

中国省际 FDI、金融市场发展与经济增长 ——基于空间面板杜宾模型的再检验

张安达

(南京审计大学 金融学院 江苏 南京 211815)

摘要:现阶段,经济增长进入新常态,FDI 首次出现净流出,重新研究 FDI 和经济增长的关系,以及金融市场对 FDI 经济增长效应的影响深具意义。考虑到中国地区差异明显,将 FDI、金融市场发展和经济增长纳入空间计量分析框架,采用空间杜宾模型对 1999—2016 年中国省际面板数据进行实证研究。研究结果发现:我国省际 FDI 存在显著的经济增长效应,同时在东部地区和西部地区 FDI 还存在空间溢出效应;金融市场发展无法对本地区经济增长产生贡献,同时还会恶化邻接地区的经济增长;东部地区的金融市场可以强化 FDI 的经济增长效应,而中西部地区的金融市场则是削弱 FDI 的经济增长效应。因此,当前我国 FDI 政策的制定应当充分考虑与国内金融市场的互动及其在地理上的空间溢出影响,注重区域协调发展,同时提高我国金融市场资金分配效率。

关键词:外商直接投资;金融市场发展;经济增长;空间杜宾模型

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-0098(2018)04-0064-10

在保持了几十年的高速增长后,我国经济增长速度从 2012 年开始放缓,新常态下亟需转变经济发展方式和找到新的增长源泉。作为外商直接投资的重要流入国,我国 FDI 存量一直保持着增长态势,吸收外资的规模也位居世界前列,而 2016 年我国 FDI 首次出现净流出现象,这是否意味着我国吸引外资的形势变得更为严峻?新常态下 FDI 能否依然作为我国经济增长的动力源泉?同时,作为传统 FDI 溢出效应影响因素之一的金融市场,又在 FDI 促进我国经济增长过程中发挥着怎样的作用?对这些问题的系统性探讨,可以对当前我国外资政策的制定和金融体系改革提出建议。

一、文献综述

FDI 和经济增长之间的关系,一直以来都是学术界研究的重要问题。Ang(2008)利用马来西亚 1965—2004 年的时间序列数据进行分析,研究表明,在一个较长时间跨度里,FDI 对经济增长发挥着积极影响^[1]。但是,Gorg 和 Greenway(2004)基于微观层面的研究,发现 FDI 对经济增长的影响却大都是负面的^[2]。而 Lipsey(2002)在宏观层面进行的实证研究则认为,FDI 与 GDP 增长率之间没有必然联系^[3]。国内研究方面,孙力军(2008)以拉姆齐—卡斯—库普曼斯模型为理论框架,结合对中国 1978—2004 年面板数据的实证分析,发现 FDI 对经济增长存在非线性关系,随着外资数量的增加,其对产出增长的贡献逐渐下降^[4]。许建伟和郭其友(2016)通过构建一个开放经济的实证模型,采用差分矩估计的方法实证研究了外商直接投资的经济增长效应,研究发现外商直接投资在拉动经济增长方面的效应显著^[5]。而随洪光等(2017)研究却发现 FDI 整体降低了经济增长的质量^[6]。宦梅丽等(2018)基于 1979—2013 年的省际面板数据,采用扩展的 C—D 生产函数,研究 FDI 在中国地区经济增长中扮演的角色,结果发现 FDI 在长期内对经济增长发挥积极作用^[7]。

