

金融发展对中国城镇化发展的 空间溢出效应检验

李宏涛

(东北财经大学金融学院, 辽宁 大连 116025)

摘要:以全国及31个省份1993~2015年的金融发展为解释变量,以我国各省份城镇化发展水平为被解释变量,实证分析在经济发展水平、城乡收入差距、出口依存度、第二产业比重、第三产业比重、人力资本等控制变量的作用下金融发展对我国城镇化发展水平的动态溢出效应,结果表明:无论是从全国还是各省域层面而言,金融发展均对我国的城镇化发展水平有较显著的空间溢出效应,即:各省域自身的金融发展在促进本省城镇化发展的同时,也影响着邻接省份的城镇化发展。同时,金融发展的空间溢出效应也一定程度上影响了我国各省域间城镇化的关系,故今后我国城镇发展中应充分重视本省金融发展水平、城乡收入差距、出口依存度等要素的作用,并充分考虑邻近省域相关政策变化对本省城镇化发展水平的影响。

关键词:金融发展;城镇化;空间溢出效应;经济发展水平;城乡收入差距;出口依存度

中图分类号:F 830.2;B 291

文献标识码:A

文章编号:1000-260X(2017)06-0133-07

一、国内外文献综述

目前,国外学者关于金融发展对城镇化建设作用的研究主要集中在两个方面:一是金融发展对城镇化进程中基础设施及土地开发等具体方面的支持。例如:Stopher早在1993年时就曾以美国铁路建设的发展为研究对象,提出铁路发展对城镇化进程的推进具有重要意义^[1];而Kyung-Hwan Kim则发现金融发展对房地产和城镇基础设施建设方面有一定的促进作用,金融创新是推进房地产和城镇基础设施建设的关键因素之一^[2];Seong-Hoon Cho, Junjie Wu, William G Boggess等通过构建一个多分支选择模型,在对美国西部五大州金融发展、城镇化水平及土地制度等变量的相关度进行综合评价的基础上,发现金融发展对土地资源的投资和开发影响较大,进而对城镇化进程的推进产生较大影响^[3]。二是金融发展与城镇化间相关性的全面系统的分析,但这

方面的分析相对不够成熟,仅有Cheng-Gang Li以我国贵州为例,运用时间序列数据通过向量自回归VAR模型分析了贵州省城镇化水平与金融发展间的相关性,发现长期以来贵州省城镇化水平与金融发展间均存在较稳定的双向因果关系,且城镇化与金融发展之间的动态冲击效应明显^[4]。

我国学者关于金融发展对中国城镇化影响的研究主要体现在金融发展与城镇化相关性的一系列时间序列及省域面板模型的实证检验上。例如:张宗益等选取1952~2003年的相关变量的时间序列数据,通过VAR模型检验,发现金融发展对我国城镇化进程具有较显著的正向影响,而城镇化发展水平的滞后却制约了金融的发展^[5]。梁彭勇通过对1986~2005年我国东、中、西部金融发展和城镇化水平关于时间序列数据的实证检验,发现这三大地区的金融发展均未能促进我国城镇化的进程^[6]。同时,陈立泰运用因子分析法选取西部城镇化水平及金融集聚的相关时

收稿日期:2017-09-13

作者简介:李宏涛,东北财经大学金融学院金融学博士研究生,主要从事资本市场理论研究。

间序列数据,通过实证检验发现,金融集聚为西部城镇化发展提供了资金支持,且西部城镇化发展也促进了其金融集聚^[7]。而艾华丰、谷小菁、邵光清、陈志刚等学者则通过运用面板数据模型也分析了金融发展与城镇化间的相关性。例如艾华丰通过建立我国2000-2008年间各省的省级面板模型,研究发现金融发展较显著地正向推进了城镇化的进程^[8];谷小菁则通过对1992-2008年的省际面板数据模型的分析,发现我国金融发展与城镇化进程二者间长期存在着均衡关系^[9];而邵光清通过建立VEC面板数据模型实证检验了我国金融发展和城镇化间的动态互动关系,发现就中长期而言,金融发展与城镇化间相互促进,而就短期而言,金融发展对城镇化具有较显著的正向影响,而城镇化对金融发展的作用却并不显著^[10]。陈志伟通过建立GMM面板数据模型研究河南省金融发展与城镇化间的相关性,亦发现金融发展对城镇化进程具有重要影响^[11]。同时,陈志刚选取1997-2014年的省际面板数据,通过实证分析发现,就全国层面而言,金融发展与城镇化水平间具有较显著的良性互动效应;而就地区而言,东、中部地区金融发展与城镇化水平间相互促进,而西部地区两者间关系则不显著^[12]。

