

城镇化、经济集聚与区域经济增长异质性

——基于空间面板杜宾模型的经验证据

董直庆 王 辉

摘 要 前沿研究大多关注城镇化对经济增长的影响，却普遍忽视城镇化是否会通过区域经济空间关联影响经济增长。在结合区域经济空间异质性事实的基础上，通过运用空间面板杜宾模型检验城镇化的空间经济增长效应，结果发现：中国区域间城镇化的经济增长效应显著且空间异质性突出，经济集聚在其中扮演重要角色。正是地区集聚能力差异引发城镇化的经济增长异质性后果，西部地区更易通过资源集聚和消费提升扩大城镇化影响，集聚能力甚至显著抑制东中部地区城镇化的经济增长效应。分类检验结果发现，东中西部经济增长动力存在明显差异。

关键词 城镇化 集聚能力 经济增长 空间关联

作者董直庆，华东师范大学经济学院教授（上海 200241）；王辉，华东师范大学经济学院博士研究生（上海 200241）。

中图分类号 F06

文献标识码 A

文章编号 0439-8041(2019)10-0054-13

一、引言

21 世纪以来中国城镇化水平迅速发展，截至 2017 年中国城镇化率达到 58.79%。从分区域数据来看，自 2005 至 2017 年东部地区城镇化率从 59.29% 达到 68.31%，中部地区从 37.84% 达到 53.08%，西部地区则从 36.71% 达到 51.64%（见图 1）。伴随城镇化率的提高，中国人均 GDP 从 2001 年的 20169 元/人提高至 2017 年的 59660 元/人，年均增长率高达 10.845%。城镇化率与人均 GDP 呈现同步增长趋势。《国家新型城镇化规划（2014—2020 年）》指出，城镇化是加速中国产业结构转型升级的重要推动力量，是区域协调发展的重要支撑。中国经济正逐渐经历从工业推动向城镇化与工业双推动的转型时期，加快城镇经济发展对于全面实现小康社会至关重要。^①然而，自 2007 年始中国劳动生产率增速持续下滑，^②劳动生产率增速放缓可以归结于产业结构由第二产业向第三产业演进所引致的结构性减速。^③通常第三产业生产率增速低于第二产业，产业结构服务化将降低整体生产率。^④城镇化则会通过人力资本和研发资本等创新要素

① 王国刚：《城镇化：中国经济发展方式转变的重心所在》，《经济研究》2010 年第 12 期。

② 杨天宇、姜秀芳：《产业结构变迁、劳动力市场扭曲和中国劳动生产率增长放缓》，《经济理论与经济管理》2015 年第 4 期。

③ 袁富华：《长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”：一种解释》，《经济研究》2012 年第 3 期；李扬、张晓晶：《“新常态”：经济发展的逻辑与前景》，《经济研究》2015 年第 5 期。

④ 郑江淮、沈春苗：《部门生产率收敛：国际经验与中国现实》，《中国工业经济》2016 年第 6 期；袁志刚、高虹：《中国城市制造业就业对服务业就业的乘数效应》，《经济研究》2015 年第 7 期。

集聚推动产业结构转型升级，加剧经济增长的结构性减速。^① 数据显示，2013年中国第三产业增加值比重达到46.1%，首次超越第二产业，中国开始逐渐进入以服务业为主导的经济发展阶段，在经济增长面临结构性减速和持续城镇化改革的当下，如何发挥城镇化在经济增长过程中的作用，成为亟需解决的重要议题。

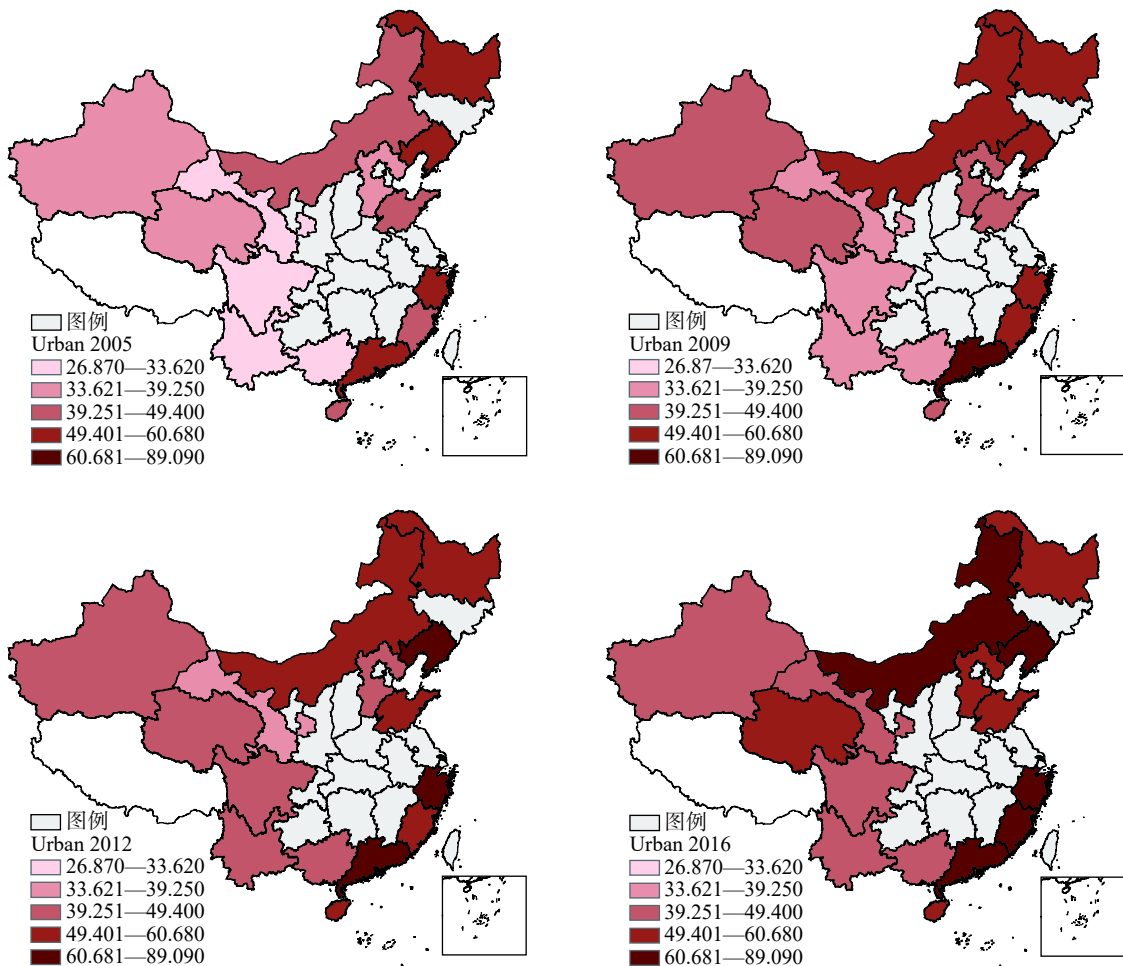


图1 2005—2016年中国人口城镇化时空变迁特征

关于城镇化与地区经济增长的问题，虽有少量文献认为两者之间并不存在必然联系，甚至城镇化会抑制地区经济增长。^② 然而，城镇化可以正向拉动地区经济增长，似乎更为广大学者所接受。^③ 诸如Lucas以内生经济增长理论为基础，构建模型测算城镇化水平对经济增长的作用效应，结果发现城镇化水平能够显著促进地区经济增长。^④ Henderson以世界多个国家的截面数据为测算对象，计算各国城镇化水

