

# 中国城市生产率增长中 FDI 的分层影响和非对称效应研究

李金凯<sup>1</sup> 张同斌<sup>2</sup>

(1. 东北财经大学 国际经济贸易学院, 辽宁 大连 116205; 2. 东北财经大学 经济学院, 辽宁 大连 116205)

**摘要:** 基于面板随机前沿模型测算了中国城市生产率指数,并结合面板分位数模型和面板门槛模型考察了 FDI 对城市生产率的分层影响及其在城市规模和人力资本不同区制下的非对称效应。研究发现: FDI 提高了处于低、中分位点处的城市生产率,且随着模仿风险和成本的上升,FDI 对高分位点处城市生产率的影响不显著;对于生产率水平位于低分位和中分位的城市,只有当城市规模和人力资本达到一定阈值时,FDI 对城市生产率的促进作用才能得到有效发挥。这表明 FDI 仍是生产率较低和中等城市的主要创新驱动要素之一,且适度扩大城市规模、提高城市人力资本水平是将外部知识内生化的重要前提。

**关键词:** FDI; 城市生产率; 非对称效应; 面板分位数模型; 面板门槛模型

**中图分类号:** F276.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2018)04-0014-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2018.04.002

## 一、引言

在新旧动能转换攻关期和创新驱动增长的战略背景下,中国经济发展亟需摆脱以要素投入为主的粗放式经济增长方式,走上以生产率提升为主要驱动力的集约式、创新型发展道路<sup>[1]</sup>。如何提高全要素生产率、建设创新型国家俨然成为当下迫切需要研究的课题之一。同时,城市作为现代经济增长的引擎,是培育创新和发展尖端技术的重要部门,其生产率水平是否提高直接关系到中国经济未来发展的速度和质量,故本文将城市生产率作为因变量,主要识别了外部创新要素——外商直接投资(Foreign Direct Investment, FDI)在我国创新型城市建设中的作用。

FDI 是我国获取资金的主要渠道,其规模仍在不断扩大。据测算,中国实际使用外资金额已经由 2003 年的 535.05 亿美元增长到了 2016 年的 1 260 亿美元,年均增长率达 7.19%<sup>①</sup>。同时,FDI 还是一种重要的知识资本,带来了先进技术和管理经验,产生了“溢出效应”。2017 年,国务院连续出台了《关于扩大对外开放积极利用外资若干措施的通知》和《关于促进外资增长若干措施的通知》等文件,明确指出继续将吸引外资作为深化对外开放的重要组成部分,通过利用外资推动我国向创新型强国转变。但是,关于溢出效应能否提高生产率水平目前并没有达成统一共识,尚待在城市层面对 FDI 的作用进行实证检验,以便为创新型城市建设和创新驱动战略的实施寻求外部知识来源。更

收稿日期:2018-03-15; 修回日期:2018-05-08

**作者简介:** 李金凯(1989—),男,山东聊城人,东北财经大学国际经济贸易学院博士研究生,研究方向为新时代下引资策略、金融开放与经济增长;张同斌(1985—),男,山东潍坊人,经济学博士,东北财经大学经济学院副教授、博士生导师,研究方向为产业经济学。

**基金项目:** 国家社会科学基金项目(15CSH024)

重要的是,我国不同城市间生产率水平具有显著的异质性,FDI对处于不同生产率水平城市的影响是否具有差异性并没有得到广泛关注,因此,亟须厘清FDI的分层影响,以便为不同生产率水平城市的引资政策提供参考,也为如何实现FDI城市间有效配置、增强整体城市创新活力提供政策涵义。

通过梳理现有文献发现,FDI溢出效应的发挥可能受城市规模、吸收能力等变量的限制,即城市规模和吸收能力处于不同区制时,FDI对城市生产率的影响呈非对称特征。具体地,在城市规模方面,由于地方保护主义、户籍制度限制等原因,中国城市化发展模式无论是在城市规模还是专业化程度方面,均是低效率的<sup>[2]</sup>。在“人口红利”逐渐消失的背景下,能否通过农村人口向城市空间转移,进一步释放“人口聚集”优势是当前学界重点关注的问题之一。基于此,本文将城市规模作为门槛变量,研究城市规模在不同区制下,FDI溢出效应的非对称特征。在吸收能力方面,吸收能力是将外部知识内生化的充要条件,只有吸收能力达到特定门槛值时,溢出效应才能提高生产率,忽略吸收能力,FDI对城市生产率的估计系数可能是有偏的或得到的结论是不充分的<sup>[3]</sup>。鉴于此,本文采用人力资本衡量吸收能力,检验了FDI溢出效应发挥过程中,人力资本的阈值效应,为我国从知识溢出接收端视角提升生产率提供理论依据。

## 二、文献述评

截至目前,学术界就FDI溢出效应进行了大量研究,但仍未形成统一共识。本文沿FDI溢出效应存在性及其影响符号的脉络对该类文献进行梳理。

大部分学者认为FDI是提高全要素生产率的核心要素,其溢出效应显著为正。一方面,引进外资可以增加发展中国家的有效资金供给,缓解发展初期资金不足的问题,通过“资金效应”提高人均资本拥有率,优化资源配置效率,进而提高全要素生产率<sup>[4]</sup>;另一方面,FDI通过“示范效应”“人员流动效应”“前后关联效应”和“竞争效应”等实现知识溢出和技术扩散,提高东道国生产率<sup>[5-7]</sup>。

但是,也有部分学者发现FDI溢出效应不显著甚至为负。如Haddad and Harrison<sup>[8]</sup>采用摩洛哥制造业企业数据发现,外商企业越多的行业,生产率增长率反而越低。Aitken and Harrison<sup>[9]</sup>采用委内瑞拉的公司层面数据同样得出,由于“市场窃取”效应(Market-stealing Effect)的存在,FDI反而迫使本土企业以较高的平均成本生产较低的产量,不利于国内企业生产率提升。在采用中国数据方面,Liu<sup>[10]</sup>强调,本土企业对跨国企业先进技术的学习和吸收必须投入相应资源,而这些资源的调动或积累需要管理者投入大量时间和精力,且这些时间和精力在短期内难以获取相应回报,从而在短期FDI对企业生产率具有抑制作用。

更细致地,有些文献将异质性引入到模型中,认为以上两种针锋相对的结论之间并非无法调和,这可能与地区差异、行业属性和企业性质等有关。在地区差异方面,如谢建国<sup>[11]</sup>发现,FDI显著促进了东部和中部的技术效率,但由于西部地区吸收能力的缺乏,FDI对其技术效率的估计系数并不显著。在行业内和行业间溢出方面,如Kugler<sup>[12]</sup>采用理论模型和实证研究发现,跨国企业会通过技术封锁来最小化技术扩散导致的利润损失,产业内的本国企业一方面获得有限的溢出效应,另一方面面临外资企业的竞争,生产率不升反降,但跨国企业的上下游企业通过关联效应获得技术溢出,实现技术进步,故FDI在行业内溢出效应为负,行业间为正。国内学者覃毅和张世贤<sup>[13]</sup>也进行了类似研究,但得出了不同的结论:FDI通过示范效应、竞争效应显著提高了同行业内和上游行业的溢出效应,且由于跨国企业可能依靠技术领先或者品牌优势采取垄断定价策略,增加了下游企业的研发和生产成本,使得前向关联效应为负。随后,覃毅<sup>[14]</sup>从企业性质角度对FDI溢出效应进行测算发现,FDI促进了民营企业生产效率的提升,对国有企业影响基本不显著。