综上所述,尽管以上研究采用了很多不同的研究方法,且从多种角度考察了金融发展对我国省域城镇化进程的影响,但仍存在一些不足。一是在实证分析金融发展与城镇化间相关性时所选指标不够系统;二是研究中较少考虑到地区的差异;三是较少有学者运用空间面板模型系统研究金融发展对省域城镇化进程的影响。故本文拟在前人相关研究的基础上,通过建立空间面板模型来考察金融发展对我国省域城镇化水平的影响。

二、空间计量模型

(一) 空间计量模型

空间面板计量模型主要有空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型:

$$\text{空间滞后模型(SLM): } Y = \rho WY + X\beta + I_n\alpha + \varepsilon \quad (1)$$

$$\text{空间误差模型(SEM): } Y = \beta X + I_n\alpha + \varepsilon \quad (2)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu$$

空间杜宾模型(SDM):

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + I_n\alpha + \varepsilon \quad (3)$$

式中:Y是被解释变量,X是解释变量,W是空间权重矩阵,WY是被解释变量空间滞后项,表示邻

接区域被解释变量对本区域被解释变量的影响, ρ 是空间自回归系数, β 是被解释变量的参数, I_n 是单位向量, α 是常数项系数, ε 是残差项, λ 是自回归系数,WX是解释变量空间滞后项, θ 是解释变量空间滞后项的系数。

(二) 空间加权矩阵的设置

通常空间加权矩阵遵循两个地区拥有共同边界即为相邻的Rook相邻判定规则,然而实际运用中往往由于较发达地区对周围较落后地区的吸引力和影响程度要大于落后地区对发达地区的影响程度。故本文借鉴林光平的矩阵设置模式^[13],在原有二元矩阵中加入了经济权重矩阵,其具体形式为:

$$W = w \times \text{diag}\left(\frac{\bar{y}_1}{y}, \frac{\bar{y}_2}{y}, \dots, \frac{\bar{y}_n}{y}\right) \quad (4)$$

其中:w为地理权重矩阵,

$\times \text{diag}\left(\frac{\bar{y}_1}{y}, \frac{\bar{y}_2}{y}, \dots, \frac{\bar{y}_n}{y}\right)$ 为区域经济差异的权重矩阵,

$\bar{y}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} y_{it}$, $\bar{y} = \frac{1}{n(t_1 - t_0 + 1)} \sum_{t=t_0}^{t_1} \sum_{i=1}^n y_{it}$ 为各地区实际GDP占全国实际GDP的比重。

(三) 变量选取与数据说明

1.被解释变量。城镇化水平(Urban):以各省年末城镇人口占常住人口数的比重作为代理变量。在城市化进程中,空间集聚的形成和发展是推动地方经济发展与繁荣的主要来源,也是提升城市化内涵、促使城市化健康快速成长的关键因素。邻近地区具有相似的经济基础与自然地理条件,在推进城镇化过程中存在相互学习、借鉴、效仿与辐射等诸多空间互动行为。因此,一个地区的城镇化水平会受到邻近地区城镇化水平的影响,本文使用各省年末城镇人口占总人口的比重作为代理变量。

2.解释变量。金融发展(FIR):关于金融发展指标,通常以Goldsmith的金融相关率即金融活动总量占经济活动总量的占比作为衡量指标。在实证中,为数据的可得及计算上的简便,一般选取金融机构的存贷款总额占GDP的比重来作为衡量一国金融发展的指标,即:金融发展FIR=(金融机构存款总额+金融机构贷款总额)/GDP。

3.控制变量。主要包括经济发展水平、城乡收入差距、出口依存度、第二产业比重、第三产业比重、人力资本等。

经济发展水平(pGDP):经济发展水平与城镇化,

存在着一种互相促进、互相因果的关系,经济增长不仅能更好地促使生产要素在城市中聚集,还能促进城市规模不断扩大与辐射力增强。随着经济水平提高,城镇化产生的巨大需求将不断吸引周边地区的资本、技术、人才等生产要素流入,同时城镇规模扩大所带来的城镇基础设施与公共服务设施投资需求会反过来促进经济进一步发展。预期经济发展水平与城镇化水平呈正相关关系,使用人均 GDP 表示。

