

洗钱、FDI 与经济增长

——基于 56 个国家门槛效应的检验

高增安 陈聪颖

(西南交通大学经济管理学院,四川 成都 610000)

[摘 要] FDI 对经济增长的影响是国内外学者关注的热点问题,基于 56 个国家 2000–2015 年面板数据,以洗钱吸引力作为洗钱因素代理指标并以其为门槛变量探讨 FDI 与经济增长的非线性关系。实证分析表明洗钱因素作用下 FDI 对经济增长的影响为明显的“倒 U 型”双门槛效应,且该非线性关系在发达国家与发展中国家中表现不同。目前国际洗钱风险总体程度较高,少数洗钱吸引力较低的国家主要为发展中国家,国家经济发展程度较低为其洗钱吸引力低的主要原因,各国反洗钱监管仍需不断加强。

[关键词] 洗钱;FDI;经济增长;门槛效应

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2019.02.001

[中图分类号] F831 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2095-3410(2019)02-0005-14

一、引言

随着全球经济发展,各国经济交往密切,全球市场逐步形成一个世界性的商品、服务以及资本市场,FDI(Foreign Direct Investment)已成为各国经济发展的重要途径,是经济全球化的主要推动力。自 2008 年全球金融危机爆发到 2015 年经济逐渐回暖,全球外商直接投资也逐渐实现强劲复苏,FDI 流入总量增长了 1.76 万亿美元,其中跨国兼并和收购对全球 FDI 强力增长起到了主要作用。《2017 年世界投资报告》预计全球外商直接投资将在 2018 年将增至 1.85 万亿美元,数量庞大的 FDI 将对世界经济产生重要影响。

大量 FDI 必将产生大量洗钱犯罪活动,洗钱数量的增加又将伴随着犯罪率上升、犯罪集团发展壮大,对经济发展和社会稳定都将造成严重影响。目前洗钱活动不断在全球范围内扩大,已对世界各国的经济稳定以及社会安全造成严重危害。1996 年国际货币基金组织(International Monetary Fund,IMF)对全球每年洗钱规模的评估报告显示其值高达 0.59–1.5 万亿美元,相当于全球 GDP 的 2%–5%,2003 年 IMF 和世界银行将其修正为 2%–4%。Walker(1999)^[1]指出,全球每年洗钱规模数额可达到 2.85 万亿美元,Camdessus(1998)^[2]认为洗钱规模每年不

[基金项目] 国家社会科学基金项目“风险为本视域下中国自贸区反洗钱与反恐融资研究”(16XGJ001);重庆市人文社会科学规划项目“多中心理论视域下国际反洗钱监管协同治理体系研究”(18SKGH050)

[作者简介] 高增安(1965–),男,四川天全人,西南交通大学经济管理学院教授、博士生导师。主要研究方向:反洗钱与金融监管、服务经济、国际贸易。

断增加约 1000 亿美元。梅德祥(2015)^[3]研究发现全球洗钱规模在 2011 年已达到 1.07 万亿美元,其中流入中国的有 15.75 亿美元,我国 2011 年洗钱总规模达 568.2 亿美元。Schneider (2013)^[4]研究结果表明全球洗钱数额 2005 年比 1999 年增长了 36%,2009 年比 2005 年增长了 33%。巴塞尔政府机构(Basel Institute on Governance)自 2012 年以来发布的评估各国洗钱风险的巴塞尔反洗钱指数(Basel AML Index)显示,2017 年各国平均洗钱风险水平处于恶化阶段,按照 0-10 进行评分的 146 个国家的全球平均水平由 2016 年的 5.85 上升至 6.15。上述数据均表明目前全球洗钱活动不断增加,洗钱规模不断加大。

大量 FDI 的涌入对经济增长是否总是起到正面作用?洗钱因素是否造成 FDI 对经济增长的非线性关系?造成了怎样的非线性关系?不同类型国家在洗钱因素作用下,FDI 对经济增长是否有不同表现?目前各国洗钱风险形式怎样?面对洗钱因素作用,各国应采取怎样的反洗钱政策?对这些问题研究与探讨有助于进一步探究洗钱因素与 FDI 对经济增长影响的关系,有助于各国 FDI 政策与反洗钱政策的调整与完善。