① Carlino, Gerald, A., "Urban Density and the Rate of Invention," *Journal of Urban Economics*, 2007, 61(3); 吴福象、沈浩平：《新型城镇化、基础设施空间溢出与地区产业结构升级：基于长三角城市群16个核心城市的实证分析》，《财经科学》2013年第7期。

② Bloom, D. E., Canning, D. and Fink, G., "Urbanization and the Wealth of Nations," *Science*, 2008, 319(5864); Shabu, T., "The Relationship between Urbanization and Economic Development in Developing Countries," *International Journal of Economic Development Research and Investment*, 2010, 1(2); 金荣学、解洪涛：《中国城市化水平对省际经济增长差异的实证分析》，《管理世界》2010年第2期；黄婷：《论城镇化是否一定能够促进经济增长：基于19国面板VAR模型的实证分析》，《上海经济研究》2014年第2期。

③ Krey, V., O'Neill, B. C. and van Ruijven, B., "Urban and Rural Energy Use and Carbon Dioxide Emissions in Asia," *Energy Economics*, 2012 (34); 沈坤荣、蒋锐：《中国城市化对经济增长影响机制的实证研究》，《统计研究》2007年第6期；周慧：《城镇化、空间溢出与经济增长——基于我国中部地区地级市面板数据的经验证据》，《上海经济研究》2016年第2期。

④ Lucas, "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 1988, 49(1).

平对经济增长的作用程度,发现各国城镇化率与人均 GDP 之间相关程度高达 0.85。^①朱孔来等以中国城镇化率与人均 GDP 的时间序列数据建立向量自回归模型,运用脉冲响应函数探究城镇化与经济增长的关系,结果发现城镇化与经济增长存在长期的稳定关系,面板固定效应模型回归结果显示,城镇化率每提高 1% 能够推动 0.71% 的经济增长。^②郑鑫则进一步区分人口城镇化与土地城镇化,探究不同类型城镇化对经济增长的作用,结果发现人口城镇化与土地城镇化皆能促进经济增长,土地城镇化对经济增长的贡献逐步提高,而人口城镇化的作用程度不断降低。^③周慧则考虑到区域存在空间相关性,认为忽略经济增长的空间异质性可能带来估计偏误,进一步建立空间面板模型检验中国中部地区城镇化水平与经济增长的关系。结果发现,在考虑区域空间关联的基础上,城镇化对经济增长依然存在显著的促进作用。^④高铁梅等利用中国地级市面板数据,采用 PD-GMM 方法估计城镇化与经济增长的关系,结果发现城镇化与经济增长存在显著的倒 U 型关系,进一步测算出城市达到最优人均产出时的适度城镇化率。^⑤

毫无疑问,城镇化带动农村人口向城市集聚、农业生产向工业和服务业转型,进而通过人口集聚、资源共享与技术创新推动产业结构升级,形成集聚效应促进地区经济增长。^⑥豆建民和汪增洋分别以资本密度和二、三产业产值比例代表城市的集聚程度和产业结构,研究两者对城市生产率的影响,结果发现经济集聚能力和产业结构显著推动城市生产率的提高,但其作用效应受城市规模大小的影响。^⑦柯善咨和赵曜则进一步发现,城市规模的经济效应呈现倒 U 型变化,边际收益则向服务业转变。表明产业结构转型升级在城镇化进程中对经济增长存在重要影响。^⑧陈杰和周倩^⑨以中国地级市面板数据为研究对象,采用 GMM 估计法估计城市规模与城市劳动生产率的关系,结果发现城市生产率与城市规模和二、三产业占比皆呈现倒 U 型关系,可见过度城镇化并不一定有利于城市经济增长,且工业化依旧是当前绝大多数城市的重要增长动力,过早去工业化可能取得适得其反的效果。此外,城镇化推动地区基础设施和公共设施投资,^⑩扩大地区消费需求进而推动地区经济增长。^⑪

不难发现,现有文献主要关注城镇化的经济增长效应,^⑫虽亦有部分文献分别从产业结构和集聚水平等角度展开研究。^⑬但往往是集中于探究城镇化水平与经济增长、产业结构升级等的相互关系,却并未关注城镇化诱发地区经济增长差异的成因,以及并未认识到忽视地区经济空间关联性以及地区经济空间异质性可能带来的估计偏误,进而难以准确和客观反应两者之间的真实效果。^⑭

基于此,本文从区域间经济增长空间异质性的事实出发,利用中国 2005—2016 年 30 个省(市)经济面板数据,构建空间面板杜宾模型(SDM)检验城镇化与地区经济增长异质性的关系问题。本文的主要创

① Henderson, J.V., "How Urban Concentration Affects Economic Growth," *World Bank Policy Research Working Paper*, 2000, No. 2326.

② 朱孔来、李静静、乐菲菲:《中国城镇化进程与经济增长关系的实证研究》,《统计研究》2011 年第 9 期。

③ 郑鑫:《城镇化对中国经济增长的贡献及其实现途径》,《中国农村经济》2014 年第 6 期。

④ 周慧:《城镇化、空间溢出与经济增长——基于我国中部地区地级市面板数据的经验证据》,《上海经济研究》2016 年第 2 期。

⑤ 高铁梅、崔广亮、刘硕:《适度城镇化、产业结构调整与经济增长——基于面板数据广义矩(PD-GMM)模型的实证检验》,《吉林大学社会科学学报》2018 年第 5 期。

⑥ Glaeser, E., *Triumph of the City: How Our Greatest Invention Makes Us Richer, Smarter, Greener, Healthier and Happier*, Penguin Press, 2011; Combes, P. P., "Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993," *Journal of Urban Economics*, 2000, 47(3).

