

DOI:10.19322/j.cnki.issn.1006-4710.2018.03.021

# 县级尺度上人口城市化对区域经济增长的作用机制

## ——来自陕西省107个区县的经验证据

赵 璟<sup>1</sup>, 党兴华<sup>1,2</sup>

(1. 西安理工大学 经济与管理学院, 陕西 西安 710054;

2. 西安理工大学 城市经济与管理研究中心, 陕西 西安 710054)

**摘要:** 论文提出人口城市化对区域经济增长的作用机制假说,根据陕西省107个区县2000—2015年的数据,采用空间面板模型,分析人口城市化对区域经济增长的直接、中介和调节作用,结果发现:①人口城市化对经济增长的直接作用不显著,简单地调整户籍并不会直接促进经济增长;②人口城市化促进了工业化进程和固定资产投资增长,并以此二者为中介促进了经济增长;③人口城市化作为调节变量,显著正向调节了工业化进程、物质资本投资、人力资本积累和创新能力对经济增长的拉动作用,但是针对工业化进程的调节作用逐渐减弱,而针对后三者的调节作用逐渐增强。

**关键词:** 人口城市化; 经济增长; 作用机制; 县级尺度; 空间面板模型

中图分类号: F127, F293

文献标志码: A

文章编号: 1006-4710(2018)03-0371-08

### Action mechanism for population urbanization of regional economic growth at county level: An empirical research based on 107 districts and counties in Shaanxi province China

ZHAO Jing<sup>1</sup>, DANG Xinghua<sup>1,2</sup>

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

2. Urban Economic and Management Research Center, Xi'an University of Technology, Xi'an 710054, China)

**Abstract:** This paper investigates the mechanism for population urbanization of regional economic growth at county level; it puts forward the hypothesis of action mechanism of population urbanization of regional economic growth by analyzing action path, and tests a direct effect, mediating effect and moderating effect by the spatial panel data econometric model based on the data from 107 districts and counties in Shaanxi from 2000 to 2015. The results show: ① The direct effect of population urbanization of economic growth is not significant and population urbanization does not directly promote economic growth or stimulate domestic demand through the household registration adjustment. ② Population urbanization promotes economic growth through the fixed asset investment and industrialization as two intermediation variables, which are also promoted by population urbanization. However, the promotion effect of the fixed asset investment and industrialization of economic growth is gradually weakening. ③ As a moderator, population urbanization positively regulates the pulling effect of industrialization, investment, human capital and innovation on economic growth, but the moderating role of industrialization is gradually weakening, while the moderating role of the latter three is gradually increasing.

**Key words:** population urbanization; economic growth; action mechanism; county scale; spatial panel model

自公安部颁布《小城镇户籍管理制度改革试点方案》(1997)以来,中国全面加速户籍管理制度改革,将人口城市化视为“保持经济持续健康发展的强大引擎”<sup>[1]</sup>,期望以此促进“产业结构转型升级”和

“扩大内需”,这使得中国人口城市化率从30.89%(1999年)迅猛增长到57.35%(2016年)。与此同时,中国国内生产总值实现了年均8.93%(1999—2016年)的增长奇迹。这两类高度协同的数据背后

收稿日期: 2018-01-26

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(16CJL051)

作者简介: 赵璟,男,副教授,博士,研究方向为城市经济与区域发展。E-mail: zj00000000@126.com

是否隐藏着内在联系?是否积极推进人口城市化就能促进区域经济增长?大量研究从促进资源配置、加快要素积累、改变经济结构、扩大内需等方面,采用地级市及以上空间尺度数据检验人口城市化对经济增长的作用机制及效果,发现作用效果存在争议<sup>[2-5]</sup>,少有研究关注更微观区域的作用机制及效果。

新世纪以来,中国人口城市化率虽然年年上升,但在不同空间尺度上表现趋异:在国家和省域尺度上,区域总人口与人口城市化率大多同时增长;在地级市及以上的城市尺度上,部分城市出现总人口减少与人口城市化率上升并存的现象;在更微观的县级尺度上,这种总人口减少与人口城市化率上升并存的现象在中西部地区大量出现。

