农村发展不充分的重要原因。因此,客观测度新型城镇化和乡村振兴的耦合协调水平,探讨实现二者的联动互促、协调互补,不仅有助于破除城乡资源要素双向流动的障碍,扭转差异明显的城乡居民收入和消费差距,更好支撑城市创新发展,而且有助于激发农村内生发展动力,加快形成城乡协调和国内统一大市场,这对于推动城乡经济高质量发展、双循环发展格局构建以及实现中国式现代化都具有重要意义。

虽然中国城乡建设具有鲜明特色,但是改革开放以来中国城乡巨变引发了不少国外学者关注。Friedmann^[1]认为尽管中国城市化进程与全球化进程交织在一起,但中国的城市化主要是一个内生进程。Mcgee等^[2]探讨了东亚经济体城乡转换的经验证据,并认为中国更加看重城市化对经济发展贡献,这加剧了城乡二元性,应通过加强城乡之间的联系,推动城乡有序转换。Chen等^[3]研究认为:土地用途转变可以通过收入效应、资源效应和城市化效应来促进中国城乡一体化发展。我

国先后在2012年和2017年提出了新型城镇化战略与乡村振兴战略,不少学者借鉴物理学中的耦合概念,对城乡耦合协调程度进行了测度和检验,马广兴^[4]构建耦合协调度模型分析了河南省各地市新型城镇化和乡村振兴的格局演变。胡佳欣^[5]利用空间可视化方法考察了新型城镇化和乡村振兴耦合协调的时空分析特征。孙杰等^[6]采用熵值法、耦合协调度模型、空间相关性模型对浙江省域内新型城镇化和乡村振兴的空间差异和耦合发展的时序演化进行实证分析。此外,也有学者通过回归模型实证分析新型城镇化与乡村振兴之间的互动关系。陈国生等^[7]基于1994—2016年全国时序数据,运用向量误差修正模型和向量自回归模型考察了我国新型城镇化、乡村振兴与新型工业化之间的均衡关系并深入分析了三者之间的动态影响。孔德议等^[8]通过面板向量自回归探究了浙江省农村人力资本、产业融合、农民收入之间的关系。姚升^[9]基于空间计量及PVAR模型,分析了农村产业融的空间溢出效应。雷娜等^[10]利用省级面板数据考察了新型城镇化和乡村振兴的相互关系。

综合来看,学者们对新型城镇化和乡村振兴耦合协调的实证测度以及互动关系等方面进行了大量研究。但在以下方面还存在着不足:第一,相关数据适用层次问题。受限于乡村振兴方面数据获取困难,近年来定量研究新型城镇化和乡村振兴之间相互关系的国内文献主要是使用省级层面或者聚焦于某一特定省份的地级市层面的面板数据,而实际上,省份内部城镇化和乡村建设都存在巨大差异,且相关政策的政府实施主体更多是地级市而非省级层面。第二,在构建

新型城镇化和乡村振兴的评价指标体系时大多选择单一赋权方法,未能有效克服指标权重方法导致的稳健性不足局限性。第三,对新型城镇化和乡村振兴之间的关系,耦合协调度模型能提供的信息有限,既不能进行因果推断,也不能考察变量之间影响大小及动态变化。基于此,本文在以下方面进行了扩展:①使用 2003—2018 年我国 156 个地级市的面板数据而非国内学者常用的省级面板数据以及特定省份的地级市面板数据。②在构建新型城镇化和乡村振兴多维度的指标体系基础上,利用熵值赋权法、主成分分析法和层次分析法等主客观相结合的 3 种赋权方法合成综合权重来对每个子指标进行赋权,以更好增强相关指标权重的可信性和总体结果稳健性。③采用耦合协调度模型分析两大系统的耦合协调水平及时空分异格局,利用面板向量自回归分析两大系统之间的动态关系及作用机制,并采用面板误差修正模型考察两大系统长期均衡关系的形成过程与短期调整,以更好地识别促进两大系统协调发展的有效路径。

一、模型选择与数据说明

(一)耦合协调度模型

借鉴已有文献^[11-13],本文采用耦合协调度表征乡村振兴和新型城镇化之间联动互促、融合互补的关系,计算公式如下:

$$D = (C \times T)^{0.5} \quad (1)$$

在公式(1)中: D 为新型城镇化和乡村振兴的耦合协调度。 C 为二者的耦合度, T 为二者的综合调和指数。 C 和 T 的计算如公式(2)和公式(3)所示:

$$C = 2\sqrt{(XC \times UR)/(XC + UR)^2} \quad (2)$$

$$T = aXC + bUR \quad (3)$$

公式(2)、公式(3)中, XC 为乡村振兴指数, UR 为新型城镇化指数(下同)。 a 和 b 为待定参数($a + b = 1$),数值大小取决于乡村振兴和新型城镇化相对重要性。《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》提出“坚持乡村振兴和新型城镇化双轮驱动”,因此本文认为乡村振兴与新型城镇化具有同等重要性,由此确定公式(3)中的参数 $a = b = 0.5$ 。借鉴已有文献对耦合协调类型划分,可以将耦合协调类型分为 7 类,具体如表 1 所示。

表 1 耦合协调类型划分

严重不协调	基本不协调	勉强协调	基本协调	初级协调	中级协调	高级协调
$0 < D \leq 0.3$	$0.3 < D \leq 0.4$	$0.4 < D \leq 0.5$	$0.5 < D \leq 0.6$	$0.6 < D \leq 0.7$	$0.7 < D \leq 0.8$	$0.8 < D \leq 1$

(二)面板向量自回归模型

耦合协调度仅能衡量新型城镇化与乡村振兴之间的关联程度,不能进行因果推断,也无法分析二者之间的相互影响。而向量自回归(VAR)是非结构化的多方程模型,把每个内生变量作为所有内生变量滞后项的函数^[14-15],通过差分广义距估计得到无偏、一致的估计量。因此,本文选择面板向量自回归来分析新型城镇化与乡村振兴之间的动态影响关系,模型设定如下:

$$Z_{it} = \varphi_0 + \sum_{j=1}^p \varphi_j Z_{it-j} + f_i + d_t + u_{it} \quad (4)$$

