

新型城镇化对省域经济增长影响效应分析

——基于陕西省 11 个地市的面板数据

王 敏^{1,3}, 吕 寒², 马 瑞¹

(1. 西安外国语大学 商学院, 陕西 西安 710128; 2. 西安外国语大学 经济金融学院, 陕西 西安 710128;
3. 陕西师范大学 国际商学院, 陕西 西安 710119)

摘要: 新型城镇化与区域经济增长是相互促进、共同发展的, 新型城镇化发展过程中如何推进区域经济增长, 会产生哪些影响? 通过选取 2000—2016 年陕西省十一地市区的面板数据, 采用协整检验、脉冲函数和方差分解分析, 对陕西省新型城镇化与省域经济增长之间影响效应进行实证分析。结果表明: 陕西省新型城镇化与省域经济增长之间存在着长期均衡关系, 两者之间具有同向关系, 但两者之间影响程度不同, 新型城镇化对陕西省经济增长的促进作用显著, 但在滞后期不同情况下的影响不同, 经济的不断增长也进一步推动了陕西省新型城镇化的发展。

关键词: 陕西省; 新型城镇化; 经济增长; 融合发展

中图分类号: F 293; F 299.21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-7192(2018)06-0034-06

随着中国经济持续快速的的增长, 2010 年中国 GDP 已经超过日本成为世界第二大经济体。伴随着经济快速发展的同时, 中国的城镇化水平也持续不断提高, 十三届三中全会后中国的城镇化率是 17.9%, 到 2017 年初城镇化率达到了 58.52%, 比上年末同比增加 1.17%, 而且城镇化水平的质量和内涵也日益提高和丰富。2003 年, 我国学者根据发展中大国在城镇化过程中遇到的各类问题而提出了新型城镇化概念。新型城镇化并不是对传统城镇化导致的错误进行纠正, 而是在新的历史条件、时代背景、新的生产力和经济社会发展水平下, 从时间、空间、经济、环境、社会、管理、文化七个维度解读中国城市化的内涵。新型城镇化的研究对于当前经济转型升级具有重要的理论与实践意义。

陕西省作为中国地理中心位置的省份, 也是丝绸之路建设的发源地和桥头堡, 近年来经济呈现出强劲发展的趋势。总体来看, 到 2017 年末,

陕西省常住人口城镇化率为 56.79%, 在过去五年提高了 6.8 个百分点, 但仍低于全国水平。从区域经济可持续发展的角度看, 新型城镇化发展通过扩大消费需求、改善公共服务供给, 进而实现改善民生、扩大服务业规模、推动产业升级。新型城镇化是我国在经济发展新常态阶段, 实现经济发展的重要动力源。陕西省的城镇化还有较大的提升空间, 其发展进程必将会对省域经济的发展产生推动作用。在我国经济发展进入“新常态”的大背景下, 如何实现新型城镇化来不断扩大消费群体、升级消费结构、释放消费潜力, 推动产业结构升级、创新集聚, 进而为政策制定者通过新型城镇化进一步驱动经济增长效应, 本文采用陕西省十一地市区的面板数据, 通过对新型城镇化发展与省域经济增长效应进行探讨, 以提出促进陕西省经济增长可行的发展路径和政策建议。

收稿日期: 2018-06-07

基金项目: 陕西省软科学研究项目“新常态下新型城镇化对陕西经济增长驱动效应研究”(2017KRM113); 西安外国语大学“一带一路”专项科研项目(18XWD11); 陕西省教育厅科研计划专项项目“大数据背景下基于机器学习算法的陕西省经济增长研究”(16JK1620)

作者简介: 王 敏(1979-), 女, 西安外国语大学商学院副教授, 博士研究生, 研究方向为计量经济分析、产业经济; 吕 寒(1982-), 女, 西安外国语大学经济金融学院副教授, 博士, 研究方向为国际贸易理论与政策、产业经济。E-mail: 445993778@qq.com