因此,论文的主要贡献之处在于:首先,探讨了人口城市化作用于区域经济增长的可能路径和机制;其次,在县级区域层面上研究这种作用,更全面地反映作用机制的地域性特征及效果;最后,鉴于经济增长和城市化存在空间依赖性,引入空间计量模型避免估计误差。

## 1 文献述评及假说提出

当前研究从三方面分析了人口城市化对区域经济增长的可能作用:1)直接作用。通过人口资源优化配置,提高生产的规模报酬和生产效率,进而促进经济增长<sup>[4,6,7]</sup>。2)中介作用。①以要素积累和创新为中介:人口城市化提供了更多的受教育与交流协作的便利,加快物质、人力和知识资本的积累,促进创新能力提升,进而促进经济增长<sup>[5,8]</sup>。②以经济结构为中介:人口城市化通过影响需求结构和投入结构等路径改变区域经济结构,加快价值链和技术链的升级,进而促进经济增长<sup>[8,9]</sup>。③以城市内需为中介:人口城市化通过增加城市居民消费和政府部门消费(基础设施建设和公共服务供给等)促进经济增长<sup>[10,11]</sup>。3)调节作用。城市的人口集聚吸引(创办)新企业进入城市,扩大了上游企业生产中间产品的当地需求,减少了下游企业生产最终产品的投入运费,这都有利于上游企业生产规模扩大和下游企业效益提升,进而吸引新企业进入城市展开新的企业间联动。人口城市化通过调节投资、产业集聚、消费、创新等因素对经济增长的促进作用,间接促进经济增长<sup>[12,13]</sup>。

当前研究存在两点不足:第一,大量研究没有展开人口城市化驱动经济增长的作用路径,也没有控制数据的空间依赖性;第二,少有研究从地级市以下空间尺度考察人口城市化对经济增长的作用机制,

也没有考虑各因素的作用机制是否会随时间的变化而动态调整。基于前述研究,论文提出人口城市化对区域经济增长的综合作用机制假说(见图1): $H_1$ 、 $H_2$ 、 $H_4$ 、 $H_5$ :人口城市化会促进要素积累、创新能力、经济结构和城市内需等因素发展(实线画出)。 $H_3$ 、 $H_6$ 、 $H_7$ 、 $H_8$ 、 $H_9$ :人口城市化、要素积累、创新能力、经济结构和城市内需会促进区域经济增长(实线画出)。 $H_{10}$ 、 $H_{11}$ 、 $H_{12}$ 、 $H_{13}$ :人口城市化作为调节变量正向影响要素积累、创新能力、经济结构和城市内需对经济增长的促进作用(虚线画出)。

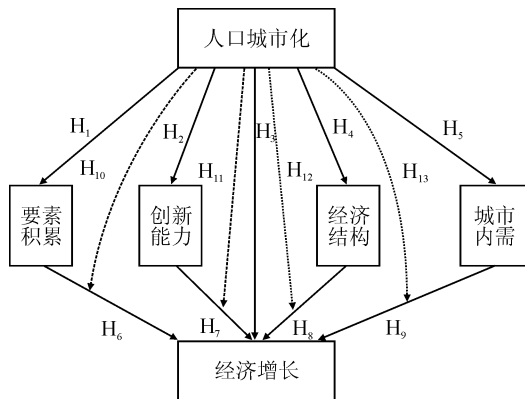


图1 人口城市化对区域经济增长的作用机制假说  
Fig. 1 Hypothesis of action mechanism for population urbanization of regional economic growth

## 2 模型、指标与数据说明

### 2.1 模型构建

使用全局 Moran 指数检验数据是否存在空间依赖性,如果存在则应使用空间计量模型。全局 Moran 指数计算过程见文献<sup>[14]</sup>。

模型采用对数形式降低异方差和非平稳性,基本空间计量模型应用空间自回归模型(SAR)和空间误差模型(SEM)。

空间自回归模型:

$$\ln Y = \beta_0 + \rho W \ln Y + \sum \beta_i \ln X_i + \varepsilon \quad (1)$$