二、文献回顾

一直以来,鲜有学者以洗钱视角研究 FDI 与经济增长的问题。Cooper R N(2005)^[5]认为 FDI 的其中一个动机是希望利用国家间资金的转移以掩盖其非法活动的根源,也就是洗钱。Perez 等(2012)^[6]通过东欧转型国家 2001-2003 年间面板数据,建立 Tobit 模型和 Probit 模型发现在国家投资区位选择以及规模方面,洗钱因素有明显的正向作用。Brada 等(2012)^[7]研究结果表明腐败程度和洗钱都是 FDI 区位的驱动因素。梅德祥等(2015)^[8]以 2007-2012 年我国对外直接投资存量前 50 个国家(地区)为研究样本,运用知识资本模型和知识资本-洗钱模型,实证研究结果表明洗钱因素对我国对外直接投资的影响为正。Bebonchu(2016)^[9]的实证结果表明也洗钱机会吸引了外国投资,外国直接投资进入某些东道国的动机是促进非法资本流动。

FDI 是进行洗钱最为常见的路径,具有隐蔽性强、技术含量高、涉及金额大的特点。全球金融诚信机构报告指出,大量非法资金以 FDI 的形式离开中国内地进入中国香港和维京群岛等离岸金融中心,然后再进行洗钱转移到其他实体,再以源自中国香港和维京群岛 FDI 的形式重新投到内地。一旦非法资金流向海外,其来源往往会被海外金融中心的存款和转移所进一步掩盖,离岸金融中心对此类交易较为宽松的监管为交易方提供高度的保密。对于通过 FDI 进行洗钱往往通过在海外建立附属公司的方式达成洗钱目的。Simpson(2005)^[10]认为俄罗斯洗钱者经常在美国设立空壳公司进行资金转移。Daniel 等(2015)^[11]也指出全球约 30%-50% 的对外直接投资是由公司和个人为躲避税收或其他目的而创建的离岸空壳公司。

通过 FDI 在海外建立附属公司是进行洗钱相对安全和具有成本效益的方式。FDI 可能因为建立和运营一个海外公司产生固定成本,但同时可以伪装通过各种公司内部母公司与国外子公司之间的内部交易,如虚假支付、虚假注资和贷款等使得移动大量非法资金的边际成本最低,且不易被监管者发现。也正是由于 FDI 洗钱的内部虚假交易的特性,导致对于 FDI 的统计不够准确,对于 FDI 对经济增长的影响的研究也有所偏差。

目前关于 FDI 对经济增长的影响已有大量文献,主流观点认为 FDI 主要通过对东道国的资本补充以及技术溢出从而对其经济产生影响作用。“双缺口模型”、“三缺口模型”与“四缺

口模型”认为 FDI 通过资本补充对经济增长的促进作用,Kokko(2000^[12];1995^[13])提出 FDI 的技术溢出作用促进经济增长。Choy 等(2009)^[14]、Gaurav(2015)^[15]、Sasi 等(2015)^[16]与 Panagiotis(2015)^[17]的实证研究结果也分别表明 FDI 的流入将会通过资本效应促进国家经济增长;Imbriani 等(1997)^[18]、Liu(2002)^[19]、Tian(2007)^[20]与 Kohpaiboon(2012)^[21]通过实证研究印证了 FDI 的技术溢出作用;但是随着研究的深入,发现 FDI 对经济增长的作用不是简单绝对的,何菊香和汪寿阳(2011)^[22]、Belloumi(2014)^[23]以及 Liu 等(2016)^[24]认为在不同情况下 FDI 的流入对国家经济发展影响有所不同。