一、 文献综述

关于城镇化发展与区域经济增长之间相关关系的探讨，从上世纪 50 年代世界经济进入发展的快车道后，就引起众多学者对于此问题的关注，Noaham（1975）认为城镇化与经济增长之间存在某种线性关系，并提出了两者之间的线性经验关系式^{[1]66}。Henderson（2003）采用多国数据进行测算分析，得出某一国家城镇化率与人均 GDP 相关系数为 0.85，说明城镇化发展与经济增长之间有着较高的关联度^[2]。Duranton（2004）认为城镇化的发展不仅仅是某一地区经济增长的源泉，同时也是该地区经济增长的主要驱动力^{[3]275-341}。Verner（2005）通过对墨西哥 1992—2002 年的城镇化发展和经济增长数据进行实证分析，不仅验证了上述学者的观念，还得出了城镇化的发展有助于消除贫困的结论^[4]。

杨小凯、张永生（2000）研究认为，城镇化的发展促进社会生产分工与专业化的发展，进而推动生产效率的提升、扩大交易规模^{[5]111-125}。李树坤（2008）通过因子分析法得出我国城镇化率和人均 GDP，通过研究得出二者之间具有长期均衡关系，但二者作用不对等^[6]。李金昌、程开明（2006）也认为城镇化发展对于区域经济增长具有较强的作用，而城镇化的发展则对于经济增长也有一定的作用，但二者之间相互影响程度不同^[7]。通过对 1987—2008 年间省际面板数据分析，施建刚、王哲（2011）则提出完全不同的观念，他认为城镇化率与地区经济增长之间只存在短期的正向影响，而从长期看二者之间则存在显著负相关影响^[8]。张明斗（2013）利用 GMM 三阶段最小二乘法，从内生性角度分析城镇化发展与区域经济增长之间的关系，研究表明城镇化发展和区域经济增长之间是倒 U 型的关系，而区域经济增长对城镇化发展则呈现正向线性关系^[9]。

综上分析，关于城镇化发展与区域经济增长之间关系的研究虽然已经取得较为丰富的成果，但缺少在新常态下从新型城镇化测度的基础上，分析新型城镇化与区域经济增长之间关系的研究。本文首先对新常态下陕西省新型城镇化发展与经济增长的现状进行分析，并采用陕西省

2000—2016 年面板数据就新型城镇化对陕西省及陕北、关中、陕南三个区域经济增长的影响效应进行实证分析，并根据分析结论就如何实现新型城镇化进程中升级消费结构、释放消费潜力，推动产业结构升级、创新集聚，进而提出通过新型城镇化促进陕西省区域经济增长发展的路径和政策建议。

二、 陕西省城镇化发展与经济增长现状

表 1 列示了 2000—2016 年全国及陕西省人均国内生产总值与城镇化率，2000—2016 年经济增长率与城镇化率变动趋势如图 1 所示。数据显示陕西省 2000—2016 年人均 GDP 和城镇化率都低于全国平均水平，但经济增长率基本上高于全国平均水平，因此人均 GDP 与全国的差距也在逐年缩小，并且城镇化率与全国平均水平逐渐靠近，2016 年达到 55.34%。

表 1 2000—2016 年全国及陕西省人均 GDP 与城镇化率

年份	人均 GDP（元）		城镇化率（%）	
	全国	陕西	全国	陕西
2000	7 942	4 968	36.22	32.27
2001	8 717	5 506	37.66	33.62
2002	9 506	6 145	39.09	34.62
2003	10 666	7 028	40.53	35.53
2004	12 487	8 587	41.76	36.36
2005	14 368	10 594	42.99	37.23
2006	16 738	12 724	44.34	39.12
2007	20 505	15 386	45.89	40.62
2008	24 121	19 480	46.99	42.10
2009	26 222	21 688	48.34	43.50
2010	30 876	27 133	49.95	45.76
2011	36 403	33 464	51.27	47.30
2012	40 007	38 564	52.57	50.02
2013	43 852	43 117	53.73	51.31
2014	47 203	46 929	54.77	52.57
2015	50 251	47 626	56.10	53.92
2016	53 980	51 015	57.35	55.34