空间误差模型:

$$\begin{cases} \ln Y = \beta_0 + \sum \beta_i \ln X_i + \varepsilon \\ \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu \end{cases} \quad (2)$$

式中, $Y$ 表示区域经济增长; $X_i$ 表示影响区域经济增长的第*i*类因素; $\varepsilon$ 是随机误差项; $\beta_0$ 是截距项; $\beta_i$ 是相应的回归系数,反映影响因素 $X_i$ 对因变量 $Y$ 的影响; $W$ 为 $n \times n$ 阶的空间权重矩阵; $\rho$ 为空间自相关回归系数; $\lambda$ 为 $n \times 1$ 阶的因变量向量的空间误差系数,用于度量空间关联地区关于经济增长因变量的误差冲击对本地区经济增长的影响; $\mu$ 为正常

分布的随机误差向量。

## 2.2 指标选择

论文参考沈坤荣<sup>[5]</sup>、Kolomak<sup>[7]</sup>、马忠玉<sup>[12]</sup>等有关计量经济模型设定,兼顾中国县级空间单元数据的可获得性,选取指标为:经济增长水平( $Y$ ),采用地区人均 GDP 表征;工业化程度( $IDU_2$ ),用所在地区的第二产业产值与地区生产总值的比值表征;投资水平( $IVS$ ),用所在地区的人均社会固定资产投资额表征;人力资本水平( $HUM$ ),基于县级尺度上数据的可获得性,用所在地区普通中小学在校人数占总人口的比重表征;劳动力投入( $LAB$ ),用所在地区年末单位从业人员数表征;创新能力水平( $CREAT$ ),用所在地区每万人拥有的专利数表征;人口城市化率( $URB$ ),用非农业人口占总人口的比重表征;消费水平( $CUS$ ),用所在地区人均社会消费品零售额表征;政府支出水平( $GOV$ ),用所在地区的地方政府支出占地区生产总值的比重表征;健康服务水平( $HAL$ ),用所在地区的每千人拥有医院卫生院床位数表征。另外,论文引入虚拟变量( $DUM$ )检验人口城市化对经济增长的影响是否存在行政区域空间差异,市辖区设为 1,而市辖县设为 0。

## 2.3 数据说明

参考民政部备案的 2018 年 2 月中华人民共和国县级以上行政区划代码,论文构建 2000—2015 年的陕西省区县层面 107 个区域单元的面板数据库。原始数据来自各年份《陕西统计年鉴》及《陕西区域统计年鉴》。2014 年、2015 年的年末单位从业人员数因原始统计缺失,而采用指数平滑法获得。专利数据来自中国科学院地理科学与资源研究所,根据专利的地理位置(经纬度),自行抓取整理。另外,论文以 1999 年为基期,对相关数据进行消胀处理。

## 3 计量结果分析

### 3.1 区域经济增长水平的空间相关性检验

利用 GeoDa 软件,计算陕西省 107 个区县 2000—2015 年实际人均 GDP 全局 Moran 值,发现均为正值(见图 2),且都通过了 1% 的显著性水平检验,因此考察期内区县的经济增长不仅会影响其邻近区县,也会受到其邻近区县的影响,即经济增长表现出正向的空间集聚。

### 3.2 县级尺度上人口城市化对经济增长的作用机制检验与分析

利用 Stata14.0 软件予以估计,论文根据文献<sup>[14]</sup>的原则,运用两个拉格朗日乘子(Lagrange multiplier,简称 LM)检验,即比较 LM-sar 检验和