由 FDI 产生的洗钱行为本身对一国经济有巨大影响。虽然在伦理道德层面上,人们对洗钱始终持以反感态度,但各学者关于洗钱对经济增长的具体作用产生了不同的看法。部分学者认为洗钱会扰乱一国经济。Guilhem(2003)^[25]认为洗钱是引起 1994 年墨西哥金融危机与 1997 年亚洲金融危机的重要因素。世界银行(World Bank)和国际货币基金组织(International Monetary Fund,IMF)指出洗钱行为产生的无规律的资金流动将导致货币市场紊乱,破坏国家金融系统金融机构的稳定性,加大社会中金融交易的风险,损害合法经济体的正当权益,甚至引发更多其他的经济金融犯罪活动。Alban(2018)^[26]证明洗钱影响国家宏观经济指标,国家经济年增长率的下降与洗钱相关变量的增加有关。Masciandaro(2001)^[27]认为洗钱犯罪活动严重影响国家或地区宏观经济平衡,对经济发展造成危害。Argentiero(2008)^[28]等在实证研究中发现意大利洗钱规模与经济增长呈负相关关系。梁英武(2003)^[29]认为洗钱不仅对一国经济造成影响,还破坏了利率和汇率的稳定性,危害政治稳定与社会安定,损害国家声誉形象。高增安(2009)^[30]指出洗钱活动将造成非法资本流动造成资本外逃,且对国际经济秩序的稳定和发展造成严重危害。侯建强和王喜梅(2013)^[31]指出腐败和洗钱关系相互依存,洗钱活动增大了腐败犯罪的可能性,腐败活动也会伴随或滋生洗钱行为。

但部分学者也持有不同观点。Quirk(1997)^[32]认为洗钱行为能为其带来金融服务且不承担洗钱相关的犯罪活动所带来的消极后果,从而获得经济利益。Schneider(2004)^[4]研究加拿大洗钱情况发现其并未对经济产生显著负面效应,由于洗钱过程最终是将黑钱转化为合法资金,反而一定程度上对于国家经济有一定的促进作用。Bagella(2009)^[33]也指出美国洗钱规模是 GOP 的增函数,Štefan 等(2018)^[34]研究指出洗钱的量会影响经济增长,带来短期的经济增长。

基于以上,由于洗钱行为产生的无效率 FDI 数量将导致对经济增长的影响研究有所偏差,再加之洗钱活动本身对经济增长影响的不确定性,更有必要将洗钱因素纳入 FDI 对经济增长影响的研究中。因此本文假定洗钱因素对 FDI 对经济增长的影响有重要作用,并根据 Hansen(1999)^[35]的门槛模型,利用 56 个国家 2000–2015 年的面板数据进行门槛效应检验。

三、模型设定与变量选取

(一)模型设定

FDI 对经济增长的影响主要从资本补充以及技术溢出两个方面产生。根据内生经济增长理论,利用传统的科布道格拉斯(C-D)生产函数以及考虑全要素生产率影响因素最终确定以下计量模型(1):

$$\ln Y_{it} = \delta_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma_1 \ln FDI_{it} + \gamma_2 \ln Hum_{it} + \gamma_3 \ln RD_{it} + \gamma_4 \ln Open_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 为各个国家标识, t 为年份标识, Y_{it} 代表国家GDP水平, K_{it} 代表国家物质资本存量, L_{it} 代表劳动力水平, FDI_{it} 代表外商直接投资量, Hum_{it} 代表国家人力资本水平, RD_{it} 代表国家研发活动支出水平, $Open_{it}$ 表示国家对外开放程度。 δ_{it} 表示各国不可控的固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。 α 、 β 、 λ_1 、 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 则分别表示 K_{it} 、 L_{it} 、 FDI_{it} 、 Hum_{it} 、 RD_{it} 、 $Open_{it}$ 等各变量的变化对经济增长的估计弹性系数。

洗钱因素已成为影响国家技术溢出的重要因素,由于其影响的复杂性,导致最终对经济增长产生非线性影响。本文以Hansen(1999)^[36]提出的门槛回归为基础进行模型基本设定,并以洗钱因素作为门槛变量,在式(1)基础上建立FDI与经济增长的双门槛模型,如式(2):

$$\ln Y_{it} = \delta_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma_1^1 \ln FDI_{it} \cdot I(\text{attr}_{it} \leq \eta_1) + \gamma_1^2 \ln FDI_{it} \cdot I(\eta_1 < \text{attr}_{it} \leq \eta_2) + \gamma_1^3 \ln FDI_{it} \cdot I(\text{attr}_{it} > \eta_2) + \gamma_2 \ln Hum_{it} + \gamma_3 \ln RD_{it} + \gamma_4 \ln Open_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

该模型中门槛变量为洗钱因素(attr), η_1 与 η_2 为洗钱因素对应的门槛值, $I(\cdot)$ 为指标函数,若括号中的式子成立,则取值为1,反之,取值为0。

(二)变量选取与数据说明

本文选取2000–2015年世界56个国家数据样本进行实证研究。根据上文模型构建中的变量设置,相关变量选取以及数据说明如表1所示。数据来源于世界银行数据库和联合国数据库,部分缺失数据用平均值代替。