在公式(4)中: Z_{it} 表示第 i 个地级市第 t 年新型城镇化指数和乡村振兴指数这两个变量组成的列向量, j 则代表了滞后阶数。 φ_0 为截距项, φ_j 为向量的系数矩阵, f_i 和 d_t 则表示个体固定效应和时间固定效应, u_{it} 为随机误差向量。

(三)面板误差修正模型

面板向量自回归可以描述新型城镇化与乡村振兴之间的相互影响。进一步地,考察二者是否存在长期稳定的均衡关系,以及短期的冲击是否会自动地向长期均衡关系调整。建立在协整理论上的误差修正模型,不仅能反映相互影响的变量之间的长期均衡关系,而且能反映短期偏离向长期均衡修正的机制。借鉴相关文献的做法^[16-17],本文采用 E—G 两步法构建误差修正模型,如公式(5)到公式(7)所示:

$$ECM_{1,i,t} = XC_{it} - \rho_1 UR_{it} - c_1 \quad (5)$$

$$ECM_{2,i,t} = UR_{it} - \rho_2 XC_{it} - c_2 \quad (6)$$

$$\Delta y_{i,t} = \alpha + \theta ECM_{i,t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_k \Delta x_{i,t-k} + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

公式(5)和公式(6)分别是以 XC 和 UR 为因

变量的协整回归方程, ρ 和 c 是相应的回归系数, $ECM_{i,t}$ 是协整回归的残差项, 反映了变量对长期均衡关系的偏离。公式(7)是误差修正方程, 其中 i 是截面单元数, t 是时期, k 是滞后阶数, q 是最佳滞后阶数。 $\Delta y_{i,t}$ 是 XC_{it} 或 UR_{it} 的一阶差分, $ECM_{i,t-1}$ 由公式(5)或公式(6)的残差项滞后一期得到, $\Delta x_{i,t-k}$ 是自变量 $x_{i,t}$ 的差分滞后项。 α 、 θ 和 β 分别是相应的回归系数, $\epsilon_{i,t}$ 是残差项。公式(7)所示的差分方程解释了因变量的短期波动 $\Delta y_{i,t}$ 是如何被决定的。一方面它受到自变量短期波动的影响, 另一方面它也取决于 $ECM_{i,t-1}$, 即变量在上一期对长期均衡关系的偏离。如果 θ 为负, 则表明对 $\Delta y_{i,t}$ 是负向修正作用, 当 $y_{i,t}$ 偏离长期均衡水平时, 长期均衡关系在下一期会减弱这种偏离, 使其向长期均衡关系调整。如果 θ 为正, 则表明会使偏离加大, 序列趋于发散。

(四) 样本选择和数据说明

2002 年年末, 党的十六大首次提出统筹城乡发展。因此, 本文选择 2003 年作为样本起始年份。此外, 考虑样本数据可得性和代表性, 本文选取数据较完整的 14 个省级单位下辖的 156 个地级及以上城市作为最终样本。具体而言, 东部包括北京市、天津市、河北省、山东省、浙江省、广东省。中部包括山西省、河南省、安徽省、湖南省。西部包括内蒙古自治区、甘肃省、四川省、重庆市。统计年鉴缺失部分数据通过向各省市统计单位申请获得, 城市数据主要来源于 2003—2018 年《中国城市统计年鉴》, 2010—2018 年各市常住人口城镇化率来源于 CEIC 数据库, 2003—2010 年各市常住

人口城镇化率数据及城镇人均可支配收入数据来源于 EPS 数据平台的县市数据, 农村数据主要由各省统计年鉴中的分市数据整理得到。

二、新型城镇化和乡村振兴的耦合协调分析

(一) 新型城镇化和乡村振兴指标体系构建

借鉴已有文献的指标选取^[18-20]以及新型城镇化战略与乡村振兴战略的主要内容, 本文从人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化和生态城镇化 4 个维度构建新型城镇化指数的二级评价指标及相应的三级指标^①。从“产业发展”“生态环境”“百姓生活”3 个维度构建乡村振兴指数的二级评价指标及其相应的三级指标^②, 新型城镇化和乡村振兴评价指标体系具体如表 2 所示。

无论是新型城镇化指标还是乡村振兴指标, 实际都需要对细分指标进行赋权, 然后通过逐级加总的方式得到一个综合指数。在赋权之前, 本文对价值量指标以 2000 年为基期进行了平减。考虑到指标的量纲差异会对指标权重分配产生较大影响, 而且正向和负向指标不能直接加总, 因此对所有指标进行了 min-max 标准化处理。已有文献在多指标综合评价中常用的赋权方法包括专家评分法、熵值赋权法、变异系数法、主成分赋权法、层次分析法等^[21-23]。为了降低单一赋权方法对最终指标结果稳健性的影响, 本文选择熵值赋权、主成分分析法、层次分析法分别测算细分指标的权重, 最后使用三者权重的均值作为综合权重对新型城镇化和乡村振兴的水平进行测度, 计算结果如表 2 中所示。

① 新型城镇化在空间城镇化方面的要求是布局合理、集约紧凑。一方面, 由于数据和方法的局限, 城市群和城市产业空间布局的合理性不易衡量。另一方面, 集约紧凑在“城市人口密度”“夜间灯光强度”等指标中已经得到体现, 故本文没有将空间城镇化作为一个独立的维度纳入二级指标。