LM-error 检验以及稳健的 LM-sar 检验、稳健的 LM-error 检验结果,选择空间面板误差模型进行报告。

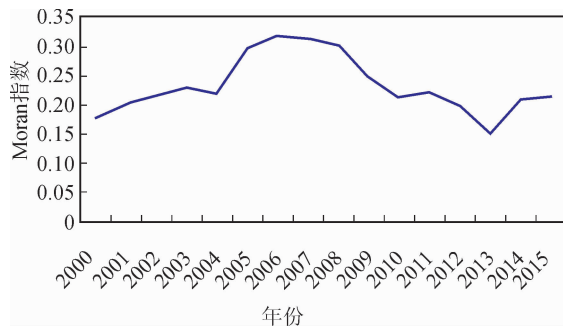


图 2 2000—2015 年陕西省区县人均 GDP 的全局 Moran 指数

Fig. 2 Whole Moran's index of per capita GDP in districts and counties of Shaanxi province from 2000 to 2015

### 3.2.1 作用机制检验

#### 1) 直接作用与中介作用检验

$$\begin{cases} \ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln URB + \epsilon \\ \epsilon = \lambda W\epsilon + \mu \end{cases} \quad (3)$$

$$\begin{cases} \ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln URB + \beta_2 \ln IDU_2 + \beta_3 \ln IVS + \\ \beta_4 \ln LAB + \beta_5 \ln HUM + \beta_6 \ln CUS + \\ \beta_7 \ln GOV + \beta_8 \ln CREAT + \beta_9 \ln HAL + \\ \beta_{10} DUM + \epsilon \\ \epsilon = \lambda W\epsilon + \mu \end{cases} \quad (4)$$

检验过程:第一步,利用式(3)检验人口城市化对区域经济增长的总效应。第二步,检验人口城市化是否分别影响工业化进程、物质资本投资、人力资本积累、城市内需和创新能力,判断假设  $H_1$ 、 $H_2$ 、 $H_4$ 、 $H_5$  是否成立,第三步,利用式(4)检验各因素对经济增长的影响,判断假设  $H_3$ 、 $H_6$ 、 $H_7$ 、 $H_8$ 、 $H_9$  是否成立,如果  $H_3$  不成立,则说明不存在直接作用。第四步,对比前述结果,如果总效应存在,再检查第二、三步中各变量的系数是否都显著不为零,若是则存在中介效应;若系数至少有一个不显著,则参考文献<sup>[15]</sup>进行 Sobel 检验,进一步判断中介效应是否存在;如果存在中介效应,结合前述检验,若  $H_3$  成立,那么存在部分中介效应,若  $H_3$  不成立,则存在完全中介效应。

第一步检验结果如表 1 所示,对数似然函数检验值(Log-Likelihood)较大且拟合度(R-squared)较高,URB 的系数显著为正,说明考察期内人口城市化对经济增长的总效应存在且显著,而且总效应随着时间不断增强。

表1 陕西省县级尺度上人口城市化对区域经济增长的总效应

Tab.1 Total effect of population urbanization of the economic growth on county scale in Shaanxi province

变量	人口城市化对区域经济增长的总效应		
	2000—2007年	2008—2015年	2000—2015年
常数项	8.925*** (84.53)	9.988*** (58.21)	9.848*** (136.08)
URB	0.517*** (8.04)	0.839*** (7.09)	0.884*** (21.06)
$\lambda$	0.144* (1.86)	0.309*** (3.55)	0.317*** (7.87)
<i>R-squared</i>	0.878	0.592	0.604
<i>Log-Likelihood</i>	442.091	526.962	558.384

注:表中()内的值为  $t$  统计量,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

第二步检验结果如表2所示,考察期内区县人口城市化对人力资本积累、劳动力投入、城市内需和

创新能力没有显著的直接作用,而对工业化进程和物质资本投入有显著的促进作用。

表2 2000—2015年陕西省县级尺度上人口城市化对工业化、要素累积、城市内需、创新能力的影响检验

Tab.2 Impact of population urbanization of industrialization, factor accumulation, domestic demand and innovation capability on county scale in Shaanxi province from 2000 to 2015