⑦ 豆建民、汪增洋:《经济集聚、产业结构与城市土地产出率——基于我国 234 个地级城市 1999—2006 年面板数据的实证研究》,《财经研究》2010 年第 10 期。

⑧ 柯善咨、赵曜:《产业结构、城市规模与中国城市生产率》,《经济研究》2014 年第 4 期。

⑨ 陈杰、周倩:《中国城市规模和产业结构对城市劳动生产率的协同效应研究》,《财经研究》2016 年第 9 期。

⑩ 王国刚:《城镇化:中国经济发展方式转变的重心所在》,《经济研究》2010 年第 12 期。

⑪ 雷潇雨、龚六堂:《城镇化对于居民消费率的影响:理论模型与实证分析》,《经济研究》2014 年第 6 期。

⑫ 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》,《数量经济技术经济研究》2016 年第 11 期。

⑬ 辜胜阻、刘江日:《城镇化要从“要素驱动”走向“创新驱动”》,《人口研究》2013 年第 6 期;赵永平、徐盈之:《新型城镇化、技术进步与产业结构升级——基于分位数回归的实证研究》,《大连理工大学学报(社会科学版)》,2016 年第 2 期;Michaels, G., Rauch, F. and Redding, S., "Urbanization and Structural Transformation," *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(2).

⑭ 董直庆、赵星:《要素流动方向、空间集聚与经济增长异地效应检验》,《东南大学学报(哲学社会科学版)》2018 年第 6 期。

新点在于：脱离以往文献仅仅关注城镇化与经济增长关系的局限，充分考虑经济增长和城镇化的空间关联特性，尤其关注集聚能力、产业结构以及投资消费能力在城镇化与经济增长过程中的作用问题，回答城镇化的区域经济增长异质性效应及其背后成因。本文的剩余结构安排如下：第二部分计量模型选择、指标设计与数据来源说明；第三部分城镇化的经济增长效应检验与结果评价；第四部分城镇化、经济集聚和经济增长的传导机制检验；第五部分基本结论。

二、计量模型选择、指标设计与数据来源说明

（一）计量模型构建

现有研究表明，中国地区经济增长表现出较强的空间相关性，^①忽略地区经济空间异质性的特征极有可能带来偏误性的估计结果，而空间计量模型能够有效识别经济特征的空间关联性。但已有城镇化经济增长效应的研究，往往并未考虑地区之间经济增长表现出的相关性。基于此，本节构建城镇化与经济增长的空间面板杜宾模型（SDM），借以探究考虑空间异质性条件下城镇化对地区经济增长的影响，重点关注集聚效应、产业结构优化以及投资消费能力在城镇化与地区经济增长过程中扮演的角色。计量模型设计如下：

$$ED_{it} = \delta_0 + \rho_0 WED_{it} + \beta_1 Urban_{it} + \beta_2 X_{it} + \theta_1 WUrban_{it} + \theta_2 WX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量 ED_{it} 为地区经济增长能力，采用地区人均 GDP 的自然对数表征； $Urban_{it}$ 为第 i 个省份在第 t 年的城镇化水平，用各省非农人口占总人口的比重表征； X_{it} 为控制变量的集合。 δ_0 为不随个体变化的截距项， β_i 为各解释变量的估计系数。 W 为所选取的空间权重矩阵， θ_i 为解释变量的空间交互项系数， ρ_0 为被解释变量空间滞后待估系数， ε_{it} 为随机误差项。

其他变量设计如下：（1）政府财政支出（ Gov ）：采用地方财政一般支出的自然对数表征。（2）城乡收入差距（ $Cxsc$ ）：采用城市居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值表征。^②（3）外商直接投资（ Fdi ）：采用各地区外商直接投资的自然对数表征。^③（4）基础设施（ $Infra$ ）：采用辖区内单位高速公路里程表征。^④（5）经济集聚（ $Jiju$ ）：采用各省（市）二、三产业产出与行政区划面积的比值表征。^⑤（6）产业结构（ $Cyjj$ ）：采用第二、三产业增加值占 GDP 的比重表征。（7）投资水平（ Tz ）与消费水平（ Rxf ）：分别采用固定资产投资占 GDP 的比重和地区人均消费支出表征。本文原始数据均来自历年《中国统计年鉴》，由于西藏城镇化数据缺失予以剔除，因此本文数据区间为 30 个省（市）2005—2016 年的面板数据集，表 1 为各变量的描述性统计。

表 1 变量描述性统计

变量	指标名称	Mean	Std	Min	Max	Obs
ED	经济发展水平	10.3266	0.6284	8.5275	11.6801	360
$Urban$	城镇化	52.3832	14.0326	26.8700	89.6000	360
$Jiju$	经济集聚	0.2597	0.6173	0.0007	4.8583	360
$Cyjj$	产业结构	0.8890	0.0571	0.6726	0.9961	360
Tz	固定资产投资	0.6736	0.2258	0.2397	1.3714	360
Gov	政府财政支出	7.6590	0.8410	5.0188	9.5064	360
Rxf	人均消费水平	1.3476	0.9260	0.1650	5.0644	360
Fdi	外商直接投资	5.5936	7.2580	0.7103	75.0313	360
$Cxsc$	城乡收入差距	2.8916	0.5573	1.8451	4.5936	360
$Infra$	基础设施	0.8429	0.4947	0.0412	2.2931	360

① 周慧：《城镇化、空间溢出与经济增长——基于我国中部地区地级市面板数据的经验证据》，《上海经济研究》2016年第2期。

② 钞小静、沈坤荣：《城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长》，《经济研究》2014年第6期。

③ 随洪光、刘延华：《FDI是否提升了发展中东道国的经济增长质量——来自亚太、非洲和拉美地区的经验证据》，《数量经济技术经济研究》2014年第11期；白俊红、吕晓红：《FDI质量与中国经济发展方式转变》，《金融研究》2017年第5期。

④ Donaldson, D., "Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure," *American Economic Review*, 2018, 108(4-5).

⑤ 邵帅、张可、豆建民：《经济集聚的节能减排效应：理论与中国经验》，《管理世界》2019年第1期。

(二) 计量模型空间权重矩阵选择

一般地,最基本的空间权重矩阵 W_{ij} 根据区域之间的邻接性确定。若 i 地区与 j 地区存在边界上的邻接关系,则赋予权重 W_{ij} 为 1, 否则为 0。但地区之间经济关联不只局限于地理邻接,以地理邻接条件作为空间权重矩阵的选择依据,不足以充分反映区域之间经济关联的客观事实。^①当然,由于地理距离远近不同,一个区域与所有与之不相邻区域的空间关联强度存在差异,诸如,北京和山东、云南之间的空间权重,按照邻接矩阵的设定应为 0,通常北京对与其距离较近的山东,其影响一般大于与之距离较远的云南。因此,本文空间模型中选择反距离权重矩阵 W_1 表征地区之间的空间效应 ($1/d^\gamma$, 其中 d 为两个省域地理中心位置之间的距离, γ 取值为 1)。为验证空间距离权重矩阵选择结果的稳健性,本文进一步选择反距离矩阵的平方矩阵 W_2 作为对照,即 γ 取值为 2。