② 2017 年党的十九大报告中对乡村振兴战略提出了“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的 20 字总要求。2018 年, 中共中央、国务院印发了《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》, 其中提到了乡村振兴指标包括了上述 5 个二级指标在内的 22 个细分三级指标, 但由于表征乡风文明例如县级及以上文明村比例、农村义务教育学校专任教师中本科以上学历等指标以及一些度量农村社会治理的指标, 如村庄规划管理覆盖率等完整连续的地级市农村指标均无法公开获得, 因此本文主要是根据中央对乡村振兴的要求、借鉴前人已有研究成果和基于地级市层面农村相关数据可得性相结合的原则, 主要从“产业发展”“生态环境”“百姓生活”3 个维度构建乡村振兴指数的二级评价指标及其相应三级指标。

表 2 新型城镇化与乡村振兴指标体系及权重

一级指标	二级指标	三级指标	熵权法 权重/%	主成分权重 /%	层次分析法 权重/%	综合权重 /%
新型城镇化	人口城镇化	常住城镇人口比重	2.70	10.36	20	11.02
		城市人口密度	5.16	7.93	7	6.70
		万人在校普通高等学校学生数	15.36	7.54	7	9.97
	经济城镇化	夜间灯光强度	21.53	9.36	3	11.30
		人均 GDP	12.20	10.02	11	11.07
		二三产业产值占比	1.08	5.97	4	3.68
		城镇人均可支配收入	6.33	8.21	11	8.51
	社会城镇化	教育支出占财政支出比重	1.81	8.25	4	4.69
		每万人拥有医生数	5.04	6.24	10	7.09
		每万人拥有公共汽车数	6.47	4.11	3	4.53
		城镇人均道路面积	5.87	8.56	2	5.48
		百人图书馆藏书量	13.80	2.67	2	6.16
	生态城镇化	建成区绿化覆盖率	0.85	1.82	7	3.22
		每平方公里工业二氧化硫排放量	0.22	2.14	3	1.79
		PM _{2.5} 浓度	1.58	6.82	7	5.13
乡村振兴	产业发展	农业劳动生产率	13.58	10.17	23	15.58
		农村二三产业从业占比	2.78	10.94	12	8.57
		粮食单位面积产量	6.26	8.38	16	10.21
		单位耕地面积机械总动力	11.16	12.87	4	9.34
		有效灌溉面积占比	9.59	14.67	4	9.42
	生态环境	单位面积化肥施用量	0.13	13.94	20	11.36
	百姓生活	农村居民家庭人均可支配收入	12.48	10.37	11	11.28
		农村居民家庭人均生活消费支出	13.83	10.38	5	9.74
		农村人均用电量	30.20	8.26	4	14.15

(二)新型城镇化与乡村振兴发展水平测度

在对 2003—2018 年中国 156 个地市的新型城镇化与乡村振兴发展水平进行测算基础

上,对各年所有地市指数取均值绘制了全国整体以及分区域的变动趋势,具体如图 1 和图 2 所示。

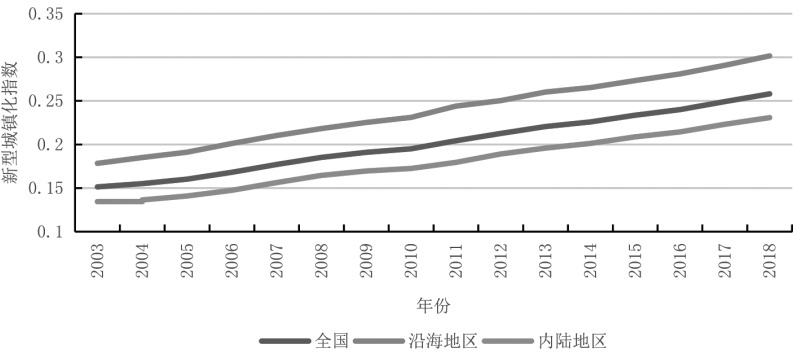


图 1 2003—2018 年全国及分区域的新型城镇化指数

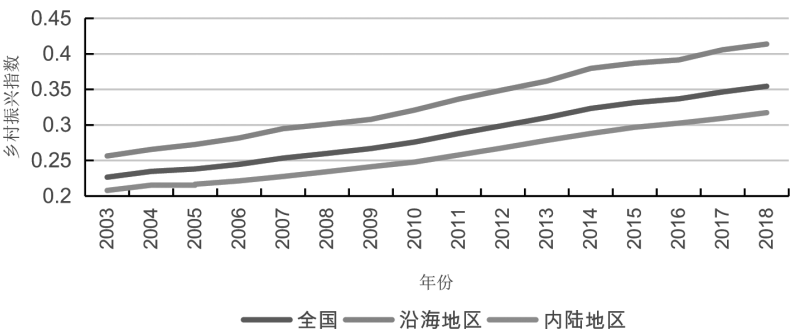


图 2 2003—2018 年全国及分区域的乡村振兴指数

从图1和图2中可以看出,总体来看,2003—2018年我国新型城镇化和乡村振兴的发展水平均呈现稳步增长趋势,新型城镇化发展指数由2003年的0.15增长至2018年的0.26,年均增长率为3.7%。乡村振兴发展指数由0.23增长至0.35,年均增长率为2.8%,但乡村振兴指数的增速低于新型城镇化指数增速。从分区域来看,沿海地区的新型城镇化和乡村振兴的发展水平均高于内陆地区,而且沿海与内地之间新型城镇化指

数的差距呈现小幅下降趋势(2003—2018年沿海和内陆新型城镇化指数比值从1.33下降到1.31),乡村振兴指数差距扩大的趋势更为明显(同期,沿海和内陆地区乡村振兴指数的比值从1.23扩大至1.32)。