总之,上述文献主要从国家、省份、行业和企业层面展开了分析,且采用不同层面数据得出的结论也莫衷一是,但是鲜有文献直接从城市层面考察二者关系。同时,考虑到城市在现代经济发展中的重要性,以及中国正处于城市化过程中的特征事实,从城市层面对FDI溢出效应再检验一方面

对该类文献的有益扩充,另一方面可以对 FDI 是否可以作为创新型城市建设的关键要素进行回答。基于此,本文主要从以下三个方面进行改进和完善:

第一,城市生产率的测算。与现有文献采用索洛余项法、劳动生产率等估计方法不同,本文综合了现有方法的优缺点和适用性,构建了面板随机前沿城市生产率模型,对中国 284 个城市的生产率进行测算和分析。该方法易于对模型有效性和拟合效果进行检验,且将要素投入内生化,测算结果更加准确、真实<sup>[15]</sup>,目前采用该方法测算城市层面生产率指数的研究还凤毛麟角。

第二,与大部分文献中 FDI 溢出效应非正即负的观点不同,本文考察了当城市规模和人力资本处于不同阶段时,FDI 对城市生产率的非对称效应。在城市化背景下将城市规模作为门槛变量研究 FDI 溢出效应,给出了 FDI 溢出效应发挥对城市化程度内在要求的直接证据,丰富了异质性条件下 FDI 技术扩散理论。此外,目前将人力资本作为吸收能力研究 R&D 溢出效应的文献比较丰富<sup>[3]</sup>,但从人力资本非对称视角下考察 FDI 溢出效应的文献仍然较少。

第三,本文采用面板分位数模型放松了被解释变量不服从正态分布这一经典假设,规避了模型估计中可能存在的异方差、极端值等问题,更加全面地描述了 FDI 对城市生产率的条件分布特征,对不同分位点处城市生产率进行针对性地逼近研究,使得估计系数更加稳健、有效,研究也更加细致。相对现有文献,这无疑是在估计技术方面的进一步改进和完善。

### 三、城市生产率测算:基于面板随机前沿模型

#### (一) 面板随机前沿城市生产率模型的构建

本文在 Greene<sup>[16]</sup>、Belotti *et al.*<sup>[17]</sup> 等研究的基础上,构建面板随机前沿城市生产率模型,如式(1)和式(2)所示。其中,式(1)为“真实”固定效应(“True”Fixed Effects,TFE)模型,式(2)为“真实”随机效应(“True”Random Effects,TRE)模型,二者区别在于对不可观测个体效应的假设不同。具体如下:

$$\ln GDP_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln T_{it} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (1)$$

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln T_{it} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = v_{it} - u_i \quad (2)$$

其中, $i$ 指中国地级以上城市市辖区, $t$ 为时间, $GDP_{it}$ 为市辖区实际 GDP 数据,采用 1996 年为基期的 GDP 平减指数对名义 GDP 进行平减处理所得, $L_{it}$ 为市辖区劳动力投入,采用市辖区年末单位从业人员数、城镇私营和个体从业人员数之和表示, $K_{it}$ 为资本存量,采用永续盘存法测算,根据徐淑丹<sup>[18]</sup>的研究,选取折旧率  $\delta = 8.81\%$ , $T_{it}$ 为土地投入,采用城市建设用地面积表示。数据均来自《中国城市统计年鉴》。

对式(1)和式(2)分别估计后,采用似然比检验  $LR = -2 [L(H_0) - L(H_1)]$  对原假设  $H_0: u_{it} = 0$  或  $u_i = 0$  和备择假设  $H_1: u_{it} \neq 0$  或  $u_i \neq 0$  进行检验,以判定是否存在非效率因素,其中  $L(H_0)$  和  $L(H_1)$  分别为原假设和备择假设下对应的对数似然函数值。然后,利用 Jondrow *et al.*<sup>[19]</sup>(简称 JLMS 方法)、Battese and Coelli<sup>[20]</sup>(简称 BC 方法)提出的方法分别测算城市生产率( $CE_{it}$ ),如式(3)和式(4):

$$CE_{it}^{jms} = \exp[-E(u | \varepsilon)] \quad (3)$$

$$CE_{it}^{bc} = E[\exp(-u | \varepsilon)] \quad (4)$$

显然  $0 \leq CE_{it} \leq 1$ ,当  $u \rightarrow \infty$  时, $CE_{it} = 0$  效率损失最为严重,反之  $u \rightarrow 0$  时, $CE_{it} = 1$  无效率损失。因此,城市生产率( $CE_{it}$ )表示城市实际产出与最优产出的相对偏离程度,或产出偏离百分比,采用该方法测算的城市生产率具有可比性。

#### (二) 城市生产率测算与分析

为了便于分析和比较,本文分别采用面板固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)作为“真实”固定效应模型(TFE)和“真实”随机效应模型(TRE)的基准模型,分别对这 4 个模型进行估计,结果

如表 1 所示。

通过表 1 中的估计系数发现,资本对产出的贡献最大,达到了 0.5 左右,而劳动和土地要素的贡献度约为 0.3 和 0.1,且基本在 1% 水平下显著,这与现有文献估计结果基本一致。随机因素和非效率因素的标准差均在 1% 水平下拒绝了  $\sigma_v = 0$  和  $\sigma_u = 0$  的原假设。进一步地,LR 检验值显示,TFE 模型在 1% 水平下显著异于 FE 模型,同理,TRE 模型显著异于 RE 模型,说明模型中存在非效率因素,相对而言,面板随机前沿模型拟合效果更好。最后,关于 TFE 和 TRE 的模型选择问题,本文采用 Hausman 统计量进行检验,得到  $chi^2(4) = 66.66 (p = 0.000)$ ,显著拒绝了原假设“ $H_0$ : 随机效应模型更有效”。综上可得,“真实”固定效应模型(TFE)在本文更具适用性。

本文在 TFE 模型估计后,采用式(3)和式(4)测算了中国城市生产率指数  $CE_{it}$ ,发现两种方法测算的中国城市生产率指数高度一致,下面以  $CE_{it}^{rms}$  测算结果为例,绘制了中国城市生产率的频数分布图,如图 1 所示。从整体分布来看,中国城市生产率的均值和标准误差分别为 0.854 和 0.123,且多数城市生产率集中在 0.80 ~ 0.95 之间,说明我国城市生产效率损失约为 5% ~ 20%。此外,中国城市生产率具有显著右偏特征,表明少数城市生产率较低。

