

外商直接投资、区域创新与城市化发展研究

——基于政府与市场双重视角

吕雁琴^{1,2}, 赵斌²

(1. 新疆大学 新疆创新管理研究中心, 乌鲁木齐 830046; 2. 新疆大学 经济与管理学院, 乌鲁木齐 830000)

摘要:基于2000—2017年省际面板数据,运用静态面板与门限面板模型,通过建立以政府干预、市场化进程为门限变量的回归模型,实证分析了外商直接投资与区域创新对我国城市化发展的影响。研究表明:外商直接投资、区域创新对城市化发展有积极的带动作用,同时,外商直接投资对区域创新的作用由替代效应向互补效应转变;政府干预对外商直接投资存在双重门限效应,对区域创新存在单一门限效应;市场化对外商直接投资存在单一门限效应,但对区域创新存在双重门限效应。基于以上结论,进一步提出促进城市化发展的建议。

关键词:外商直接投资;区域创新;城市化;面板门限模型

中图分类号:F064.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)1—0149—07

城市化是各国经济社会发展的普遍规律,是一个自然历史过程。一般来说,一国经济的现代化是依托工业化和城市化这两个过程来实现的^[1]。而区域创新能力的不断壮大可以推动工业和城市发展^[2],同时,外商直接投资也是推动我国经济增长的重要驱动力之一。伴随经济的快速增长,中国城市化进程不断加快,城镇常住人口比重从1978年的17.9%提高到2018年的59.6%,但与发达国家相比仍存在很大差距,未来的城市化进程对中国而言依旧是个挑战。因此,审视外商直接投资、区域创新对我国的城市化进程的内在关系,对于加快我国城市化发展,进一步提高人民生活水平,从而缩小与发达国家的差距具有重要的现实意义。

一、文献综述

关于外商直接投资对城市化发展的研究。大多数国外学者指出,外商直接投资对一国城市化或者城镇化发展起到显著的促进作用^[3-4]。同时,国内学者黄娟^[5]通过构建因子化的城市化指数进行实证分析,发现外商直接投资对城市化发展水平较高的地区有明显的促进作用;陈辉民^[6]基于空间面板杜宾分析方法从对外贸易与外商直接投资双重视角探究其对城市化的影响,也得出外商直接投资对城市化的影响十分显著的结论。但袁冬梅等^[7]研究发现,随着金融发展水平跨越不同的门槛,外商直接投资对城镇化的影响呈现卧倒的“S”型路径;而黄亚捷等^[8]研究发现,外商直接投资通过带动城镇就业进而进一步影响城镇化进程。

关于区域创新对城市化发展的研究。部分学者认为创新可以助推城市化发展。姜磊和季民河^[9]研究发现区域创新主要集中在城市化水平较高的长三角与环渤海城市群中;辜胜阻和刘江日^[10]认为城镇化的实现需要由之前的要素驱动向创新驱动转变;王兰英和杨帆^[11]认为科技创新对城镇化建设的驱动作用主要体现在推动产业结构升级、优化产业布局、促进信息通讯技术发展和文化、制度、社会管理进步等方面;田逸飘等^[12]将科技创新与城市化包容发展进行耦合度分析,发现总体呈现平稳上升趋势,但省际差异依旧较大。

通过梳理文献可以看出,学者们从外商直接投资或区域创新研究城市化发展大多是基于单一视角展开。而外商投资额的增加,势必会投资在区域创新水平相对较低的地区,主要是区域创新水平较高的地区提高了外商直接投资进入的门槛,即外商直接投资和区域创新之间存在互动关系。单一考虑外商直接投资或区域创新对城市化发展的影响,忽略了外商直接投资与区域创新两者互动对城市化发展进程的影响,在一定程度上

收稿日期:2019—10—09

基金项目:2018年度新疆维吾尔自治区高校科研计划重点项目“新疆培育旅游支柱产业的对策研究”(XJEDU2018SI002);新疆大学经济与管理学院培育项目(17JGPY013);新疆大学经济与管理学院研究生“丝路”创新基金“新疆旅游发展与经济增长的波动性分析研究”(JGSL18011)

