doi:10.3969/j.issn.1003-5559.2022.06.011

FDI对印度商业银行信用风险影响的研究及启示

■ 刘 辉 河南财经政法大学

摘 要:外国直接投资的不断流入,跨境资本数量与规模的不断攀升,对于商业银行的信用风险造成了一定影响。1990年以来的改革使印度经济开启了迅速的发展,外国直接投资的存量及其相关产出在金融领域也迅速增加。基于1990年至2019年的数据,对外国直接投资规模的变化对印度商业银行信用风险的影响进行实证研究。本文在利用柯布道格拉斯函数的基础上,加入其他变量进行研究。研究表明,外国直接投资与印度商业银行的信用风险呈正相关,随着外国直接投资的增加,商业银行的信用风险将会上升。与之相对的,对外直接投资的增加会降低商业银行的信用风险。基于此结论,本文从宏微观角度对商业银行经营的稳定性方面提出建议。

关键词:印度;商业银行;FDI;信用风险

在过去几十年里,外国直接投资(FDI)已成为包括印度在内的发展中市场的外部融资的主要来源。自印度改革以来,外来直接投资的重要性也日益凸显。在亚洲发展中国家地区,作为亚洲经济群和金砖国家的主要参与者,印度近些年来发展迅速,甚至在2015年成为世界范围内发展最快的发展中国家经济体,成为新兴经济体中的领跑者。《世界营商环境报告2020》显示,印度在世界范围内的营商便利指数排名从2015年的第142名次升至2019年的第63名,营商便利程度得到了极大提高。此外,从20世纪90年代到21世纪初,印度的GDP增长率一直保持在年均5.9%,而这一增长速度在21世纪前十年提升至6%。在莫迪执政的2014-2018年期间,印度GDP增长率分别为7.4%、8.2%、7.1%、6.7%和7.3%,年均增速达7%以上,在大型经济体中位列前茅,其经济形势也趋于稳定,波动区间逐渐收窄。

印度经济的发展以多种方式不断体现,其中外国直接投资流入的短期迅速提高是重要指标之一。近些年来,印度经济展现了蓬勃的活力。在2016-2017年间,印度外国直接投资以9%的比率增长,这一增长率创造了历史记录。2020年世界投资报告中的数据显示,印度全年外来投资流入510亿美元,相较2018年的420亿美元投资额大幅增加。基于联合国贸易与发展会议(UNCTAD)公布的数据,印度的外国直接投资(FDI)从1990年的不到20亿美元激增至2019年的643.7亿美元,而这一期间印度外国直接投资数量的巨大飞跃得益于其经济改革政策,而同时外国直接投资为印度经济的巨大增长做出了不可磨灭的贡献。

外国直接投资的安全性与一个国家的金融稳定性密切相关。商业银行是金融系统中不可或缺的组成部分,信贷风险也是银行最常见和出现频率较高的风险类型。那么在印度的经济改革后,有着大量外来资本涌入的印度商业银行,其信用风险是否会受到影响?这是目前理论界研究较少且一直关注的问题。

一、FDI对东道国商业银行信用风险研究综述

(一)国际收支角度

国内外已经有许多学者就外商直接投资的流入对东道国的金融风险的影响做了研究。部分学者的发现佐证了由于外商直接投资资金本身的不稳定,东道国内的金融风险可能会因此而受到影响这一观点。潘素昆(2007)的研究发现FDI与国际收支危机相关联,在一定程度上加剧了国家经济的脆弱性,给予了金融危险的生长空间,进而有可能导致金融危机。学者钟亮在其2010年的研究中也证实了这一观点。学者徐新华和陈洋林(2010)发现FDI的流入对于外汇储备造成了影响,进而放大

[作者简介]刘辉(1998—),男,经济学硕士,河南财经政法大学助教;研究方向:世界经济、国际金融。

了金融危险发生的可能性，并提出了加强FDI与外汇储备管理以防范金融危机。另外，关秀丽(2004)的研究指出，基于外资进入东道国的方式、影响要素、投资的主体不同，所可能引发的金融风险也会有所差异。