不难发现,就 FDI 和经济增长之间的关系,学术界并没有得出一致性结论,到底为何 FDI 的经济增长效

收稿日期:2018-05-22

作者简介:张安达(1993-),男,江苏仪征人,硕士研究生,研究方向为国际金融。

应存在差异?原因是不同的东道国对于 FDI 的经济增长效应有着不同的吸收能力。影响 FDI 经济增长效应吸收能力的因素可以是东道国劳动力市场、法制健全程度和腐败程度等,其中,东道国金融市场发展程度是一个非常重要的因素。Alfaro 等(2004)的研究强调,健全的国内金融体系能够为东道国企业的技术创新提供融资支持,通过对 71 个国家的实证分析,发现金融市场发达的国家要比金融市场不发达的国家获得更好的经济增长^[8]。W. N. W. Azman – Saini 等(2010)利用 1975 – 2005 年间 91 个国家的跨国数据检验当地金融市场在 FDI 促进经济增长过程中发挥的中介作用,研究发现 FDI 促进经济增长过程中存在显著的金融市场发展门槛效应,FDI 的经济增长效应仅在金融市场发展超过一定的门槛值后才会出现^[9]。Isaac Otchere 等(2016)利用 1996 – 2009 年的数据研究了非洲 FDI、金融市场与经济增长之间的联动关系,结果发现 FDI 和金融市场发展之间存在双向因果关系,FDI 推动金融市场改革的同时,良好的金融市场又会吸引 FDI 更多地流向生产部门,双向互动的结果是促进非洲经济增长^[10]。Jonathan Munemo(2017)利用 92 个发展中国家的数据,采用固定效应和 GMM 估计方法,发现金融市场发展质量的改善,可以通过提高 FDI 的挤入效应来刺激创业,最终经济增长得益于就业机会的创造^[11]。目前国内研究金融市场的文献大都单独分析金融市场对经济增长的影响,而把金融市场作为影响 FDI 的经济增长效应的因素的研究较少。王永齐(2006)认为,FDI 内含的技术和知识溢出程度有赖于一国金融市场效率,金融市场效率越高,FDI 的溢出效应越充分,对经济增长的贡献越大^[12]。林季红和郭志(2013)运用我国 28 个省的面板数据进行实证分析,结果发现,金融市场在我国的发展存在地区不平衡:东部地区和中部地区在完善的金融市场体系支撑下,FDI 通过提高全要素生产率能够显著推动经济增长,而在西部地区,物质资本积累仍然是经济增长受益于 FDI 的主要路径^[13]。罗军(2016)以金融发展为门槛变量构建门槛回归模型,实证结果表明,越是金融发展程度高的地区,FDI 越能通过提高全要素生产率来实现经济增长^[14]。徐临等(2018)基于京津冀 1994 – 2016 年间的相关数据,采用通径分析的研究方法发现,金融发展除了对经济增长有着直接正向影响外,还能通过 FDI 对经济增长产生间接影响^[15]。

总体来看,国外在相关领域的学术研究起步更早,理论体系也更为成熟。而国内研究大都是基于国外的理论研究开展的实证分析。由于我国幅员辽阔,地区差异显著,地理空间因素应当被考虑进省际经验研究中,但是现有国内文献较少在相关研究中考虑空间因素,这会在一定程度上导致研究结果缺乏可信度。因此,本文利用 1999 – 2016 年中国 30 个省份的数据,采用空间面板杜宾模型重新检验 FDI 对经济增长的影响以及金融市场在其中所起到的中介作用,试图弥补传统面板模型设定上的误差。

二、理论分析与研究假设

现有文献中,大部分的研究思路是基于理论分析下的传统面板回归,考虑到传统面板回归可能存在的误差问题,需要在理论分析中考虑地理空间因素。

(一) FDI 与经济增长

FDI 在过去几十年间对全球经济产生了深远影响,但是 FDI 流入对东道国经济产生的影响不尽相同。已有文献大都将 FDI 对经济增长的影响分为三个方面:物质资本积累效应、人力资本积累效应和技术外溢效应。考虑到地理空间的要素后,FDI 对经济增长的影响可分为直接影响效应和间接影响效应。直接影响效应是指 FDI 对本地区经济增长的影响,间接影响效应是指 FDI 对周边地区(尤其是邻接地区)经济增长的影响,即在传统理论分析的基础上重点关注 FDI 经济增长效应的空间溢出影响。

在当前锦标赛式的地方官员晋升体制下,相邻政府展开竞争的动机大于选择合作的动机,而在获得晋升动力的推动下,这种竞争往往会演变成“恶性竞争”。许多地方政府通过低土地价格、高税收优惠等手段吸引外资,这种“让利竞赛”的背后很多时候是地方政府为了完成下达的指标或者把招商引资作为当地的“一把手”工程。为了扩大引资规模,“招商游击队”、“上门招商”等现象屡见不鲜,甚至于有些地方政府把干部的工资与引资数量挂钩,达不到指标的扣除基本工资。这种地区间引资零和博弈的结果,往往是以邻为壑。因此本文提出研究假设 1。

假设 1:本省份 FDI 在促进本地区经济增长的同时,会对邻接省份经济增长产生不利影响。

(二) 金融市场与经济增长

在一国经济增长过程中,金融系统往往能够作出巨大贡献。发达的金融市场一方面具备较好的资源配置效率,引导资金流向最具需求的地方,为实体经济提供融资支持;另一方面,金融市场提供各种金融产品,可以满足不同投资人的需要,增强实体经济的活力。上述金融市场更多地表现为广义金融市场,而现阶段我国仍然属于机构主导型体系,商业银行为主的金融机构在我国金融系统中占据主要地位,因此金融市场表现为狭义的信贷市场。

现有文献研究金融市场对经济增长的影响忽略了金融市场与经济增长的匹配度以及空间溢出的影响。东部地区,信贷市场发展迅猛,贷款规模庞大,而经济增长的速度却一再放缓,因此金融市场发展饱和,向邻接地区溢出;中部地区信贷市场发展落后于经济增长,金融市场不具有明显的经济增长效应和空间溢出效应;西部地区信贷市场发展和经济增长虽然都较为落后,但是本地区信贷市场与经济增长的匹配度较高,金融市场具有一定的经济增长效应和空间溢出效应。基于上述分析本文提出假设 2。