城乡收入差距(GAP):使用城镇居民人均可支配收入与农村居民家庭人均纯收入(2013 年改为农村居民人均可支配收入)之比表示。过高的城乡收入差距抑制了农村剩余劳动力向城市转移,无力推动以商贸、餐饮、旅游等为主要内容的消费型服务业和以金融、保险、物流等为主要内容的生产型服务业的发展,因此,城乡收入差距对城镇化进程有负向作用。

出口依存度 (OPEN):是指各省的出口额与其 GDP 的比值。

第二产业比重(Str2):由于城市具有农村难以比拟的交通区位、人力资本、基础设施等比较优势,使其成为工业企业的聚集地。工业布局与发展促进了城镇经济发展与人口向城镇迁移,因此,第二产业是城镇化的主要推动力,采用第二产业总产值之和占 GDP 的比重来表征。

第三产业比重(Str3):采用第三产业总产值之和占 GDP 的比重来表征。第三产业的发展对城镇化有显著的促进作用,它不仅增强了城镇的吸纳能力,提升了城市的文化品位,还丰富了人们的精神生活水平,促进了城市精神文明的高度繁荣,加速了城镇化进程。

人力资本(HR):本文采用地区平均教育年限来衡量人力资本水平,其计算公式如下:

$$HR_{it}=\text{大专以上}_{it}\times16+\text{高中}_{it}\times12+\text{初中}_{it}\times9+\text{小学}_{it}\times6$$

(5)

其中,大专及以上_{it}、高中_{it}、初中_{it}、小学_{it}分别为地区大专及以上,高中、初中和小学的受教育水平人数占地区 6 岁及 6 岁以上人口的比重。

本文选取的 1993~2015 年间我国 31 个省市的相关面板数据展开分析,同时为消除变量的异方差和便于分析,本研究对各项指标进行了对数处理。本文的实证研究前期用 Stata 计算 Moran 和 LISA 图,后期主要借助于 Matlab 2016b 软件完成。

三、空间面板模型的检验与选择

(一)省域城镇化率空间相关性检验

省域城镇化率等空间面板数据在进行回归分析前应先检验其空间相关性,若各变量间存在空间相关性,则可采用空间计量经济模型以消除空间效应带来的估计误差。本文利用 Stata 计算出中国省域城镇化率的 Moran 值,结果如表 1 所示。

表 1 全国省域城镇化率的空间自相关检验
(经济距离权重矩阵)

年份	Moran	Z 值	P 值	年份	Moran	Z 值	P 值
1993	0.312	2.777	0.005	2005	0.456	3.971	0.000
1994	0.287	2.578	0.010	2006	0.459	4.007	0.000
1995	0.293	2.629	0.009	2007	0.464	4.054	0.000
1996	0.309	2.759	0.006	2008	0.466	4.091	0.000
1997	0.313	2.798	0.005	2009	0.477	4.188	0.000
1998	0.331	2.936	0.003	2010	0.460	4.061	0.000
1999	0.350	3.088	0.002	2011	0.444	3.956	0.000
2000	0.387	3.390	0.001	2012	0.430	3.873	0.000
2001	0.403	3.521	0.000	2013	0.435	3.920	0.000
2002	0.418	3.647	0.000	2014	0.439	3.943	0.000
2003	0.432	3.765	0.000	2015	0.454	4.059	0.000
2004	0.445	3.874	0.000				

根据表中所示,1993~2015 年中国城镇化率的 Moran 位大致在 0.30~0.48 的区间内变化,且都通过了 1%的显著性水平检验,表明中国省域城镇化率具有明显的空间集聚效应,存在着显著的空间相关性,也就是说城镇化率呈现明显的高高集聚、低低集聚。从动态来看,中国城镇化率的集聚水平随时间呈现一定的规律变化,在 2009 年形成一个“增长拐点”,2009 年以前中国城镇化率的 Moran 值大都呈现增长之势,之后 Moran 值逐步下降或波动下降。

为进一步了解城镇化水平空间集聚的模式,本文绘制了 1993 年和 2015 年各省域城镇化率的 Moran 散点图,如图 1。

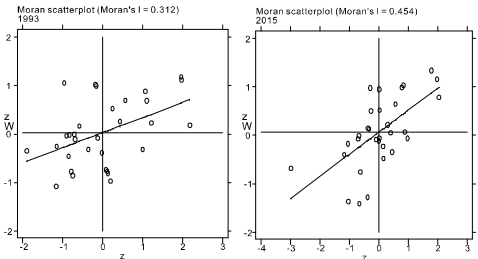


图 1 1993 及 2015 年省域城镇化 Moran 散点图

两条实线将平面分成4个象限:低值被低值包围(LL)、低值被高值包围(LH)、高值被高值包围(HH)、高值被低值包围(HL)。由图1可知,大部分地区都处于城镇化发展水平相对较低的LL象限和城镇化发展水平较高的HH象限。