三、城镇化的经济增长效应检验与结果评价

(一) 区域经济发展水平及城镇化的空间效应检验

地区之间经济发展水平存在空间关联性,在采用空间计量模型进行实证检验之前,首先采用莫兰指数法对研究样本期内经济发展水平 (ED) 以及城镇化水平 ($Urban$) 进行空间相关性检验。 $Moran I$ 指数的计算方法如下式 (2) 所示:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (2)$$

式 (2) 中, n 为样本数,本文中 $n=30$; x_i 和 x_j 分别表示第 i 空间单元和第 j 空间单元的 GDP, S^2 表示 30 个省份 x 的方差, \bar{x} 为 30 个省份 x 的均值; w_{ij} 是空间权重矩阵。如表 2 为 2005—2016 年中国经济发展水平和城镇化水平的全局莫兰指数。

表 2 2005—2016 年中国经济发展水平和城镇化的全局莫兰指数

	年份	2005	2006	2007	2008	2009	2010
经济发展水平 (ED)	$Moran I$	0.162***	0.162***	0.157***	0.155***	0.153***	0.153***
	P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016
	$Moran I$	0.149***	0.144***	0.137***	0.126***	0.117***	0.111***
	P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	年份	2005	2006	2007	2008	2009	2010
城镇化水平 ($Urban$)	$Moran I$	0.122***	0.121***	0.122***	0.123***	0.123***	0.120***
	P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016
	$Moran I$	0.118***	0.116***	0.115***	0.114***	0.119***	0.119***
	P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	年份	2005	2006	2007	2008	2009	2010

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 2 结果表明:在样本期间 2005—2016 年,经济发展水平 (ED) 与城镇化水平 ($Urban$) 的全局莫兰指数 ($Moran I$) 皆在 1% 的显著性水平为正,表明在样本延续期内,中国地区经济发展水平以及城镇化水平皆呈现显著的正向空间相关关系。进一步说明在城镇化与地区经济增长的研究中不考虑空间异质性可能导致研究偏误,以及本文研究选择空间计量模型的合理性。

为更直观地展现中国区域间经济发展以及城镇化水平的空间关联特征,图 2—图 5 呈现中国 30 个地区经济增长和城镇化水平的局部 $Moran I$ 散点图。^②数据显示:经济增长与城镇化水平的地区分布规律在

① 李婧、谭清美、白俊红:《中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究》,《管理世界》2010 年第 7 期。

② 图中的 1—30 依次代表北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、辽宁省、吉林省、黑龙江省、上海市、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、广东省、广西壮族自治区、海南省、重庆市、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区 30 个地区。

2000—2016年并无明显变化。其中落入第1象限和第4象限的多为经济相对发达的省(市),如,北京市、上海市、广东省、天津市、浙江省、江苏省,多为东部沿海省(市),而落入第2象限和第3象限的多为中西部省(市)。经济发展水平落入象限位置与城镇化水平落入象限位置基本一致,表明城镇化与经济发展水平存在同向变动关系。

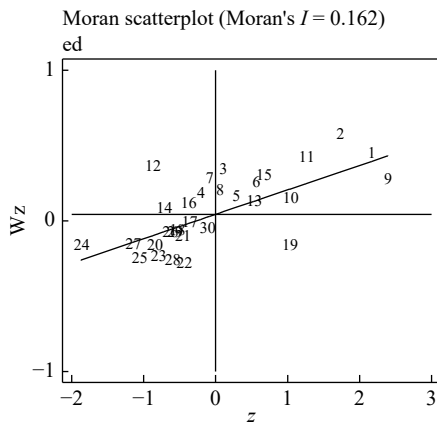


图2 2005年省域经济增长莫兰散点图

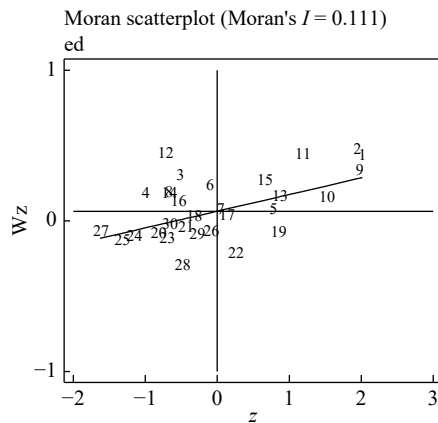


图3 2016年省域经济增长莫兰散点图

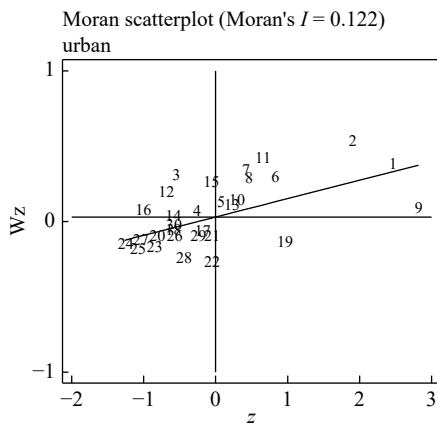


图4 2005年省域城镇化水平莫兰散点图

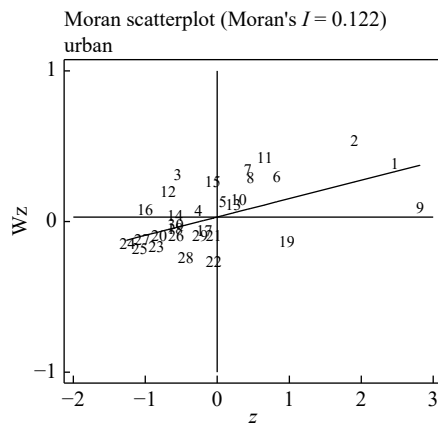


图5 2016年省域城镇化水平莫兰散点图

(二) 城镇化的经济增长效应检验

正如前述,现有城镇化与经济增长关系的研究,往往忽略经济增长的区域相关性,这类研究可能引致测算结果的估计偏误。为此,本节在考虑区域经济发展空间相关性的基础上,分别建立空间面板滞后模型(SAR)、空间面板误差模型(SEM)以及空间面板杜宾模型(SDM),借此探究城镇化对区域经济增长的作用。结果显示:在空间面板模型SAR、SEM和SDM中,无论距离矩阵 W_1 还是距离平方矩阵 W_2 下,城镇化水平(Urban)对经济发展皆表现为正向促进作用,且满足1%的显著性水平。验证了中国城镇化进程对经济发展的正向作用。

从空间面板模型SAR、SEM和SDM回归的拟合优度来看,无论距离矩阵还是距离平方矩阵下,面板空间杜宾模型(SDM)的效果皆最优。为进一步验证空间面板模型选择的优劣,在三种空间模型的基础上分别进行Wlad检验和LR检验,检验结果皆在1%的水平显著,进一步证明空间面板杜宾模型(SDM)对于城镇化与经济增长关系的最优估计结果(表4)。考虑到估计结果的一致性,在此仅以面板空间杜宾模型(SDM)距离平方矩阵 W_2 的回归结果为例进行解释。被解释变量空间滞后项的回归系数在1%的水平显著为正,与经济发展水平(ED)的空间莫兰检验结果一致,表明区域间经济发展水平存在正向相关关系,相邻地区的经济发展水平能够显著促进本地的经济发展。本地城镇化水平显著促进本地经济增长,邻