假设 2: 东部地区的金融市场存在负的经济增长效应和正的空间溢出效应,西部地区的金融市场存在正的经济增长效应和空间溢出效应,中部地区的金融市场不存在显著的经济增长效应和空间溢出效应。

(三) 金融市场影响 FDI 经济增长效应的机制

国内外的理论和实证研究表明,东道国必须具备一定的条件,才能放大 FDI 的溢出效应,推动 FDI 促进东道国经济增长。这些条件包括完善的基础设施、健全的法律制度环境、人力资本和知识结构等。但是,21 世纪前的 FDI 文献却普遍忽视了金融因素在 FDI 的溢出效应或在 FDI 促进东道国经济增长中的重要作用,21 世纪以后才开始关注国内金融市场在 FDI 溢出效应中发挥的作用^[16]。经过总结完善,国内金融市场通过以下四个渠道放大 FDI 溢出效应,推动 FDI 促进东道国经济增长:(1) 资本形成。发达的金融市场可以扩大 FDI 对国内资本的挤入效应,使经济增长得益于资本积累;(2) 就业增加。开放、完善的国内金融市场能够为 FDI 企业提供资金汇兑、收付和转移等金融服务,这些金融服务能够推动 FDI 产业以及关联产业的发展,产业的发展必定会吸纳更多的劳动力,促进当地就业增加;(3) 技术实现。一方面,金融市场可以为技术密集型 FDI 提供资金,支持其研发,经济增长得益于当地高科技产业的发展。另一方面,金融市场还可以为本土企业的技术模仿创新提供资金,提高企业全要素生产率并促进经济增长;(4) 投资效率提高。发达的本土金融市场通过引导国内储蓄、FDI 流入资金投入到边际报酬更高的项目上,提高了资金的使用效率,促进经济增长。综上,本文提出假设 3。

假设 3: 我国金融市场能够放大 FDI 的经济增长效应。

三、空间相关性分析

考虑了地理空间因素后,研究的方法变为空间计量分析,而在进行空间计量分析前应当先进行空间相关性分析,因为空间相关性分析是进行空间计量分析的基础,如果变量间不存在空间上的依赖关系,那么进行空间计量分析也就没有意义。本文选择对外商直接投资(FDI)、金融市场发展(FMD)和经济增长(GROWTH)三个变量进行空间相关性分析,依次选择实际利用外资额/GDP、信贷余额/GDP 和人均实际 GDP 增长率作为三者的代理变量。

我国 FDI、金融市场发展和经济增长存在明显的地区差异。以 FDI 为例,我国 FDI 在空间分布上存在长三角、珠三角两个高值集聚区域,占据了我国大部分的外资流入,而中西部地区吸引的外资数量十分有限。2016 年,全国实际利用外资规模最大的是广东省,数额为 1550.91 亿元,而规模最小的青海省数额仅有 0.99 亿元,地区差距高达千倍。进一步地,我们可以在地区差异的基础上考虑地区间的溢出效应:高 FDI 流入地区是会促进周边地区 FDI 流入(守望相助)还是损害周边区域的 FDI 流入(以邻为壑),这就是空间相关性分析的主要内容(金融市场发展和经济增长亦然)。

空间的相关性可以理解为地理相邻的地区具有相似的变量取值,表现为一种空间上的集聚,典型的分析工具是全局莫兰指数(Moran's I)。莫兰指数的值域为 $[-1, 1]$,取值为正表明存在正空间自相关,即变量存在高值-高值或低值-低值集聚;取值为负表明存在负空间自相关,即变量存在高值-低值或低值-高值集

聚。莫兰指数的统计学计算方法为:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

W 为空间权重矩阵,本文选择的是邻接权重矩阵。各变量在 1999 – 2016 年间的全局莫兰指数如表 1。

表 1 我国 FDI、金融市场发展与经济增长的莫兰指数(1999 – 2016 年)

年份/变量	FDI	FMD	GROWTH
1999	0.245***	0.220**	0.014
2000	0.210**	0.103*	0.181**
2001	0.167**	0.070	0.010
2002	0.181**	0.042	-0.087
2003	0.289***	0.041	-0.018
2004	0.292***	0.063	-0.031
2005	0.302***	0.060	-0.010
2006	0.292***	0.053	0.048
2007	0.286***	0.061	0.147**
2008	0.239***	0.067	0.163**
2009	0.192**	0.080	0.160**
2010	0.158**	0.084*	0.118*
2011	0.088	0.088*	0.344***
2012	0.150**	0.098*	0.337***
2013	0.151**	0.103*	0.345***
2014	0.157**	0.111*	0.370***
2015	0.184**	0.127*	0.206**
2016	0.202**	0.127*	0.059