变量	$IDU_2$	$IVS$	$HUM$	$LAB$	$CREAT$	$CUS$	$GOV$
URB	0.298*** (13.45)	1.102*** (52.99)	0.058 (0.328)	3.276 (0.927)	0.879 (0.626)	0.235 (0.799)	0.028 (0.918)
$\lambda$	0.414*** (10.51)	0.257*** (3.26)	-0.035 (-0.15)	0.347*** (6.54)	0.203*** (2.68)	0.293*** (4.65)	0.028 (0.15)
<i>R-squared</i>	0.790	0.881	0.684	0.569	0.671	0.713	0.589
<i>Log-Likelihood</i>	112.177	45.778	54.445	77.746	95.521	115.136	96.145

注:表中()内的值为  $t$  统计量,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

第三步检验结果如表3所示。

总体来看,人口城市化没有直接作用于陕西区县的经济增长(即  $H_3$  不成立)。其中,工业化程度、物质资本投资、人力资本水平和创新能力等因素的系数均显著为正,但劳动力投入的系数为负且不显著,因此  $H_6$  部分成立,  $H_7$ 、 $H_8$  成立。但是消费水平的系数显著为正、政府支出的系数显著为负,说明地方政府对经济的积极干预反而阻碍了陕西区县的经济增长( $H_9$  部分成立),而且这种阻碍作用在减弱。另外,描述行政区划差异的虚拟变量显著为正,说明市辖区更有利于经济增长。

为了进一步判断中介效应的路径,以经济增长水平作为解释变量做 Sobel 检验(结果见表4,其中  $a$  和  $b$  是非标准化回归系数,  $sa$  和  $sb$  分别是  $a$  和  $b$  的标准误差,  $soble$  是根据文献[15]计算出的中介效应检验值,  $p$ -value 表示统计检验的概率值),均接受原假设,表明劳动力投入、人力资本水平、城市内需和创新能力均不是中介变量。结合表2、表3、表4结果可知,人口城市化通过促进工业化进程和投资增长,对经济增长产生正向的完全中介作用。

## 2) 调节作用检验

$$\begin{cases} \ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln URB + \beta_2 \ln IDU_2 + \beta_3 \ln IVS + \beta_4 \ln LAB + \beta_5 \ln HUM + \beta_6 \ln CUS + \beta_7 \ln GOV + \beta_8 \ln CREAT + \\ \beta_9 \ln HAL + \beta_{10} DUM + \beta_{11} \ln URB \times \ln IDU_2 + \beta_{12} \ln URB \times \ln IVS + \beta_{13} \ln URB \times \ln LAB + \\ \beta_{14} \ln URB \times \ln HUM + \beta_{15} \ln URB \times \ln CUS + \beta_{16} \ln URB \times \ln GOV + \beta_{17} \ln URB \times \ln CREAT + \epsilon \\ \epsilon = \lambda W\epsilon + \mu \end{cases}$$

表3 2000—2015年未考虑调节效应的陕西省县级尺度上人口城市化对区域经济增长作用效果  
 Tab.3 Effects of population urbanization of economic growth without considering the regulation effect on county scale in Shaanxi province from 2000 to 2015

变量	SEM 面板模型检验结果			
	2000—2007年	2008—2015年	2000—2015年	2000—2015年(含 DUM 项)
URB	0.131 (0.507)	-0.233 (0.150)	0.146 (0.347)	0.179 (0.457)
IDU <sub>2</sub>	1.579*** (10.841)	0.992*** (6.058)	1.012*** (7.415)	1.185* (1.722)
IVS	0.148*** (2.640)	0.088** (2.471)	0.234*** (11.440)	0.226*** (9.631)
LAB	-0.045* (1.775)	-0.096 (0.178)	-0.043 (0.374)	-0.094 (-0.822)
HUM	2.041* (1.749)	-0.701 (0.587)	1.402** (2.528)	1.429*** (3.981)
CUS	0.131* (1.866)	0.228** (2.311)	0.352*** (5.001)	0.395*** (4.984)
GOV	-2.708*** (3.803)	-0.194 (0.492)	-0.196** (2.335)	-0.195** (2.036)
CREAT	0.031** (2.229)	0.350** (2.431)	2.612*** (3.388)	0.603*** (5.572)
HAL	0.258*** (7.031)	0.271** (2.472)	0.027* (1.893)	0.158 (1.442)
DUM				0.277* (1.779)
$\lambda$	0.385*** (0.065)	0.594*** (0.119)	0.716*** (0.023)	0.725*** (0.088)
R-squared	0.798	0.700	0.818	0.884
Log-Likelihood	-7.451	-23.635	-12.889	-35.652