#### 四、研究设计

##### (一) FDI 对城市生产率影响的模型构建

首先,本文以 Coe and Helpman<sup>[21]</sup>提出的国际研发溢出效应模型为基础,建立 FDI 对城市生产率的线性模型,如式(5)所示:

$$\ln CE_{it} = \eta_0 + \theta_1 \ln fdi_{it} + X'_{it} \delta + \mu_{it} \quad (5)$$

其中  $i$  为城市,  $t$  为时间,  $\eta_0$ 、 $\theta_1$  和  $\delta$  为待估参数。 $\ln CE_{it}$  表示城市生产率对数,主要解释变量  $\ln fdi_{it}$  表示外商直接投资对数,  $X$  为控制变量组成的列向量,  $X'_{it} = (\ln tp_{it}, \ln h_{it}, \ln pgdp_{it}, sstr_{it}, klr_{it}, fir_{it}, market_{it}, invr_{it}, \ln tp_{it}^2)$ , 其中  $\ln tp_{it}$  为城市规模,  $\ln h_{it}$  为人力资本,  $\ln pgdp_{it}$  为经济发展水平,  $sstr_{it}$  是产业结构,  $klr_{it}$  是资本劳动比,  $fir_{it}$  是政府规模,  $market_{it}$  是市场化程度,  $invr_{it}$  为投资率,  $\ln tp_{it}^2$  是城市规模平方项。

然后,观察图 1 可得,中国不同城市的生产率差异较大,存在明显右偏特征,且不服从正态分布,甚至存在一定数量的极端值,异方差问题较为突出,采用 OLS、GMM 等传统计量方法进行回归,得到的估计结果可能是有偏且非一致的。针对这些问题,本文采用了一种对因变量条件分布假设要求不高且不易受异常值影响的估计量——分位数估计量,即基于 Koenker and Bassett<sup>[22]</sup>提出的分位数回

表 1 面板随机前沿城市生产率模型的估计结果

变量名称	(1) TFE	(2) FE	(3) TRE	(4) RE
劳动投入 ( $\ln L$ )	0.290 *** (20.88)	0.313 *** (3.31)	0.374 *** (29.56)	0.475 *** (9.82)
资本存量 ( $\ln K$ )	0.510 *** (104.37)	0.498 *** (14.50)	0.483 *** (95.31)	0.491 *** (19.07)
土地面积 ( $\ln T$ )	0.130 *** (11.34)	0.144 (1.63)	0.159 *** (12.78)	0.112 ** (2.16)
$\sigma_u$	0.178 *** (32.93)	—	0.092 *** (16.83)	—
$\sigma_v$	0.074 *** (19.33)	—	0.154 *** (45.96)	—
$\lambda$	2.397 *** (281.07)	—	0.597 *** (74.16)	—
对数似然值	1 346.247	-4 156.604	546.525	-4 237.250
LR 检验	11 005.70 *** ( $p=0.000$ )		9 567.55 *** ( $p=0.000$ )	

注:(1) \*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号中为  $t$  值,样本数  $N$  均为 3 544;(2) LR 检验 TFE 和 FE、TRE 和 RE 之间的差异性,对应的零假设分别是  $H_0$ : FE 是否嵌套于 TFE 和  $H_0$ : RE 是否嵌套于 TRE;(3)  $\sigma_u$  和  $\sigma_v$  分别为随机因素和非效率因素的标准差,且  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$  表示二者的相对比重。

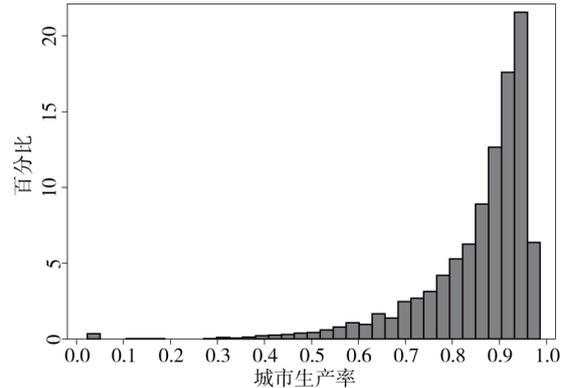


图 1 中国城市生产率的频数分布

归(Quantile Regression, QR)对模型进行估计。故将式(5)改写为面板分位数模型,作为本文的基准模型,如式(6)所示:

$$\ln CE_{it} = \eta_{0\tau} + \theta_{1\tau} \ln fdi_{it} + X'_{it} \delta_{\tau} + \mu_{it} \quad (6)$$

其中,  $\tau$  为分位点,不同  $\tau$  分位点估计系数有所差异。式(6)不同分位点的估计系数主要通过最小化加权误差绝对值之和来进行求解。

$$\operatorname{argmin}_{\beta_{\tau}} \left\{ \sum_{i: \ln CE_{it} \geq Z'_{it} \beta_{\tau}} \tau | \ln CE_{it} - Z'_{it} \beta_{\tau} | + \sum_{i: \ln CE_{it} < Z'_{it} \beta_{\tau}} (1 - \tau) | \ln CE_{it} - Z'_{it} \beta_{\tau} | \right\} \quad (7)$$

其中,  $N$  为样本量,  $Z' = (\ln fdi_{it}, X)$ ,  $\beta_{\tau} = (\eta_{0\tau}, \theta_{1\tau}, \delta_{\tau})$ 。

最后,根据 Hansen<sup>[23]</sup>提出的面板门槛模型(Panel Threshold Regression, PTR)搜索城市规模和人力资本的门槛值,检验我国城市生产率非对称效应的存在性。然后,针对城市生产率的数据特征和研究目标,将面板分位数模型和面板门槛模型的优点进行综合,构建了面板门槛分位数模型。为了表述方便,下面以双门槛为例进行阐述,其他类似。模型设定如式(8)所示:

$$\ln CE_{it} = \eta_{0\tau} + \theta_{1\tau}^1 \ln fdi_{it} + \theta_{1\tau}^2 \ln fdi_{it} I(\gamma_1 \leq q_{it} < \gamma_2) + \theta_{1\tau}^3 \ln fdi_{it} I(q_{it} \geq \gamma_2) + X'_{it} \delta_{\tau} + \mu_{it} \quad (8)$$

其中,  $I(\cdot)$  为示性函数,括号内条件成立时取 1,否则取 0,  $q_{it}$  为门槛变量,在本文中指城市规模和人力资本,  $\gamma_1$  和  $\gamma_2$  为对应变量的门槛值。根据式(8)可以测算出不同区制下 FDI 对城市生产率的估计系数,当门槛变量位于区制 1 ( $q_{it} < \gamma_1$ ) 时,FDI 估计系数为  $\theta_{1\tau}^1$ ,位于区制 2 ( $\gamma_1 \leq q_{it} < \gamma_2$ ) 时为  $\theta_{1\tau}^1 + \theta_{1\tau}^2$ ,同理,位于区制 3 ( $q_{it} \geq \gamma_2$ ) 时为  $\theta_{1\tau}^1 + \theta_{1\tau}^3$ 。