由于数据的不完整以及数据不公开性等因素,洗钱的度量一直是各学者的研究难题。Walker(1999)^[1]认为,洗钱是一种非法资金流动,资金清洗行为的发生可能存在于产生国也可能发生于其他国家,而非法资金的流动情况则与国家的洗钱吸引力有关。基于此,Walker(1999)^[1]提出了吸引力公式,Unger(2006)^[37]在此基础上进行了修正,他们均指出洗钱吸引力指数反映了一个国家(地区)对洗钱者的吸引程度,指数越高则表明洗钱者在该国(地区)有越高的洗钱意愿,也就说该国(地区)具有更高的洗钱风险,具有更高的反洗钱需求。

表1 门槛模型变量说明

变量	变量含义	计算方法	数据来源与数据说明
Y	经济水平情况	各国2000–2015年国内生产总值(GDP)	世界银行数据库
K	物质资本存量	借鉴张军(2004) ^[39] 、Kamps(2006) ^[40] 的研究,以10%为折旧率采用永续盘存法计算	世界银行数据库,缺失数据通过平均值处理代替
L	劳动力水平	以进行对数处理的全社会从业人员总数为代理指标	世界银行数据库,缺失数据通过平均值处理代替
FDI	外商直接投资存量	根据外商直接投资量数据采用永续盘存法进行存量计算	世界银行数据库,缺失数据通过平均值处理代替
Hum	人力资本水平	以高等教育入学率为变量代理指标	联合国数据库,缺失数据通过平均值处理代替
RD	研发水平存量	以5%为研发资本折旧率通过永续盘存法计算,进而将RD存量计算数据与各国各年的实际国内生产总值(GDP)取比值	世界银行数据库,缺失数据通过平均值处理代替
Open	对外开放程度	以各地区当年的进出口贸易总额与该地区GDP比值为衡量该地对外开放程度标准	世界银行数据库,缺失数据通过平均值处理代替

Walker(1999)^[1]在重力模型中提出了几个假设并以此构建了洗钱吸引力模型。具体假定如下:

- (1) 国家对洗钱者态度越宽容,吸引洗钱者在该国洗钱数量越多,越易产生洗钱行为。
- (2) 国家腐败与冲突指数越高,洗钱者损失资金风险越大,洗钱者在该国进行洗钱意愿越小。
- (3) 高人均 GDP 的国家,非法收益更易于藏匿,洗钱者越有意愿进行洗钱犯罪。
- (4) 各国间客观距离、语言沟通以及文化差异是阻碍洗钱者洗钱的要素。
- (5) 洗钱资金由流入国外的资金与留在本国资金组成。
- (6) 国与国之间的贸易越密切深入,洗钱者越有机会在友国洗钱。
- (7) 经济稳定且低风险、税赋较少以及银行政策多样的国家对洗钱者更具有吸引力。
- (8) 洗钱者更偏好金融发展程度高的国家。

根据上述假设, Walker(1999)^[1] 构建了吸引力模型如式(3):

$$AT_i = GNP_i \times (3BS_i + GA_i + SWIFT_i - 3CF_i - CR_i + 15) \quad (3)$$

Unger(2006,2007)^{[37][38]} 进一步对吸引力模型做出了修正如式(4):

$$AT_i = GDP_i \times (3BS_i + GA_i + SWIFT_i + FD_i - 3CF_i - CR_i - EG_i + 10) \quad (4)$$

式(3)与式(4)中变量具体含义解释如表2。

根据 Walker(1999)^[1] 与 Unger(2006^[37];2007^[38]) 建立的吸引力指数公式,以 AT_i 作为洗钱因素的代理指标,表示一国对洗钱者在本国洗钱吸引力(attr)的大小,衡量该国洗钱风险指数,该数值越大,即表示该国洗钱风险越大,该国反洗钱需求越大。

四、基于全样本国家的门槛效应实证分析

(一) 门槛效应检验与真实性检验

以洗钱吸引力(attr)为洗钱因素代理指标进行洗钱门槛下的 FDI 对经济增长影响的研究。为确定门槛个数,运用计量软件 STATA14 对全部国家样本依次在单一门槛、双重门槛和三重门槛假设下进行门槛自抽样检验,根据 Hansen(1999^[35];2001^[36]) 的方法用 F 统计值和采用 Bootstrap 法得到的 P 值来判断应选择的门槛模型,检验结果与门槛估计值如表3所示。此外,本文还以全部国家样本的平滑三年数据进行稳健性检验,结果也列在表3中。