地城镇化水平系数为负，但并不显著。城乡收入差距 (*Cxsc*) 的回归结果显著为负，表明日益扩大的城乡收入差距对中国经济增长起到抑制作用，具体而言，城乡收入差距扩大一个单位，经济发展水平将降低 4.53%。因此，缩小城乡收入差距是保持中国经济持续快速增长的关键一环。政府支出 (*Gov*) 与基础设施 (*Infra*) 建设回归结果显著为正，表明在中国区域经济发展历程中，地方政府财政扶持以及地区基础设施建设占据重要位置。

表 3 城镇化的经济增长效应检验

	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2
	SAR	SAR	SEM	SEM	SDM	SDM
	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>
<i>Urban</i>	0.0192*** (0.0022)	0.0181*** (0.0022)	0.0197*** (0.0022)	0.0196*** (0.0022)	0.0201*** (0.0023)	0.0190*** (0.0023)
<i>Gov</i>	0.4365*** (0.0382)	0.4253*** (0.0375)	0.4439*** (0.0382)	0.4500*** (0.0382)	0.4246*** (0.0378)	0.4426*** (0.0380)
<i>Fdi</i>	-0.0011* (0.0007)	-0.0011* (0.0007)	-0.0011 (0.0007)	-0.0009 (0.0007)	-0.0009 (0.0007)	-0.0007 (0.0006)
<i>Cxsc</i>	-0.0794*** (0.0233)	-0.0666** (0.0228)	-0.0841*** (0.0236)	-0.0643** (0.0236)	-0.0618** (0.0235)	-0.0453** (0.0229)
<i>Infra</i>	0.0094 (0.0321)	0.0180 (0.0315)	0.0097 (0.0328)	0.0260 (0.0331)	0.0509 (0.0334)	0.0564* (0.0334)
<i>Urban</i>					-0.0061 (0.0147)	0.0012 (0.0052)
<i>Gov</i>					-0.4845* (0.2643)	-0.2803** (0.0996)
<i>Fdi</i>					-0.0077 (0.0055)	-0.0024 (0.0022)
<i>Cxsc</i>					-0.4888*** (0.1344)	-0.1533** (0.0532)
<i>Infra</i>					-0.6174** (0.2248)	-0.2270** (0.0891)
<i>Spa-rho</i>	0.2444* (0.1321)	0.2603*** (0.0654)			0.0880 (0.1819)	0.2522** (0.0846)
<i>lambda</i>			0.1854 (0.1774)	0.2998*** (0.0859)		
<i>sigma2_e</i>	0.0030*** (0.0002)	0.0029*** (0.0002)	0.0031*** (0.0002)	0.0029*** (0.0002)	0.0029*** (0.0002)	0.0028*** (0.0002)
<i>N</i>	360	360	360	360	360	360
<i>R-sq</i>	0.850	0.849	0.831	0.825	0.444	0.758

注：括号内为标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 4 空间面板模型 Wald 检验和 LR 检验结果

Wald/LR 检验	Wald 空间滞后检验	LR 空间滞后检验	Wald 空间误差检验	LR 空间误差检验
统计值/P 值	chi2 (5) = 24.34 Prob > chi2 = 0.0000	chi2 (5) = 23.71 Prob > chi2 = 0.0002	chi2 (4) = 26.35 Prob > chi2 = 0.0001	chi2 (5) = 25.88 Prob > chi2 = 0.0000

(三) 分地区城镇化的经济增长效应检验

中国区域间城镇化水平存在较大差异，东部地区发达省域城镇化水平往往较高，而中西部地区城镇化水平则较低，单纯从全样本角度考察城镇化水平与经济增长的关系可能存在偏误。在此依据中国区位特点

和经济集聚特征，进一步采用空间面板杜宾模型（SDM）对全国东中西部地区样本重新回归，检验不同地区城镇化水平对经济增长的作用效应以及是否存在区域差异。其中，东部地区包括黑龙江省、吉林省、辽宁省、河北省、北京市、天津市、山东省、江苏省、浙江省、福建省、广东省、上海市等 12 个省（市）；中部地区包括内蒙古自治区、山西省、河南省、湖北省、湖南省、安徽省、江西省、贵州省、广西壮族自治区、海南省等 10 个省（市）；西部地区包括新疆维吾尔自治区、甘肃省、宁夏回族自治区、陕西省、青海省、重庆市、四川省、云南省等 8 个省（市），回归结果见表 5。

表 5 分区域城镇化的经济增长效应对比检验

	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2
	东部地区		中部地区		西部地区	
	ED	ED	ED	ED	ED	ED
<i>Urban</i>	0.0100*** (0.0030)	0.0110*** (0.0027)	0.0593*** (0.0090)	0.0472*** (0.0083)	0.0482*** (0.0080)	0.0448*** (0.0071)
<i>WUrban</i>	-0.0170 (0.0123)	-0.0033 (0.0058)	0.1979*** (0.0416)	0.0878*** (0.0234)	0.1102** (0.0404)	0.0558** (0.0214)
<i>Spa-rho</i>	-0.0695 (0.1830)	0.1332 (0.1056)	-1.0652*** (0.2531)	-0.4044** (0.1539)	-0.7236** (0.2439)	-0.4640** (0.1453)
<i>sigma2_e</i>	0.0019*** (0.0002)	0.0020*** (0.0002)	0.0016*** (0.0002)	0.0019*** (0.0003)	0.0007*** (0.0001)	0.0008*** (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	144	144	120	120	96	96
<i>R-sq</i>	0.132	0.042	0.860	0.862	0.835	0.787

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

表 5 分区域城镇化水平对经济增长的作用结果显示：城镇化水平对经济增长依旧表现出显著的促进作用，与全样本回归结果一致，但从回归结果系数来看，中部地区回归结果系数最大，西部地区次之，东部地区回归系数最小，尚不足中西部地区回归系数的四分之一，表明当前城镇化对中西部经济增长的刺激作用更大，对东部地区的刺激作用较小，原因在于：根据经济发展规律，经济增长往往在起步阶段发展最快，城镇化水平发展程度相对较低的地区，其与经济增长的相关性较强^①，对经济的推动作用更大。东部地区往往是中国经济发展水平较高的省（市），城镇化水平已经比较完善，其对经济增长的边际效应较小，而中西部地区处于经济增长的起步期，城镇化水平较低，其对经济增长的作用更大。对于城镇化水平的邻地效应来看，东部地区相邻地区城镇化水平对本地经济增长表现出负向关系，呈现负向挤出效应但并不显著。而中西部地区相邻省份城镇化水平则显著促进本省经济增长，呈现显著的正向溢出效应，区域之间经济发展表现出竞相向上的竞争效应，原因可能在于东部地区是中国经济发展的核心区域，相对于中西部地区经济发展水平与城镇化水平皆较高，地区之间经济竞争的趋势更为明显，而作为经济发展重要推手的城镇化可能存在过度竞争的现象。