## (二) 数据来源和变量处理

本文数据来自《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》,选取了 2003—2015 年共 13 年 284 个地级市市辖区的年度面板数据。变量选取与测算方法如下:

### 1. 被解释变量——城市生产率 ( $CE_{it}$ )

如前所述,本文采用 JLMS 和 BC 两种方法测算了中国城市生产率,正文实证部分采用 JLMS 方法测算的城市生产率指数,稳健性检验部分采用 BC 方法测算的城市生产率指数。

### 2. 核心解释变量——外商直接投资 ( $fdi_{it}$ )

由于搜集到的当年实际使用外资金额为流量指标,需要转换成存量指标才能建模分析。因此,同前文资本存量测算方法一致,采用永续盘存法对外商直接投资存量进行测算。

### 3. 门槛变量——城市规模和人力资本

城市规模 ( $tp_{it}$ )。由于城市规模的扩大主要体现在人口集聚上,故采用各城市的全部常住人口来衡量城市规模。此外,城市规模和城市生产率可能存在倒 U 型关系。如张天华等<sup>[24]</sup>发现,城市规模较小时,资源配置效率随城市规模的扩大逐渐提高,但当城市规模达到一定门槛值时,资源配置效率反而随城市规模的扩大逐渐降低。因此,本文将城市规模的平方项加入到模型中以捕捉这种非线性关系。

人力资本 ( $h_{it}$ )。借鉴朱平芳和徐大丰<sup>[25]</sup>提出的收入法测算城市人力资本水平。该方法的理论基础是边际生产力工资理论,劳动者的边际生产力水平决定工资。测算公式<sup>②</sup>如下所示:

$$h_{it} = [w_{it}/w_{it}^0]^{\frac{1}{2\beta}} \quad (9)$$

$$w_{it}^0 = \beta k^{1-\beta} \quad (10)$$

其中,  $h_{it}$  表示城市人力资本水平,  $w_{it}$  表示城市市辖区职工平均工资,  $w_{it}^0$  为单位人力资本工资,指城市中没有任何教育、没有任何工作经验和没有任何技能且只能从事最简单、最基本生产活动所获取的工资,测算方式如式(10)所示。在式(10)中,  $\beta$  为柯布道格拉斯生产函数中劳动收入占总收入的比例,或称劳动贡献度,考虑到中国的实际,在查阅大量文献<sup>③</sup>的基础上,取  $\beta = 0.4$ ,  $k$  为人均物质资本存量。

#### 4. 控制变量

本文其他控制变量选取和测算方式如下:(1) 经济发展水平( $pgdp_{it}$ )。采用 GDP 平减指数(1996 年为基期)对名义人均 GDP 进行平减得到人均实际 GDP 作为经济发展水平变量。(2) 产业结构( $sstr_{it}$ )。考虑到我国产业结构目前所处的阶段,产业结构变量由第二产业增加值除以地区生产总值而得。(3) 资本劳动比( $klr_{it}$ )。资本劳动比作为反映资本深化程度的重要变量,其测算公式为:资本劳动比 = 资本存量 / 年末从业人员数。(4) 政府规模( $fir_{it}$ )。采用地方财政支出除以地区生产总值表示。(5) 市场化程度( $market_{it}$ )。通过对港澳台和外资占比、城镇私营和个体从业人员占比做主成分分析,并提取第一主成分获得。(6) 投资率( $invr_{it}$ )。采用固定资产投资额除以地区生产总值表示。需说明的是,本文对变量  $CE_{it}$ 、 $fdi_{it}$ 、 $tp_{it}$ 、 $h_{it}$ 、 $pgdp_{it}$  进行了自然对数处理,采用  $\ln$  表示。

#### 五、实证结果分析

##### (一) FDI 对城市生产率的分层影响

为了回答 FDI 是否是提高城市生产率的外部知识资本,本文利用面板分位数模型对式(6)进行估计,结果如表 2 所示。

根据表 2 中的估计系数可得,FDI 显著提高了位于 25% 分位、50% 分位的城市生产率,估计系数分别为 0.009 和 0.005,但在 75% 分位时,影响不显著。因此,FDI 主要提高了处于低、中分位点处的城市生产率,对高分位点处城市生产率影响并不显著。本文认为,当城市生产率处于较低或中等水平时,位于技术进步的“赶超区间”,可供其学习、模仿和吸收的技术空间相对较大,FDI 溢出效应得以发挥。技术落后城市亦会加大模仿、学习方面的研发资本和人力资本投入,向技术领先和管理经验先进的外资企业学习,在“干中学”甚至“干中创新”中获取创造性利润,形成后发优势,城市生产率得以提升。但城市生产率已经处于较高水平时,相对于外资企业,模仿空间已经趋于可能性边界,导致学习型和模仿型技术进步的空间缩小,进一步模仿的成本和风险均会上升,使得 FDI 对高生产率的城市的溢出效应不显著<sup>[26]</sup>。

##### (二) 不同区制下 FDI 对城市生产率的非对称效应

如第四部分所示,本文分别采用城市规模和人力资本作为门槛变量,分析在不同城市规模、不同人力资本水平下,FDI 对城市生产率的非对称影响。但在进行模型估计之前,需要检验是否存在门槛效应和门槛值个数,避免模型设定错误。在此基础上,再对模型进行估计和分析。

##### 1. 模型形式检验

本文首先进行了门槛效应检验和门槛值个数检验,如表 3 所示。当以城市规模为门槛变量时, $F$  统计量<sup>④</sup>在 10% 水平下显著拒绝了  $H_0$ : 存在 0 个门槛值,但并没有拒绝存在 1 个门槛值的原假设,故以城市规模为门槛变量存在 1 个门槛值。同理,以人力资本为门槛变量时,在 1% 显著性水平下拒绝了存在 0 个门槛值和存在 1 个门槛值的原假设,但没有拒绝存在 2 个门槛值的原假设,即存在 2 个门槛值。