(三)新型城镇化与乡村振兴耦合协调分析

本文根据上面的耦合协调度模型计算了156个地级市各年的耦合协调度,取各年均值表征该年份全国的城乡耦合协调发展水平,具体如图3所示。

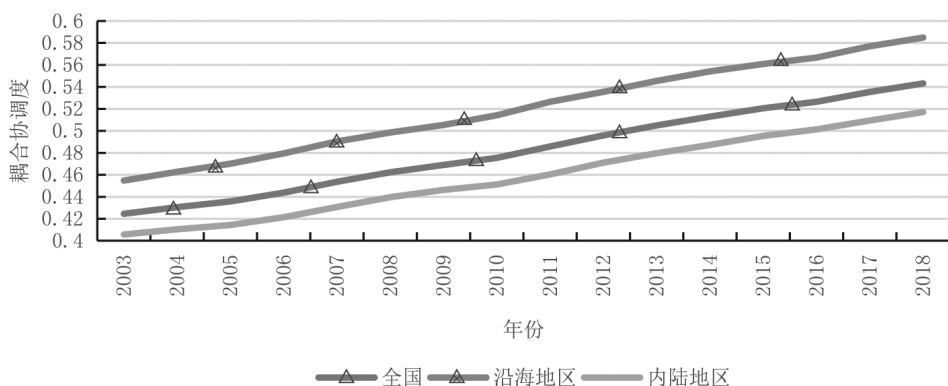


图3 2003—2018年新型城镇化与乡村振兴耦合协调度

从图3中可以看出,我国新型城镇化与乡村振兴的耦合协调度在2003—2018年呈平稳增长态势,从2003年的0.42不断增加到2018年的0.54。从协调区间来看,2003—2012年全国平均耦合协调度小于0.5,处于勉强协调区间;2013—2018年处于基本协调区间。分地区来看,沿海地区的耦合协调度始终高于内陆地区,沿海地区的耦合协调度在2009年超过0.5进入了基本协调区间,内陆地区到2016年才进入基本协调区间。

为考察新型城镇化与乡村振兴耦合协调的结构变化,本文计算了2003—2008年各协调类型的城市数量及占比,具体如图4所示。

从图4中可以看出,我国城乡耦合协调结构不断优化,低协调类型的城市占比缩小,高协调类型占比扩大。2003—2004年基本不协调类型的城市占比最大,2005—2016年勉强协调成为了占比最大类型,2017—2018年基本协调类型的城市占比最大。

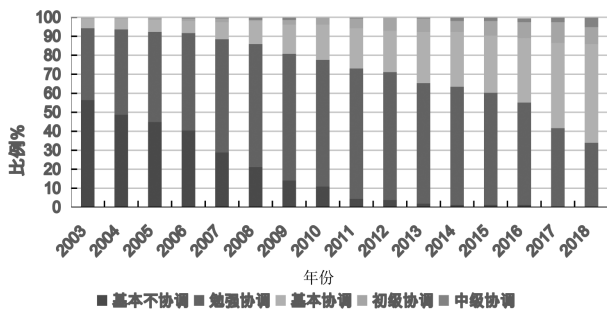


图4 2003—2018年我国城乡耦合协调结构演进趋势

三、新型城镇化与乡村振兴的交互影响和动态调整分析

(一)基于面板向量自回归模型的交互效应分析

上述分析表明新型城镇化和乡村振兴的耦合协调度不断加强,为了进一步考察这种耦合协调是单向驱动还是双向互动,使用面板格兰杰因果检验进行分析,首先利用EViews 10.0对XC和UR进行LLC、IPS、ADF-Fisher和PP-Fisher 4种形式的单位根检验,从而保证因果结果的稳健性。检验结果如表3所示。

表 3 新型城镇化和乡村振兴的面板数据单位根检验

检验方法	水平数据		一阶差分数据		对数数据	
	新型城镇化	乡村振兴	新型城镇化	乡村振兴	新型城镇化	乡村振兴
LLC	11.925	11.447	-38.394	-31.252	-14.029	-7.699
	[1.000]	[1.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
IPS	24.809	26.148	-32.45	-24.525	-9.833	-4.0314
	[1.000]	[1.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
ADF	54.005	57.243	1475.19	1137.07	614.122	518.558
	[1.000]	[1.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
PP	69.886	81.183	1824.23	1290.68	398.706	470.714
	[1.000]	[1.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

注:括号内的数值为 p 值。下同。

表 3 中 4 种形式的单位根检验结果表明:新型城镇化和乡村振兴的水平数据检验结果都是非平稳的,一阶差分和对数后的新型城镇化和乡村振兴数据是平稳的^③,可以进行后续检验分析。

本文综合考虑 AIC、BIC 和 HQIC 3 种标准选择模型最优滞后阶数,如表 4 所示。

表 4 面板 var 模型最优阶数的确定

lag	AIC	BIC	HQIC
1	-6.955 35	-6.132 23	-6.654 46
2	-7.069 13	-6.183 17	-6.744 05
3	-7.176 68	-6.218 74 *	-6.823 77 *
4	-7.200 59	-6.159 3	-6.815 28
5	-7.214 57 *	-6.075 47	-6.791 05

注:* 号表示此种标准下的最优滞后阶数。

兼顾模型的简洁性和按照 3 种标准少数服从多数的原则,选定面板向量自回归的最优滞后阶数为 3 阶,面板向量自回归模型的估计结果如表 5 所示。

表 5 新型城镇化和乡村振兴的面板向量自回归检验

解释变量	被解释变量	
	乡村振兴	新型城镇化
L. 乡村振兴	0.828 *** [0.042 9]	0.093 5 *** [0.025 7]
L. 新型城镇化	0.077 2 * [0.043 2]	0.687 *** [0.040 9]
L2. 乡村振兴	0.055 2 [0.039 8]	-0.031 6 [0.019 8]
L2. 新型城镇化	-0.087 7 * [0.046 1]	0.091 7 ** [0.040 0]
L3. 乡村振兴	-0.097 9 *** [0.031 9]	-0.031 6 [0.016 0]
L3. 新型城镇化	0.086 8 [0.062 3]	0.005 96 [0.024 5]