四、城镇化、经济集聚和经济增长的传导机制检验

（一）城镇化与经济增长的传导机制检验

城镇化水平吸引农村人口不断流向城市，推动产业结构升级，^② 提高城市就业密度，^③ 形成资本、技术、产业空间集聚，改变消费需求与投资结构，进而带动区域经济增长。事实是否果真如此？即城镇化是

① 金荣学、解洪涛：《中国城市化水平对省际经济增长差异的实证分析》，《管理世界》2010年第2期。

② 蓝庆新、陈超凡：《新型城镇化推动产业结构升级了吗？——基于中国省级面板数据的空间计量研究》，《财经研究》2013年第12期。

③ Ciccone, A., "Agglomeration Effects in Europe," *European Economic Review*, 2002, 46(2).

否会通过区域经济集聚、产业结构升级以及投资消费结构演变推动地区经济发展？其在区域之间存在何种差异？本节分别构建城镇化水平与集聚能力、产业结构、消费能力以及投资能力的交乘项 UJ 、 UC 、 URX 和 UT ，检验地区集聚能力、产业结构以及投资消费结构对城镇化与经济增长的调节作用，回归结果见表 6。

表 6 城镇化与经济增长传导机制检验

	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2
	ED	ED	ED	ED	ED	ED	ED	ED
<i>Urban</i>	0.0145*** (0.0028)	0.0134*** (0.0029)	-0.0061 (0.0068)	-0.0103 (0.0063)	0.0189*** (0.0025)	0.0183*** (0.0025)	0.0220*** (0.0026)	0.0205*** (0.0027)
<i>UJ</i>	-0.0009*** (0.0002)	-0.0008*** (0.0002)						
<i>UC</i>			0.0289*** (0.0068)	0.0333*** (0.0063)				
<i>URX</i>					-0.0002 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)		
<i>UT</i>							-0.0011 (0.0008)	-0.0008 (0.0008)
<i>WUrban</i>	-0.0040 (0.0161)	0.0002 (0.0058)	0.0951** (0.0408)	0.0432** (0.0149)	-0.0105 (0.0156)	-0.0001 (0.0056)	-0.0006 (0.0162)	0.0042 (0.0059)
<i>WUJ</i>	-0.0040** (0.0015)	-0.0012** (0.0005)						
<i>WUC</i>			-0.1330** (0.0422)	-0.0586*** (0.0162)				
<i>WURX</i>					-0.0004 (0.0014)	-0.0002 (0.0005)		
<i>WUT</i>							-0.0028 (0.0043)	-0.0017 (0.0017)
<i>Spa-rho</i>	0.0124 (0.1887)	0.1754** (0.0890)	0.2872* (0.1593)	0.4020*** (0.0798)	0.0761 (0.1836)	0.2417** (0.0871)	0.0758 (0.1830)	0.2430** (0.0851)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制住	控制
<i>N</i>	360	360	360	360	360	360	360	360
<i>R-sq</i>	0.302	0.677	0.500	0.758	0.361	0.736	0.358	0.748

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

表 6 结果显示：城镇化水平与集聚能力的交乘项 UJ 回归结果显著为负，而城镇化水平结果显著为正，表明地区集聚能力的提升能够显著抑制城镇化对经济增长的促进作用，地区集聚能力对经济发展表现出显著的抑制作用，亦与早期文献一致。^① 同时也符合威廉姆森假说，集聚在经济发展的初始阶段可能有利于经济的进一步增长，但一旦集聚发展到一定阶段，反而不利于经济增长。对于城镇化水平与产业结构的交乘项 UC ，全样本回归结果显示， UC 系数显著为正，表明地区产业结构的升级能够显著促进城镇化对经济增长的拉动作用，而消费与投资能力的增强对城镇化与经济增长的调节关系并不显著。

(二) 分地区城镇化与地区经济增长异质性传导机制检验

考虑到区域之间城镇化与经济增长发展水平存在差异，区域之间集聚能力、产业结构以及消费投资能力存在的差异，我们分别从东中西部样本进一步检验城镇化对经济增长各传导途径的作用效应，并检验地区之间传导机制的差异。如表 7 呈现集聚能力对两者关系的传导效应。距离平方矩阵 W_2 的回归结果显示：东部地区和中部地区回归系数皆显著为负，与全国样本回归结果保持一致，表示在东部地区和中部地

① Combes, P. P., "Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993," *Journal of Urban Economics*, 2000, 47(3).

区，集聚能力的提升皆显著抑制城镇化对经济增长的促进作用，但回归系数绝对值（作用强度）东部地区小于中部地区，表明中部地区集聚能力对城镇化与经济增长正向效应的抑制作用大于东部地区。原因可能在于，近些年中部崛起战略的实施，中部地区城镇化程度迅速扩张，经济集聚能力迅速提升，社会配套设施建设无法快速跟进城镇化速度引致的集聚能力扩张，反而抑制了地区经济增长。而西部地区集聚能力的提升能够提高城镇化对经济增长的促进作用，原因在于西部地区目前处于城镇化的低水平发展阶段，经济集聚能力较弱，威廉姆森假说认为集聚在经济发展的初始阶段可能有利于经济的进一步增长。

表 7 分地区城镇化和经济增长异质性传导机制检验（一）

	东部地区		中部地区		西部地区	
	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2
	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>
<i>Urban</i>	0.0055 (0.0034)	0.0042 (0.0033)	0.0648*** (0.0101)	0.0539*** (0.0093)	0.0379*** (0.0084)	0.0370*** (0.0069)
<i>UJ</i>	-0.0008** (0.0003)	-0.0010*** (0.0003)	-0.0147** (0.0055)	-0.0209*** (0.0052)	0.0169** (0.0055)	0.0180*** (0.0044)
<i>WUrban</i>	0.0004 (0.0134)	0.0040 (0.0062)	0.2235*** (0.0464)	0.1083*** (0.0266)	0.0519 (0.0420)	0.0238 (0.0213)
<i>WUJ</i>	-0.0004 (0.0009)	-0.0004 (0.0004)	0.0603 (0.0370)	0.0290 (0.0229)	0.0162 (0.0214)	0.0107 (0.0097)
<i>Spa-rho</i>	-0.0140 (0.1794)	0.1389 (0.1051)	-1.0952*** (0.2469)	-0.4376** (0.1510)	-0.8277*** (0.2495)	-0.5719*** (0.1465)
<i>sigma2_e</i>	0.0018*** (0.0002)	0.0018*** (0.0002)	0.0013*** (0.0002)	0.0016*** (0.0002)	0.0006*** (0.0001)	0.0007*** (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	144	144	120	120	96	96
<i>R-sq</i>	0.287	0.000	0.857	0.865	0.869	0.836