数据来源：国家统计局《中国统计年鉴（2017）》，陕西省统计局《陕西统计年鉴（2010）》《陕西统计年鉴（2017）》。

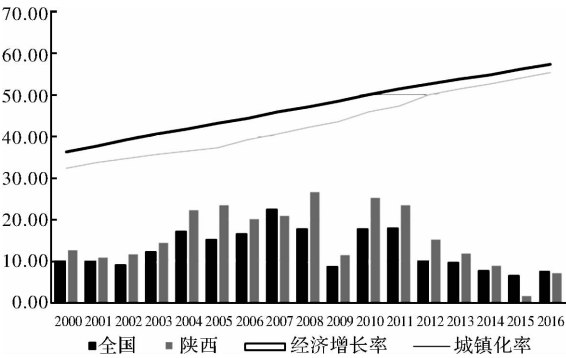


图1 2000—2016年经济增长率与城镇化率变动趋势

三、 实证分析

1. 数据来源与说明

本文选用城镇人口占总人口比重为解释变量测度城镇化水平，记为城镇化率 URB，选用人均国内生产总值（GDP）为被解释变量测度经济增长水平，为消除异方差，对 GDP 做取对数处理，记为 LNGDP。本文所用数据来源于陕西统计年鉴，用 Eviews7.2 软件进行数据分析。

2. 基于时间序列的实证分析

首先选取 2000—2016 年陕西省的时间序列数据，建立反映城镇化水平和经济增长动态的向量自回归（VAR）模型，在 VAR 模型基础上检验二者是否有格兰杰因果关系。

（1）平稳性检验。若用趋势不平稳的数据建立回归模型，结果很有可能会产生“虚假回归”也就是“伪回归”，即使结果显示变量间存在显著的相关关系也没有经济意义。为了防止伪回归，数据分析之前需进行单位根检验，检查序列的平稳性。检验结果（表 2）显示，LNGDP 和 URB 原数据序列不平稳，二阶差分后变平稳，表明这两个变量二阶单整。由于变量存在单位根，需进一步判断变量间是否存在长期协整关系。

表2 单位根检验

变量	ADF 统计量	10% 临界值	P 值	结果
LNGDP	-1.466 449	-2.673 459	0.524	不平稳
URB	-1.794 464	-3.310 349	0.659 4	不平稳
DLNGDP	-1.796 548	-2.681 330	0.367 6	不平稳
DURB	-2.955 199	-2.681 330	0.062 4	平稳
D2LNGDP	-4.976 320	-2.690 439	0.001 8	平稳
D2URB	-7.073 161	-1.604 392	0.000 000	平稳

注：D 表示一阶差分，D2 表示二阶差分。

（2）协整检验。通常情况下，在对变量序列进行差分后，还可以检验几个非平稳序列变量的线性组合是否为平稳序列。由于对非平稳序列进行建模时通常会出现“伪回归”现象，因此，为了实现数据的平稳性，利用差分变换使序列变平稳，然后在其基础上进行建模。但这样不易于解释差分后序列的经济含义，并且差分序列还丢失了原始数据的自身信息，建模效果就受到影响，对于这一问题通常是采用协整检验来进行解决。本文在建立 VAR 模型的基础上采用 Johansen 协整检验通过计算迹统计量和最大特征根统计量来判断变量之间协整关系个数，检验结果见表 3。

表3 Johansen 协整检验

原假设	迹统计量		最大特征根	
	统计值	5% 临界值	统计值	5% 临界值
None	16.034 3	12.320 9	14.132 2	11.224 8
At most1	1.902 0	4.129 9	1.902 0	4.129 9

统计量和最大特征根统计量的第一原假设 None 表示不存在协整关系，第二原假设 At most1 表示最多有一个协整关系。检验结果拒绝了 None 假设，未拒绝 At most1 假设，故认为变量 LNGDP 与 URB 之间存在一种协整关系。

（3）格兰杰因果检验。已经证实城镇化率与人均生产总值之间存在长期协整的关系，为检验二者在统计上是否具有因果关系，需要在 VAR 模型估计基础上进行格兰杰因果关系检验（表 4）。VAR 模型最优滞后阶数为 3 阶（检验过程略），在滞后 3 阶时，LNGDP 是 URB 的格兰杰原因，URB 不是 LNGDP 的格兰杰原因，说明陕西省经济增长能够提高城镇化水平。

