

# 外商直接投资对我国金融业发展的实证研究 ——基于计量模型的实证分析

石亦晗

(江南大学,江苏 无锡 214122)

**摘要:**外商直接投资(FDI)作为跨国资本流动的主要方式,为中国的经济发展、产业升级作出了重要贡献。金融业的高度发展带来了金融集聚效应,从而推动经济高质量发展。为了探究金融业发展与 FDI 之间的内在联系,本文首先运用空间自相关分析,提出 FDI 对金融业发展具有反向作用的假设;然后引入了衡量金融发展水平的变量金融相关率(FIR),建立计量模型并用 Eviews 进行实证检验。最后,本文对 FDI 对金融业发展的作用机制进行了探讨,认为存在着以产业集聚为中介的正效应和过量 FDI、低质量 FDI 的负效应。

**关键词:**FDI;金融业;实证分析

**【DOI】**10.12231/j.issn.1000-8772.2022.12.022

## 1 引言

自从上世纪 70 年代,随着国际间资本流动日趋加强,国际投资环境不断改善,外商直接投资(FDI)作为跨国资本流动的主要方式之一,开始流入拥有资源禀赋的发展中国家。而中国作为当今世界最大的发展中国家,在不断加强对外开放程度的过程中,成为了 FDI 的主要流入地。国内外的大量研究已经表明,FDI 从不同路径为中国的整体经济发展、经济结构转型等方面作出了重要的推动作用(石乐和金泽虎,2020<sup>[1]</sup>;邱春高,2021<sup>[2]</sup>),并且围绕 FDI 的研究从未停止,可见其意义之巨大。

而一个国家的整体经济发展是由不同产业经济的发展有机集合而成的,从基础的农业(肖欠欠,徐忠,李科勤,2021<sup>[3]</sup>)制造业(刘明,宋彦玲,2021<sup>[4]</sup>),到对于技术和管理水平有更高要求的服务业、高新技术产业,这些产业的发展都对国家的经济发展意义非凡。其中外商直接投资又是如何对这些产业的发展各自产生影响、产生怎样的影响,是值得我们深入探讨的问题。

在众多产业中,金融业为全世界第二大规模的产业。随着互联网的普及,金融资源在各国之间迅速流通,形成了全球金融活动网络,促成了金融机构的空间集聚与金融产品的专业化生产,以及资本的集聚,最终促进了金融集聚(谭蓉娟,郭宝琳,2021<sup>[5]</sup>)。在此状态下,汇集了有限的资本并进行优化配置,可以进一步促进该区域产业结构优化升级,推动经济高质量发展。

为了完善对于 FDI 对我国不同产业的各自影响的研究,促进我国金融业的高质量发展,实现金融业与实体经济协同发展,本文旨在探索外商直接投资对我国金融业发展的具体影响以及作用机制。

## 2 空间相关性分析与提出假设

从空间相关性的角度,笔者进行了数据收集与分析,得出了 FDI 以及金融发展水平在我国的空间集聚情况。

### 2.1 空间自相关检验

通过全局莫兰指数 I (Morans'I) 来衡量中国的 FDI (Y)与金融发展水平(X)是否存在显著的空间相关性。主要有三种情况:

当  $I > 0$  时,变量具备正空间自相关性,包含高-高集聚和低-低集聚;

当  $I < 0$  时,变量具备负空间自相关性;

当  $I \approx 0$  时,则表示空间分布是随机的,此时没有空间自相关性。

表 1 FDI 与金融发展水平的空间自相关指数表

变量	中文名称	Morans' I	E(I)	Sd(I)	Z值	P值
Y	外商直接投资	0.448	-0.034	0.121	3.977	0.00
X	金融发展水平	0.186	-0.034	0.118	1.870	0.061

由表 1 可知,外商直接投资(Y)的莫兰指数 I 为 0.448,大于 0 并且在 1%的水平上显著(P 值为 0),表明中国的 FDI 在空间分布上存在显著的空间正自相关性,也即存在着明显的空间集聚现象;同时,金融发展水平 X 的 I 值为 0.186,大于 0 并且在 10%的水平上显著,因而也存在着一定的空间集聚。

### 2.2 局域空间相关性分析

接下来笔者试图运用局域空间相关性指标(LISA)来衡量测度局部地区的空间相关性,从而判断空间上是否存在显著的集聚的情形,为提出合理的假设给与帮助。

我国的 FDI 高值集聚区为东部、中部的发达和较发达地区,这些地区基础设施完善,技术水平高,人才资源、

表 2 变量说明

变量	变量符号	变量衡量
金融发展水平	Y	金融相关率=年末金融机构本外币存贷款余额/地区生产总值
外商直接投资	X1	FDI的总量占GDP的比重
出口	X2	我国总出口额/GDP
财政支出	X3	财政总支出/GDP