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著

表 1 列示了我国 1999 – 2016 年间 FDI、金融市场发展和经济增长的全域莫兰指数。FDI 的莫兰指数除了 2011 年以外都显著为正,表明我国的 FDI 在全域范围内存在显著的空间正自相关,空间集聚特征明显。经济增长的莫兰指数绝大部分时间也显著为正,表明经济增长在绝大多数时间中也具备明显的空间正自相关特征。金融市场发展的莫兰指数在半数时间中显著为正,说明金融市场发展也具备空间正自相关特性,但是持续时间不如前两个变量长久。进一步观察三者莫兰指数的时间变化趋势:金融市场发展的莫兰指数随时间变化相对较为平稳,FDI 和经济增长的莫兰指数随时间变化波动较大,特别是经济增长的莫兰指数在 2002 – 2005 年间曾一度下降为负值;此外 FDI 和金融市场发展的空间相关性在绝大多数时间中保持一致。

以上分析表明,我国的 FDI、金融市场发展和经济增长存在着程度不同的空间自相关性,地理空间因素在相关研究分析中不应当被忽视。考虑了空间因素后 FDI、金融市场发展和经济增长之间到底存在怎样的关系? 本文将通过构建相关变量的空间计量模型进行实证分析。

四、模型设定、变量选取和数据说明

(一) 模型设定

既然研究对象存在不同程度的空间相关性,那么在设定模型时就不能采用传统的面板模型,而应当选择空间计量模型。常用的空间计量模型包括空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。空间滞后模型是在传统的线形回归模型中加入被解释变量的空间滞后项来考察空间因素的影响,

而空间误差模型则是在误差项中体现变量的空间依赖性。更多的情况下,空间滞后和空间误差往往同时存在,因此可以设定更一般的空间杜宾模型展开分析,空间面板杜宾模型形如:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{jt} \theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

若 $\theta = 0$, 模型退化成空间面板滞后模型; 若 $\theta + \delta\beta = 0$, 模型退化成空间面板误差模型。

具体而言,本文构建的空间面板杜宾模型如下:

$$\begin{aligned} growth_{it} = & \delta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} growth_{jt} + \beta_1 fdi_{it} + \sigma_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} fdi_{jt} + \beta_2 fmd_{it} + \sigma_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} fmd_{jt} \\ & + \gamma_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} growth_{it} = & \delta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} growth_{jt} + \beta_1 fdi_{it} + \sigma_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} fdi_{jt} + \beta_2 fmd_{it} + \sigma_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} fmd_{jt} \\ & + \beta_3 (fdi_{it} * fmd_{it}) + \sigma_3 \sum_{j=1}^N w_{ij} (fdi_{jt} * fmd_{jt}) + \gamma_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中,被解释变量 $growth_{it}$ 表示 i 省份第 t 年的经济增长水平,核心解释变量 fdi_{it} 和 fmd_{it} 分别表示 i 省份第 t 年的 FDI 和金融市场发展程度。控制变量 X_{it} 包括四个,分别是国内投资(di_{it})、人力资本(hum_{it})、财政支出(gov_{it})和贸易开放度($trade_{it}$)。方程(3)仅包括核心解释变量和控制变量,方程(4)加入了 FDI 和金融市场发展的交互项,用以考察金融市场对 FDI 溢出效应的影响。两个方程中的 β 系数和 σ 系数分别用来捕捉相关变量对经济增长的直接影响效应和空间溢出效应。

(二) 变量选取

1. 被解释变量。被解释变量 $growth$ 选取人均实际 GDP 的增长率,被用来衡量经济增长的状况。考虑到 GDP 的增长既包括产出的增长,又包括价格的增加,所以为了考察真实的经济增长,应该剔除价格变动的影响,故而这里将 GDP 都换算为以 1998 年为基期不变价格衡量的 GDP(以下 GDP 均涉及这一过程)。

2. 核心解释变量。解释变量 fdi 选取当年实际利用外商直接投资额与当年实际 GDP 的比值,注意到原数据中的实际利用外商直接投资额大都以万美元表示,因此需要按央行公布的人民币兑美元年平均汇率进行折算。金融市场发展 fmd 选取的指标是信贷余额与实际 GDP 的比值^{[17][18][19]},这是基于如下考虑:金融市场的发展主要指金融市场融资功能的完善,而我国金融市场长期以来以间接融资为主,所以用信贷市场的发展作为金融市场发展的代理变量(2016 年,全社会融资规模 17.82 万亿,其中信贷融资规模 12.44 万亿,占比 69.81%)。