表 2 FDI 对城市生产率面板分位数模型估计结果

变量名称	$\tau = 25\%$	$\tau = 50\%$	$\tau = 75\%$
外商直接投资 ( $\ln fdi$ )	0.009* (1.72)	0.005*** (2.74)	0.000 (0.32)
人力资本 ( $\ln h$ )	0.028* (1.73)	0.014* (1.81)	0.012*** (3.55)
城市规模 ( $\ln tp$ )	0.291*** (3.92)	0.075*** (3.04)	0.029* (1.87)
经济发展水平 ( $\ln pgdp$ )	0.010 (0.73)	-0.004 (-0.53)	-0.001 (-0.19)
产业结构 ( $sstr$ )	0.000 (1.06)	0.000 (0.82)	0.000 (0.62)
资本劳动比 ( $klr$ )	0.001*** (3.61)	0.001*** (5.42)	0.001*** (8.57)
政府规模 ( $fir$ )	0.135 (1.05)	0.098* (1.94)	0.054*** (2.67)
市场化程度 ( $market$ )	0.027*** (3.90)	0.014*** (6.20)	0.007*** (4.74)
投资率 ( $invr$ )	-0.239*** (-6.30)	-0.159*** (-10.14)	-0.090*** (-10.11)
城市规模平方 ( $\ln tp^2$ )	-0.027*** (-3.87)	-0.007*** (-3.15)	-0.003* (-1.86)
样本量	2 938	2 938	2 938

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号中为  $t$  值,Bootstrap 抽样 1 000 次。

表 3 模型形式检验

门槛变量	原假设	RSS	MSE	F 统计量	p 值	1%、5%、10% 临界值
城市规模( $\ln tp_{it}$ )	存在 0 个门槛值	43.269	0.012	35.32*	0.100	(67.41, 41.31, 35.19)
	存在 1 个门槛值	43.073	0.012	16.32	0.558	(61.04, 46.01, 36.63)
人力资本( $\ln h_{it}$ )	存在 0 个门槛值	42.425	0.012	107.65***	0.000	(34.14, 22.45, 18.40)
	存在 1 个门槛值	41.116	0.011	114.61***	0.000	(33.48, 21.79, 17.52)
	存在 2 个门槛值	40.088	0.011	92.34	0.712	(212.70, 179.78, 165.43)

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, Bootstrap 抽样 1 000 次。

在模型形式检验的基础上, 根据网格搜索法, 对门槛变量不同取值情况下依次回归, 得到残差平方和, 通过最小化残差平方和来获取门槛估计值  $\hat{\gamma}$ 。然后, 测算似然比统计量值及其 95% 置信区间<sup>⑤</sup>对门槛值的真实性进行检验。因此, 本文绘制了门槛值不同取值下的 LR 统计量值变动图, 如图 2 和图 3 所示。城市规模和人力资本的门槛估计值对应的 LR 统计量值明显小于临界值 7.35, 故本文得到的门槛值均是真实有效的, 且城市规模的门槛值为 3.791, 在 95% 置信区间内, 人力资本的双重门槛值分别为 4.318 和 4.899, 也均在 95% 置信区间内。

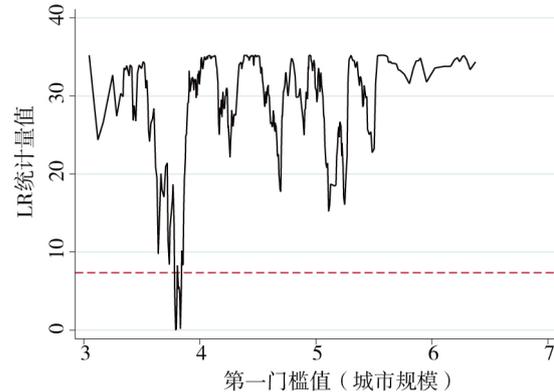


图 2 城市规模的门槛值和 95% 置信区间

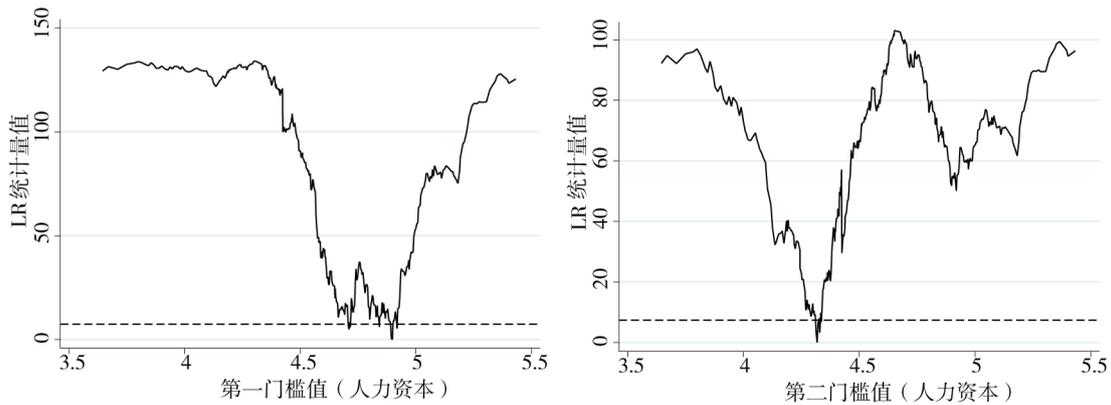


图 3 人力资本的门槛值和 95% 置信区间

## 2. FDI 对城市生产率的非对称影响

根据门槛值估计结果, 构建城市规模和人力资本在不同区制下 FDI 对城市生产率非对称影响的样本回归方程, 如式(11)和(12)所示:

$$\ln CE_{it} = \hat{\eta}_{0\tau} + \hat{\theta}_{1\tau} \ln fdi_{it} + \hat{\theta}_{2\tau} \ln fdi_{it} I(\ln tp_{it} \geq \hat{\gamma}_1^p) + X'_{it} \hat{\delta}_{\tau} + \hat{\mu}_{it} \quad (11)$$

$$\ln CE_{it} = \hat{\eta}_{0\tau} + \hat{\theta}_{1\tau} \ln fdi_{it} + \hat{\theta}_{2\tau} \ln fdi_{it} I(\hat{\gamma}_1^h \leq \ln h_{it} < \hat{\gamma}_2^h) + \hat{\theta}_{3\tau} \ln fdi_{it} I(\ln h_{it} \geq \hat{\gamma}_2^h) + X'_{it} \hat{\delta}_{\tau} + \hat{\mu}_{it} \quad (12)$$

其中  $\hat{\eta}_{0\tau}$ 、 $\hat{\theta}_{1\tau}$ 、 $\hat{\theta}_{2\tau}$ 、 $\hat{\theta}_{3\tau}$  和  $\hat{\delta}_{\tau}$  为待估参数。对上式进行面板分位数回归得到估计系数, 如表 4 所示。城市规模、人力资本和其他控制变量对城市生产率的影响符号、大小基本一致, 此处不再重复。本部分注重分析 FDI 在城市规模和人力资本区制转变条件下, 对城市生产率的非对称效应。