从表 5 中可以看出,当乡村振兴作为被解释变量时,滞后一期的乡村振兴对本期的乡村振兴具

有正向影响,并且在 1% 水平上显著。滞后两期的乡村振兴对本期的影响不显著。滞后三期表现为负向影响,但系数很小。此外,滞后一期的新型城镇化水平对本期乡村振兴的影响在 10% 的显著性水平上为正,但是滞后两期的新型城镇化为显著的负效应且系数大小与前一期接近,滞后三期的效应并不显著,因此新型城镇化对乡村振兴的总效应在短期内难以判断,后文的脉冲响应分析会更好地表现这种效应的变化特征。当新型城镇化作为被解释变量时,上一期的乡村振兴水平对本期新型城镇化水平产生显著促进作乡村振兴水平的提高意味着农业劳动生产率提高,因此会有更多的剩余劳动力在城镇转移就业,推动城镇化发展。乡村振兴的要素投入以及消费提升形成了对城市要素和产品的需求。滞后两期和三期的乡村振兴的效应不再显著,因此乡村振兴对新型城镇化的总效应是正的。此外,上一期新型城镇化水平提高显著地促进了其当期水平,滞后两期的促进效应依然显著但明显变小,滞后三期的系数不显著但依旧为正。

新型城镇化与乡村振兴脉冲响应分析结果如图 5 所示。

从图 5 中可以看出,对于来自乡村振兴的冲击,其自身当期的响应约为 0.04,此后迅速衰减并收敛至 0。新型城镇化也在当期做出正向响应,表明乡村振兴水平的提高在当期就能促进新型城镇化建设,响应在第三期达到峰值后逐渐衰减,但在第 20 期仍然为正,这说明乡村振兴对于新型城镇化的推动作用比较持久。对于来自新型城镇化的冲击,乡村振兴当期没有做出响应,这表明新型城镇化对乡村振兴的影响具有时滞性。在第一期末,乡村振兴做出约 0.002 的正向响应,随后出现下降,之后再次上升并在第五期达到峰值,约为 0.005。值得注意的是,乡村振兴对自身的响应程度是其对城镇响应的 10 倍左右。相比于城镇带动,乡村振兴的自我强化效应更强,表明乡村振兴更要靠激活乡村沉淀要素、增强内生动力来实现。

③ 需要特别指出的是,在平稳性检验时,本文对模型中的两个变量新型城镇化和乡村振兴既进行了一阶差分处理,也进行了对数化处理,但在后面,一阶差分变量系数的经济含义在模型中并不明确,而取对数后回归系数则为弹性系数。在后面的脉冲响应冲击检验时对数数据也具有弹性含义。因此,后面使用对数化的数据来进行面板向量自回归分析和格兰杰因果检验。

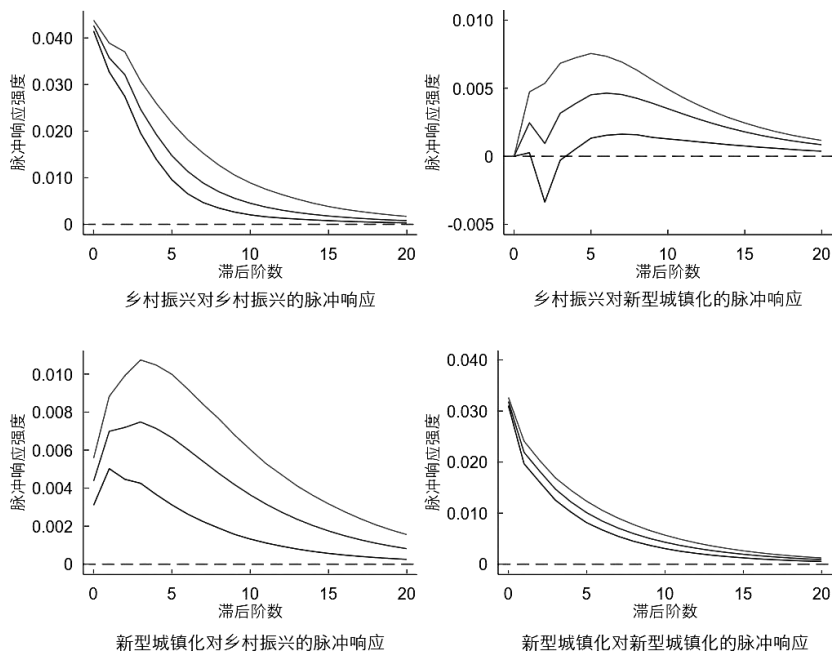


图5 新型城镇化与乡村振兴脉冲响应分析结果

注:图5是蒙特卡洛模拟999次得到的脉冲响应图,lnxc表示对数化的乡村振兴指数,lnur表示对数化的新型城镇化指数。横轴为阶数,纵轴表示脉冲函数的大小,每幅图中的3条曲线分别表示脉冲函数曲线及其95%的置信区间。左侧上下两幅图分别是乡村振兴和新型城镇化对来自乡村振兴的一个标准差冲击做出的响应,右侧上下两幅图分别是二者对来自新型城镇化的冲击做出的响应。

在面板向量自回归模型之后,进行面板Granger因果关系检验,由于面板Granger因果检验对变量滞后期的选择非常敏感^④,为了增强结论的稳健性,在前面确定的面板向量自回归检验中的最优滞后阶数基础上,又分别增加了1~2期和4~5期滞后阶数的检验结果,具体检验结果如表6所示。

表6 面板格兰杰因果检验结果

原假设	F(1)	F(2)	F(3)	F(4)	F(5)
新型城镇化不是乡村振兴的原因	20.852 [0.000]	22.642 [0.000]	37.364 [0.000]	30.689 [0.000]	15.809 [0.000]
乡村振兴不是新型城镇化的原因	16.705 [0.000]	11.978 [0.000]	9.572 [0.000]	18.464 [0.000]	7.424 [0.000]