（二）投资安全角度

国内外关于外资流入对于投资安全的研究较少，王春燕在其2018年的研究中通过线性回归模型证明莫迪政府实施的FDI政策改革对于外来投资的流入起到了极强的促进作用。其中一半以上的外资在印度实现了无需政府审查即可进入印度市场。然而，根据束逸宁(2021)的研究，资本的无限制流入会使得国内信贷膨胀，从而对银行体系的稳定性产生影响。因为资本的大量流入往往会导致信贷占GDP比重的增加，也就意味着不良贷款的增加。因此对于外资的过度流入对银行体系稳定性的影响问题也是一个需要亟待解决的问题。

（三）国家金融稳定角度

外国直接投资的安全性与一个国家的金融稳定性密切相关。现有文献中已有部分学者对外国直接投资对金融稳定性的影响进行探究。从Taylor的研究中(2004)，我们从蒙代尔-弗莱明模型的传统理论出发，可知货币会因跨境资本的流入而升值，同时伴随着净出口与产出的下降，最终引发银行信贷的混乱。在Bruno & Shin(2014)、Gourinchas & Obstfeld(2012)的研究中证实了外来资本流入导致币值上升与银行信贷规模扩大、风险加剧有着正相关性。在何国华和李洁(2018)、温兴春和梅冬州(2020)的研究中，通过利用DSGE模型进行模拟，发现外来资金的流入与上升的金融道德风险及风险偏好有着因果关系。何国华和陈晞(2020)通过探究金融稳定与外来资本流动发现，大范围的资本流入或流出都会使得金融体系的不稳定性加剧。一些研究表明，在发生大范围跨境资本流动时，对于金融发展尚未完善的国家，其发生金融动荡甚至金融危机的可能性极大(Caballero & Krishnamuethy，2006；Reinhart，2008)。而这一现象的原因在Broner & Ventura(2010)的研究中被归纳为：新兴经济体金融制度与市场体系的不完善，决定了其对于风险危机处理能力的不足，导致了金融泡沫和风险的多发。相应地，外来资本流动波动的减缓、金融风险的降低需要随着金融制度、市场体系的完善而缓解(Park & An，2012)。熊衍飞(2015)在通过构建GMM模型后，研究得出，从长期结果看来，外来资本的流动会提高欠发达国家的经济发展波动，但降低发达国家的波动。

在国外学者方面，对于外国直接投资在金融发展中的影响的研究也相对比较全面。国外学者Choong(2012)通过广义矩估计(GMM)面板数据分析，发现有强有力的证据表明外国直接投资流入与其金融表现之间存在正相关关系。然而，学者Moshirian通过分析1975年至1995年间71个国家的群组数据发现，强有效的监管会吸引更多的投资者，进而带动金融服务的发展。根据Chakraborty and Nunnenkamp(2008)两位学者的研究，他们利用格兰杰因果关系检验，发现无论从短期和长期来看外国直接投资和金融产出之间存在正向的反馈效应。学者Ang的研究(2009)表明，从长期来看，外国直接投资和金融发展呈正相关，并在长期过程中通过金融发展增强了外国直接投资对产出的影响。

（四）信贷风险角度

然而，有些学者对FDI是否必然会催化金融风险的观点持有不同的意见。中国学者郭芳(2010)认为，现有的文献并未就外商直接投资和金融风险之间的相关性和长期关系做出充分的研究，她认为FDI的流入可能会催化金融风险的出现，但二者之间并没有必然联系。国外学者Afanasyev(2004)利用来自99个国家的数据，调查了金融部门及其银行业和股票市场之间的关系，结果表明，金融部门的增长对外国直接投资的变化也有积极的影响。他的研究表明，没有直接证据证明外国直接投资与金融风险的增长之间存在明显的因果性关系。国内关于外国直接投资溢出与印度金融部门之间的关系的研究较少，尤其是外国直接投资与商业银行信贷风险之间的联系。随着上世纪90年代后大量外国直接投资流入印度和印度银行业的改革，对外国直接投资如何影响商业银行信贷风险的担忧正逐渐成为一个重大问题。同时，现有的研究主要集中在外国直接投资与经济增长上，缺乏关于外国直接投资与信用风险之间关系的研究。随着印度比以前更关注外国直接投资，以及它对全球投资环境