作者简介:吕雁琴(1973—),女,山东郓城人,新疆大学经济与管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:国际贸易、经济体制改革;赵斌(1993—),男,山东枣庄人,新疆大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:经济体制改革。

上会低估外商直接投资与区域创新的作用。因此,本文将外商直接投资与区域创新两者互动纳入城市化发展研究中,并进一步基于政府与市场双重视角,以政府与市场为门限变量,探究外商直接投资、区域创新与城市化发展的影响,从而为政策制定者提供理论依据。

二、外商直接投资、区域创新对城市化发展影响的理论机制

(一)外商直接投资与城市化发展

以跨国公司为主体的外商直接投资作为国际资本流动的重要渠道,对一个国家或地区经济社会产生较为深远的影响,经济社会的快速发展又使得城市化水平得到提高。外商直接投资对城市化发展的作用机制主要体现在农村人口和产业不断向城市集聚。一方面,外商直接投资通过就业创造效应作用于城市化进程^[13],外商直接投资通过对收益率相对较高的城区周围进行投资,可以创造更多的就业岗位,对农村剩余劳动力存在着拉力,农村人口外流,使得城市人口增多,最终导致了人口城镇化;另一方面,外商直接投资促进经济增长,引致产业结构演进,随着产业结构升级,劳动力逐渐由农业转向第二、三产业,从而促进非农产业的快速发展,处于城市化加速发展阶段的中国而言,产业结构升级能够助推我国城市化进一步发展。

(二)区域创新与城市化发展

创新是城市化可持续发展的动力^[14]。区域创新能够推动城市化建设,加速城市化进程,其动力机制包括人口、经济和社会以及产业等要素的协调发展^[2]。首先,由于区域创新的需要,无论是农村还是城市都需要进一步加大教育的投入,提高居民的教育水平,从而为创新提供人才支撑;并且城市基础设施、社会服务等方面的优势对农村人口具有很强的“拉力”,吸引农村剩余劳动力向城市转移,使得城镇人口数量上升。其次,创新是产业升级的内生驱动力,创新通过知识、资本、技术等生产要素的优化配置提高生产率,推动产业结构和新兴产业崛起^[15],产业结构的调整与优化进而促进城市化。最后,通过一系列的创新成果,如移动互联网技术、生物技术、高铁技术等,推动社会进步,相对于农村地区,城市居民生活水平得到进一步提高。

(三)外商直接投资、区域创新与城市化发展

中国实现创新发展主要来自两种渠道,一种来自内部创新,即通过自主研发实现自主创新;另一种则来自外部创新,即通过引进国外技术,利用外商的技术外溢,进行技术引进消化吸收再创新^[16]。外商直接投资为我国依靠外部创新提供良好的渠道,相对于国内资本,外商直接投资涵盖了更先进的技术、更活跃的创新氛围,可以通过竞争效应、人力资本流动效应以及关联效应等对我国企业产生技术溢出效应,从而推动区域创新水平的提高。随着区域创新水平的提高,外商直接投资对区域创新的边际效应相对减弱,区域甚至会将一些低质量的外商直接投资企业拒之门外,但也会进一步吸引外商投资企业的研发机构入驻或者与外商合作建立研发机构,提高区域创新效率,进一步提高资源配置能力,促进产业结构优化与升级。外商直接投资和区域创新相互影响,外商投资的增加使得区域创新能力增强,区域创新水平提高会进一步提高外商投资质量,二者均会对我国城市化进程产生影响。