图2显示了1993年和2015年中国的城镇化水平空间集聚模式呈现东部沿海高值集聚,中西部低值集聚的两极分化态势。具体而言,在四种模式中,城镇化水平高值被高值包围的省区有11个,且大部为东部沿海经济发达地区,表明东部沿海地区一定程度上可以代表着全国城镇化率的“扩散中心”,通过对周边地区的溢出效应,使得周边地区整体都具有较高的城镇化水平。城镇化水平低值被低值包围的省份数量最多(12个),且均为中西部省份,表明中西部地区的城镇化发展潜力巨大。余下的是城镇化“盆地”与“高地”:低值被高值包围的河北、江西、安徽、湖南四省与高值被低值包围的广东、山东、湖北、重庆四省,这些省份大多位于前两种模式的交界处,充当了低值集聚和高值集聚两种模式的缓冲地带。综上所述,中国省域城镇化进程存在较强的空间相关性,有必要采用空间计量模型进行分析。

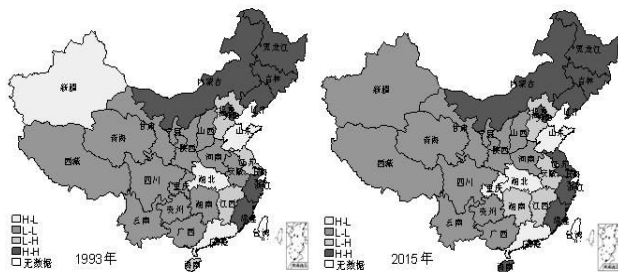


图2 1993年和2015年高一高、低一低型地区空间集聚的动态演变

(二)空间面板计量模型的选择与设定

如上所述该空间面板模型变量间存在空间相关性,故应进一步进行空间自相关性的LM检验,其检验结果如表2所示。从表2的检验结果可以看出,无空间滞后测试在混合效应、时间固定效应下的检验通过了5%的水平下显著,无空间误差检验在混合效应下的检验通过了1%的水平显著且稳健,故存在空间滞后模型和空间误差模型。故按照LeSage和Pace (2009)的研究,此时应采用SDM模型进行分析更为合适。

表2 非空间面板模型估计及空间自相关性检验

变量	混合效应	空间固定效应	时间固定效应	时间和空间固定效应
Intercept	-0.800179** (-2.512502)	—	—	—
lnFIR	0.130355*** (4.375694)	0.150524*** (6.481017)	0.152085*** (6.112016)	0.160105*** (6.314318)
lnGAP	-0.485761*** (-16.500451)	-0.062096** (-2.552962)	-0.221259*** (-6.185058)	-0.158070*** (-4.234645)
lnOPEN	0.005860 (1.114843)	0.025369*** (3.462714)	-0.019103*** (-4.304594)	0.023436*** (2.696738)
lnpGDP	0.089964*** (7.838457)	0.133051*** (11.623060)	0.379123*** (18.953422)	0.203381*** (6.793073)
lnHR	0.560723*** (12.227880)	-0.004127 (-0.061465)	0.615352*** (15.732739)	-0.097747 (-1.254863)
lnSTR2	0.298359*** (7.577120)	0.230801*** (6.718979)	0.137320*** (4.051355)	0.168413*** (4.283723)
lnSTR3	0.485579*** (7.277710)	0.001603 (0.034614)	0.120101* (1.900777)	-0.075144 (-1.445939)
R ²	0.8440	0.8563	0.8714	0.2694
σ ²	0.0218	0.0053	0.0141	0.0050
LogL	356.6850	861.8431	511.2980	877.9813
LMlag	5.3054** (0.021)	0.4435 (0.505)	5.9978** (0.014)	0.0093 (0.923)
R LM lag	68.3162*** (0.000)	5.1490** (0.023)	15.8961*** (0.000)	12.7898*** (0.000)
LM error	32.1183*** (0.000)	0.0774 (0.781)	2.5546 (0.110)	2.0282 (0.154)
R LM error	95.1291*** (0.000)	4.7829** (0.029)	12.4529*** (0.000)	14.8087*** (0.000)