的重要性日益上升，投资者和东道国更需要加强信用违约风险管理，这对投资者和印度金融市场都很有帮助。因此，探索外国直接投资和信贷之间的联系是相当重要的。

1. 关于外国直接投资流入降低信贷风险。以直接投资的角度来讲，直接投资资本的流入与银行信贷风险反向而行。其一，直接投资的流入带来了更多资金，创造了更多就业机会，推动了当地经济增长。其二，直接投资的流入也带来了东道国更为完善的企业管理经验及技术，从而带动原有经济结构的转型升级。以金融（证券）的角度出发，外来直接投资的增加，提升了金融领域的流动性。然而，大量外来投资的进入，也迫使金融监管的要求进一步提高。一方面制度的亟待完善，监管水平的亟待提高；另一方面，资金的增多使得设施、制度不断完善，同时也降低了市场违规行为发生的比率，降低了交易风险。

2. 关于外国直接投资流入加剧信贷风险。跨境资本的流出流入以及流动的频繁程度都会给信贷风险的加剧提供契机。一般情况下，外来直接投资通过以下渠道加剧信贷风险。第一，资本的大量流入会直接或间接地诱发信用贷款总量的上升，与之相伴的就是金融市场投机，从而导致证券、股票价格的起伏，最终银行会失去对于风险判断的能力，导致银行风险。第二，资金的流入引起国家币值波动，导致银行净资产损失。第三，货币供应量的增加，导致利率降低，银行收入下降，高风险高收益产品偏好提升增加，银行风险加剧。

（五）产业链健康发展角度

发展良好的金融部门将有利于经济，许多关于印度外国直接投资的研究主要集中在讨论外国直接投资带来的经济效益，赵建军在其2001年的研究中发现外资对于印度国内生产总值增长的促进作用明显，另外外资还能优化国内产业构成，完善工业种类。同样，外国投资还被视为推动科技发展的“马车”，通过与当地企业的技术合作带动了当地科技的进步。另外，先进的企业文化也会伴随着外国公司的进入而被当地公司所学习。外国企业的先进文化与印度当地的传统文化相结合，对于印度经济的发展具有积极的推动作用，推动当地产业升级转型。

二、印度多举措改善外商直接投资环境

为加强与其他国家的国际合作，推动印度经济向全球化范围内拓展版图，改革伊始印度政府奉行“经济+外交”政策，以此实现经济的改革。“经济+外交”主要涉及两个层次，其一是以经济为主要方式在国际交往中攫取利益；其二是以外交为主要方式谋求政治利益。随着经济全球化的加深，在改革后期莫迪执政时代，外资在经济发展中逐渐被重视起来。为营造良好的外商投资环境，印度政府从以下几个方面为外资发展创造条件：

（一）放松对于经济管制的力度

第一，拓宽投资领域吸引外资进入，除博彩、烟草、核能、铁路建设、房地产建设等行业，几乎全面放开外资准入限制。二是将外资项目进入审批流程进行简化，提高外资准入审批效率。三是放松外资限额，提高行业外资比例，同时政府主导改革税制。这一系列措施极大地改善了印度营商环境，促进了外资的进入与发展。

（二）利用地缘关系，加强与不同国家的多层次合作

“经济+外交”政策实质上是以政治带动经济，2010年以来印度政府加强与不同国家包括欧盟、亚太地区之间的政治联系，尝试以政治外交带动对印投资，推动了其他国家与印度的经贸合作，从而推动了外资的进入。自2014年莫迪执政以来，为增强印度外资投资吸引力，特别设置快速投资通道，典型的例子为印度与日本达成的“日本+”（Japan Plus）协议，在该协议下印度对日本投资进行了全方位的推动。

（三）立足本国特色，调整经济结构和产业结构

第一，实施“GST”税制改革，去除企业多年来“多重征税”的困扰，降低交易成本，使得产品流通结构得以优化，促进印度国内统一市场的形成。第二，对行政体制的弊端予以纠正，改善官僚腐败制度。2017年5月，外国投资促进委员会（FIPB）被宣布废除，标志着印度外资进入便利环境的极大改善。

总的来说，监管环境和获得外国直接投资过程的一直放宽，为经济改革营造良好的氛围，为经济

表1　数据选取与来源

变量性质	变量	经济意义	单位	数据来源
被解释变量	DOD	商业银行的未偿贷款=公共机构及其担保未偿贷款+个人无担保未偿贷款	美元	世界银行
解释变量	IFDI	外国直接投资占比=IFDI/GDP	百分比	世界银行
	OFDI	对外直接投资占比=OFDI/GDP	百分比	世界银行
控制变量	OPEN	国际贸易发展=(货物和服务进口额+货物和服务出口额)/GDP	百分比	世界银行
	TECH	技术进步=高技术出口额/制成品总出口额	百分比	世界银行
	LABOR	就业总人数=劳动力总人数*(1-失业率)	百分比	世界银行＆国家劳工组织