注:F(1)表示滞后1阶的F统计量,其余含义与此类同。

从表6中可以看出,从滞后1期到滞后5期,检验结果都在1%的显著水平上都拒绝“新型城镇化不是乡村振兴的原因”和“乡村振兴不是新型城镇化的原因”的原假设,这说明无论长期还是短期(如果以3年为长短期的分界),新型城镇化始终

是乡村振兴的格兰杰原因,乡村振兴始终是新型城镇化的格兰杰原因。

(二)基于面板误差修正模型的动态调整分析

为了进一步考察新型城镇化和乡村振兴二者的交互影响是否在长期形成稳定均衡关系,以及长期均衡关系对短期偏离进行调整动态情况,进行了面板协整检验,具体检验结果如表7所示。

表7 面板数据协整检验结果

检验形式	Panel PP	Panel ADF	Group PP	Group ADF	Kao ADF
常数项	-8.023 [0.000]	-7.077 [0.000]	-8.691 [0.000]	-7.950 [0.000]	-12.597 [0.000]
常数项与趋势项	-3.641 [0.000]	-2.962 [0.000]	-4.636 [0.000]	-3.495 [0.000]	-

表7结果表明,5种检验统计量的结果都在1%的显著性水平上拒绝“不存在协整关系”的原假设,说明新型城镇化和乡村振兴之间存在协整

^④ 格兰杰因果检验结果受滞后阶数选择的影响较大,滞后阶数选择稍加改变就会使得检验的结果发生较大的变动。所以大多数文献的普遍做法是用面板向量自回归模型确定的最优滞后阶数进行检验。为了更好增强相关分析结果的稳健性,在选择最优滞后阶数3阶的情形下,又分别增加了1~2期和4~5期滞后阶数的检验,因此我们共进行了1~5期滞后的格兰杰因果检验,检验结论均保持一致。

关系。接下来使用误差修正模型来考察二者的长期均衡关系对短期波动的调整。考虑到我国城市间的地理区位、经济发展水平和城乡社会环境存在较大差异,这种差异可能影响均衡关系的形成。因此,本文从地理区域、新型城镇化水平、乡村振兴水平 3 个层面划分成了 7 个组别^⑤,将分别对分组后的 7 个面板进行比较分析,一方面检验整体样本研究结论的稳健性,另一方面揭示不同约束条件下的异质性特征。以乡村振兴为因变量的协整回归结果如表 8 所示。

从表 8 中可以看出,全样本中,新型城镇化的回归系数在 1% 的显著性水平上为正,新型城镇化

水平提高 1 个单位会推动乡村振兴水平提高 1.125 个单位。分样本回归结果表明:在不同样本中都存在这种正向带动效应。而回归系数比较表明:相对于内陆地区和低水平乡村振兴地区,在沿海地区和高水平乡村振兴地区,城镇化对乡村振兴的带动更强,回归系数绝大多数大于 1,这说明沿海地区城乡之间的交通和经济联系相较于内地更为便捷和紧密,因此新型城镇化带来的经济增长和发展红利会较快传导至乡村,从而带动乡村振兴。

以乡村振兴一阶差分为因变量的误差修正模型的回归结果如表 9 所示。

表 8 乡村振兴协整方程的估计结果

变量	全样本	沿海	内地	高水平城镇化	低水平城镇化	高水平乡村振兴	低水平乡村振兴
UR	1.125 *** [0.073 9]	1.173 *** [0.140 5]	1.073 *** [0.045 1]	1.047 *** [0.119 9]	1.182 *** [0.046 5]	1.106 *** [0.148 9]	0.989 *** [0.032 0]
常数项	0.060 1 *** [0.014 9]	0.053 8 [0.033 4]	0.065 9 *** [0.008 1]	0.072 5 ** [0.030 6]	0.059 0 *** [0.006 9]	0.089 1 ** [0.036 0]	0.057 5 *** [0.005 2]
样本量	2 496	960	1 536	1 248	1 248	1 248	1 248
调整 R^2	0.718 6	0.642 7	0.848	0.630 1	0.709 6	0.614	0.812 1

注:括号内为聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。下同。

表 9 乡村振兴误差修正方程的估计结果

变量	全样本	沿海	内地	高水平城镇化	低水平城镇化	高水平乡村振兴	低水平乡村振兴
ECM_{t-1}	-0.241 *** [0.036 7]	-0.256 *** [0.043 8]	-0.189 *** [0.033 3]	-0.245 *** [0.041 6]	-0.225 *** [0.041 4]	-0.226 *** [0.043 4]	-0.286 *** [0.057 9]
$D \cdot UR$	0.261 *** [0.045 4]	0.295 *** [0.058 5]	0.201 *** [0.050 8]	0.297 *** [0.051 0]	0.133 ** [0.059 7]	0.274 *** [0.044 1]	0.215 ** [0.104 1]
常数项	0.006 *** [0.000 3]	0.008 *** [0.000 5]	0.006 *** [0.000 3]	0.007 *** [0.000 4]	0.006 *** [0.000 4]	0.007 *** [0.000 4]	0.006 *** [0.000 6]
样本量	2 340	900	1 440	1 170	1 170	1 170	1 170
调整 R^2	0.121 2	0.125 3	0.101 2	0.122 6	0.118 6	0.114 9	0.138 5
AIC	-12 695.4	-4 174.2	-9 793.3	-5 680.4	-8 063.8	-5 956.9	-6 939.8
BIC	-12 683.9	-4 164.6	-9 782.7	-5 670.3	-8 053.7	-5 946.7	-6 929.6

从表 9 中可以看出,当短期冲击使乡村振兴水平超过均衡水平时,乡村振兴增量将在下一期朝相反方向做出修正,使二者关系逐渐向长期均衡关系调整,调整的程度为偏离部分的 24.1%,即不考虑其他影响,系统大约需要 4 年将短期偏离调整至长期均衡关系。新型城镇化一阶差分的系数显著为正,说明短期内新型城镇化对乡村振兴也是促进作用。异质性检验表明,不同样本下误差修