三、计量模型与数据说明

(一)计量模型的设定

基于上述理论机制,外商直接投资的增加与区域创新水平的提高均可以促进城市化进程。伴随着外商直接投资的增加与区域创新水平的提高,劳动力由农村向城市转移,产业由第一产业向第二、三产业转移,从而实现人口城市化与产业助推城市化。同时,外商直接投资影响区域创新能力,区域创新能力高低也会影响外商投资规模,因而需要考虑外商直接投资与区域创新的交互作用对城市化的影响。基于以上分析,本文构建影响省际层面城市化的基准模型:

$$Ur_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{it} + \alpha_2 CX_{it} + \alpha_3 FDI_{it} \times CX_{it} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 表示地区(省份); t 表示年份; Ur 、 FDI 、 CX 、 X 分别表示城市化水平、外商直接投资规模、区域创新水平以及影响城市化的控制变量; α_1 、 α_2 、 α_3 、 β_i 为相应的影响系数; μ_i 、 ν_t 表示不可观测地区与时间效应; ε_{it} 表示随机误差扰动项。为确保变量的平稳性,对模型(1)两边的变量进行对数化处理。

进一步以政府与市场为门限,探究外商直接投资与区域创新对城市化进程的影响,借鉴学者 Hansen^[17]

研究成果,构建本文的面板门限回归模型:

$$\ln Ur_{it} = \chi_1 \ln WE_{it} \times I(C_{it} \leq \gamma) + \chi_2 \ln WE_{it} \times I(C_{it} \geq \gamma) + \sigma X_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: WE 表示 FDI 或 CX ; X 表示影响城市化水平的其他变量; C 表示门限变量,本文把政府干预与市场化进程作为门限变量; γ 为门限估计值; I 表示指标函数; ν_i 表示个体固定效应; ε_{it} 表示随机误差项。

(二) 指标说明与数据来源

1. 指标说明

被解释变量:城市化水平(Ur)。城市化主要表现在农村人口和产业不断向城市集聚,同时城市生活方式向农村扩散的过程。测度城市化水平的指标多种多样,再启英和任思雨^[18]从人口城市化、经济城市化、生活环境城市化以及生活条件城市化等维度构建了一个新型城市化综合评价指标。但究其根本,城市化的核心是人的城市化,因此,本文依旧采用各省城镇人口占总人口的比重来衡量城市化发展水平。

核心解释变量:外商直接投资(FDI)。外商直接投资是推动我国经济增长的重要驱动力之一,直接投资方式具有技术外溢效应,可以通过转移国外先进技术、管理和营销理念推进技术进步及经济增长,同时也是我国城市化发展的重要动力之一,本文使用各省份实际利用外商直接投资额作为外商直接投资的代理变量。

区域创新能力(CX)。当前学术界对区域创新能力的衡量指标主要包括专利数据、技术市场成交合同金额、R&D经费支出、每万人拥有专利数等。众多学者一致认为专利数量可以有效地衡量创新能力,本文借鉴吴玉鸣^[19]的做法,用各省份专利授权数来衡量区域创新能力。

控制变量:地区经济发展水平($PGdp$),采用各省份人均GDP;对外开放度($Open$),采用各省份进出口贸易总额与地区生产总值之比;人力资本(Hum),采用各省份平均受教育年限;产业结构(Is),依据诺瑟姆1975年提出的城市发展曲线理论,世界城市化发展具有明显的阶段性,我国正处于城市化发展的第二阶段,即城市化进程的加速阶段,在这一阶段工业化起着十分重要的作用。鉴于此,本文选取第二产业占比作为产业结构的代理变量来衡量其对城市化的贡献。以上变量作为本文的控制变量可以在一定程度上解决因遗漏变量而产生的内生性问题。

门槛变量:市场化进程(Mar)。中国由计划经济转向市场经济的改革,对我国城市化进程的发展起到了积极的促进作用,其中非国有制经济的发展扮演了重要的角色。国内衡量市场化比较权威的指标是樊纲、王小鲁等学者编制的中国各省份市场化指数,由于这一指标的最新数据仅到2016年,并且1997—2009年与2008—2016年所选取的指标不一致,所以本文借鉴王小鲁等^[20]的做法,以非国有经济在工业总产值中的比重作为市场化程度的代理变量。