注:括号内为t统计量;*、**、***分别表示通过10%、5%、1%的水平下的显著性检验。

通常,空间面板模型的分析主要应进行固定效应的LR for FE检验与LR for RE检验和空间随机效应的LR for FE检验与LR for RE检验。LR for FE检验主要是针对无固定效应模型与固定效应模型的选择,若LR for FE检验拒绝原假设则存在固定效应,此时应用固定效应模型分析结果要好一些;而LR for RE检验则是针对无固定效应模型与随机效应模型的选择,若LR for RE检验拒绝原假设则存在固定效应,此时则不适合应用随机效应模型。Elhorst指出当模型中存在随机效应时,检验结果可能拒绝原假设,因此还需要进一步使用Hausman检验^[14]。如果Hausman检验拒绝了原假设,则认为固定效应模型优于随机效应模型,反之随机效应模型优于固定效应模型。

表3 空间固定效应和随机效应检验表

项目	空间滞后模型(SLM)		空间误差模型(SEM)	
	统计量	P值	统计量	P值
LR for FE	1009.7728	0.0000	988.5493	0.0000
LR for RE	817.5432	0.0008	799.8902	0.0000
Hausman 检验	-14.0753	0.0798	-75.6615	0.0000

表 3 是 SLM 和 SEM 模型的 LR 检验及 Hausman 检验结果,LR 检验结果在 1%水平上显著,说明 SLM 和 SEM 模型都存在固定效应。此外,Hausman 检验结果显示是负值,说明随机效应的干扰项与解释变量不相关的假设不满足,拒绝随机效应,因此,固定效应模型是更好的选择。

根据 Anselin(2006)、Elhorst(2010)的判别准则,还需要通过 Wald 和 LR 的统计量检验进一步判断空间杜宾模型是否可以简化为空间滞后模型和空间误差模型,如表 4 的分析^[15]。

表 4 空间杜宾模型估计结果(经济距离权重矩阵)

变量	混合效应		空间固定效应		时间固定效应		时间和空间固定效应	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
Intercept	0.244728	0.503294	—	—	—	—	—	—
lnFIR	0.190092***	7.585013	0.115806***	4.528198	0.181264***	7.381668	0.144373***	5.597883
lnGAP	-0.365067***	-8.575420	-0.112487***	-2.651488	-0.311988***	-7.252218	-0.148664***	-3.589321
lnOPEN	-0.020220***	-4.245665	0.027517***	3.038473	-0.025050***	-5.399740	0.016715*	1.800825
lnpGDP	0.416828***	19.383889	0.197777***	6.301972	0.427566***	20.273171	0.268259***	8.097909
lnHR	0.514963***	12.813189	—	—	0.581542***	14.506373	—	—
lnSTR2	0.169527***	4.567943	0.142704***	3.357334	0.090631**	2.396237	0.169499***	4.088816
lnSTR3	0.126857**	2.015763	-0.101375*	-1.931181	0.066107	1.043107	0.037144	0.693102
W*lnFIR	-0.247801**	-5.695776	0.071304**	1.896393	-0.170043***	-3.548948	0.186350***	4.135013
W*lnGAP	0.129318**	2.284172	0.044777	0.882028	0.061800	0.815097	0.084641	1.201486
W*lnOPEN	0.034439***	6.040910	0.012614	0.998825	0.019758***	3.391180	0.009577	0.579765
W*lnpGDP	-0.358015***	-14.687381	-0.086683***	-2.633098	-0.132696***	-3.285701	0.126764**	2.294721
W*lnHR	0.055947	0.773628	—	—	0.176381**	2.178117	-0.285529**	-1.834259
W*lnSTR2	-0.187611***	-2.856646	0.292627***	4.639619	-0.343103***	-4.539285	0.329993***	4.620417
W*lnSTR3	0.116846	1.123718	0.330683***	3.950936	—	—	0.575288***	4.770776
W*dep. var.	0.315984***	7.643003	—	—	0.075997	1.598233	-0.140959**	-2.756320
R ²	0.8995		0.9641		0.9097		0.9664	
σ ²	0.0139		0.0052		0.0129		0.0046	
LogL	504.08474		879.90027		550.96595		902.5035	
Wald_spatial_lag	427.1561***		37.0544***		76.8510***		55.4622***	
prob_spatial_lag	0		4.5807e-06		6.0285e-14		1.2073e-09	
Wald_spatial_error	295.1545***		35.6248***		77.7901***		49.0030***	
prob_spatial_error	0		8.5320e-06		3.8858e-14		2.2659e-08	
LR_spatial_lag	293.7962***		36.3486***		74.1291***		49.0335***	
prob_spatial_lag	0		6.2299e-06		2.1549e-13		2.2349e-08	
LR_spatial_error	272.9429***		36.7183***		76.6077***		46.5554***	
prob_spatial_error	0		5.3035e-06		6.7613e-14		6.8149e-08	