表4 格兰杰因果关系检验结果

零假设	滞后阶数	F 统计值	P 值
URB 非 Granger 影响 LNGDP	3	3.506 882	0.319 9
LNGDP 非 Granger 影响 URB	3	12.528 49	0.005 8

3. 基于面板数据的实证分析

由于陕西省各地区的经济、社会、地理环境等差异较大，为弥补时间序列数据不能反映截面信息的缺陷，本文以地理位置标准将陕西省划分为陕北、关中和陕南，用面板数据分别研究这三个地区的城镇化水平对经济增长的影响有何不同，其中陕北包括延安和榆林，关中包括西安、宝鸡、

咸阳、铜川、渭南和杨凌，陕南包括安康、汉中和商洛。

(1) 描述性统计。对全省及三个地区的变量描述性统计如表 5 所示，陕北和陕南的城镇化率都低于全省平均水平，但经济增长水平差异很大，

表 5 变量描述性统计

变量	全省		陕北		关中		陕南	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
LNGDP	9.625 781	9.647 11	10.136 97	10.449 63	9.692 534	9.712 544	9.151 482	9.114 6
URB	0.384 688	0.391 8	0.352 835	0.305 7	0.435 348	0.428 5	0.304 602	0.332 4

(2) 面板单位根检验。为检验面板数据是否稳定，本文用 LLC、IPS、ADF 和 PP 四种方法进行综合判断，结果（表 6）显示，三个地区原始数据均存在单位根，一阶差分后只有陕北的 LNGDP 序列不平稳，可能是由于陕北只包含两个地级市，数据量少的缘故，其余序列均是一阶单整 I（1）。为减少数据的损耗，不再进行二阶差分，继续进行面板协整检验判断变量间是否存在长期均衡关系。

表 6 单位根检验

变量	LNGDP	URB	DLNGDP	DURB
全省	LLC	0.000 4	0.014 3	0.000 1
	IPS	0.803 2	0.321 8	0.003 1
	ADF	0.727 9	0.386 3	0.009 3
	PP	0.902 2	0.357 6	0.003 5
	结论	不平稳	不平稳	平稳
陕北	LLC	0.001 4	0.314 7	0.158 6
	IPS	0.160 6	0.896 4	0.400 2
	ADF	0.181 4	0.867 0	0.446 9
	PP	0.175 5	0.877 1	0.474 4
	结论	不平稳	不平稳	不平稳
关中	LLC	0.000 1	0.983 6	0.019 8
	IPS	0.447 2	1.000 0	0.044 5
	ADF	0.526 4	1.000 0	0.071 1
	PP	0.838	1.000 0	0.023 5
	结论	不平稳	不平稳	平稳
陕南	LLC	0.625 8	0.778 8	0.000 2
	IPS	0.997 1	0.998 2	0.004 3
	ADF	0.999 2	0.999 2	0.009 0
	PP	0.999 2	0.999 8	0.009 2
	结论	不平稳	不平稳	平稳

(3) 面板数据协整检验。面板数据的协整检

验通常有两类方法：一类是建立在 Engle and Granger 二步法检验基础上的面板协整检验，具体方法主要有 Pedroni 检验和 Kao 检验；另一类是建立在 Johansen 协整检验基础上的 Fisher 面板数据协整检验。本文采用 Kao 检验方法，结果（表 7）表明，陕西省三个地区城镇化与经济增长之间存在长期均衡关系。

表 7 Kao 协整检验

地区	t 统计量	P 值	检验结果
全省	-2.854 87	0.002 2	协整
陕北	-1.429 83	0.076 4	协整
关中	-2.993 46	0.001 4	协整
陕南	-1.505 17	0.066 1	协整

(4) 模型设定与回归。Kao 协整检验显示了 LNGDP 和 URB 之间存在协整关系，因此可以继续对面板数据建模。首先用 Hausman 检验判断应建立哪种模型。Hausman 检验结果（表 8）显示，除陕北应采用随机效应模型外，其他地区均应采用固定效应模型。回归结果见表 9，全省及三个地区的城镇化与经济增长均在 1% 水平上显著正相关。