政府干预(Gov)。在制度转型初期,政府干预能有效地促进城市化发展,对推动体制改革、引导资源配置起到了关键作用,但是当城市化发展到一定阶段后,政府的强势控制可能会阻碍城市化发展。由于本文探究政府干预对城市化发展的影响,借鉴刘生龙和龚锋^[21]的研究成果,这里用当年财政支出与财政支农支出(其中2000—2002年财政支农支出为支援农村生产支出、农业综合开发支出和农林水利气象等部门的事业费支出三者之和;2003—2006年财政支农支出为农业支出、林业支出和农林水利气象等部门的事业费支出三者之和;2007—2017年财政支农支出为农林水事务支出)作差来衡量政府干预程度。一般来说,财政支出数额越大,表示政府干预程度越高。

2. 数据来源与变量的统计性描述

本文选取2000—2017年中国30个省级区域的面板数据(由于西藏自治区和港澳台地区的数据缺失,本文没有考虑在内),其各省份的数据来源于相应年份的《中国统计年鉴》《中经网统计数据库》。样本相关变量的描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

变量名称	符号	平均值	最小值	最大值
城市化水平	Ur	0.501	0.233	0.900
外商直接投资	FDI	358.758	0.993	2257.322
区域创新	CX	22295.230	70.000	332652.000
经济发展水平	$PGdp$	31002.460	2759.000	128994.100
人力资本	Hum	8.455	5.438	12.665
对外开放度	$Open$	0.306	0.007	1.693
产业结构	Is	0.463	0.190	0.615

四、实证分析

在回归之前,对模型中主要变量首先进行多重共线性检验,结果见表2,由于各个变量的方差膨胀因子值均小于10,表明变量之间的多重共线性在可控范围之内。

(一) 面板分析

本文首先借助 stata14.0 对 2000—2017 年省际面板数据进行静态面板模型实证分析。静态面板数据模型的参数估计形式主要有混合最小二乘法、固定效应模型与随机效应模型。从 Hausman 检验结果来看,可以得出在 1% 的水平下拒绝了随机效应模型,因此本文选用固定效应模型更加合适,进一步将 2000—2017 年以 2008 年全球经济危机为时间截点分为两个时间段即 2000—2008 年与 2009—2017 年,回归结果见表 3。

首先,就外商直接投资而言,无论在整体时间段内、还是在分时间段内,外商直接投资对城市化进程均产生积极的推动作用。其中,2000—2008 年,外商直接投资对城市化推动作用最强,主要是加入世界贸易组织后,中国引进外资的能力进一步增强,外商直接投资通过就业创造效应使得农村人口向城市化转移,与此同时人口红利得到进一步释放,外商直接投资对城市化进程的作用增强。

其次,相对于外商直接投资,2000—2017 年区域创新对城市化进程的拉动作用有待进一步增强。其中,2000—2008 年,区域创新对城市化进程产生挤出效应,表明国内企业创新在与外商企业在竞争中处劣势,同时也表明我国当年城市化进程加快主要是工业化、投资以及人口红利拉动等综合作用的结果;2009—2017 年,区域创新对城市化的带动作用明显高于外商直接投资对城市化的带动作用,主要是由于这一时期我国对创新日益重视,经过多年的学习,我国企业自主创新能力在与外资企业竞争中取得一定的优势,并且近年来,全球经济的不稳定性以及贸易摩擦等问题突出,外商直接投资对我国城市化的带动作用相对减弱。

再次,从外商直接投资与城市化进程的交互项可知,2000—2008 年,外商直接投资和区域创新交互作用直接阻碍城市化进程,表明外商直接投资与区域创新存在替代效应,这也印证了上文的结论,即在此期间,相对于国内区域创新,外商直接投资推动了我国城市化进程;而 2009—2017 年,外商直接投资和区域创新对城市化发展起到了很好的互补作用,意味着经过多年向外资企业的学习,外商直接投资高的地区,其创新能力也会随之提高,表明自全球金融危机后,我国更加注重创新驱动发展战略以及更加注重引进外资的质量。