注:*,**,*** 分别为 10%、5% 和 1% 水平下的显著性检验。

表 4 是经济距离权重下空间杜宾模型的估计结果,其检验结果发现,Wald-spatial-lag 和 LR-spatial-lag 的统计量分别在 1%的显著性水平拒绝原假设 $H_0:\theta=0$,拒绝了 SDM 模型可以简化成 SLM 模型的可能;Wald-spatial-error 和 LR-spatial-error 也在 1%的显著性水平下拒绝 $H_0:\theta+\rho\beta=0$ 的原假设,同样 SDM 模型不能简化成 SEM 模型。由此可见,固定效应下的空间杜宾模型是更合适的选择。

(三)固定效应的 SDM 模型分析

如前文分析,本文更适合采用固定效应的 SDM 模型进行相关估计分析,故可结合前文中公式(3)构建面板模型展开对中国城镇化影响因素的计量分析,结果如表 4。

从表 2 和表 4 可以看出,空间杜宾模型的结果相对于非空间面板模型而言更为理想。因为,空间杜宾模型的拟合优度 R² 最高达 0.9664,相对于非空间面板模型的最大值 0.8714,有较大幅度的提高;同时,空间杜宾模型的自然对数似然函数值 LogL 最大值 902.5035,相对于非空间面板模型的最大值 877.9813 亦有较大幅度的提高;再者,空间杜宾模型的离散程度 2 的最小值 0.0046,相对于非空间面板模型的最小值 0.0050,则明显缩小。故不难看出空间杜宾模型能较有效地提高估计的有效性,所以选择空间杜宾模型进行相关分析更为合理。同时由表 4 可以看出,时间和空间双向固定效应的 R²、LogL 和 2 均优于空间固定效应及时间固定效应模型,故在下文的分析中均以时间和空间双向固定效应为基础展开分析。

在所有解释变量的回归系数中,经济发展水平的系数最大,表明经济增长是推动城镇化进程的首要因素,经济增长可以解释大部分省份城镇化水平的提高。金融发展水平对我国城镇化的影响有正向显著关系,说明金融发展水平越高越有利于城镇化建设,并对周边省区起辐射作用,原因是金融发展水平越高,越能满足城镇化建设的资金缺口。第二产业产值水平对我国城镇化率的影响在 1%水平上显著,第三产业产值发展水平对城镇化率的影响没有显著关系,这与前期作者的结果不相符,可能是人口由农村转移到城镇的过程中,目前第二产业吸收的就业比重较高,第三产业对就业吸收比重并不太高,

因此,第三产业产值比重对城镇化的作用不显著。人力资本对城镇化进程的影响并不显著;城乡收入差距对我国城镇化的影响有负向显著关系,说明城乡收入差距越大,越制约城镇化的发展。

(四)SDM模型的效应分解

绝大多数的实证研究均是通过空间回归模型的点估计方法来验证变量是否存在空间溢出效应的,而 LeSage 和 Pace(2009)通过研究则发现该方法所得结论存在一定的误差,故提出了应采用求解偏微分的检验方法来解释在不同模型设定下变量变化所产生的空间溢出效应^[6]。本文即以此为基础展开空间溢出效应的相关分析。也就是说,非空间模型的点估计主要表示的是自变量的边际效应,而空间 SDM 模型却由于其存在空间滞后项,点估计则不能较好地表示自变量的边际效应,故需进一步展开 SDM 模型的估算,对影响中国城镇化的各因素的效应进行空间分解,得到直接效应、间接效应和总效应,结果如表 5 所示。

表 5 各变量对城镇化的直接效应和间接效应检验
(经济距离权重矩阵)

变量名称	lnFIR	lnGAP	lnOPEN	lnpGDP	lnHR	lnStr2	lnStr3
直接效应	0.138073*** (5.309071)	-0.149209*** (-3.434184)	0.017414* (1.847603)	0.265260*** (7.775539)	-0.094247 (-1.164686)	0.159926*** (3.790447)	-0.057106 (-1.067722)
间接效应	0.150876*** (3.555018)	-0.053494 (-0.856390)	-0.010532 (-0.684224)	0.079583 (1.594032)	-0.254014* (-1.776499)	0.278171*** (4.231851)	0.525686*** (4.657644)
总效应	0.288949*** (6.304548)	-0.202703*** (-3.645930)	0.006882 (0.433704)	0.344843*** (6.450215)	-0.348261** (-2.354252)	0.438097*** (6.930128)	0.468580*** (3.864387)