表2 国家洗钱吸引力指标测度解释

变量	变量含义	数据来源	数据说明
AT_i	国家 i 对洗钱者的吸引力	计算所得	根据 Unger(2006,2007) ^{[37][38]} 模型设定
GNP_i	国家 i 的人均 GNP	世界银行数据库	2000-2015 各国人均 GNP
GDP_i	国家 i 的人均 GDP	世界银行数据库	2000-2015 各国人均 GDP
BS	一国的银行保密情况	美国中央情报局(CIA)发布的《世界概况(2016)》	取值1-4,值越大,表明银行保密程度越高
GA_i	国家 i 政府对洗钱者的容忍态度	2000-2015 年 FATF annual report	取值0-4,值越大,表明政府对洗钱犯罪容忍度越高,反洗钱力度越弱
$SWIFT_i$	国家 i 是否是环球同业银行金融电讯协会(SWIFT)成员	2000-2015 年 SWIFT Annual Review	属于成员国取值为1,反之为0
FD_i	国家 i 的金融市场发展程度	世界银行金融发展数据库	国家存贷款之和与 GDP 的比值表示
CF_i	国家 i 的冲突情况	UCDP(Uppsala Conflict Data Project) 冲突数据库	取值从0到4,表示国家无冲突状态至存在持续战争局势状态不同程度冲突情况
CR_i	国家 i 的腐败指数	透明国际组织发布的 Corruption Perceptions Index(CPI) 指数	根据国际透明指数调整得到
EG_i	国家 i 是否为艾格蒙特组织(The Egmont Group)成员国	2000-2015 年的 Egmont Group Annual Report	如果属于其成员取值为1,反之为0

表 3 全部国家样本洗钱吸引力门槛值检验

	模型	F 值	P 值	BS 次数	10%	5%	1%	门槛估计值	95%置信区间
全部国家	单一门槛	95.49***	0.0000	300	51.3678	62.1504	76.1695	12.687	[12.655, 12.711]
	双重门槛	70.99***	0.0100	300	42.4965	50.1069	69.2420	11.784 12.711	[11.723, 11.802] [12.665, 12.734]
	三重门槛	37.83	0.5033	300	81.3978	94.8852	117.4427	11.784 12.711 13.370	[11.723, 11.802] [12.665, 12.734] [13.344, 13.371]
稳健性检验	单一门槛	79.75**	0.0233	300	52.8767	63.0796	98.2047	12.423	[12.384, 12.429]
	双重门槛	55.28*	0.0767	300	50.0225	62.9057	113.5593	12.423 13.369	[12.384, 12.429] [13.329, 13.374]
	三重门槛	61.26	0.5033	300	110.2249	125.8242	164.2166	11.87512.423 13.369	[11.329, 11.903] [12.384, 12.429] [13.329, 13.374]

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%统计水平上显著，表 4、表 7、表 8 相同。

由表 3 可知：全部国家样本中双门槛效应在 1% 的显著性水平下显著，且 P 值表示拒绝原假设，存在双门槛效应。因此在考察洗钱因素门槛下 FDI 影响经济增长问题时采用双门槛模型进一步分析。同时，稳健性检验中的双门槛检验同样显著。

进而对估计门槛值进行真实性检验，具体结果如图 1 所示。从图 1 中可以看到全部国家样本中门槛估计值中 LR 统计量均低于 LR 临界值 7.35，因此，该门槛效应研究具有真实性。

(二)模型估计与回归结果分析

在进行回归分析前，对模型进行的 Hausman 检验结果表明样本适用于固定效应模型，得到的参数估计具体结果如表 4 所示。为了与非线性门槛模型有比较，本文还对全部国家样本进行了普通线性模型回归，如表 4 中列(1)。