最后,控制变量中,相对于 2000—2008 年,经济发展水平、人力资本的提升在 2009—2017 年期间对城市化进程的带动作用进一步增强,表明未来中国城市化的提高依旧要靠大力发展经济以及提高人力资本质量推动;对外开放水平对城市化的拉动作用呈下降趋势,这很好地解释了自全球金融危机以来,中国由过去的外需拉动经济增长向以投资与消费内需拉动经济增长转变;第二产业对城市化发展的进程起到阻碍作用,按照诺瑟姆的城市发展曲线理论,我国正处于城市化发展的第二阶段,即城市化进程的加速阶段,在这一阶段,工业化起着十分重要的作用,但第二产业的发展却对我国城市化进程的带动作用呈现挤出效应,同时,我国第二产业在产业结构中的占比逐渐下降,第三产业占比逐渐上升,已有诸多学者得出第三产业的提高对城市化有积极的促进作用的结论,这和传统经济学家提出的相关理论有较大差异,这也给政策制定者提供了立足于我国实际的依据。

(二) 稳健性检验

为了验证静态面板模型得出的结论是否具有稳健性,这里将所有的解释变量滞后一期再次带入模型回归,结果见表 4。由表 4 可知,所有解释变量的滞后一期都很好地解释了我国城市化发展进程,同时与上文的检验结果基本保持一致且通过显著性检验,具有很好的拟合度,表明结果是稳健的。

表 2 变量的方差膨胀因子值

变量	VIF	1/VIF
FDI	3.44	0.29
CX	4.10	0.24
PGdp	4.68	0.21
Hum	3.80	0.26
Open	1.68	0.60
Is	1.17	0.86

表 3 外商直接投资、区域创新对城市化进程回归结果

解释变量	被解释变量:lnUr		
	2000—2017年	2000—2008年	2009—2017年
lnFDI	0.081*** (0.012)	0.094** (0.011)	0.074*** (0.017)
lnCX	0.069*** (0.012)	-0.020*** (0.023)	0.097*** (0.012)
lnFDI×lnCX	-0.008*** (0.001)	-0.018*** (0.002)	0.007*** (0.002)
lnPGdp	0.095*** (0.015)	0.148*** (0.020)	0.196*** (0.019)
lnHum	0.140*** (0.073)	0.050** (0.071)	0.092* (0.074)
lnOpen	0.054*** (0.009)	0.083*** (0.015)	0.016* (0.009)
lnIs	0.077*** (0.025)	0.120*** (0.046)	-0.068*** (0.025)
常数项	1.539*** (0.138)	2.022** (0.201)	1.751*** (0.194)
R ²	0.889	0.810	0.862
Hausman 检验(P)	0.000	0.000	0.000

注:括号内的数值为稳健标准差;*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

(三) 门限效应分析

1. 政府干预、市场化进程对外商直接投资的门限效应

借助 stata14.0, 基于面板门限模型 Bootstrap 自抽样 300 次, 在无门限效应假说条件下分别以政府干预、市场化进程为门限变量进行显著性检验, 结果见表 5。由表 5 可知, 在 5% 的显著性水平下, 政府干预存在双重门限效应, 市场化进程存在单一门限效应。

在确定门限值后, 对政府干预、市场化对外商直接投资的门限效应进行回归, 结果见表 6。由表 6 可知, 在不同的政府干预与市场化进程区间条件下, 外商直接投资对城市化发展的影响存在显著差异。具体而言, 在政府干预程度低于第一个门限值 1.341 时, 外商直接投资对城市化拉动作用高达 0.352; 当政府干预度在区间 [1.341, 1.423] 时, 外商直接投资对城市化的带动作用减弱; 当政府干预迈过第二门限值 1.423 时, 外商投资对城市化进程的影响进一步减弱。当市场化程度低于第一门限值 1.403 时, 外商直接投资对城市化发展存在阻碍作用, 为 -0.010; 当高于第一门限值 1.403 时, 外商直接投资对城市化的拉动作用显著提高, 呈现先下降后上升的“U”型趋势。以上研究结果表明, 自加入 WTO 之后, 我国对外开放的大门进一步打开, 政府在初期利用政策优惠吸引外商直接在我国投资的对外开放战略, 在一定程度上抑制了市场的作用, 随着市场机制在资源配置中的决定性作用逐步明确, 我国社会主义市场化进程明显加快, 政府逐步让位于市场。但现阶段, 在重视社会主义市场经济发挥决定作用的同时, 也不可忽略政府在资源配置中的作用。