正项的系数都显著为负,即修正机制在各样本中都存在。

以新型城镇化为因变量的协整回归结果如表 10 所示。

从表 10 中可以看出,全样本数据中乡村振兴对新型城镇化有显著的正向影响,乡村振兴水平提高 1 个单位,会推动新型城镇化水平提高 0.639 个单位。异质性检验表明这种正向效应普遍存在,

^⑤ 样本划分依据:地理区域层面将东部的北京市、天津市、河北省、山东省、浙江省、广东省所辖地级市划为沿海样本,其余中西部城市为内地样本;新型城镇化层面以 2003 年新型城镇化指数的中位数划分高水平新型城镇化和低水平新型城镇化样本。同理,划分了高水平乡村振兴和低水平乡村振兴样本。

表 10 新型城镇化协整方程的估计结果

变量	全样本	沿海	内地	高水平城镇化	低水平城镇化	高水平乡村振兴	低水平乡村振兴
XC	0.639 *** [0.035 0]	0.548 *** [0.044 2]	0.790 *** [0.026 6]	0.599 *** [0.0437]	0.748 *** [0.027 4]	0.617 *** [0.038 5]	0.685 *** [0.073 3]
常数项	0.018 4 * [0.010 0]	0.055 5 *** [0.014 7]	-0.024 9 *** [0.006 9]	0.047 2 *** [0.014 5]	-0.023 5 *** [0.006 6]	0.016 5 [0.013 3]	0.017 4 [0.016 8]
样本量	2 496	960	1 536	1 248	1 248	1 248	1 248
调整 R^2	0.718 6	0.642 7	0.848	0.667 2	0.859 4	0.687 2	0.782 9

通过系数比较发现:相对于沿海地区、高水平城镇化和乡村振兴地区,在内地和低水平城镇化和乡村振兴地区,乡村振兴对新型城镇化的推动作用

更大,但回归系数均低于1。

以新型城镇化一阶差分为因变量的误差修正模型回归结果如表 11 所示。

表 11 新型城镇化误差修正方程的估计结果

变量	全样本	沿海	内地	高水平城镇化	低水平城镇化	高水平乡村振兴	低水平乡村振兴
ECM_{t-1}	-0.133 *** [0.024 2]	-0.142 *** [0.035 0]	-0.164 *** [0.021 1]	-0.142 *** [0.027 9]	-0.120 *** [0.024 0]	-0.147 *** [0.028 5]	-0.100 *** [0.030 0]
$D_{.xc}$	0.073 *** [0.011 7]	0.061 *** [0.013 7]	0.139 *** [0.031 0]	0.073 *** [0.012 2]	0.074 *** [0.024 0]	0.086 *** [0.012 1]	0.043 *** [0.009 0]
常数项	0.006 *** [0.000 1]	0.007 *** [0.000 2]	0.005 *** [0.000 2]	0.008 *** [0.000 2]	0.005 *** [0.000 2]	0.007 *** [0.000 1]	0.006 *** [0.000 1]
样本量	2 340	900	1 440	1 170	1 170	1 170	1 170
调整 R^2	0.072 5	0.083 6	0.082 9	0.087 9	0.036 3	0.086 1	0.041 7
AIC	-15 592.8	-5 559.1	-10 353.4	-7 298.2	-8 698.7	-7 322.2	-8 617.8
BIC	-15 581.3	-5 549.5	-10 342.9	-7 288.1	-8 688.5	-7 312.1	-8 607.6

从表 11 中可以看出,无论是全样本还是分样本检验,误差修正项的系数显著为负,说明当新型城镇化水平偏离长期均衡关系后,长期均衡关系会对新型城镇化的增长做出反向修正,抑制新型城镇化的增长。这说明短期内城镇化可能由于追加投资、政策支持等原因获得较快发展,但是如果城镇的发展不能有效带动农村地区同步发展,甚至是以牺牲农民权益、挤压农村部门收益为前提,那么城乡差距会被进一步拉大,缺乏增收渠道的农村人口也难以形成完整的本地市场,也无法对城市产品和服务提供更多持续性牵引,城市地区也很难获得高质量发展。

四、主要结论及政策含义

(一) 结论

本文应用中国地级市层面的面板数据,通过构建新型城镇化和乡村振兴指标体系测度了 2003—2018 年我国新型城镇化与乡村振兴的耦合协调度及随时间和空间的演进特征,在此基础上利用面板向量自回归和面板误差修正模型考察新型城镇化和乡村振兴的耦合协调在长短期中可能存在的差异化特征。

(1)2003—2018 年,乡村振兴与新型城镇化的发展水平呈稳步增长趋势。二者耦合协调水平整体偏低,但随时间呈现向更高水平的耦合协调类型稳步优化趋势,空间上则呈现沿海地区城乡耦

合协调度始终高于内陆地区。

(2)面板向量自回归结果表明乡村振兴对新型城镇化的正向影响即期发生而且会持续更长时间;新型城镇化对乡村振兴的影响具有时滞性和短期波动性,其在不同时段的方向和大小由新型城镇化对农村要素资源的虹吸和回流两种相反效应共同决定。长期来看,新型城镇化对乡村振兴是正向促进;在短期内,乡村振兴的自我强化效应远大于新型城镇化对其的促进作用。

(3)新型城镇化和乡村振兴之间存在长期稳定的均衡关系,当短期冲击偏离长期均衡关系时,二者在后期都会逐步向长期均衡关系调整。异质性检验结果表明新型城镇化对乡村振兴发挥的带动作用要强于乡村振兴对新型城镇化的推动作用,且相对于低水平发展地区,高水平发展地区的新型城镇化对乡村振兴的带动更强,乡村振兴对新型城镇化的推动作用更弱。