发展创造了有利条件。

三、模型设计

(一)数据选取与来源

根据学者与研究者对被投资国商业银行信用风险的探讨与总结，笔者假设资本投入、劳动投入、对外开放和技术进步，都会从宏观层面影响商业银行的贷款额度与信用风险。

1.被解释变量。本文以商业银行表内未偿贷款作为被解释变量，根据数据收集的客观性及便利性，本研究中使用不良贷款率作为信用风险的代理变量。一般情况下，不良贷款率是指总贷款中不良贷款所占的比重，被用来反映信贷资产的稳定状况。不良贷款率的值越高，表明银行信贷资产越不稳定，信贷风险也随之升高。一般情况下，由于货币政策一般较为稳定，当商业银行未偿贷款总额提高时，相应风险敞口也在扩大，代表该年度内商业银行的预期损失在增加(预期损失=违约率*风险敞口*违约损失率)，信贷风险会随之提高。

2.解释变量。在现有的文献中，总量规模法被多数学者所青睐，用于衡量跨境流动资本，其主要原理是利用资本的流入与流出所占名义GDP的占比。在本文中，从直接投资规模的角度衡量跨境流动资本，直接投资规模即直接投资的总流入与流出量所占GDP的比率。

3.控制变量。本文从宏观角度选择了控制变量。宏观层面，控制变量选择了国际贸易发展(OPEN)、技术水平(TECH)、就业水平(LABOR)。同样，笔者假设国际贸易的增减也会影响商业银行的贷款情况，能够反映从事国际贸易的企业对商业银行的贷款及还款情况。通过借鉴学者李靖(2011)的做法，本文选取印度的进出口额占GDP的比重来表示印度的对外开放程度。该指标能反映一国对外的交易量以及国外市场对其重要程度。本文中的进出口额占 GDP 的比重为“货物和服务进口占GDP 的比重”与“货物和服务出口占GDP的比重”之和。科技作为第一生产力，技术进步可以提高企业生产效率，进而对商业银行的贷款情况产生影响。本文采用“高技术出口占制成品出口的百分比”作为技术进步的代理变量。个人无担保贷款是商业银行未偿贷款的最重要部分，常年占总未偿贷款额度的80%以上，因此就业人口数量的增减对于商业银行未偿贷款也有重要的影响。本文用印度劳动力总人数*(1-失业率)算得总就业人口，作为就业总人数的代理变量。本文所有的数据均选自印度1990-2019年的数据，数据来源为世界银行和国际劳动组织。

4.资本包括国内资本和国外资本，国外资本的流入可以看作对于本国资本的增加。根据以往学者的研究分析，资本的增加可以推动本国的经济发展，进而对商业银行的公共机构及其担保贷款产生影响。在国外学者方面，对于外国直接投资在经济发展中的影响的研究也相对比较全面。在学者Gural的研究中得出了一个国家或地区的经济增长受到了其外来直接投资的正向影响的结论。另外学者Fujimori、Sato的研究表明，印度外商直接投资在一定程度上增强了印度制造业的溢出效应，进而促进了印度的经济增长。综合所述，外商直接投资的流入一定程度上可以加快印度经济增长。因此，预计一国资本增加对被投资国经济存在正效应。而印度对外投资也可能产生溢出效应，对本国产业

表2　描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
IFDI1	30	18050000000	17720000000	73537638	50610000000
IFDI2	30	1.216	.848	.03	3.62
OFDI1	30	5780000000	6534000000	-11000000	19260000000
OFDI2	30	.396	.473	.01	1.61
EXT/GDP	30	16.448	5.707	7.05	25.43
IMT/GDP	30	18.875	7.317	8.45	31.26
open	30	35.322	12.992	15.5	55.79
tech	30	24.3	5.759	16.09	34.07
Total labor	30	420800000	55745826	316600000	494300000
Unemployment	30	5.564	.126	5.28	5.72
labor	30	39740000000	5279000000	29930000000	46780000000