3. 控制变量。国内投资(di)选取全社会固定资产投资扣除实际利用外商直接投资后的余额与实际 GDP 的比值进行衡量。人力资本(hum)选取的是普通高等学校在校学生数占地区总人口的比重进行衡量。财政支出(gov)选取当年地区一般公共预算支出与实际 GDP 之比核算,代表政府支出的相对规模。贸易开放度($trade$)选取进出口总额与实际 GDP 之比衡量,进出口总额原始数据为万美元的,均用当年人民币兑美元中间汇率进行折算。

变量的定义、说明和描述性统计见表 2 和表 3。

表 2 变量定义及说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	经济增长	$growth$	人均实际 GDP 增长率
解释变量	FDI	fdi	实际利用外商直接投资/实际 GDP
	金融市场发展	fmd	贷款余额/实际 GDP
控制变量	国内投资	di	全社会固定资产投资 - 实际利用外商直接投资/实际 GDP
	人力资本	hum	普通高等学校在校学生数/地区总人口
	财政支出	gov	一般公共预算支出/实际 GDP
	贸易开放度	$trade$	进出口总额/实际 GDP

表3 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
growth	540	0.101	0.033	-0.069	0.233
fdi	540	0.034	0.027	6.50E-04	0.153
fmd	540	1.466	0.759	0.561	5.567
di	540	0.752	0.462	0.190	2.625
hum	540	0.044	0.173	0.001	1.561
gov	540	0.260	0.171	0.061	1.072
trade	540	0.409	0.551	0.031	3.123

(三) 数据来源

本文选取 1999—2016 年中国省际面板数据进行空间计量实证分析,其中面板数据包括中国 30 个省、自治区和直辖市(因西藏地区数据严重缺失,故未包括西藏)。本文中原始数据均来自于《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、中经网数据库以及地方统计年鉴、商务厅网站和央行地方支行网站。

五、模型检验与实证结果

由于空间杜宾模型在解释变量中加入了被解释变量的空间滞后项,因此不能用传统的 OLS 进行估计,而应当用 MLE 估计。对于空间计量模型的 MLE 估计,可通过非官方命令 xsmle 来实现。实际操作中,先进行 Wald 约束检验证明空间杜宾模型成立,而后进行豪斯曼检验选择采用固定效应还是随机效应模型。本文使用的计量软件是 Stata 14.0。

(一) 全样本回归

在全样本的基础上,考察地理空间邻接的省份间 FDI 和金融市场对经济增长的空间溢出效应影响,回归结果如下见表 4。

表4 全样本空间杜宾模型回归结果

	growth(1)			growth(2)		
	Direct	Indirect	Total	Direct	Indirect	Total
fdi	0.226*** (3.01)	-0.295 (-0.93)	-0.069 (-0.19)	0.028 (0.20)	-0.891* (-1.73)	-0.863 (-1.48)
fmd	-0.014*** (-3.53)	-0.028** (-2.19)	-0.043*** (-3.06)	-0.022*** (-3.78)	-0.047*** (-2.97)	-0.069*** (-3.79)
di	0.005 (0.77)	-0.032** (-2.04)	-0.027 (-1.54)	0.009 (1.31)	-0.027 (-1.58)	-0.019 (-0.98)
hum	-0.010 (-0.79)	-0.044 (-1.00)	-0.055 (-1.02)	-0.023 (-1.51)	-0.103* (-1.90)	-0.126* (-1.90)
gov	0.069*** (3.36)	0.139** (2.45)	0.208*** (3.41)	0.071*** (3.42)	0.154*** (2.71)	0.226*** (3.64)
trade	6.07E-04 (0.01)	0.065*** (3.41)	0.065*** (3.14)	-0.002 (-0.29)	0.051** (2.58)	0.049** (2.27)
fdi* fmd	—	—	—	0.169* (1.85)	0.579* (1.77)	0.747** (1.98)
W* fdi		-0.275* (-1.81)			-0.476** (-2.03)	
W* fmd		-0.006 (-0.88)			-0.011 (-1.33)	
观测值	540			540		

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著;() 内为回归系数的 z 值,下同。

观察表 4 的回归结果(1),发现 FDI 直接影响效应回归系数显著为正,间接影响效应回归系数不显著为负,说明本省份 FDI 在促进本地区经济增长的同时,却会对邻接省份经济增长产生不利影响,假设 1 成立,但