表4 FDI对城市生产率的非对称影响系数

变量名称	城市规模为门槛变量			人力资本为门槛变量			
	$\tau = 25\%$	$\tau = 50\%$	$\tau = 75\%$	$\tau = 25\%$	$\tau = 50\%$	$\tau = 75\%$	
外商直接投资( <i>lnfdi</i> )	区制 1	-0.005 (-0.75)	0.004 (1.41)	0.000 (0.24)	-0.002 (-0.31)	-0.001 (-0.28)	-0.001 (-0.33)
	区制 2	0.013 *** (3.00)	0.002* (1.84)	0.000 (0.09)	0.012 ** (2.12)	0.007 *** (2.07)	0.001 (0.61)
	区制 3	—	—	—	0.012* (1.96)	0.011 *** (2.80)	0.004 (1.56)
人力资本( <i>lnh</i> )	0.036 ** (2.31)	0.014* (1.80)	0.011 *** (3.77)	0.059 *** (3.20)	0.031 *** (3.14)	0.015 *** (2.99)	
城市规模( <i>ln<sub>tp</sub></i> )	0.181 *** (2.73)	0.055 ** (2.04)	0.027 (1.50)	0.319 *** (4.47)	0.100 *** (3.45)	0.035* (1.91)	
经济发展水平( <i>lnpgdp</i> )	0.009 (0.64)	-0.003 (-0.50)	-0.001 (-0.22)	0.012 (0.85)	-0.004 (-0.49)	0.000 (0.03)	
产业结构( <i>sstr</i> )	0.000 (1.09)	0.000 (0.71)	0.000 (0.67)	0.001 (1.26)	0.000 (0.95)	0.000 (0.35)	
资本劳动比( <i>klr</i> )	0.001 *** (3.70)	0.001 *** (5.71)	0.001 *** (8.84)	0.001 *** (3.65)	0.001 *** (5.22)	0.001 *** (8.24)	
政府规模( <i>fir</i> )	0.057 (0.45)	0.097* (1.83)	0.054 *** (2.67)	0.174 (1.33)	0.093* (1.90)	0.058 *** (2.67)	
市场化程度( <i>market</i> )	0.024 *** (3.52)	0.014 *** (5.66)	0.007 *** (4.52)	0.026 *** (3.85)	0.015 *** (5.39)	0.058 *** (2.67)	
投资率( <i>invr</i> )	-0.236 *** (-6.75)	-0.158 *** (-9.94)	-0.090 *** (-10.04)	-0.246 *** (-6.42)	-0.162 *** (-9.76)	-0.091 *** (-9.76)	
城市规模平方( <i>ln<sub>tp</sub><sup>2</sup></i> )	-0.017 *** (-2.76)	-0.006 ** (-2.35)	-0.003 (-1.51)	-0.030 *** (-4.46)	-0.010 *** (-3.61)	-0.004* (-1.95)	
样本量	2 938	2 938	2 938	2 938	2 938	2 938	

注: \*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平 括号中为 *t* 值, Bootstrap 抽样 1 000 次。

(1) 当以城市规模为门槛变量时, FDI 对城市生产率影响系数具有显著的非对称效应。在  $\ln p_{it} < \hat{\gamma}_i^p$  时, 不同分位点的 FDI 影响系数均不显著。但  $\ln p_{it} \geq \hat{\gamma}_i^p$  时, FDI 显著促进了  $\tau = 25\%$  和  $\tau = 50\%$  分位点处的城市生产率, 估计系数分别为 0.013 和 0.002<sup>⑥</sup>。因此, 对处于低、中生产率水平的城市, 只有城市规模达到特定门槛值时, 才有利于 FDI 溢出效应的发挥。这是因为: 第一, 城市规模越大, 越有利于发挥“人力资本外部性”(Human Capital Externalities)<sup>[27-28]</sup>。外资企业中存在相当比例的高技能劳动力, 而高技能劳动力是人力资本外部性得以释放的主体。并且城市规模越大, 高技能劳动力对外交流的频率和单次交流的质量越高, 越有利于人力资本外部性的发挥。第二, 根据空间经济学理论, 关联效应的存在使得城市内甚至城市间产生产业集聚现象。当城市规模较小时, 经济实力有限, 难以凭借自身实力形成专业化产品和服务的集聚区, 不利于知识、信息和技术的共享、交换和扩散, FDI 溢出效应受到限制。随着城市规模的扩大和经济实力的增强, 处于技术、经验领先地位的跨国公司通过带动周边中小企业的孵化、成长以及共同发展, 使得专业化的集聚区逐渐形成, 产业园区内内外资企业的分工、合作更加密切、更加充分, 企业间劳动力流动更加频繁, 促进了知识溢出以及技术落后企业的“干中学”效应, 带动了城市生产率的提高。第三, 城市规模越大, 越有利于“劳动力蓄水池”共享机制作用的发挥, 人口集聚增加了不同技能劳动者的匹配程度, 有利于跨国企业根据内部员工需求匹配到满意的劳动者, 提高技能互补性, 促进城市生产率的提高。因此, 对于低、中生产率水平的城市, 城市规模通过“人力资本外部性”、产业集聚和技能互补等渠道影响 FDI 溢出效应的发挥, 只有城

市规模达到一定程度时,FDI 溢出效应才能够显现。

(2) 当以人力资本为门槛变量时,存在两个门槛值  $\hat{\gamma}_1^h$  和  $\hat{\gamma}_2^h$  将人力资本分为三个区制,即  $\ln h_{it} < \hat{\gamma}_1^h$  对应人力资本水平较低的区制 1,  $\hat{\gamma}_1^h \leq \ln h_{it} < \hat{\gamma}_2^h$  对应中等水平的人力资本,记为区制 2,  $\ln h_{it} \geq \hat{\gamma}_2^h$  对应人力资本水平较高的区制 3。根据表 4 可知,当人力资本位于区制 1 时,不同分位点下 FDI 影响系数均不显著。当人力资本由区制 1 转变到区制 2 时,FDI 溢出效应才得以发挥, $\tau = 25\%$  和  $\tau = 50\%$  分位点的系数为 0.012 和 0.007。当人力资本由区制 2 转变到区制 3 时, $\tau = 25\%$  和  $\tau = 50\%$  分位点的系数显著为 0.012 和 0.011。因此,随着人力资本水平的不断提高,FDI 对城市生产率的影响程度越来越大,这是因为:第一,根据技术扩散理论,FDI 技术外溢不会自动提高城市生产率,而会受到城市人力资本水平的约束和限制,人力资本水平在一定程度上决定了对外溢技术消化吸收、学习模仿和使外部知识内生化的难易程度。大量研究证明人力资本作为技术消化、吸收的必要条件之一,仅当人力资本跨越技术溢出的“临界水平”时,才能对 FDI 溢出效应充分学习、吸收,对城市生产率产生促进作用。第二,人力资本水平越高的城市,跨国企业技术转移的速度越快且数量越大。根据 Wang and Blomström<sup>[29]</sup> 的研究,FDI 的进入会打破原有的市场平衡,加剧跨国企业和本土企业之间的竞争,本土企业吸收能力或创新能力越强,外资企业为了保持原有市场份额和利润空间,技术转移的速度越快、数量越大,拓宽了技术外溢的空间。因此,从动态视角来看,形成一种“溢出—吸收—再溢出—再吸收……”螺旋式上升的良性循环机制。第三,跨国公司进行跨国经营的前提之一便是拥有比本土企业更为先进的技术,掌握领先技术和经验的跨国公司出于利润最大化的动机,会考虑在东道国本土设立研发机构,以提高或保持自身竞争力。然而外资企业设立研发机构时会将人力资本可获得性作为重要考量因素,通常将研发机构设立在人力资本水平较高的城市,使得距离外资研发机构较近城市的企业或劳动力获得更多的溢出效应,从而提高城市生产率。因此,人力资本对 FDI 溢出效应的发挥起着关键作用,是将外部技术内生化的关键要素,更是提高低、中生产率城市技术水平的重要途径。