注:表中()内的值为  $t$  统计量,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表4 中介变量 Sobel 检验结果  
 Tab.4 The intermediary variable Sobel test results

变量	$a$	$b$	$sa$	$sb$	$soble$	$p$ -value	结论
LAB	2.043	0.002	0.879	0.010	0.199	0.842 2	中介效应不显著
HUM	0.054	1.371	0.511	0.781	0.105	0.916 0	中介效应不显著
CUS	0.207	0.301	1.824	0.582	0.111	0.911 7	中介效应不显著
GOV	0.025	-0.279	0.173	0.055	-0.144	0.885 1	中介效应不显著
CREAT	0.507	0.105	1.873	0.793	0.119	0.905 3	中介效应不显著

通过式(5)中交叉项系数的显著性判断调节作用是否存在,另外将式(5)与式(4)结果对比,检验加

入调节变量后模型的稳健性(结果见表5)。

表5 2000—2015年考虑调节效应的陕西省县级尺度上人口城市化对区域经济增长作用效果  
 Tab.5 Effects of population urbanization of economic growth considering the regulation effect on county scale in Shaanxi province from 2000 to 2015

变量	SEM 面板模型检验结果			
	2000—2007年	2008—2015年	2000—2015年	2000—2015年(含 DUM 项)
URB	5.540 (0.441)	11.815 (0.227)	3.412 (0.383)	2.178 (0.603)
IDU <sub>2</sub>	1.597*** (2.649)	0.488** (2.471)	1.108*** (4.377)	0.358** (2.110)
URB×IDU <sub>2</sub>	2.911** (2.474)	2.177** (2.224)	1.665** (2.316)	1.332*** (-2.731)
IVS	0.319*** (0.009)	0.121** (0.026)	0.187* (0.094)	0.827* (1.917)
URB×IVS	-0.983*** (0.007)	1.082* (0.074)	0.124* (0.067)	0.088*** (3.832)
LAB	-0.042* (0.073)	-0.021 (0.598)	-0.041 (0.420)	-0.178 (-0.602)
URB×LAB	-0.003 (-0.051)	-0.019 (-0.778)	-0.028 (0.156)	0.077 (1.382)
HUM	2.280** (0.027)	1.897** (0.034)	2.138** (0.030)	2.656** (-2.348)
URB×HUM	1.086* (1.889)	1.281** (2.229)	2.026* (1.918)	1.102*** (-5.26)
CUS	0.051*** (5.004)	0.018* (1.915)	0.336*** (9.408)	0.455*** (23.712)
URB×CUS	0.834 (0.367)	1.083 (0.473)	0.118 (0.724)	0.098 (1.477)
GOV	-2.515** (0.026)	-0.781 (0.430)	-0.931* (0.088)	-1.332*** (-2.732)
URB×GOV	-2.389 (0.754)	-6.223 (0.260)	2.769 (0.938)	2.048 (1.15)
CREAT	4.082*** (0.007)	0.286** (0.021)	0.253* (0.091)	0.977* (1.772)
URB×CREAT	11.511 (0.190)	0.191* (1.744)	1.563** (2.118)	1.358** (2.315)
HAL	0.299*** (0.000)	0.294*** (0.002)	0.227** (0.038)	0.111 (1.361)
DUM				0.352* (1.910)
λ	0.370*** (0.003)	0.540*** (0.002)	0.710*** (0.005)	0.392*** (0.021)
R-squared	0.819	0.812	0.884	0.889
Log-Likelihood	-2.112	-9.885	15.278	21.214

注:表中()内的值为  $t$  统计量,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

在陕西省县级尺度上,检验调节作用发现:

第一,人口城市化率与物质资本投资的交叉项系数前半期为负,后半期为正,在整个考察期为正;人口城市化率与人力资本水平的交叉项系数大部分显著为正,但是与劳动力投入的交叉项系数为负且不显著,说明人口城市化正向调节物质资本投资与人力资本积累对经济增长的拉动作用,但是不调节劳动力投入对经济增长的作用(即  $H_{10}$  部分成立)。

第二,人口城市化率与创新能力的交叉项系数大部分显著为正,说明人口城市化促进了技术创新对经济增长的拉动作用( $H_{11}$  成立)。

第三,人口城市化率与工业化程度的交叉项系数均显著为正,表明人口城市化显著正向调节工业化进程对经济增长的拉动作用( $H_{12}$  成立)。

第四,人口城市化率与居民消费、政府支出的交叉项系数有正有负,但都没有通过显著性检验,这说明居民消费和政府支出对经济增长的作用没有受到人口城市化的调节影响(即  $H_{13}$  不成立)。

第五,对比两个考察时段的结果发现:随着时间推移,人口城市化的调节作用逐渐增强的对象是物质资本投资、人力资本水平和创新能力,而作用逐渐减弱的对象是工业化程度。

另外,对比表 5 与表 3 可知,加入虚拟变量后各解释变量系数的正负和显著性基本不变,表明模型的稳健性较好,而虚拟变量的系数显著为正,说明市辖区比市辖县更有利于经济增长。

### 3.2.2 作用机制分析

根据 3.2.1 节检验结果,在陕西省县级尺度上,人口城市化对区域经济增长的作用机制可归纳为:

第一,人口城市化没有显著地直接促进经济增长;

第二,人口城市化显著促进了工业化进程和固定资产投资增长,并以此二者为中介变量促进了经济增长;

第三,人口城市化作为调节变量,显著正向调节了工业化进程、固定资产投资、人力资本积累和创新能力对经济增长的促进作用(详见图 3)。

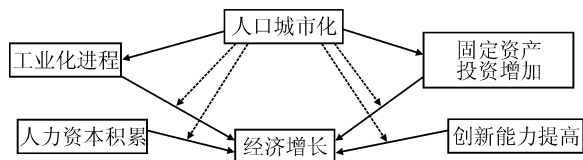


图 3 陕西省县级尺度上人口城市化对区域经济增长的作用机制

Fig. 3 Action mechanism for population urbanization of regional economic growth on county scale in Shaanxi province

## 4 结论与启示

结论:

1) 在陕西省县级空间尺度上,经济增长存在显著的空间依赖性和空间集聚。

2) 人口城市化并不会直接促进经济增长,但却会显著促进工业化进程和固定资产投资增长,并且以此二者为中介显著促进区域经济增长,表现出完全中介效应,但是工业化进程和固定资产投资对区域经济增长的正向拉动作用在逐渐减弱。

3) 工业化进程、固定资产投资、人力资本积累和创新能力都促进了区域经济增长,这些促进作用都受到了人口城市化的正向调节作用,而且调节作用也在发生变化:人口城市化针对工业化进程的调节作用随工业化程度不断提高而逐渐减弱,而人口城市化针对后三者的调节作用却在逐渐增强。

启示:

1) 在城市化率较低的区县,积极推进工业化和人口城市化同步发展,建议彻底放开落户限制,取消针对农民和外地人口的限制性就业政策,提升健康服务水平,并将进城务工农民纳入城镇社会保障范围,释放他们对城市生活的需求。

2) 在城市化率较高的区县,人力资本积累和创新能力对区域经济增长的促进作用更大,因此,建议这些区县重点推进创新能力建设,营造从业人员积极参加在职培训及各种再教育的氛围。

参考文献:

- [1] 国务院. 国家新型城镇化规划(2014—2020年) [M]. 北京: 人民出版社, 2014.
- [2] 彭宇文, 谭凤连, 谌岚, 等. 城镇化对区域经济增长质量的影响 [J]. 经济地理, 2017, 37(8): 86-92. PENG Yuwen, TAN Fenglian, CHEN Lan, et al. The impact of urbanization on the quality of economic growth [J]. Economic Geography, 2017, 37(8): 86-92.
- [3] 方大春, 张凡. 城市化、人口集中度与经济增长——基于空间动态面板模型的实证分析 [J]. 经济经纬, 2017, 34(1): 8-13. FANG Dachun, ZHANG Fan. Urbanization, concentration of population and economic growth: an empirical analysis based on the spatial dynamic panel model [J]. Economic Survey, 2017, 34(1): 8-13.
- [4] 徐晓钦, 袁凯华. 城市化驱动经济增长的机制与特点研究——来自省际面板数据的经验证据 [J]. 经济问题探索, 2013, (5): 134-140. XU Xiaochin, YUAN Kaihua. The mechanism and char-

- acteristics of urbanization driving economic growth: empirical evidence from provincial panel data [J]. *Inquiry into Economic Issues*, 2013,(5): 134-140.
- [5] 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.  
SHEN Kunrong, JIANG Rui. How does urbanization affect economic growth in China [J]. *Statistical Research*, 2007, 24(6): 9-15.
- [6] CASTELLS-QUINTANA D. Malthus living in a slum: urban concentration, infrastructure and economic growth [J]. *Journal of Urban Economics*, 2017, 98(2): 158-173.
- [7] KOLOMAK E. Assessment of the urbanization impact on economic growth in Russia [J]. *Regional Research of Russia*, 2012, 2(4): 292-299.
- [8] LI X, HU R. Testing non-linear effect of urbanization on economic growth in China: based on the aspect of financial deepening [J]. *Acta Oeconomica*, 2015, 65(S2): 17-33.
- [9] 周光霞, 林乐芬, 余吉祥. 土地城市化、人口城市化与城市经济增长 [J]. *经济问题探索*, 2017, (10): 97-105.  
ZHOU Guangxia, LIN Lefen, YU Jixiang. Land urbanization, population urbanization and urban economic growth [J]. *Inquiry into Economic Issues*, 2017,(10): 97-105.
- [10] 刘晓明, 刘小勇, 董建功. 城市化、空间溢出与经济增长——基于空间 Durbin 面板模型的实证研究 [J]. *经济问题*, 2017,(4): 18-23.  
LIU Xiaoming, LIU Xiaoyong, DONG Jiagong. Urbanization spillover effect and economic growth: empirical study based on spatial Durbin panel data model [J]. *On Economic Problems*, 2017,(4): 18-23.
- [11] 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.  
LIN Xueqin, WANG Dai, REN Wangbing, et al. Research on the mechanism of urbanization to economic increase in China [J]. *Geographical Research*, 2013, 32(4): 691-700.
- [12] 马忠玉, 肖宏伟. 空间效应视角下城镇化发展对中国经济增长的影响 [J]. *经济与管理研究*, 2017, 38(9): 26-35.  
MA Zhongyu, XIAO Hongwei. Impact of urbanization on economic growth in China from the perspective of spatial effect [J]. *Research on Economics and Management*, 2017, 38(9): 26-35.
- [13] 孔晓妮, 邓峰. 人口城市化驱动经济增长机制的实证研究 [J]. *人口与经济*, 2015,(6): 32-42.  
KONG Xiaoni, DENG Feng. An empirical analysis of the population urbanization effect on the economic growth in China [J]. *Population & Economics*, 2015, (6): 32-42.
- [14] ANSELIN L, SMIRNOV O. Efficient algorithms for constructing proper higher order spatial LAG operators [J]. *Journal of Regional Science*, 1996, 36(1): 67-89.
- [15] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用 [J]. *心理学报*, 2005, 37(2): 268-274.  
WEN Zhonglin, HAU Kit-Tai, CHANG Lei. A comparison of moderator and mediator and their applications [J]. *Acta Psychologica Sinica*, 2005, 37(2): 268-274.

(责任编辑 周 蓓)