的发展产生影响，进而影响对商业银行的贷款及还款情况。本文用外国直接投资占比IFDI和对外直接投资占比OFDI作为资本的代理变量。

（二）模型设定

$$DODt = c + \beta 1*IFDIt + \beta 2*OFDIt + \beta 3*OPENt + \beta 4*TECHt + \beta 5*LABORt + Ut$$

如上所示是根据上文总结所得到的待估计模型，其中c是截距项，U是残差项，β1~β5代表待估计系数。为了消除异方差性，本文将所有的变量进行对数处理，对于模型进行调整，调整如下：

$$LNDODt = c + \beta 1*LNFDIt + \beta 2*LNOFDIt + \beta 3*LNOPENt + \beta 4*LNTECHt + \beta 5*LNLABORt + ut$$

（三）实证结果及分析

描述性统计分析

表2为实证变量的描述性统计结果。IFDI1表示外来直接投资的数量，IFDI2表示外来直接投资占GDP的比重。OFDI1表示对外直接投资的水平，OFDI2表示对外直接投资占GDP的比重。EXT/GDP表示货物和服务出口占GDP的比例，IMT/GDP表示货物和服务进口占GDP的比例。从表中的数据可以看出，外来直接投资最大值为50610000000，最小数值为73537638，对外直接投资最大值为19260000000，最小值为负（-11000000）。外来直接投资的净增长量大于对外直接投资的净流出量，总体表现为资本流入。从1999年至2019年，印度商业银行的外来直接投资呈增长趋势。

（四）实证结果分析

为了保证序列的平稳性，排除“伪回归”现象的出现，在建立模型前必须进行平稳性检验。伪回归是一组非平稳时间序列之间不存在协整关系时这一组变量构造的回归模型中可能出现的一种“假回归”，因此非平稳序列的建模结果不能作为可靠的研究成果。对于时间序列平稳性的检验，常见的检验方法是单位根检验和自相关函数检验，本文采用ADF（AugmentedDickey-Fuller）单位根检验方法对所有变量进行单位根检验，其结果如表3所示。根据P值可见，所有变量的原序列均不平稳，因此不能够用原序列建模。但是经过一阶差分后均趋于平稳，对于这种“一阶单整”序列，只要能够通过协整检验，那么也能够建立多元线性回归模型。

表3　ADF单位根检验结果

变量	ADF检验值	5%临界值	P值	结论
LNDOD	-1.576669	-3.632896	0.7692	不平稳
（LNDOD）	-4.148347	-3.580623	0.0149**	平稳
LNIFDI	-2.010362	-3.574244	0.5715	不平稳
（LNIFDI）	-6.860548	-3.580623	0.0000***	平稳
LNOFDI	-1.765760	-3.574244	0.6950	不平稳
（LNOFDI）	-5.503972	-3.580623	0.0006***	平稳
LNOPEN	-0.274056	-3.574244	0.9876	不平稳
（LNOPEN）	-5.144764	-3.580623	0.0015***	平稳
LNTECH	-3.081763	-3.587527	0.1305	不平稳
（LNTECH）	-6.738825	-3.64963	0.0001***	平稳
LNLABOR	-2.068617	-3.580623	0.5400	不平稳
（LNLABOR）	-4.875807	-3.587527	0.0029***	平稳

注：*代表通过10%的显著性水平检验，**代表通过5%的显著性水平检验，***代表通过1%的显著性水平检验

表4 残差项的ADF单位根检验结果

变量	ADF检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P值	结论
u	-4.779379	-2.647120	-1.952910	-1.610011	0.0000***	存在协整关系

注:*代表通过10%的显著性水平检验,**代表通过5%的显著性水平检验,***代表通过1%的显著性水平检验

从表3的检验结果可以看出,根据P值,变量LNDOD、LNIFDI、LNOPEN、LNTECH、LNLABOR、LNOFDI的原序列均不平稳,因此不能够用原序列建模。而LNDOD、LNIFDI、LNOPEN、LNTECH、LNLABOR、LNOFDI得一阶差分序列是平稳序列。因为在对所有变量进行一阶差分后,整体情况趋于平稳。所以这些变量的序列是一阶单整,而这是检验协整关系的基础。

(1)协整检验

为了使方程能够真实地反映各变量之间的联系,变量之间需要有协整关系。从单位根检验中,得出上述变量都为一阶单整的结论,这充分满足了协整检验的要求。变量通过平稳性检验后,对其进行协整检验。本文将借鉴Engle-Granger 两步法进行检验,其原理为:

首先用OLS方法对模型进行回归,估计得出协整回归方程,随后对其残差项进行单位根检验,如果平稳则说明解释变量与被解释变量之间存在长期稳定的关系。

如表4所示是经过回归后的残差项ADF单位根检验结果,根据表中的结果表明:在1%的显著性水平下,残差项是平稳的,进而说明解释变量与被解释变量之间存在长期稳定的协整关系,即DOD和FDI之间是协整的,建模结果有效。

(2)多元线性回归

表5 多元线性回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-36.13758	22.43841	-1.610523	0.1204
LNIFDI	-0.133708	0.063067	-2.120110	0.0445
LNOFDI	-0.119087	0.042808	-2.781862	0.0104
LNOPEN	0.976515	0.246829	3.956248	0.0006
LNTECH	2.846131	0.312940	9.094822	0.0000
LNLABOR	1.981008	0.964408	2.054119	0.0510
R-squared	0.978147	Mean dependent var		24.85969
Adjusted R-squared	0.973594	S.D. dependent var		1.002706
S.E. of regression	0.162938	Akaike info criterion		-0.614043
Sum squared resid	0.637167	Schwarz criterion		-0.333804
Log likelihood	15.21065	Hannan-Quinn criter.		-0.524392
F-statistic	214.8510	Durbin-Watson stat		1.743333
Prob(F-statistic)	0.000000			

从表5中的数据可以看出,该模型调整后的拟合优度达到0.973594,代表被解释变量的97.3594%的信息量可以被这些解释变量所拟合,因此该模型的拟合结果与实际结果差距较小。表中可决系数的值为0.973594,可以看出回归曲线对观测值地拟合程度较好。从表中得出,F检验值为214.8510,P值显示为0.0000,通过了1%显著性水平下的F检验,这意味着被解释变量能够被解释变量较好地解释。同时,变量LNIFDI、LNOFDI、LNOPEN、LNTECH均通过了5%显著性水平下的T检验,而LNLABOR通过了10%显著性水平下的T检验,模型各变量的显著性较好。因此,根据上述结果,将模型回归结果总结如下:

$$LNDOD_t = -36.13758 - 0.133708*LNIDFDI_t + 0.976515*LNOPEN_t + 2.846131*LNTECH_t + 1.981008*LNLABOR_t + U_t$$

从新的模型中可以看出,IFDI的系数项为-0.133708,则IFDI每增加1%则DOD减少0.1333708%,这意味着IFDI的增加有利于印度商业银行未偿债务的降低,外国资本的流入使得印度实体企业得到融资,从而减少了对商业银行的未偿贷款。OFDI的系数为-0.119087,代表OFDI每增加1%则DOD减少0.119087%,这意味着OFDI有利于印度商业银行未偿债务的降低,印度对外直接投资可以从境外银行得到融资,OFDI的提高减少了对境内商业银行的未偿贷款,降低了商业银行的信用风险。OPEN的系数为0.976515,这代表OPEN每增加1%则DOD增加0.976515%,意味着国际贸易发展的加快会导致印度商业银行未偿债务的增加。TECH的系数为2.846131,这代表OPEN每增加1%则DOD增加2.846131%,意味着技术进步会导致提升印度商业银行未偿债务的数量。技术进步导致企业融资需求上升,银行借贷规模上升,进而导致银行未偿贷款的增加。LABOR的系数为1.981008,这代表劳动力数量每增加1%则DOD增加1.981008%,意味着劳动人口的增加会带动印度商业银行未偿债务的上升。

(五)误差修正模型

通过误差修正模型把外商直接投资的短期行为

与长期变化建立联系，可以增强模型的精确度。修改后的误差修正模型结构如下：

$$LNDODt = C + \beta_1 * LNFDIt + \beta_2 * LNOFDIt + \beta_3 * LNOPENt + \beta_4 * LNTECHt + \beta_5 * LNLABOR + \beta_6 * Ut - 1 + et$$

误差修正模型将原残差项的滞后一阶作为解释变量进行OLS估计，其回归结果如下：

$$LNDODt = 0.103905 + 0.005135 * LNIFDI - 0.026144 * LNOFDI + 0.190327 * LNOPEN + 1.051998 * LNTECH - 2.675472 * LNLABOR - 0.432979 * ut - 1$$