(二) 政策建议

第一,我国城乡耦合协调程度整体偏低,应进一步加强顶层设计,促进城乡要素双向互动而非单向流动,实现新型城镇化与乡村振兴战略的在各个层面的联动对接。另外,以城市群和都市圈为依托,破除省份、城市间行政壁垒及制度性障碍,缓解特大城市公共服务提供压力的同时推动农业转移人口有序向区域性城市转移,并根据产

业分工和人口流动形成成本共担、利益共享的城乡协调发展新格局。

第二,增强乡村振兴内生动力,推动形成工农互促,城乡互补的新型城乡关系。乡村振兴不能单靠工业反哺和城市带动,而要着力壮大集体经济,提高农副产品的收益和乡村产业的竞争力。首先要加大农村产权流转交易力度,积极盘活集体资产,实现生产的组织化、专业化和市场化。其次,在牢牢守住“18 亿亩耕地红线”基础上,应该允许处于不同发展水平的地方政府进行先行先试探索,以让农村资源的土地资源更好显性化,加快提升农村自身供血能力,做到内部农村推动和外部城镇带动双轮驱动。

第三,要因地制宜而非“一刀切”模式来推动城乡耦合协调发展。在高水平发展地区,加快乡村要素市场化改革步伐,特别是农村宅基地的“三权分置”改革。鼓励城镇资金、人才、技术有序进入农村地区,更好发挥城镇对农村的辐射和带动作用。在低水平发展地区,农村地区人口和产业逐渐向城镇地区集中以更好发挥规模经济效益是顺应时代发展的客观规律,因此无论是新农村建设还是乡村振兴,都要避免“四处点火”的分散发展,而应该立足本地资源禀赋,选择能够充分吸纳本地劳动力产业,比如承接大城市劳动密集型产业的转移或者围绕第一产业发展特色农产品深加工或者特色旅游,以更好支撑乡村振兴和推进新型城镇化高质量发展。

参考文献:

- [1] FRIEDMANN J. Four theses in the study of China's urbanization [J]. International journal of urban and regional research, 2006, 30(2): 440-451.
- [2] MCGEE T. Managing the rural-urban transformation in East Asia in the 21st century [J]. Sustainability science, 2008, 3 (1): 155-167.
- [3] CHEN K, LONG H, LIAO L, et al. Land use transitions and urban-rural integrated development: theoretical framework and China's evidence [J]. Land use policy, 2020(92): 104465.
- [4] 马广兴. 河南新型城镇化与乡村振兴耦合性分析[J]. 中国农业资源与区划, 2020, 41(3): 103.
- [5] 胡佳欣. 新型城镇化与乡村振兴耦合协调的时空特征与影响因素研究[D]. 兰州: 兰州大学, 2021: 29-31.
- [6] 孙杰, 于明辰, 甄峰, 等. 新型城镇化与乡村振兴协调发展评估: 浙江省案例[J]. 经济地理, 2023, 43(2): 115-123.
- [7] 陈国生, 丁翠翠, 郭庆然. 基于熵值赋权法的新型工业化, 新型城镇化与乡村振兴水平关系实证研究[J]. 湖南社会科学, 2018(6): 114-124.
- [8] 孔德议, 陈佑成. 乡村振兴战略下农村产业融合、人力资本与农民增收: 以浙江省为例[J]. 中国农业资源与区划, 2019, 40(10): 155-162.
- [9] 姚升. 科技创新赋能农村产业融合发展研究: 基于空间计量及面板向量自回归模型的实证检验[J]. 技术经济与管理研究, 2023(1): 27-31.
- [10] 雷娜, 郑传芳. 乡村振兴与新型城镇化关系的实证分析[J]. 统计与决策, 2020, 36(11): 67.
- [11] 姚毓春, 张嘉实. 数字经济与城乡融合发展耦合协调的测度与评价研究[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2023, 51(1): 54-67.
- [12] 叶祥松, 欧进锋. 新一代人工智能与中国产业结构优化的动态交互效应及耦合协调度: 基于省际面板数据的实证分析[J]. 广东社会科学, 2023(2): 27-40.
- [13] 曹开军, 徐嘉良. 中国体育产业与旅游产业耦合协调时空演变及影响因素[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(3): 199-213.
- [14] 袁航, 茶洪旺, 郑婷婷. 创新数量, 创新质量与中国产业结构转型互动关系研究: 基于 PVAR 模型的实证分析[J]. 经济与管理, 2019, 33(2): 78-85.
- [15] 黄凌翔, 韩杰, 艾萍等. 土地市场、财政压力与经济增长: 基于省级面板 VAR 的实证分析[J]. 中国土地科学, 2020, 34(11): 85-94.
- [16] 文雁兵. 制度质量对中国对外贸易的促进效应: 基于向量误差修正模型的考察[J]. 国际经贸探索, 2015, 31(2): 28-42.
- [17] 王海兵, 杨蕙馨. 创新驱动与现代产业发展体系: 基于我国省际面板数据的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(3): 1351-1386.
- [18] 牛晓春, 杜忠潮, 李同昇. 基于新型城镇化视角的区域城镇化水平评价: 以陕西省 10 个省辖市为例[J]. 干旱区地理, 2013, 36(2): 354-363.
- [19] 曾湘泉, 陈力闻, 杨玉梅. 城镇化、产业结构与农村劳动力转移吸纳效率[J]. 中国人民大学学报, 2013, 27(4): 36-46.
- [20] 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.
- [21] 杨丽, 孙之淳. 基于熵值法的西部新型城镇化发展水平测评[J]. 经济问题, 2015(3): 115-119.
- [22] 张荣天, 焦华富. 中国新型城镇化研究综述与展望[J]. 世界地理研究, 2016(1): 59-66.
- [23] 熊湘辉, 徐璋勇. 中国新型城镇化水平及动力因素测度研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(2): 44-63.

(本文责编: 润 泽)