2. 政府干预、市场化进程对区域创新的门限效应

研究思路与上文一样, 在无门限效应假说条件下分别对政府干预、市场化进程为门限变量进行显著性检验, 结果见表 7。由表 7 可知, 在 1% 的显著性水平下, 政府干预存在单一门限效应; 而在 5% 的显著性水平下, 市场化进程存在双重门限效应。

在确定门限值后, 政府干预、市场化对区域创新的门限效应进行回归, 结果见表 8。在不同的政府干预与市场化区间条件下, 区域创新能力对城市化发展的影响存在显著差异。当政府干预低于第一门限值 1.453 时, 区域创新对城市化的拉动作用达到 0.051; 当迈过第一门限值时, 区域创新能力对城市化的拉动作用在减弱。当市场化程度低于第一门限值 1.297 时, 区域创新能力对城市化的拉动作用达到 0.046; 在区间 [1.297, 1.343] 时, 区域创新能力对城市化的拉动作用呈现下降的趋势; 当市场化程度跨越第二门限值 1.343 时, 区域创新能力对城市化的拉动作用进一步增强, 大致呈现“N”型。这主要是因为我

表 4 稳健性检验结果

解释变量	被解释变量: $\ln Ur$
$\ln FDI(-1)$	0.069***
	(0.011)
$\ln CX(-1)$	0.074***
	(0.011)
$\ln FDI(-1) \times \ln CX(-1)$	-0.006***
	(0.001)
$\ln PGdp(-1)$	0.106***
	(0.014)
$\ln Hum(-1)$	0.149**
	(0.070)
$\ln Open(-1)$	0.049***
	(0.009)
$\ln Is(-1)$	0.097***
	(0.025)
常数项	1.546***
	(0.134)
R^2	0.890
Hausman 检验(P)	0.000

注: 括号内的数值为稳健标准差; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

表 5 门限效应检验

变量	门限数	门限值	P	95% 的置信区间	BS 次数	种子值
Gov	单一门限检验	1.341	0.015	[7.245, 7.404]	300	1000
	双重门限检验	1.423	0.020	[5.858, 5.920]	300	1000
	三重门限检验	1.294	0.159	[6.550, 6.585]	300	1000
Mar	单一门限检验	1.403	0.014	[0.400, 0.411]	300	1000
	双重门限检验	1.352	0.143	[0.684, 0.700]	300	1000
	三重门限检验	1.304	0.357	[0.171, 0.173]	300	1000

表 6 门限回归结果

解释变量	被解释变量: $\ln Ur$	
	政府干预门槛	市场化程度门槛
$\ln CX$	0.050***	0.043***
	(0.008)	(0.008)
$\ln PGdp$	0.095***	0.129***
	(0.015)	(0.014)
$\ln Hum$	0.082*	0.078**
	(0.022)	(0.019)
$\ln Open$	0.059***	0.053***
	(0.009)	(0.009)
$\ln Is$	0.095***	0.106***
	(0.024)	(0.024)
$\ln FDI(Gov \leq 1.341)$	0.352***	
	(0.006)	
$\ln FDI(1.341 \leq Gov \leq 1.423)$	0.023***	
	(0.005)	
$\ln FDI(Gov > 1.423)$	0.015***	
	(0.005)	
$\ln FDI(Mar \leq 1.403)$		-0.010***
		(0.005)
$\ln FDI(Mar > 1.403)$		0.018***
		(0.005)
常数项	1.280***	1.652***
	(0.142)	(0.138)
R^2	0.900	0.895