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

表 8 产业结构对分地区城镇化与经济增长的调节作用显示：东部地区、中部地区以及西部地区回归系数皆显著为正，与全样本结果一致，表明不同地区产业结构的升级皆能够显著促进城镇化对经济增长的拉动作用，且东部地区回归系数小于西部地区但大于中部地区，暗示东部地区产业结构升级对城镇化与经济增长的正向调节作用小于西部。原因在于，东部处于中国经济较为发达的地区，产业结构发展较为合理完善，其正向调节的边际效应较小，而西部地区处于城镇化的快速推动时期，城镇化带来产业结构升级的推动作用较大。当然各地产业结构皆显著扩大城镇化对经济增长的促进作用，表明在城镇化过程中，应该积极推动产业向二、三产业发展，加速生产效率提升，推动经济增长。

表 9 消费能力对分地区城镇化与经济增长的调节作用显示：不同地区消费能力升级对城镇化与经济增长的调节能力存在显著差异，单纯全样本回归不能解释地区之间的异质性。东部地区与中部地区回归结果并不显著，而西部地区回归结果显著为正，表明在中国东部地区和中部地区消费能力提升并不能推动城镇化对经济增长的促进，而在西部地区消费能力的提升能够有效推动城镇化对经济增长的促进程度。原因在于，西部地区作为中国经济发展程度和城镇化水平最弱的地区，居民消费能力也相对较低，城镇化的推进，带来居民消费能力的大幅攀升，能够迅速激活经济，推动经济增长，而东部地区经济发展水平较高，随着城镇化水平提升，居民消费幅度提升有限，对经济增长的拉动效应亦有限。

表 10 分地区投资能力对城镇化与经济增长的调节作用显示：东部地区投资能力与城镇化的交乘项显著为正，中部地区回归结果显著为负，而西部地区回归系数为正，但并不显著。表明不同地区投资能力升级对城镇化与经济增长的调节作用差异显著。当前东部地区依旧应维持投资驱动的经济发展模式，而中部

地区回归结果显著为负，原因可能在于中部崛起战略实施至今，中部地区接受政府的扶持力度过大，投资过剩反而抑制了地区的经济增长。西部地区投资能力有限，不能有效拉动经济增长。从宏观层面来看，各地区应平衡区域投资差异，东部地区应继续保持投资拉动的经济增长模式，中部地区则应优化投资结构，防止投资过度，推动城镇化建设与投资结构协同发展，西部地区则应进一步加大招商引资程度，从而推动经济平稳有序增长。

表 8 分地区城镇化和经济增长异质性传导机制检验（二）

	东部地区		中部地区		西部地区	
	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2
	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>
<i>Urban</i>	-0.0122 (0.0106)	-0.0169** (0.0082)	0.0433*** (0.0129)	0.0349** (0.0124)	-0.0003 (0.0150)	-0.0054 (0.0128)
<i>UC</i>	0.0273** (0.0106)	0.0353*** (0.0083)	0.0222* (0.0123)	0.0187 (0.0130)	0.0455*** (0.0127)	0.0515*** (0.0113)
<i>WUrban</i>	0.0828** (0.0371)	0.0510*** (0.0154)	0.1801** (0.0657)	0.0963** (0.0396)	0.0834 (0.0635)	0.0393 (0.0338)
<i>WUC</i>	-0.1313*** (0.0366)	-0.0747*** (0.0159)	0.0281 (0.0544)	-0.0036 (0.0320)	-0.0432 (0.0590)	-0.0147 (0.0299)
<i>Spa-rho</i>	0.3749** (0.1402)	0.4477*** (0.0839)	-1.1569*** (0.2545)	-0.4287** (0.1570)	-0.5924** (0.2582)	-0.3388** (0.1631)
<i>sigma2_e</i>	0.0012*** (0.0001)	0.0010*** (0.0001)	0.0015*** (0.0002)	0.0019*** (0.0002)	0.0006*** (0.0001)	0.0007*** (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	144	144	120	120	96	96
<i>R-sq</i>	0.143	0.020	0.858	0.859	0.915	0.882

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

表 9 分地区城镇化和经济增长异质性传导机制检验（三）

	东部地区		中部地区		西部地区	
	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2
	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>
<i>Urban</i>	0.0123*** (0.0034)	0.0125*** (0.0030)	0.0695*** (0.0096)	0.0552*** (0.0088)	0.0384*** (0.0083)	0.0361*** (0.0069)
<i>URX</i>	-0.0002 (0.0003)	0.0002 (0.0003)	-0.0001 (0.0013)	0.0010 (0.0010)	0.0019** (0.0006)	0.0023*** (0.0005)
<i>Urban</i>	-0.0066 (0.0124)	-0.0005 (0.0054)	0.2376*** (0.0451)	0.1107*** (0.0257)	0.0723* (0.0400)	0.0379* (0.0207)
<i>URX</i>	-0.0038** (0.0013)	-0.0027*** (0.0006)	-0.0092 (0.0056)	-0.0037 (0.0028)	-0.0015 (0.0030)	-0.0004 (0.0014)
<i>Spa-rho</i>	-0.0772 (0.1815)	0.0345 (0.1072)	-0.9630*** (0.2523)	-0.3263** (0.1526)	-0.7071** (0.2598)	-0.4454** (0.1601)
<i>sigma2_e</i>	0.0018*** (0.0002)	0.0017*** (0.0002)	0.0014*** (0.0002)	0.0017*** (0.0002)	0.0006*** (0.0001)	0.0007*** (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	144	144	120	120	96	96
<i>R-sq</i>	0.147	0.050	0.898	0.896	0.878	0.854