由修正后的模型可以看出，在短期内，不仅自变量的变化会对DOD的变化产生影响，同样地，上一期DOD与均衡水平之间的差异也会对 GDP 的变化产生影响。数值-0.432979代表若上期 GDP 偏离长期均衡状态，则本期会对偏离进行修正，修正强度为43.2979%。

四、研究结论与政策建议

（一）实验结果

通过将各变量回归分析并建立最终模型，我们得出印度FDI对商业银行的信用风险存在一定的影响。回归结果表示，IFDI每增加1%则DOD就会降低 0.133708%，OFDI 每增加 1%则 DOD 就会降低 0.119087%，FDI的流入能够缓解印度商业银行的信用风险。就当前的结果而言，FDI的流入能够缓解印度商业银行的信用风险。但同时由于模型设置的局限性以及所加入变量极为有限，此结果也需要进一步的探究。由于影响该模型的因素比较复杂，但对该模型的研究只加入有限变量，所以，本文将在后续的研究中对本文的问题进行进一步的分析。就当前结果对于印度外资的引进及政策的调整整理出一些建议，又因为印度和中国的银行系统在某种程度上有类似之处，笔者希望也能对我国外资流入给银行业带来的风险控制提供一些经验。

（二）政策建议

从金融系统上讲，印度和中国的银行系统在某些方面有共同之处，都是以国有银行为主导地位，中小银行及农村银行等为辅。从银行分布上讲，印度城市、乡村数量众多，与之相应的，印度城市、农村中布局有数量较多的城市银行、乡村银行，而这一情况与中国近似。从经济因素上讲，印度和中国同为金砖五国成员，都是发展中国家，都仍处在经济快速发展阶段，经济体量、经济质量、发展目标及人口情况都有值得互相借鉴的地方。

发展中国家应将外资的引用流程程序化、专业化，提高外资利用程度，是保障一个国家金融安全的重要措施。应从以下几个方面入手：

第一，从政策角度来讲，外商直接投资的引入带来更多的发展机会，但过度的外商直接投资流入影响金融安全，威胁本土国家银行系统安全；从影响层面上讲，FDI对于银行系统信用风险的具体化研究还不够到位，应加强FDI对信用风险的研究，从而降低外资过度流入的风险。主要手段为以下几点：建立健全关于外商投资流入准入的法律法规，加强对于外资的监管力度、执法力度，可以有效排除企业经营过程中出现的人为干扰，也有助于提高外国投资者的信心；加强外资流入过程中本土资本的保护，外商直接投资的大量流入必然会冲击本土企业的发展，以最大限度发挥外资的正向溢出效应的同时确保给予本土企业切实的公平竞争条件，形成良性竞争，才能实现中国经济的健康发展。

第二，对于外商投资的动态要进行严密的监管。当FDI直接进入金融市场后，极大可能会通过投机行为短期内谋求利益，而这种行为严重危害了金融市场的稳定。因此，建立完善的动态监管机制尤为重要。在外来直接投资的利润留用方面，既要加强利润外流的分析，又要衡量总体利润及平局利润变化，从总量上掌控流出的数额。对于外资企业违章经营行为，如果置之不管，外资引进的效果都会大打折扣，因此外资应是引进与监管并重。

第三，完善本国外资结构，避免因国家外资比重过大带来的风险，在引进外资时做到多元化。在引进外资的同时也可以实现人才、先进技术、管理经验的学习，防止本国经济被外资所控制，实现经济可持续健康发展。

综上所述，对于中国而言，印度外商直接投资与商业银行信用风险的研究是有借鉴意义的。研究印度的经验和教训可以为我国金融稳定的实现提供重要的参考价值，可以为中国未来的经济转型、产业升级、对外投资提供历史经验。同时，研究印度外商直接投资和商业银行信用风险在一定程度上推动“一带一路”在印度的发展进程，帮助中印两

国在政治经济合作方面打开突破口，进而为金砖国家组织、上海合作组织、亚洲基础设施投资银行等国际平台搭建中印之间经济互补发展的桥梁。▲

参考文献：

[1]潘素昆.FDI会引发发展中国家金融危机吗?[J].云南财经大学学报,2007(5):56-61.

[2]钟亮.国际直接投资(FDI)与我国金融风险探讨[J].现代商贸工业,2010(13):130-131.

[3]徐新华,陈洋林.我国FDI、外汇储备与金融风险[J].金融发展研究,2010(12):37-39.