注: 括号内的数值为稳健标准差; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

国政府对区域创新的支持多是政策支持与资金支持,在初期对区域创新有很好地促进作用,随着我国市场化进一步深化到一定程度时则存在一定的瓶颈效应,随着改革的深入与社会主义市场化的进一步完善,当突破瓶颈后,区域创新对城市化的拉动作用又进一步增强。

五、结论与建议

本文运用静态面板模型,研究我国2000—2017年30个省份外商直接投资、区域创新对城市化发展的影响关系,并进行稳健性检验;进一步运用门限面板模型,以政府干预程度与市场化进程为门限,探究外商直接投资、区域创新对城市化发展的门限效应。研究表明:在静态面板分析中,外商直接投资、区域创新对城市化发展有积极的促进作用,且外商直接投资与区域创新由替代效应逐步转为互补效应;控制变量中,经济发展水平的提高与人力资本的提升均有助于城市化,但对外依存度对城市化的影响逐渐降低,且近年来第二产业占比的提高对城市化发展起到阻碍作用。在门限面板回归分析中,在政府干预下,外商直接投资对城市化的影响存在双重门限效应,区域创新对城市化的影响存在单一门限效应;在市场化进程下,外商直接投资对城市化的影响大致呈现“U”型趋势,区域创新对城市化的影响大致呈现“N”型路径。

基于以上研究结论,本文进一步提出促进我国城市化发展的建议:

(1)要由过去注重外商直接投资数量向外商直接投资质量转变,更加注重外商直接投资的质量;要更加注重创新驱动发展战略,不仅要注重创新的数量,更要注重创新的质量。

(2)要进一步完善市场环境,营造良好的投资环境与创新环境,同时也要加强顶层设计,引导企业理性投资、优化投资。

(3)在注重经济高质量发展的同时,要提高我国的人力资本质量,尤其对于教育程度低的地区,要着力培养“干中学”。

(4)要进一步开发国内市场,加快内需驱动城市化进程,同时要为涉外企业创造良好的环境,提高其国际竞争力;要进一步优化产业结构,合理控制第二产业在国民经济中的占比,提高第三产业的服务质量及竞争力,以更好地服务城市化发展。

参考文献

- [1] 陈元. 开发性金融与中国城市化发展[J]. 经济研究, 2010, 45(7): 4-14.
- [2] 蒋天颖, 华明浩, 许强, 王佳. 区域创新与城市化耦合发展机制及其空间分异——以浙江省为例[J]. 经济地理, 2014, 34(6): 25-32.
- [3] CLARK D. Interdependent urbanization in an urban world: An historical overview[J]. The Geographical Journal, 1998, 164(1): 85.
- [4] PAN L, ZHOU Y. International factor mobility, environmental pollution and skilled-unskilled wage inequality in developing countries[J]. Economic Modelling, 2013, 33: 826-831.
- [5] 黄娟. FDI对我国城市化水平的影响研究——基于2003—2007年21个市数据[J]. 经济问题, 2011(4): 44-47.
- [6] 陈辉民. 对外贸易、外商直接投资与城市化——基于空间面板杜宾方法的分析[J]. 国际贸易问题, 2018(10): 147-161.
- [7] 袁冬梅, 信超辉, 于斌. FDI推动中国城镇化了吗——基于金融发展视角的门槛效应检验[J]. 国际贸易问题, 2017

表7 门限效应检验

变量	门限值	门限值	P	95%的置信区间	BS次数	种子值
Gov	单一门限检验	1.453	0.006	[7.212, 7.404]	300	1000
	双重门限检验	1.423	0.121	[5.845, 5.920]	300	1000
	三重门限检验	1.399	0.343	[6.551, 6.744]	300	1000
Mar	单一门限检验	1.297	0.019	[0.612, 0.620]	300	1000
	双重门限检验	1.343	0.036	[0.421, 0.422]	300	1000
	三重门限检验	1.395	0.145	[0.171, 0.173]	300	1000