注:括号内为 z 统计量;*、**、*** 分别为 10%、5% 和 1% 水平下的显著性检验。

其中,总效应是各因素对城镇化的总体影响,是直接效应和间接效应之和;而直接效应则主要是各因素对本省份城镇化发展的影响,由各因素对本省份的影响和各因素对邻接省区的影响通过空间回馈效应对本省份所产生的作用两部分组成;同时间接效应由邻接省区的各因素变动对本省区的影响和邻接省区各因素变动对邻接省区自身的影响进而对本省区所产生的作用两部分组成。

表 5 结果显示:金融发展水平、城乡收入差距、出口依存度、经济发展水平、人力资本、第二产业发展水平以及第三产业发展水平每提高 10%,对本省区城镇化的影响分别为:1.38%、-1.49%、0.17%、2.65%、-0.94%、1.60%、-0.57%。但如前所述,直接效应除了包含各因素对本省份的影响外,还包含邻接

省区各因素对邻接省区的影响通过空间回馈效应对本省份所产生的作用即邻接省区的反馈效应,故邻接省区的反馈效应为表 4 中的估计系数与表 5 中直接效应的差值,那么金融发展水平、城乡收入差距、出口依存度、经济发展水平、人力资本、第二产业发展水平以及第三产业发展水平(Str3)的反馈效应分别为 0.0063、0.0005、-0.0007、0.0030、-0.0116、0.0096、0.020。同时,从间接效应来看,金融发展水平、城乡收入差距、出口依存度、经济发展水平、人力资本、第二产业发展水平以及第三产业发展水平每提高 10%,对邻近省区城镇化的影响分别为-1.51%、-0.535%、-0.105%、0.796%、-2.540%、2.782%、5.257%。

上述分析不难看出,金融发展水平对中国城镇化水平的直接效应与间接效应均为正且显著。金融发展水平的直接效应为正且显著,说明一个省区的金融发展水平对该省区的城镇化有正向促进作用,其影响达到 0.138%;而邻接省区金融发展水平对该省区的城镇化亦具有正向促进作用,其影响达 0.151%,这充分说明金融发展水平的空间溢出效应更加明显。同时,城乡收入差距对中国城镇化水平的直接效应和间接效应均为负,但仅对本省城镇化的进程影响显著。城乡收入差距的扩大不利于城镇化发展,原因是农民工收入偏低,不利于大批农民进入城市,也不利于农民工提高消费水平,从而制约城镇化的进程;而出口依存度仅对本省的城镇化水平影响显著,说明出口依存度有利于提高本省的城镇化水平,原因在于出口依存度对制造业就业有一定的促进作用,从而促进了城镇化进程。再者,经济发展水平对中国城镇化水平的直接效应和间接效应均为正,直接效应为正且显著,表明本省区的经济发展有效地推动了其城镇化进程;而间接效应虽为正但不显著,表明邻接省份经济发展水平的提高对本省区的城镇化具有一定的空间溢出效应。但人力资本水平对中国城镇化水平的直接效应和间接效应则均为负,并且仅后者显著,间接效应为负且显著,说明邻接省区人力资本水平的提高不利于该省区的城镇化水平;而第二产业发展水平对城镇化水平的直接效应与间接效应均为正且显著,这表明该省区第二产业发展水平对本省区的城镇化进程具有较显著的推动作用;其间接效应亦为正且显著,表明邻接省区第二产业的发展水平对本省区具有较明显的空间溢出效应。同时,第三产业发展水平对中国城镇化水平的直接效应为负但不显著,间接效应均为正且显著。第三产业发展水平的间接效应为正,说明邻接省区第