表 8 Hausman 检验结果

地区	统计值	P 值	地区	统计值	P 值
全省	10.222 196	0.001 4	陕北	0.003 924	0.950 1
关中	12.639 516	0.000 4	陕南	35.152 586	0.000 0

四、 结论及政策建议

1. 结论

本文采用 2000—2016 年陕西省新型城镇化与区域经济增长的相关数据运用计量方法进行分析，得到如下结论。

表 9 模型估计结果

地区	全省	陕北	关中	陕南
模型	(固定效应)	(随机效应)	(固定效应)	(固定效应)
C	7.041 448*** (77.57297)	8.104 9*** (47.935 96)	6.542 459*** (42.913 28)	6.942 155*** (52.728 54)
URB	6.718 003*** (29.640 88)	5.759 259*** (13.136 75)	7.235 764*** (21.151 67)	7.253 162*** (17.767 34)
Adjusted R2	0.857 9	0.842 946	0.839 156	0.863 31
F 统计量	103.090 20	178.118 50	88.822 97	106.263 70
P 值	0.000 00	0.000 00	0.000 00	0.000 00

注：括号内为 *t* 统计量，*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

一是新型城镇化与经济增长之间的关系符合城镇化发展的客观规律，两者之间具有同向关系。也就是说陕西省新型城镇化的发展与区域经济增长之间存在着长期相对均衡的关系，通过分析，新型城镇化与陕西省及陕北、关中、陕南三个省内区域经济增长始终保持着一种协调稳定的关系；

二是经济增长极大地促进了陕西省城镇化发展的进度，而新型城镇化的发展对于陕西省及省内三个区域经济增长在滞后期不同情况下的影响也不相同。格兰杰因果关系检验表明，经济增长对陕西省及省内陕北、关中、陕南三个区域新型城镇化发展的推动作用在滞后 1 和 滞后 2 期时非常显著，得出经济增长极大地促进着城镇化的向前发展，中国城镇化的发展对经济增长的促进作用却没有那么明显。经济增长促进了城镇人口的增加、城镇规模的扩大，从而致使城镇化水平的提高。

三是陕西省新型城镇化发展对于区域经济增长的影响存在一定的差异。人均 GDP 对自身的单位标准差的响应在第 1 期有波动后，就保持较平稳的状态，而受新型城镇化发展水平的冲击，人均 GDP 的响应最初不是很明显，但响应效果再逐渐上升，可能是由于随着时间的推移经济不断发展才产生这样的影响效果。新型城镇化发展对陕西省区域经济增长的促进作用起初并不明显，随着时间的推移，这种促进作用在逐渐加强，在经过一个较长的时期后，就能明显反映出来。

2. 建议

为了进一步推进新型城镇化发展，促进其对陕西省及陕北、关中、陕南区域经济增长的推动作用，本文提出以下政策建议。

一是发挥市场的主导作用、推动产城融合提

高经济增长质量。通过研究发达国家城镇化发展历程和经济增长模式，借鉴其在城镇化发展过程市场的主导作用，并通过市场机制发挥调节作用、主导作用推动优化产业发展格局。新型城镇化发展若离开产业支撑，城市建设的再漂亮也没有发展活力；而产业的发展离开城镇依托，则会离开必要的各种资源和市场支撑、会难以产生持续的发展动力。这就需要实现合理的产业结构，实现第一、二、三产业的协调发展。通过产业发展与新型城镇化建设融合的发展模式，提高县域、市域及省域经济增长质量。

二是加强财政政策作用，增加公共资本有效供给。公共资本投入的增加在促进经济发展方面起着重要作用，通过完善市场机制和科学的政府干预机制，政府公共资本投入基础公共项目建设，通过市场机制、以城镇居民的需求为导向，向民间资本开放公共项目的建设和经营，加大公共资本的投入、实现公共资本的有效供给，构建陕西省新型城镇化发展过程中高效、便捷的公共服务体系，促进新型城镇化的发展。