[4]关秀丽.利用外资金融风险分析[J].资本市场,2004(9),32-42.

[5]郭芳.外商直接投资开放的金融风险[D].上海:华东师范大学,2010.

[6]赵建军.外国直接投资对印度经济发展的影响[J].湖南广播电视大学学报,2001(4):65-68.

[7]温兴春,梅冬州.金融业开放、金融脆弱性以及危机跨部门传递[J].世界经济,2020(10):144-168.

[8]何国华,陈晞.跨境资本流动会加大金融波动吗?[J].国际金融研究,2020(3):46-55.

[9]熊衍飞,陆军,陈郑.资本账户开放与宏观经济波动[J].经济学,2015(4):1255-1276.

[10]束逸宁.我国信贷规模与通货膨胀的关系研究基于货币数量论视角[J].经营管理者,2021(3):88-89.

[11]Ang,J.B.Financial development and the FDI-growth nexus:the Malaysian experience[J]. Applied Economics,2009(3):1595-1601.

[12]Broner F,Ventura J.Rethinking the Effects of Financial Liberalization[N].NBER Working Paper,2010(5),25-30.

[13]Bruno V,Shin H S. Cross-Border Banking and Global Liquidity [J].The Review of Economic Studies,2014(2):535-564.

[14]Caballero R J,Krishnamurthy A. Bubbles and Capital Flow Volatility: Causes and Risk Management[J].Social Science Electronic Publishing,2006(1):35-53.

[15]Choong, C. & Choong, C. Does domestic financial development enhance the linkages between foreign direct investment and economic growth?[J].Empirical Economics, 2012(3):819-834.

[16]Chakraborty,C.&Nunnenkamp,P.Economic Reforms,FDI, and Economic Growth in India:A Sector Level Analysis [J]. World development,2008(7):1192-1212.

[17]Fujimori, A. & Sato, T. Productivity and technology diffusion in India: The spillover effects from foreign direct investment[J].Journal of Policy Modeling,2015(4):630-651.

[18]Gourinchas P & Obstfeld M. Stories of the Twentieth Century for the Twenty-first[J].American Economic Journal: Macroeconomics,2012(1):226-265.

[19]Gural,A., Lomachynska, I. & Odesa I.I. Mechnikov National University, Ukraine,Fdi And Financial Development as Determinants Of Economic Growth For V4 Countries[J],Baltic Journal of Economic Studies,2017(4):59-64.

[20]Moshirian,F. Aspects of international financial services[J], Journal of Banking and Finance,2006(4):1057-1064.

[21]Park B,An J.Can Capital Account Liberalization Lessen Capital Volatility in a Country with Original Sin?[J]. Asian Economic Papers,2012(11):1-22.

[22]Pegkas,P.The impact of FDI on economic growth in Eurozone countries[J],The Journal of Economic Asymmetries, 2012(2):124-132.

[23]Reinhart C M.Capital Flow Bonanzas:An Encompassing View of the Past and Present[J].CEPR Discussion Papers, 2008(5):1-54.

[24]Reinhart C.Capital Inflow,Exchange Rate Flexibility and Domestic Credit[J].MPRA Paper,2013(11):51.

[25]Sunde,T.Foreign direct investment, exports and economic growth: ADRL and causality analysis for South Africa[J], Research in international business and finance,2017(4): 434-444.

[26]Taylor L. Exchange Rate Indeterminacy in Portfolio Balance, Mundell-Fleming and Uncovered Interest Rate Parity Models[J].Cambridge Journal of Economics,2004(2): 205-227.

[27]United Nations, World Investment Report[R].2020. http://www.ey.com/publication/vwluassets/ey- indian- single-brand- retail- poised- for- growth/$file/ey- indian- single-brand-retai.

[28]李丽旻.印度向外资全面开放煤炭市场[J].中国外资,2019(18):32-33.

[29]邢政君,陈波.印度外国投资国家安全审查制度及其影响[J].亚太经济,2019(4):71-78.

[30]肖进杰.21世纪以来印度投资壁垒现状、特征[J].经贸实践,2017(19):25-26.

[31]袁源.外资涌入印度“世界工厂”转移?[J].中国外资,2017(15):38-39.

[32]岳鹰.印度的外商投资准入政策及其对我国的启示[J].哈尔滨师范大学社会科学学报,2017(2):43-45.