### (三) 内生性处理和稳健性检验<sup>⑦</sup>

#### 1. 内生性处理

本文虽然进行了较为细致的实证分析,但仍可能存在由于遗漏部分解释变量、FDI 与城市生产率的双向因果而导致的内生性问题。基于此,本文采用 Chernozhukov and Hansen<sup>[30]</sup> 提出的工具变量分位数回归(Instrumental Variable Quantile Regression, IVQR) 方法对该问题进行处理和检验。关于工具变量的选择,本文主要借鉴李坤望和王有鑫<sup>[31]</sup> 的研究,分别选取 FDI 滞后一期、滞后两期作为工具变量,通过时间维度上的交错解决 FDI 与城市生产率的内生性问题。由于内生变量个数恰好与工具变量个数相等,故不存在过度识别问题。结果发现,当城市规模和人力资本水平达到一定阈值时,FDI 提高了处于低、中分位点处的城市生产率,与本文表 4 结果基本一致。内生性检验结果表明当人力资本水平达到区制 3 时,FDI 对高分位点处城市生产率的影响开始显现,与经济学理论与直觉是相符合的,这并没有对本文实证部分的核心结果造成影响。因此,本文结论具有较高的可靠性和稳健性。

#### 2. 稳健性检验

为了保证结果的可靠性和真实性,本文进一步从三个方面着手进行稳健性检验。第一方面,考虑到本文注重考察 FDI 对城市生产率的溢出效应,那么估计结果是否受到城市生产率测算方式不同的影响呢?于是,本文采用 BC 方法测算城市生产率重新对方程(11)和(12)进行了估计。第二方面,考虑到省会城市在行政级别、对资源控制能力等方面显著强于普通地级城市这一特征事实,将其包含在样本中可能会对结果造成较大影响,因此,将省会城市样本删除进行了重新估

计。第三方面,考虑到行政区划调整对城市变量造成的冲击,本文分别剔除了行政区划次数大于1次的城市<sup>⑧</sup>,以及行政区划面积调整幅度排名位于前30<sup>⑨</sup>的城市进行检验。以上估计结果发现,在城市规模和人力资本的不同区制下,FDI对城市生产率的影响系数基本与正文实证部分一致,再次证明了本文结果的稳健性和可靠性。

## 六、结论和政策启示

本文围绕中国城市生产率测算和FDI在创新型城市建设中的作用两个议题进行了较为系统、深入的研究,为城市化背景下创新型城市建设提供了一定的政策内涵。具体地,本文基于面板随机前沿模型测算了中国城市生产率指数,并结合面板分位数模型和面板门槛模型考察了FDI对城市生产率的分层影响及其在城市规模和人力资本不同区制下的非对称特征。研究发现:(1)FDI提高了处于低、中分位点处的城市生产率,且随着模仿风险和成本的上升,FDI对高分位点处城市生产率的影响不显著;(2)对生产率水平位于低分位和中分位的城市,只有当城市规模和人力资本达到一定阈值时,FDI对城市生产率的促进作用才能得到有效发挥。

根据上述研究结论得出以下政策启示:

第一,持续引进FDI,但要打破原有引资模式的“惯性”,不断提高FDI质量、优化FDI空间分布,使之与创新型城市建设相匹配。在吸引高质量FDI方面,一是发挥中国“人力资本红利”的优势,鼓励和支持在华企业建立研发中心、技术中心,使我国嵌入到世界创新网络中,加强网络关联。二是发挥中国的“大国、大市场”效应,吸引以最终产品生产或服务提供为价值链核心的跨国企业集群进入。在优化FDI空间分布方面,通过税收优惠、财政补贴等方式降低来华企业在中西部投资的成本,引导东部过剩FDI向技术水平落后的中西部地区转移,促使FDI在不同城市间的科学分布和合理流动。

第二,应该充分认识到扩大人口规模是培育城市创新力的前提之一。当前,我们应该适时适度、因地制宜地推动不同类型城市人口的集聚,使之向最优城市规模逼近或越过FDI溢出效应的阈值。在城市建设方面,应不断完善城市基础设施和公共服务,提高城市的扩容能力。在政策层面,从供给端上深化户籍改革,逐步解除人口流动限制,从需求端上给予移民家庭,尤其是子女更好的教育资源,尝试将移民家庭纳入医疗社会保障体系等,免除移民的后顾之忧,提高移民意愿。

第三,发挥人才优势,推动我国从数量型“人口红利”向质量型“人才红利”转变,这一方面直接地提高了城市创新活力,另一方面提高了对FDI技术扩散的吸收能力。目前,我国各城市人力资本结构与产业结构扭曲的现象突出,“高校扩招”积累的高学历人才难以转换为高技术人才。针对此问题,各城市应从人才需求着手,“因地制宜”地建立、实施人才质量提升专项计划,对高学历人才加强专业技能的培训,提高人力资本结构与产业结构的匹配度。在人才的空间布局方面,还需按照市场规律,以利益驱动的方式激励、引导高水平人才向具有“人才洼地”的城市流动,实现人力资本的均衡分布,为不同类型、不同层次创新型城市建设提供智力支撑。

## 注释:

①数据来源:中国商务部网站 <http://data.mofcom.gov.cn/lywz/inmr.shtml>。

②式(9)和式(10)由C-D生产函数设定形式以及工资等于劳动力边际产出推导得出,具体参见朱平芳和徐大丰<sup>[25]</sup>的研究。

③通过梳理文献发现,中国C-D生产函数中劳动贡献度取值范围为0.3~0.5,本文取中值0.4。

④关于F统计量的构造详见Hansen<sup>[23]</sup>的研究。

⑤95%置信区间对应的LR统计量值为7.35。

⑥由于对应的区制1估计系数 $\hat{\theta}_{1\tau}^1$ 不显著,故 $\hat{\theta}_{1\tau}^1 + \hat{\theta}_{1\tau}^2$ 便变成了估计系数 $\hat{\theta}_{1\tau}^2$ 。