如表 4，在不考虑洗钱因素门槛效应的列(1)结果中，FDI 系数显著为正，表明对经济增长产生了积极的推动作用，可能原因在于一方面 FDI 增加了国内资金流入，作为资本补充促进经济增长，另一方面，FDI 使得国内技术溢出有效提高，进而推动经济增长，与前人学者研究结论一致。但由非线性门槛模型结果列(2)可知，FDI 对经济增长的作用在洗钱吸引力门槛下存在非线性关系，将计量模型单纯设为线性模型，可能导致结果有一定偏差。

从洗钱吸引力双门槛模型检验结果列(2)知，洗钱因素的两个门槛值 11.723 和 12.711 将各国洗钱吸引力划分为三个层次，在不同的洗钱吸引力下，FDI 对经济增长影响的方向和程度均有显著差异。当洗钱吸引力低于 11.723 时，FDI 对该地区经济增长的影响系数为-0.0195；跨越第一个门槛后，FDI 对该经济增长的影响系数由负数变为正数 0.0274；然而，当洗钱吸引

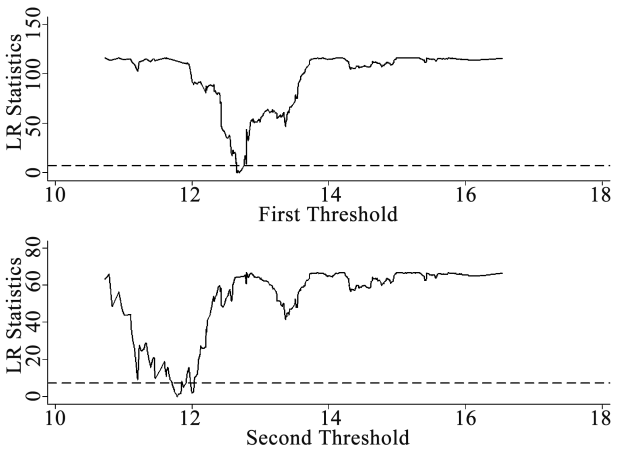


图 1 全部国家 attr 门槛效应真实性检验

力超过第二个门槛后,FDI 对经济增长的影响作用又减小至 0.0206。根据回归结果绘制门槛值与 FDI 对经济增长影响系数的关系图以更形象地展示其非线性关系,如图 2 示:在样本范围内,FDI 对经济增长影响与洗钱吸引力指数之间呈“倒 U 型”双门槛模式。

	全部国家		稳健性检验	
	(1) 线性模型	(2) 双门槛模型	(3) 异方差处理	(4) 平滑三年数据
K	0.494 *** (33.25)	0.387 *** (24.21)	0.387 *** (3.98)	0.452 *** (29.07)
Hum	0.0469 (1.36)	0.0134 (0.42)	0.0134 (0.17)	-0.0433 (-1.29)
L	0.843 *** (9.88)	1.141 *** (13.99)	1.141 *** (4.70)	1.094 *** (13.47)
RD	0.236 *** (4.79)	0.223 *** (4.94)	0.223 ** (2.24)	0.169 *** (3.39)
Open	0.0048 (0.15)	0.0539 * (1.87)	0.0539 (0.77)	-0.0114 (-0.37)
FDI1	0.0637 *** (5.52)	-0.0195 *** (-8.32)	-0.0195 *** (-3.52)	-0.0172 *** (-9.66)
FDI2		0.0274 ** (2.50)	0.0274 (0.73)	0.0408 *** (3.62)
FDI3		0.0206 *** (10.90)	0.0206 *** (2.84)	0.0111 *** (7.13)
cons	-1.167 (-0.92)	-2.674 ** (-2.28)	-2.674 (-0.68)	-3.119 *** (-2.60)
R ²	0.883	0.902	0.902	0.913
R ² _W	0.883	0.902	0.902	0.913
N	896	896	896	784
F	1044.8	957.1	179.8	948.1

注:(1)表示线性模型回归结果;(2)表示固定效应的面板门槛模型;(3)表示异方差处理后的面板门槛模型;(4)表示数据经过三年滚动的平滑面板门槛模型。R²_W 表示调整后 R²,后文同样解释。

表 4 回归结果表明各国洗钱吸引力指数是 FDI 对经济增长影响中不可忽视的因素,图 2 也清晰地展示了洗钱吸引力指数作为门槛而形成的 FDI 对经济增长影响的非线性关系。该结果表明洗钱吸引力并不是越低,FDI 促进经济增长效率越高,而是需要将其控制在一定范围内。说明洗钱风险虽给国家社会、经济、政治等各方面带来一定危害,但其一定程度上由洗钱行为产生的资金流动也能促进经济发展。