三是实施有效的产业政策和经济手段，最大限度地实现社会资源的优化配置。新型城镇化的发展对于产业聚集、人力资源聚集、资本聚集有着巨大的促进作用，立足于不同区域特点及其不同的新型城镇化发展水平、不同的产业发展基础，应采取差异化的产业政策和经济手段。针对区域中心城市应鼓励创新创业^[10]，促进陕西省省域、各市域及县域内不同层面社会资源的优化配置，这样对陕西省及省内陕北、关中、陕南三个区域经济增长促进作用会明显增大。

四是因地制宜、科学规划新型城镇化的发展。陕西省内陕北、关中、陕南三个区域地理条件、

区位特点、产业基础完全不相同，要结合陕西省内三个区域的具体特点，既注重从全省整体出发，又要根据陕北、关中、陕南不同区域产业发展基础，因地制宜、科学规划。如陕北突出自然资源储量丰富的优势，大力发展资源产业的深加工增加附加值；关中发挥科技、文化优势，发展高科技和文化产业，陕南发展生态农业、养殖、中药材、休闲旅游等产业，走出一条集约、节能、环保以及高效的城镇化发展道路。

五是新型城镇化产生的投资拉动和消费增长，为域内经济发展提供增长的动力和市场，为区域经济转型发展、聚集产业要素提供巨大的空间。使陕西省在推进新型城镇化过程中，加快发展战略性新兴产业和地域特色的支柱产业，并在“一带一路”倡议的建设与实施过程中，利用桥头堡的地域优势，加速提升高科技产业、高端制造业、现代物流等产业，全面提高陕西省经济发展质量。

参 考 文 献

[1] NORTHAM R M. Urban Geography[M]. New York: John Wiley & Sons,1975.

[2] HENDERSON J V. Urbanization and economic development[J]. Annals of Economics and Finance,2003(4):275-341.

[3] DURANTON G. Urbanization, urban structure and growth[M]. Cambridge:Cambridge University Press,2004.

[4] VETOER D. Poverty in rural and semi-urban Mexico during 1992—2002[R]. Wodd Bank Policy Research Working Paper, Series 3576, 2005.

[5] 杨小凯,张永生. 新兴古典经济学和超边际分析[M]. 北京:中国人民大学出版社,2000.

[6] 李树坤. 我国城市化与经济增长的计量分析[J]. 统计与决策,2008(16):86-88.

[7] 李金昌,程开明. 中国城市化与经济增长的动态计量分析[J]. 财经研究,2006(9):19-30.

[8] 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.

[9] 张明斗. 城市化水平与经济增长的内生性研究[J]. 宏观经济研究,2013(10):87-94.

[10] 惠宁,王丹丹,韩笠,等. 京津冀一体化背景下创新、创业与区域经济增长实证研究[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版),2017(2):44-52.

An Effect Analysis of the Impact of New-type Urbanization
on Provincial Economic Growth

——Based on the panel data of 11 cities in Shaanxi

WANG Min^{1,3}, LV Han², MA Rui¹

- (1. School of Business, Xi'an International Studies University, Xi'an 710128, China;
2. School of Economics and Finance, Xi'an International Studies University, Xi'an 710128, China;
3. International Business School, Shaanxi Normal University, Xi'an 710119, China)

Abstract: Seeing that the new-type urbanization and the regional economic growth promote each other and achieve common development, the paper is to explore the effects that the regional economic growth promotes the progress of new-type urbanization. With an empirical analysis on the panel data of eleven urban areas of Shaanxi province from 2000 to 2016 by means of the co-integration test, the impulse function and the variance decomposition, the paper studies the influential effect between the new-type urbanization and the provincial economic growth in Shaanxi. The findings show that there is a long-term equilibrium relationship between the new-type urbanization and the provincial economic growth in Shaanxi. There is a codirectional relationship between the two but the degree of influence varies between them. Though the new urbanization has a significant role in promoting the economic growth of Shaanxi province, its influence is different in the lag period under different circumstance and the economic growth promotes further the development of the new-type urbanization in Shaanxi.

Key words: Shaanxi Province; new-type urbanization; economic growth; integration and development

【编辑 高婉炯】