资金充足,包括上海、浙江、江苏、山东等省份;低值集聚区为西部欠发达地区,包括青海、甘肃、宁夏、新疆等。

金融发展水平在区域空间分布上形成了以北京、上海、天津为中心的高金融发展水平集聚区,以山东、湖北以及东三省为中心的低金融发展水平集聚区。

### 2.3 提出假设

综合两者可以发现,金融发展水平的低值集聚区与FDI的高值集聚区存在重合现象。据此,笔者提出假设:外商直接投资对我国金融发展水平具有反向作用。为了进一步深入量化分析FDI对我国金融业发展的影响,本文将尝试建立计量经济模型进行实证检验。

## 3 FDI对我国金融业发展影响的实证检验

### 3.1 金融业发展水平的描述性阐释与数理性衡量

具体来讲,金融业的发展是多维度、多层面的,并且得益于国内外学者的研究,其衡量标准仍在不断发展更新之中。高汝仕(2021<sup>[6]</sup>)提出,金融业高质量发展应该采取五个标准:创新性、盈利性、服务性、结构性、安全性,创新性标准是金融业发展的动力,包括新的产品与服务研发、新的市场开拓;盈利性是指金融业的高效率要求,资本投入产出比的高低;服务性是指金融业服务到实体经济的程度;结构性是指优化市场、行业和金融产品结构;安全性标准是指降低贷款风险和其它金融风险。文淑惠和张诣博(2020<sup>[7]</sup>)将金融发展水平分解为了金融深化和金融效率,金融深化包括融资功能加强和信贷规模扩大,金融效率主要是优化资源配置。

本文引入的衡量金融业发展程度的被解释变量为金融相关率(FIR), $FIR = \text{金融机构存贷款年末余额} / \text{地区生产总值}$ 。

### 3.2 变量的选取及模型构建

#### 3.2.1 变量的选取

(1)被解释变量。金融发展水平(Y):利用金融相关率(FIR),即金融资产占GDP的比重来衡量金融发展水平。

(2)解释变量。外商直接投资占比额(X1):我国第t年FDI实际利用总额占GDP的比重,这是本文的核心解释变量。

本文选取出口占比额(X2)、财政支出占比额(X3)作为其他影响因素进行控制,其中出口占比额(X2)反映了

对外贸易状况;财政支出占比额为我国财政年度总支出占GDP的比重。

#### 3.2.2 模型的构建

本文选取了中国1993年-2019年的数据,运用Eviews统计软件对我国FDI对金融业的影响进行计量分析,各变量的数据来自《中国统计年鉴2020》及国泰安中国经济金融研究数据库CSMAR。根据以上影响中国金融业发展的因素,文章构建了如下计量模型:

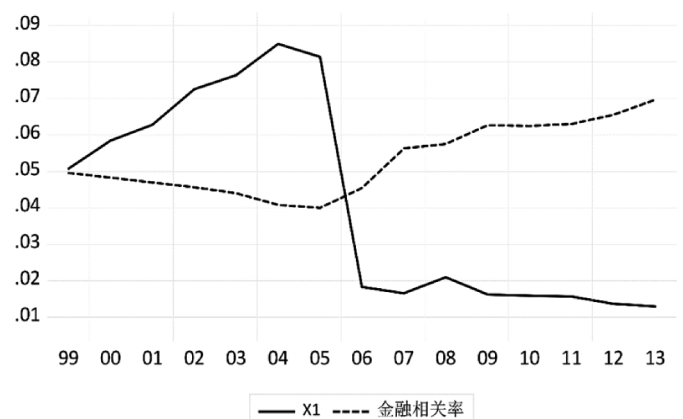
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

#### 3.3 图像分析

根据外商直接投资占比额与金融相关率两者的折线图(图1),X1与Y在总体趋势上具有对称性,一方增加的同时另一方减少,从总体趋势上验证了两者之间的反向关系。

#### 3.4 协方差分析

首先使用Eviews软件对Y与X1、X2、X3的相关性进行检验,通过表三可以发现,核心解释变量外商直接投资占比额X1与被解释变量金融发展水平Y的相关系数是-0.79,具有显著的负相关性。并且其相应P值小于0.01,可见在1%的显著性水平下,两个变量之间的相关程度能够很好的反映总体。



X1与Y的折线图

图1 外商直接投资占比额(X1)与金融相关率(Y)的折线图

#### 3.5 回归分析

使用Eviews软件,利用最小二乘法,对方程进行第一次回归,其结果如下表所示。表4所显示的方程的拟合优度以及修正的拟合优度较高,分别为0.93和0.92,表示方

表 3 协方差分析结果

Correlation probability	Y	X1	X2	X3
Y	1.000000 (-----)			
X1	-0.778638 (0.0000)	1.000000 (-----)		
X2	-0.368543 (0.0585)	0.224809 (0.2596)	1.000000 (-----)	
X3	0.755674 (0.0000)	0.437089 (0.0226)	0.125358 (0.5333)	1.000000 (-----)