表8 门限回归结果

解释变量	被解释变量:lnUr	
	政府干预门槛	市场化程度门槛
lnFDI	0.014*** (0.005)	0.013*** (0.005)
lnPGdp	0.162*** (0.017)	0.122*** (0.014)
lnHum	0.124* (0.075)	0.071** (0.074)
lnOpen	0.059*** (0.009)	0.049*** (0.009)
lnIs	0.095*** (0.024)	0.102*** (0.025)
lnCX(Gov≤1.453)	0.051*** (0.009)	
lnCX(Gov≥1.453)	0.043*** (0.009)	
lnCX(Mar≤1.297)		0.046*** (0.008)
lnCX(1.297≤Mar≤1.343)		0.031*** (0.008)
lnCX(Mar≥1.343)		0.045*** (0.008)
常数项	1.329*** (0.154)	1.759*** (0.142)
R ²	0.887	0.894

注:括号内的数值为稳健标准差;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

- (5): 126-138.
- [8] 黄亚捷, 闫雪凌, 马超. FDI对中国城镇化发展的影响——基于劳动力就业中介效应的实证研究[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2018, 58(4): 185-195.
- [9] 姜磊, 季民河. 城市化、区域创新集群与空间知识溢出——基于空间计量经济学模型的实证[J]. 软科学, 2011, 25(12): 86-90.
- [10] 辜胜阻, 刘江日. 城镇化要从“要素驱动”走向“创新驱动”[J]. 人口研究, 2012, 36(6): 3-12.
- [11] 王兰英, 杨帆. 创新驱动发展战略与中国的未来城镇化建设[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(9): 163-169.
- [12] 田逸飘, 张卫国, 刘明月. 科技创新与新型城镇化包容性发展耦合协调度测度——基于省级数据的分析[J]. 城市问题, 2017(1): 12-18.
- [13] 郭东杰, 王晓庆. 经济开放与人口流动及城镇化发展研究[J]. 中国人口科学, 2013(5): 78-86, 127.
- [14] 吴忠泽. 科技创新是21世纪城市可持续发展的源泉和动力[J]. 中国软科学, 2006(9): 13-17.
- [15] 林春艳, 孔凡超. 技术创新、模仿创新及技术引进与产业结构转型升级——基于动态空间Durbin模型的研究[J]. 宏观经济研究, 2016(5): 106-118.
- [16] 李政, 杨思莹, 何彬. FDI抑制还是提升了中国区域创新效率? ——基于省际空间面板模型的分析[J]. 经济管理, 2017, 39(4): 6-19.
- [17] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [18] 冉启英, 任思雨. 外商直接投资、新型城市化与中国碳排放[J]. 贵州财经大学学报, 2019(2): 83-90.
- [19] 吴玉鸣. 中国省域经济增长趋同的空间计量经济分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(12): 101-108.
- [20] 王小鲁, 樊纲, 刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性[J]. 经济研究, 2009, 44(1): 4-16.
- [21] 刘生龙, 龚锋. 政府规模与经济增长: 理论及实证[J]. 产业经济评论, 2017(6): 43-59.

Foreign Direct Investment, Regional Innovation and Urbanization Development: Dual Perspectives Based on Government and Market

Lü Yanqin^{1,2}, Zhao Bin²

(1. Center for Innovation Management of Xinjiang, Xinjiang University, Urumqi 830046, China;

2. School of Economics and Management, Xinjiang University, Urumqi 830000, China)

Abstract: Based on 2000–2017 inter-provincial panel data, using static panel and threshold panel models, by establishing a regression model with government intervention and marketization processes as threshold variables, this paper empirically analyzes the impact of foreign direct investment and regional innovation on China's urbanization development. The results show that foreign direct investment and regional innovation have a positive driving effect on the development of urbanization. At the same time, foreign direct investment and regional innovation have changed from a substitution effect to a complementary effect. Government intervention in foreign direct investment has a double threshold effect and a single effect on regional innovation threshold effect; market-oriented has a single threshold effect on foreign direct investment, but it has a dual threshold effect on regional innovation. Based on the above conclusions, suggestions for further promoting the development of urbanization are made.

Keywords: foreign direct investment; regional innovation; urbanization; panel threshold model