三产业的发展水平会对本省区的经济发展产生一定的集聚效应,进而促进本省区城镇化水平的提升。

四、结论及建议

本文通过空间杜宾模型的分析,发现金融发展与我国城镇化水平间具有较明显的空间交互效应,金融发展的空间溢出效应一定程度上促进了我国各省域城镇化进程。研究表明:各省域自身的金融发展水平、经济发展水平、出口依存度、第二产业发展水平等变量对本省区的城镇化均具有较显著的正向促进,而城乡收入差距则对本省的城镇化具有较显著的制约作用,同时人力资本和第三产业发展水平虽然一定程度地制约本省区的城镇化水平,但效果并不显著。邻接省区的金融发展水平、第二产业发展水平、第三产业发展水平对本省区的城镇化均具有显著的促进作用;同时邻接省区的经济发展水平虽然对本省区城镇化的发展有促进作用,但效果却不是特别显著;而邻接省区的人力资本则较显著地制约了本省区的城镇化;邻接省区的城乡收入差距、人力资本等变量则制约了本省区的城镇化发展,但这种作用却不明显。此外,金融发展水平对我国城镇化的发展具有较显著的空间溢出效应,其溢出作用既产生在各省域内,也产生在各省域之间,说明金融发展水平一方面促进了各省域的城镇化发展,另一方面则加剧了各省域之间城镇化发展的不平衡。

通过分析不难发现:我国城镇化发展具有较明显的空间交互效应,故在今后我国各省区的城镇化发展中,不仅应重视本省区金融发展水平、城乡收入差距、出口依存度、经济发展水平、人力资本、第二产业发展水平以及第三产业发展水平等要素的作用,也应充分考虑邻接省区相关政策变动对本省区城镇化发展的空间溢出效应;而且各省区在制定自身城镇发展政策时,在考虑各政策对本省发展促进作用的同时,也应尽力避免对邻接省区的不利影响,从而从国家层面建立宏观调控机制,避免各省在发展自身城镇化的同时对邻接省区的恶性竞争,进而促进各省区间城镇化的协调发展。

参考文献:

- [1] Stopher, Peter R. Intercity Passenger Forecasting: the Use of Current Travel Forecasting Procedures [M]. Transportation

Research Forum, 1993.

- [2] Kyung-Hwan Kim. Improving Local Government Finance in a Changing Environment[M]. Habitat International, 1997.
- [3] Seong-Hoon Cho, Junjie Wu, William G. Boggess. Measuring interactions among urbanization, land use regulations, and public finance[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003, 85, (5): 988-999.
- [4] Cheng-Gang Li. Empirical analysis of the dynamic relationship between urbanization and Financial development in Guizhou Province, China[J]. Journal of Discrete Mathematical Sciences & Cryptography, 2016, 19, (3): 811-820.
- [5] 张宗益, 许丽英. 金融发展与城市化进程[J]. 中国软科学, 2006, (10): 112-120.
- [6] 梁彭勇, 梁平, 任思慧. 中国金融发展与城市化关系的区域差异[J]. 上海金融, 2008, (2): 14-17.
- [7] 陈立泰, 刘倩. 我国西部地区金融集聚与城镇化互动关系实证分析[J]. 城市问题, 2012, (9): 17-22.
- [8] 艾华丰, 冯尔捷. 金融发展、城市化与城乡收入差距的作用机制及协整分析[J]. 经济研究导刊, 2010, (32): 14-16.
- [9] 谷小菁, 王定祥. 中国金融发展与城市化进程[J]. 金融理论与实践, 2011, (9): 69-74.
- [10] 邵光清, 谢云. 中国金融发展与城镇化进程动态互动关系——基于面板 VEC 模型分析[J]. 武汉金融, 2013, (10): 31-33.
- [11] 陈志伟. 金融发展对城镇化影响的实证研究——以河南省为例[J]. 经济经纬, 2014, (6): 7-13.
- [12] 陈志刚, 吴腾. 金融发展与城市化是如何互动的——基于 1997—2014 年中国省级面板数据的实证研究[J]. 中南民族大学学报(人文社会科学版), 2017, (1): 125-132.
- [13] 林光平, 龙志和, 吴梅. 我国地区经济收敛的空间计量实证分析: 1978—2002 年[J]. 经济学, 2005, (1): 71-86.
- [14] J Elhorst. Spatial panel data models [M]. In: M Fischer, A Getis (eds) Handbook of Applied Spatial Analysis, Springer, Berlin, Heidelberg and New York, 2010.
- [15] L Anselin, LGallo, HJayet. Spatial panel econometrics [M]. In: LMatyas, PSevestre (eds) The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice, 3rd ed. Dordrecht: Kluwer, 2006. J Elhorst. Spatial panel data models [M]. In: M Fischer, A Getis (eds) Handbook of Applied Spatial Analysis, Springer, Berlin, Heidelberg and New York, 2010.
- [16] J Le Sage, R Pace. Introduction to Spatial Econometrics [M]. Taylor & Francis, Inc. 2009.

【责任编辑:林莎】

【上转第 20 页】