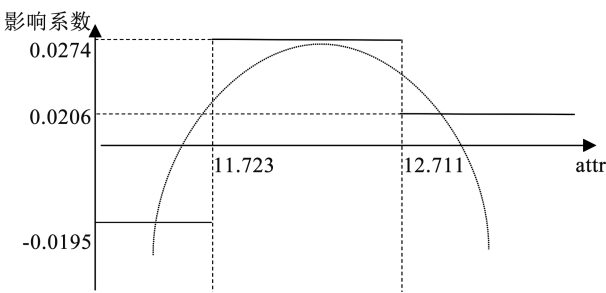


图 2 全部国家洗钱吸引力指数与 FDI 对经济增长影响关系图

(三)各国洗钱吸引力与门槛值比较

基于双门槛检验以及模型估计结果,本文对 2015 年样本国家洗钱吸引力实际情况与门槛值进行统计比较,如表 5。根据不同国家类型对 2000–2015 年各类国家洗钱吸引力进行均值处理并绘制走势图,如图 3。

表 5 各国 2015 年洗钱吸引力与门槛值比较		
类别	国家数量	国家名称
洗钱吸引力低	0	——
洗钱吸引力最优	6	巴拉圭、菲律宾、哥伦比亚、秘鲁、摩洛哥、墨西哥
洗钱吸引力高	50	阿根廷、爱尔兰、爱沙尼亚、奥地利、澳大利亚、比利时、冰岛、波兰、韩国、丹麦、德国、法国、芬兰、荷兰、加拿大、捷克、克罗地亚、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、马耳他、美国、挪威、葡萄牙、日本、瑞典、瑞士、塞浦路斯、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙、希腊、新加坡、新西兰、以色列、意大利、英国、智利、巴拿马、巴西、保加利亚、俄罗斯、哥斯达黎加、罗马尼亚、马来西亚、南非、泰国、土耳其、匈牙利、中国

由表 5 可知目前包括中国在内的大部分国家的洗钱吸引力在第二个门槛之上,洗钱风险较高,而洗钱吸引力处于与对 FDI 促进经济增长最有效率阶段的是巴拉圭、菲律宾、哥伦比亚、秘鲁、摩洛哥以及墨西哥六个国家,说明目前各国总体处于高洗钱风险状态,各国应采取相应政策控制洗钱风险,使 FDI 对经济增长达到最有效率状态。由图 3 可知 2000—2015

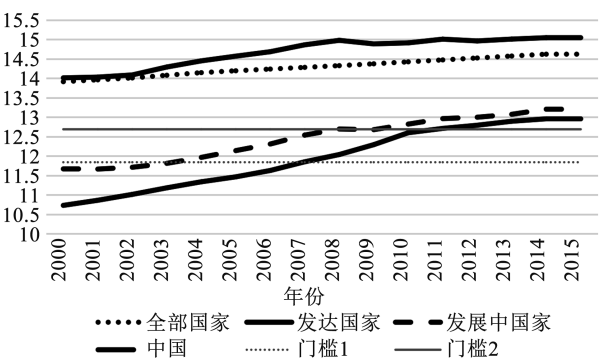


图 3 2000-2015 年各类国家洗钱吸引力变化情况

年以来发达国家与发展中国家洗钱吸引力指数均为上升趋势,其中发达国家洗钱吸引力指数一直高于第二门槛值且不断上升,而包括中国在内的发展中国家洗钱吸引力指数由低于第一门槛值逐渐上升至高于第二门槛值,洗钱风险不断加大。

此外,本文就全部国家样本,以洗钱吸引力指数门槛值为划分界限,对 2000—2015 年全球洗钱吸引力指数状况进行统计,结果显示如表 6、图 4。洗钱吸引力指数较高的国家数量呈逐年上升的趋势,而处于最优洗钱吸引力指数水平的国家数量逐年下降,且此部分国家中大部分为发展中国家,2012—2015 年,无发达国家处于该水平阶段。