表 4 回归分析结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	-9.40E-07	2.5E-07	-3.831271	0.0009
X2	-0.016441	0.01477	-1.113498	0.2770
X3	1.64E-07	1E-08	15.95205	0.0000
C	0.055551	0.00324	17.12887	0.0000
R-squared			0.930004	
Adjusted R-squared			0.920874	
F-statistic			101.8627	
Prob(F-statistic)			0.000000	

程能够解释的部分占到了 90%以上。

### 3.6 多重共线性诊断及修正

结合相关性分析表(表 3)以及回归分析表(表 3)可以发现,解释变量之间具有一定程度的相关性。F 检验在 1%的水平上显著,即回归方程总体线性显著;而在 1%水平上 X1 和 X2 的变量显著性检验(t 检验)没有通过。

由此方程极有可能存在多重共线性,采用修正 Frisch 法对其进行检验与修正。

#### 3.6.1 对 Y 分别关于 X1, X2, X3 作最小二乘回归,得

$$(1) \hat{Y} = 0.070716 - 0.390495X_1$$

$$(27.90118)(-6.204544)$$

$$R^2 = 0.606277, \bar{R} = 0.590528, DW = 0.608438, F = 38.49637$$

$$(2) \hat{Y} = 0.077518 - 0.083065X_2$$

$$(7.826153)(-1.982244)$$

$$R^2 = 0.135824, \bar{R} = 0.101257, DW = 0.084322, F = 3.929293$$

$$(3) \hat{Y} = 0.020271 - 0.203290X_3$$

$$(2.972180)(5.768969)$$

$$R^2 = 0.571044, \bar{R} = 0.553886, DW = 0.157654, F = 33.28100$$

选择第一个回归方程(包含核心解释变量)为基本回归方程:

$$\hat{Y} = 0.070716 - 0.390495X_1$$

3.6.2 由于回归模型(3)的可决系数、修正可决系数、t 检验最佳,因此,在基本回归方程中加入 X3,对 Y 关于

X1, X3 作最小二乘回归,得

$$\hat{Y} = 0.041244 - 0.277949X_1 + 0.138122X_3$$

$$(7.104895)(-5.748356)(5.325245)$$

$$R^2 = 0.819525, \bar{R} = 0.804485, DW = 0.720874, F = 54.49116$$

可以看到,加入 X3 后,可决系数和修正可决系数都有所增加(0.60→0.82, 0.59→0.80),参数估计值的符号也正确,符合经济意义检验,并且没有影响系数 X1 的显著性,所以在模型中保留 X3。

#### 3.6.3 综上所述,得到 Y 关于 X1 和 X3 的回归方程

$$\hat{Y} = 0.041244 - 0.277949X_1 + 0.138122X_3$$

该模型中系数均显著且符号正确,是理想的回归方程。

利用 Eviews 软件,进行了图形绘制、协方差分析、回归分析、多重共线性检验与修正,得出最终的拟合方程: $\hat{Y} = 0.041244 - 0.277949X_1 + 0.138122X_3$  从计量角度实证了我国外商直接投资对金融业发展的反向作用。

### 4 FDI 对我国金融业发展的影响的作用机制分析

与一般观念相反,经过空间自相关分析与假设、计量经济学实证分析,笔者得出了 FDI 与我国金融业发展具有反向关系的结论。那么这一反向关系的产生原因与作用机制是怎样的呢?结合相关理论知识,笔者尝试进行了如下解释。

#### 4.1 以产业集聚为中介的正效应

首先需要肯定的是,FDI 对我国的金融业发展,是存在一定的正效应的。这种正效应,主要是以产业集聚为中介发挥作用的。细分而言,包括技术进步效应和市场需求效应。

##### 4.1.1 技术进步效应

在科技革命和产业变革的世界背景下,金融科技迅速发展,开发了如手机银行、第三方支付、数字货币等新兴金融领域,从而实现金融业的技术进步。

金融服务业跨国公司往往拥有更先进的技术和管理水平,在进驻中国市场后,由于企业并购、劳动者流动等等因素,其先进的技术、管理也会随之进入本地企业,从而降低了国内企业的创新成本和风险,优化资源配置,提升国内金融服务水平,加速技术进步和行业发展。

同时,产业集聚作为中介的间接效应也不可忽视。随着国内的技术进步,劳动力、自然资源不再是我国的禀赋,外商直接投资也不再是将国内的传统产业(如传统手工制造业)、重污染产业(如化工业、造纸业、纺织业)移入我国,而是考虑到我国完善的基础设施以及先进技术,愿意将技术密集型、资本密集型产业转移进入我国已经拥