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

表 10 分地区城镇化和经济增长异质性传导机制检验（四）

	东部地区		中部地区		西部地区	
	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2
	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>	<i>ED</i>
<i>Urban</i>	0.0058 [*] (0.0031)	0.0070 ^{**} (0.0030)	0.0673 ^{***} (0.0080)	0.0573 ^{***} (0.0074)	0.0486 ^{***} (0.0082)	0.0440 ^{***} (0.0072)
<i>UT</i>	0.0039 ^{***} (0.0012)	0.0028 ^{**} (0.0011)	-0.0097 ^{***} (0.0020)	-0.0107 ^{***} (0.0019)	0.0011 (0.0015)	0.0009 (0.0018)
<i>Urban</i>	-0.0278 ^{**} (0.0119)	-0.0113 [*] (0.0059)	0.1957 ^{***} (0.0367)	0.0895 ^{***} (0.0203)	0.1213 ^{**} (0.0437)	0.0546 ^{**} (0.0231)
<i>UT</i>	0.0193 ^{***} (0.0041)	0.0093 ^{***} (0.0021)	-0.0060 (0.0084)	-0.0036 (0.0045)	-0.0009 (0.0063)	-0.0021 (0.0032)
Spa-rho	-0.1601 (0.1835)	0.0664 (0.1048)	-0.9278 ^{***} (0.2495)	-0.3180 ^{**} (0.1524)	-0.6984 ^{**} (0.2544)	-0.4764 ^{**} (0.1541)
sigma2_e	0.0016 ^{***} (0.0002)	0.0017 ^{***} (0.0002)	0.0012 ^{***} (0.0002)	0.0014 ^{***} (0.0002)	0.0007 ^{***} (0.0001)	0.0008 ^{***} (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	144	144	120	120	96	96
R-sq	0.394	0.107	0.866	0.871	0.817	0.798

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

综合可知，无论以全样本数据还是分东中西部样本为依据，回归结果皆表明城镇化水平显著促进了中国的经济增长，但从集聚能力、产业结构以及消费投资能力升级的传导机制来看，不同地区结果存在显著差异，地区集聚能力能够显著扩大西部地区城镇化水平对经济增长的正向效应，但却显著抑制东部地区和西部地区城镇化对经济增长的作用。对于产业结构的调节作用来看，其皆能扩大东中西部地区城镇化水平对经济增长的正向作用，但其作用强度与显著程度存在差异。产业结构对西部地区的促进作用和显著程度最大，其次为中部地区，对东部地区的作用程度最弱。消费能力仅对西部地区城镇化与经济增长的作用存在调节效应，并且显著扩大城镇化对经济增长的正向作用，对东中部则并无显著影响。投资结构能够显著扩大东部地区城镇化对经济增长的正向作用，显著抑制中部地区城镇化对经济增长的促进效应，对西部地区作用则并不显著。

五、基本结论

城镇化有利于拉动经济增长已为众多学者所证实，但现有研究往往忽略区域之间的空间关联性。基于此，本文考虑地区经济增长的空间异质性，利用中国 2005—2016 年 30 个省（市）经济面板数据，构建空间面板杜宾模型（SDM）检验城镇化对地区经济增长的作用效应及其成因。结果发现：（1）中国区域经济增长存在显著的空间关联特性，且表现出明显的正向溢出关系，即空间相邻地区经济增长会显著促进本地经济增长。城镇化水平显著促进区域经济增长。分地区检验结果发现城镇化的经济增长效应，在中部最大和西部次之且对东部地区的作用强度最小。（2）集聚能力、产业结构以及消费投资能力升级对地区城镇化与经济增长的调节作用非一致性突出。对于东部地区，产业结构以及投资水平能够有效扩大城镇化对经济增长的正向效应，集聚能力在其中的调节作用为负，消费水平则并无明显的影响。对于中部地区，集聚能力以及投资结构皆显著抑制城镇化对经济增长的促进作用，产业结构是扩大城镇化水平对经济增长正向作用的唯一途径。地区集聚能力、产业结构以及消费水平皆能够显著促进西部地区城镇化水平对经济增长的正向效应，而地区投资水平的调节作用并不明显。

经验研究证实，城镇化对经济增长存在显著的促进作用，但伴随地区城镇化水平的提升，地区集聚水

平、产业结构以及投资消费能力对经济增长的作用存在明显差异。在国家大力推行城镇化的当下,如何全方位考量与城镇化相伴而生的集聚能力以及产业结构调整的经济增长效应至关重要。依据实证检验结果,可知不同地区应坚持差异性城镇化战略:(1)中西部地区应继续加速推动地区中心城市城镇化水平提升。实证研究表明,城镇化水平显著推动地区经济增长,且区域差异化明显,相较于东部地区,中西部地区城镇化水平的经济效应尤为明显。集聚能力以及产业结构显著强化城镇化水平的经济效应。因此,中西部地区应全面考量各城市城镇化水平及其对经济发展的作用力度,基于集聚能力与产业结构同城镇化水平的协同经济效应,积极推动地区城镇化人口集聚,区域间继续加大东部发达地区产业承接规模,推动地区集聚能力以及产业结构双提升。区域内推动各省(市)大中型城市产业向小型城市转移,形成区域间优势互补,区域内协同共进的城镇化发展模式,助力地区经济增长。(2)东部城镇化发展水平较高地区,应加速推动区域内城镇化水平协同发展。实证研究表明,东部地区城镇化发展相对完善,相较于中西部地区,其经济效应相对较弱。产业结构以及投资驱动显著强化城镇化水平的经济效应,但集聚能力则显著抑制城镇化水平的正向经济效应。因此,东部地区应改变传统经济粗放式人口集聚发展模式,推动高水平人才以及优质产业集聚,协调区域各地区城镇化进度,同时继续维持投资驱动发展模式,从而实现区域城镇化高质量和协同提升,进而推动经济高质量增长。

(本文为国家自然科学基金项目“要素与技术耦合视角下技术进步偏向性的形成机理、路径转换和跨国传递机制研究”(71573088)、国家社科基金重点项目“新常态下我国经济增长动力转换和新增长点培育研究”(15AZD002)、国家社科基金重点项目“供给侧结构性改革下东北老工业基地创新要素结构优化与经济增长研究”(17AZD009)的阶段性成果)

(责任编辑:沈敏)

Urbanization, Economic Agglomeration and Heterogeneity of Regional Economic Growth

—— Empirical Evidence Based on Spatial Panel Durbin Model

DONG Zhiqing, WANG Hui

Abstract: Frontier research pay more attention to the role of urbanization in regional economic growth, but generally ignores the spatial correlation between regions, and does not provide empirical evidence for exploring the story behind the economic growth induced by urbanization. Based on the spatial heterogeneity between regions, this paper uses the spatial panel durbin model to measure the effect of urbanization spatial economic growth and its underlying mechanism, and to explore the causes of urbanization differences in different regions. The results show that the economic growth effect of inter-regional urbanization in China is significant, and it strongly promotes regional economic growth. However, according to the test results of different regions, the economic growth effect of urbanization level has spatial heterogeneity. In the process of urbanization's positive effect on economic growth, economic agglomeration plays an important role. The difference of regional agglomeration ability leads to the heterogeneous consequences of regional economic growth. We find that the western region is more likely to expand the role of urbanization in promoting economic growth through resource agglomeration and consumption promotion, while the regional consumption capacity has not shown a significant effect in the eastern and central regions, and agglomeration capacity has even significantly inhibited the economic growth of urbanization in the eastern and central regions. The development of the eastern region depends more on the upgrading of industrial structure and investment, while the investment in the western region has reversely inhibited the economic growth effect of urbanization.

Key words: urbanization, agglomeration capacity, economic growth, spatial correlation