⑦限于篇幅,本部分所有估计结果省略,如有需要,可向作者索取。

- ⑧行政区划调整数据来源于中国民政部全国行政区划信息查询平台(<http://xzqh.mca.gov.cn/map>)。统计发现,2003—2015年间,本文采用的284个城市中109个城市至少经历过1次行政区划调整,28个城市行政区划调整次数大于等于2。为了避免大量样本删失带来的偏误,本文将行政区划调整次数大于1的城市作为行政区域调整较大的城市剔除进行稳健性检验。
- ⑨考虑到行政区划调整次数可能无法直接反映行政区域面积的变动,比如有的城市区域规划调整次数较多,但行政区域面积变动却非常有限,故本文从《中国城市统计年鉴》中收集了行政区域土地面积变量,剔除2003—2015年间城市行政区域土地面积变动幅度( $(2015\text{年行政区域土地面积} - 2003\text{年行政区域土地面积}) / 2003\text{年行政区域土地面积}$ )排名位于前30的城市进行稳健性检验。

### 参考文献:

- [1]蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学,2013(1): 56-71.
- [2]HENDERSON J V. Urbanization in China: policy issues and options [R]. China economic research and advisory programme, 2009.
- [3]张同斌,李金凯. 内在吸收能力还是外部溢出效应有效缩小了技术差距——以中国高技术产业为例[J]. 浙江社会科学,2016(4): 15-26.
- [4]苑德宇,李德刚,杨志勇. 外商直接投资进入是否增进了中国城市基础设施绩效[J]. 世界经济,2017(8): 143-166.
- [5]SUYANTO, SALIM R A, BLOCH H. Does foreign direct investment lead to productivity spillovers? Firm level evidence from Indonesia [J]. World development, 2009, 37(12): 1861-1876.
- [6]程惠芳,陈超. 开放经济下知识资本与全要素生产率——国际经验与中国启示[J]. 经济研究,2017(10): 22-35.
- [7]周霄雪. 服务业外资自由化与中国制造业企业出口绩效——基于上下游投入产出关系的分析[J]. 产业经济研究,2017(6): 52-64.
- [8]HADDAD M, HARRISON A. Are there positive spillovers from direct foreign investment? Evidence from panel data for Morocco [J]. Journal of development economics, 1993, 42(1): 51-74.
- [9]AITKEN B J, HARRISON A E. Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela [J]. American economic review, 1999, 89(3): 605-618.
- [10]LIU Z Q. Foreign direct investment and technology spillovers: theory and evidence [J]. Journal of development economics, 2008, 85(1/2): 176-193.
- [11]谢建国. 外商直接投资对中国的技术溢出——一个基于中国省区面板数据的研究[J]. 经济学(季刊), 2006(3): 1109-1128.
- [12]KUGLER M. Spillovers from foreign direct investment: within or between industries? [J]. Journal of development economics, 2006, 80(2): 444-477.
- [13]覃毅,张世贤. FDI对中国工业企业效率影响的路径——基于中国工业分行业的实证研究[J]. 中国工业经济, 2011(11): 68-78.
- [14]覃毅. 企业异质性、所有制结构与 FDI 技术外溢——来自微观层面的证据[J]. 财贸经济, 2014(3): 100-111.
- [15]余泳泽. 异质性视角下中国省际全要素生产率再估算:1978—2012[J]. 经济学(季刊) 2017(3): 1051-1072.
- [16]GREENE W. Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model [J]. Journal of econometrics, 2005, 126(2): 269-303.
- [17]BELOTTI F, DAIDONE S, ILARDI G, et al. Stochastic frontier analysis using Stata [J]. Stata journal, 2013, 13(4): 719-758.
- [18]徐淑丹. 中国城市的资本存量估算和技术进步率:1992~2014年[J]. 管理世界, 2017(1): 17-29.
- [19]JONDROW J, LOVELL C A K, MATEROV I S, et al. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model [J]. Journal of econometrics, 1982, 19(2/3): 233-238.
- [20]BATTESE G E, COELLI T J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production

- function and panel data [J]. *Journal of econometrics* ,1988 ,38( 3) : 387-399.
- [21] COE D T , HELPMAN E. International R&D spillovers [J]. *European economic review* ,1995 ,39( 5) : 859-887.
- [22] KOENKER R , BASSETT G. Regression quantiles [J]. *Econometrica* ,1978 ,46( 1) : 33-50.
- [23] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation , testing , and inference [J]. *Journal of econometrics* ,1999 ,93( 2) : 345-368.
- [24] 张天华 , 董志强 , 许华杰. 大城市的企业资源配置效率更高吗? ——基于中国制造业企业的实证研究 [J]. *产业经济研究* ,2017( 4) : 41-55.
- [25] 朱平芳 , 徐大丰. 中国城市人力资本的估算 [J]. *经济研究* ,2007( 9) : 84-95.
- [26] 张同斌 , 李金凯. 研发对技术进步的非对称驱动效应研究 [J]. *科学学研究* ,2016( 7) : 1027-1035.
- [27] 梁文泉 , 陆铭. 后工业化时代的城市: 城市规模影响服务业人力资本外部性的微观证据 [J]. *经济研究* ,2016( 12) : 90-104.
- [28] 王莹莹. 劳动力空间集聚对个体劳动者就业概率的影响 [J]. *经济与管理研究* ,2018( 4) : 85-97.
- [29] WANG J Y , BLOMSTRÖM M. Foreign investment and technology transfer: a simple model [J]. *European economic review* ,1992 ,36( 1) : 137-155.
- [30] CHERNOZHUKOV V , HANSEN C. Instrumental variable quantile regression: a robust inference approach [J]. *Journal of econometrics* ,2008 ,142( 1) : 379-398.
- [31] 李坤望 , 王有鑫. FDI 促进了中国出口产品质量升级吗? ——基于动态面板系统 GMM 方法的研究 [J]. *世界经济研究* ,2013( 5) : 60-66.

( 责任编辑: 李 敏)

## The stratification and asymmetric effects of FDI on urban productivity growth in China

LI Jinkai<sup>1</sup> , ZHANG Tongbin<sup>2</sup>

( 1. School of International Economics and Trade , Dongbei University of Finance and Economics , Dalian 116025 , China;

2. School of Economics , Dongbei University of Finance and Economics , Dalian 116025 , China)

**Abstract:** This paper measures the urban productivity index of China based on the panel stochastic frontier model , and combines the panel quantile model and panel threshold model to investigate the stratification effect of FDI on urban productivity and its asymmetric effects under different regimes of city scale and human capital. The results show that FDI increases the urban productivity at low and medium quantile; however , with the increase of imitation risk and costs , the impact of FDI on urban productivity at high quantile is not significant. For cities with low and medium productivity , the positive effects of FDI on urban productivity can only be effectively realized when the city scale and human capital reach a certain threshold. The implication is that FDI is still one of the main innovation driving elements for cities with low and medium productivity , and moderate expansion of city size and improvement of urban human capital level is an important premise for the internalization of external knowledge.

**Key words:** FDI; urban productivity; asymmetric effect; panel quantile model; panel threshold model