空间溢出效应的不显著说明辐射范围有限。金融市场发展的直接影响效应回归系数和间接影响效应回归系数均显著为负,表明本省份金融市场不但无法促进本地区经济增长,而且会对邻接省份经济增长产生不利影响,负空间溢出效应显著,这补充了黄凌云^[20]、唐礼智^[21]和罗军的研究结论(前述三者研究均得出金融市场阻碍经济增长的结论,但并未考虑空间溢出的影响)。而金融市场阻碍经济增长这一结论似乎有违常理,可能的原因是目前金融市场的发展与经济增长不相适应。特别是,信贷市场上信贷资金的配置不能有效满足实体经济增长的需要,长期以来国有企业存在预算软约束问题,导致较多的贷款投向国有经济部门,而作为社会主义市场经济重要组成部分的民营、私营和外资企业获得的贷款资源较少,这直接影响到实体经济的良性发展。表4的回归结果(2)加入了FDI和金融市场发展的交互项,观察到FDI的直接影响不再显著,而交互项的直接影响效应回归系数和间接影响效应回归系数均显著为正,说明尽管金融市场无法单独促进经济增长,但是可以作为一个中介因素,放大FDI的经济增长效应,而且这种放大效应还会向邻接省份扩散,因此假设3成立。

(二)分地区回归

考虑到中国幅员辽阔,地区差异明显,需要在全样本空间的基础上按照地域进行分地区回归,以揭示不同地区内相关变量间的关系和空间溢出效应。本文按照统计局划分地区标准,将全样本划分为东中西三个地区子样本,其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。回归结果见表5。

表5 分地区空间杜宾模型回归结果

growth	分地区回归					
	东部地区		中部地区		西部地区	
	Direct	Indirect	Direct	Indirect	Direct	Indirect
fdi	0.144 (0.55)	0.469 (0.97)	-0.156 (-0.29)	-0.610 (-0.66)	2.230*** (3.48)	4.163** (2.39)
fmd	-0.023* (-1.93)	0.052** (2.16)	-0.009 (-0.64)	-0.001 (-0.05)	0.004 (0.36)	0.051** (2.17)
控制变量	包括	包括	包括	包括	包括	包括
fdi* fmd	0.163 (0.99)	-0.192 (-0.60)	-0.269 (-0.64)	-0.404 (-0.54)	-1.101*** (-3.21)	-2.286** (-2.44)
W* fdi	0.361 (0.86)		-0.476 (-0.72)		1.822 (1.59)	
W* fmd	0.051*** (2.65)		8.90E-04 (0.05)		0.030** (2.02)	
观测值	198		144		198	

观察表5发现,东部地区和西部地区FDI的直接影响效应回归系数和间接影响效应回归系数均为正,说明东部地区和西部地区本省份FDI均能够促进本地区以及相邻地区的经济增长,不同的是西部地区FDI的经济增长效应和空间溢出效应通过了显著性检验,这说明FDI的引进数量可能不是越多越好,东部地区政府今后应当更加关注外资的质量和结构,充分发挥FDI对经济增长的促进作用;中部地区FDI的经济增长效应和空间溢出效应均不显著。东部地区金融市场发展的直接影响效应回归系数为负,间接影响效应回归系数为正,说明东部地区本省份的金融市场无法促进本土地区经济增长但却可以带动邻接省份的经济增长;西部地区的金融市场存在不显著的经济增长效应和显著的空间溢出效应,中部地区则均不显著,因此假设2成立。交互项系数方面,东部地区交互项的直接影响效应回归系数为正,说明东部地区的金融市场可以强化FDI的经济增长效应,中西部地区则是削弱;而西部地区金融市场对FDI经济增长效应的削弱影响还会向周边区域扩散。

(三)分时段回归

考虑到全样本下时间跨度长达18年,而不同时期下经济变量本身和相互之间的关系会发生变化,因此需要进行分时段回归。考虑到2008年金融危机后,国内国外的经济结构都发生了显著变化,因此以2008年

为间断点,将全样本划分为 1999 – 2007 年和 2008 – 2016 年两个时段分别进行回归,以考察 FDI 和金融市场的经济增长效应及空间溢出效应的阶段性特征。回归结果见表 6。

表 6 分时段空间杜宾模型回归结果

growth	分时段回归			
	1999 – 2007		2008 – 2016	
	Direct	Indirect	Direct	Indirect
fdi	0.197 (0.66)	-0.422 (-0.59)	0.523 ** (2.18)	-0.023 (-0.03)
fmd	-0.022 (-1.55)	-0.002 (-0.07)	-1.56E-04 (-0.02)	-0.027 (-1.41)
控制变量	包括	包括	包括	包括
fdi* fmd	-0.130 (-0.51)	-0.004 (-0.01)	-0.001 (-0.01)	0.279 (0.75)
W* fdi	-0.403 (-0.88)		-0.341 (-0.97)	
W* fmd	0.006 (0.29)		-0.015 (-1.53)	
观测值	270	270	270	270

观察表 6,捕捉到 FDI 的直接影响效应回归系数的大小和显著性在两个时段间存在差异,1999 – 2007 年间 FDI 的直接影响效应回归系数为正但并不显著,而从 2008 年往后 FDI 对本土经济增长产生更大更显著的影响。金融危机后,随着经济体制改革的深化,我国的外资环境不断改善,吸引外资的结构和质量不断优化,成为推动我国产业升级和经济增长的重要动力。其余变量的显著性在两个时段间未发生变化。