有先进技术、完善基础设施以及充足资金的地区,在利用这些资源的同时也反向促进了资本的高效运转和技术的加速发展,实现规模效应以及产业集聚。产业集聚会产生外溢效应,这种外溢效应包括信息技术、知识水平等生产力的溢出,而这些都是金融业——技术密集型产业的发展所必需的。因而外商直接投资促进了产业集聚的形成,从而带来技术溢出效应,推动了我国金融业的发展。

#### 4.1.2 市场需求效应

产业集聚会增加对金融服务市场的需求,这种需求不仅仅是数量上的增长,更多的是对金融产品多样化以及金融服务的高质量、专业化的需求。而黄解宇(2011<sup>[8]</sup>)认为金融集聚是需求诱导的,因此产业集聚带来的需求会激发金融机构创新活力,努力提供多样化金融产品和服务,促进金融业的高质量发展。

#### 4.2 负效应

本文从 FDI 的质与量的两方面对外商直接投资的负效应分别进行了大胆的猜想。

##### 4.2.1 过量 FDI 的挤出效应与替代效应

虽然改革开放以来,中国的经济飞速发展,产业结构优化升级,但是金融体系不够完善,信贷资源未能较好分配。我国金融结构以国有银行为主导,风险相对集中,银行作为民营企业的主要借贷对象,其融资渠道以间接融资为主。银行这类金融机构对资金的安全度要求较高,而民营企业资产信用不确定性较大,资信评估工作难以系统展开,结果就是,中小民营企业因为很难获得充足资金而使得发展变得困难。

在无法向国内银行贷款取得充足资金的情况下,国内企业就会扩大外资,这就会涉及外商直接投资。

但是 FDI 的效果并不是与 FDI 的引进量成正比的,其必然存在一个边际效益为零的临界点。如果盲目扩大外资,必然会产生负效应。甚至这种负效应会在 FDI 达到一定规模时超过正效应。

一方面,资金过于充足,就如同自然资源的过于充足,会使企业产生经济“惰性”不能有效吸收 FDI 技术成果,无法将其转化为现实生产力,只关注了外商授予的“鱼”而忽视了“渔”,这对技术进步非常不利;另一方面,FDI 也会替代国内金融机构的金融活动,国内银行等的储蓄吸纳能力会因此降低,期货公司、信托公司等等金融机构业务减少,转化国内资本效率降低,不利于国内金融活动的正常运行。

##### 4.2.2 低质量 FDI 对整体经济环境的影响

回顾正效应的理论分析,其主要是以高质量的 FDI

的流入为前提的。然而,我国虽然有部分地区实现了充分的全面的发展,还是有更多地区的发展是不全面的,存在着相关制度不完善、基础设施落后、资金不充分等亟须解决的问题,因而 FDI 的完全高质量极难保证。更多容易引进的低质量 FDI 存在着高能耗、高污染的特点,并且技术外溢效应很低。这类 FDI 的负效应大于正效应,环境破坏、资源消耗大大阻碍了经济的可持续发展。而金融业在经济发展滞后的环境下,也无法得到很好的发展。

#### 5 结束语

尽管突发事件对 FDI 造成了一定的冲击,但是经济全球化的趋势必将不断加强,因而外商直接投资的发展也是大势所趋。但是唯有实现高质量、高标准的 FDI 发展,才能促进 FDI 与金融业的协同进步,才能更好地服务于国家整体经济的发展,最终实现世界各国的经济合作和可持续发展。

#### 参考文献

- [1]石乐,金泽虎.FDI 影响经济的效应机制、实证检验及对策分析——以安徽省为例[J].宜春学院学报,2020(8):46-57.
- [2]邱春高.外商直接投资与福建省经济增长的关系——基于 VAR 模型的实证分析[J].龙岩学院学报,2021(5):112-117.
- [3]肖欠欠,徐忠,李科勤.FDI 对我国农产品加工业的影响研究[J].东北农业科学,2021,46(5):126-130+135.
- [4]刘明,宋彦玲.中西部地区 FDI 是否促进了承接东部制造业转移——基于 FDI 质量视角[J].国际贸易问题,2021(9):88-104.
- [5]谭蓉娟,郭宝琳.金融集聚与产业集聚相互作用的机制与路径:以珠三角制造业为例[J].广东财经大学学报,2021(5):103-112.
- [6]高汝仕.金融业高质量发展的评价标准探析[J].技术经济与管理研究,2021(10):81-85.
- [7]文淑惠,张诣博.金融发展、FDI 溢出与经济增长效率:基于“一带一路”沿线国家的实证研究[J].世界经济研究,2020(11):87-137.
- [8]黄解宇,杨再斌.金融聚集论:金融中心形成的理论与实践解析[M].北京:中国社会科学出版社,2006.

作者简介:石亦晗(2000-),女,汉族,江苏泰州人,本科在读,研究方向:国际经济与贸易。