六、结论及政策建议

本文基于中国 1999 – 2016 年 30 个省份的面板数据,运用空间杜宾模型从全国层面、地区层面和不同时间段系统分析了中国 FDI 对经济增长的直接影响和间接空间溢出效应,同时就金融市场对 FDI 促进经济增长的影响进行检验,主要结论如下:

第一,我国省际 FDI 能够显著促进本地区经济增长,但是对相邻地区的经济增长存在不显著的负向溢出;金融市场发展的经济增长效应和空间溢出效应均显著为负,本省份金融市场不仅无法为本地区经济增长作出贡献,还会恶化邻接地区的经济增长;金融市场确实能够放大 FDI 对经济增长的影响,并且这种放大效果还会向周边区域扩散。

第二,分地区看,东部地区和西部地区本省份 FDI 均能够促进本地区以及相邻地区的经济增长,其中西部地区 FDI 的经济增长效应和空间溢出效应通过了显著性检验。东部地区本省份的金融市场无法促进本土地区经济增长但却可以带动邻接省份的经济增长;西部地区的金融市场存在不显著的经济增长效应和显著的空间溢出效应,中部地区则均不显著;东部地区的金融市场可以强化 FDI 的经济增长效应,而中西部地区的金融市场则是削弱 FDI 的经济增长效应。

第三,分时段看,2008 年金融危机后 FDI 对本土经济增长会产生更大更显著的影响,而 FDI 的空间溢出效应在两个时段内都不显著。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:

第一,就全国范围而言,FDI 可以为经济增长提供动力源泉,政府应当继续引进外资促进增长,但在引进外资的过程中要重视省际尤其是相邻省份 FDI 的空间溢出效应,引导正溢出效应的扩散,避免负溢出效应的增长;针对金融市场发展的经济增长效应和空间溢出效应均显著为负的情况,政府应当审视金融市场尤其是信贷市场的发展现状,重点关注信贷资金的流向,关注信贷结构是否与实体经济增长相匹配,适度引导贷款资金流向中小民营企业,减少对国有企业的预算软约束,提高金融市场效率;为外资独资企业和中外合资企业提供更多的金融服务,努力满足其在资金方面的需求,充分强化 FDI 对经济增长的促进作用。

第二,在吸收外资的时候,应当考虑地区差异,因地制宜。东部地区如今外资规模已然十分庞大,占据了

全国外资流入的绝大多数,但是回归结果却发现东部地区如此规模的 FDI 并不能很好的促进经济增长,相反在外资流入最少的西部地区 FDI 却能够促进经济增长。因此东部地区政府不能仅重视 FDI 的数量,更应当重视 FDI 的质量,使 FDI 的结构与当地经济结构相适应;而西部地区由于 FDI 数量较少,因此政府应当制定优惠政策吸引外资,拉动当地基础设施建设与经济发展,同时注重当地环境保护,避免成为“污染避难所”。

参考文献:

- [1] Ang J. B. Financial Development and the FDI—Growth Nexus: The Malaysian Experience [J]. *Applied Economic* 2008 41(13): 1595 – 1601.
- [2] Gorg H., Greenway D. „Much Do about Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment? [J]. *Worldbank Research Observer* 2004 19(2): 171 – 197.
- [3] Lipsey R. E. Home and host country effects of FDI [R]. NBER Working Paper 2002.
- [4] 孙力军. 金融发展、FDI 与经济增长 [J]. *数量经济技术研究* 2008(1): 3 – 14.
- [5] 许建伟, 郭其友. 外商直接投资的经济增长、就业与工资的交互效应——基于省级面板数据的实证研究 [J]. *经济学家* 2016(6): 15 – 23.
- [6] 随洪光, 余李, 段鹏飞. 外商直接投资、汇率甄别与经济增长质量——基于中国省级样本的经验分析 [J]. *经济科学* 2017(2): 59 – 73.
- [7] 宦梅丽, 侯云先, 曹丹丘, 韦开蕾. FDI、技术进步与中国地区经济增长: 基于 1979 – 2013 年省际面板数据 [J]. *当代经济科学* 2018(2): 29 – 37; 125.
- [8] Alfaro L., Chanda A., Kalemli – Ozcan S., Sayek S. . FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets [J]. *Journal of International Economics* 2004 64(1): 89 – 112.
- [9] W. N. W. Azman – Saini, Siong Hook Law, Abdul Halim Ahmad. FDI and economic growth: new evidence on the role of financial markets [J]. *Economics Letters* 2010 27(1): 211 – 213.
- [10] Isaac Otchere, Issouf Soumare, Pierre Yourougou. FDI and Financial Market Development in Africa [J]. *The World Economy* 2016 5(10): 651 – 678.
- [11] Jonathan Munemo. Foreign direct investment and business start – up in developing countries: The role of financial market development [J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 2017 65(12): 97 – 106.
- [12] 王永齐. FDI 溢出、金融市场与经济增长 [J]. *数量经济技术研究* 2006(1): 59 – 68.
- [13] 林季红, 郭志芳. 金融市场、FDI 与全要素生产率增长 [J]. *世界经济研究* 2013(5): 74 – 80.
- [14] 罗军. 金融发展门槛、FDI 与区域经济增长方式 [J]. *世界经济研究* 2016(4): 107 – 118; 136.
- [15] 徐临, 王明利, 秦莎. 关于京津冀地区 FDI、金融发展与经济增长的关系研究——基于通径分析的实证研究 [J]. *金融教育研究* 2018(1): 38 – 44.
- [16] 胡立法. 外商直接投资和经济增长: 国内金融市场的作用 [M]. 上海: 上海财经大学出版社 2008: 64 – 98.
- [17] 马佚群, 史安娜. 金融发展对中国经济增长质量的影响研究——基于 Var 模型的实证分析 [J]. *国际金融研究* 2012(11): 30 – 39.
- [18] 张晓玫, 罗鹏. 信贷增长、金融发展与宏观经济波动 [J]. *国际金融研究* 2014(5): 14 – 23.
- [19] 李强, 李书舒. 政府支出、金融发展与经济增长 [J]. *国际金融研究* 2017(4): 14 – 21.
- [20] 黄凌云, 徐磊, 冉茂盛. 金融发展、外商直接投资与技术进步——基于中国省际面板数据的门槛模型分析 [J]. *管理工程学报* 2009(3): 16 – 22.
- [21] 唐礼智, 罗婧. 金融发展与 FDI 技术溢出效应: 线性还是非线性 [J]. *吉林大学社会科学学报* 2013(3): 49 – 57.

China's Inter-provincial FDI Financial Market Development and Economic Growth

——Based on the Retest of Spatial Panel Durbin Model

ZHANG Anda

(School of Finance, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu 211815, China)

Abstract: At the present stage, economic growth has entered a new normal, and FDI has experienced net outflows for the first time, it is of great significance to restudy the relationship between FDI and economic growth and the influence of financial market on the growth effect of FDI economy. Taking into account the obvious differences in China, this paper puts FDI financial market development and economic growth into the spatial econometric analysis framework, and uses the spatial Durbin model to carry out an empirical study on the interprovincial panel data of China in 1999–2016 years. The results are as follows: (1) there is a significant economic growth effect in China's inter-provincial FDI, and there is also a spatial spillover effect in the eastern and western regions; (2) the development of the financial market can not contribute to the economic growth of the region, and will also deteriorate the economic growth in the adjacent areas; (3) the financial market in the eastern region can strengthen the economic growth effect of FDI, while the financial market in the central and western regions will weaken the economic growth effect of FDI. Therefore, at present, the formulation of China's FDI policy should fully consider the interaction with the domestic financial market and its geographical spillover, focus on regional coordinated development, and improve the efficiency of financial market funds distribution in our country.

Key words: foreign direct investment; financial market development; economic growth; spatial Durbin model

(责任编辑: 黎 芳)

(上接第45页)

- [7] Francis J. Fucciolo. A Broker's Duty of Best Execution in the Nineteenth and Early Twentieth Centuries [J]. Pace Law Review, Fall 2005: 155.
- [8] Frederick Mark Gedicks. Suitability Claims and Purchases of Unrecommended Securities: An Agency Theory of Broker-Dealer Liability [J]. Arizona State Law Journal, Summer 2005: 548–551.
- [9] J. -P. Casey and K. Lannoo. The MiFID and Revolution [M]. Cambridge University Press 2009: 61.
- [10] 财政部会计司. COSO. 内部控制——整合框架 [M]. 大连: 东北财经大学出版社 2008: 22.
- [11] [日]河本一郎, 大武泰郎著. 证券交易法概论(第四版) [M]. 侯水平译. 法律出版社 2001: 6–7.

Discuss on the Interest Conflict and the Internal Control of Securities Company

HUANG Aixue

(School of Law, Beifang University of Nationalities, Yinchuan, Ningxia 750021, China)

Abstract: In securities trading, comprehensive securities companies typically have multiple roles of underwriters, brokers, consultants, market makers and dealers; with a conflict of interest against investors. The primary measure to regulate conflicts of interest is to implement internal control of self-discipline, including the internal control of employees, self-business, brokerage business and advisory business. As the internal control mainly relies on the consciousness and self-discipline of microcosmic body, external supervision and management as well as corresponding legal liability mechanism are needed to enhance the effectiveness of control.

Key words: securities company; conflict of interest; internal control; supervision of securities

(责任编辑: 黎 芳)