表 6 各国洗钱吸引力指数门槛统计表									
	attr<= 11.784			11.784<attr<= 12.711			attr>12.711		
	国家总数	发达国家	发展中国家	国家总数	发达国家	发展中国家	国家总数	发达国家	发展中国家
2000	12	2	10	11	5	6	33	31	2
2001	12	2	10	12	6	6	32	30	2
2002	11	1	10	11	6	5	34	31	3
2003	10	1	9	11	4	7	35	33	2
2004	8	0	8	11	3	8	37	35	2
2005	5	0	5	12	3	9	39	35	4
2006	5	0	5	7	1	6	44	37	7
2007	4	0	4	6	1	5	46	37	9
2008	2	0	2	7	1	6	47	37	10
2009	2	0	2	7	1	6	47	37	10
2010	1	0	1	8	1	7	47	37	10
2011	0	0	0	9	1	8	47	37	10
2012	0	0	0	6	0	6	50	38	12
2013	0	0	0	5	0	5	51	38	13
2014	0	0	0	4	0	4	52	38	14
2015	0	0	0	6	0	6	50	38	12

根据上文中回归结果以及各国现实情况,分析出现该种非线性关系的原因如下:第一,国家洗钱吸引力极低的原因在于国家反洗钱监管力度大或者国家经济发展程度低,2000-2015 年洗钱吸引力低于第一门槛值的国家均为发展中国家且数量逐渐减少,其原因主要为其经济发展较为落后,落后的经济发展导致 FDI 的注入在国内无法得到良好的吸收,反而破坏国内市场稳定,导致阻碍经济增长。

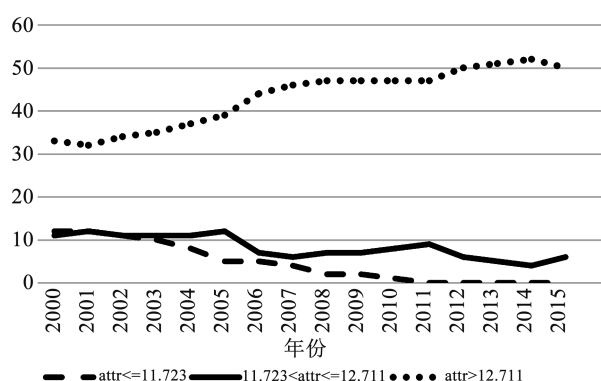


图 4 2000-2015 年各门槛国家数量

随着经济发展这些国家洗钱吸引力指数也正逐年上升,由于监管严格而导致洗钱吸引力指数较低的国家数量较少。第二,处于最优洗钱吸引力的国家表明其经济发展成熟与该国反洗钱监管力度达到了一个博弈平衡点,使得 FDI 对经济发展的促进作用效率最高,由洗钱行为带来的资金流动反而促进经济增长。第三,洗钱吸引力较高国家的洗钱行为对国内社会、经济及其他地方带来的危害已超越洗钱行为对国家经济的促进作用,FDI 对经济增长的促进效率有所降低。

(四) 稳健性检验

考虑到模型可能存在的内生性问题,本文就全部国家样本用调整标准误以及三年滚动平滑数据的方法进行了稳健性检验。首先平均处理 2000-2002 年三年的数据,再平均处理 2001-2003 年三年数据,依次类推,得到新的数据面板,共 784 个观察值,其门槛检验结果以及两种稳健性检验回归结果如表 3、表 4 所示。检验结果都呈现出趋同的双门槛效应,且仍表现为“倒 U 型”形态,说明模型具有较好的稳健性。

五、基于不同国家类型的门槛效应分析

(一) 门槛模型检验与模型回归

由于各国国情、经济发展、社会制度等多种因素情况不同,相应洗钱门槛下 FDI 对经济增长的影响也有所不同。根据《2017 年人类发展报告》,本文将全部国家样本分为发达国家(38 个)和发展中国家(18 个)进行进一步门槛效应分析。同样采用 Hansen(1999)的方法对其进行门槛效应检验与门槛值估计,具体结果如表 7 所示。

由表 7 可知,发达国家样本与发展中国家样本分别在 1% 水平下单门槛效应与 5% 水平下双门槛效应显著,其中,发达国家的单一门槛值为 12.566,发展中国家的门槛值分别为 11.205 与 12.820。真实性检验结果显示上述门槛模型检验具有真实性。本文对发达国家单一门槛模型以及发展中国家双门槛模型进行进一步回归的结果如表 8 所示。

(二) 结果分析

在发达国家样本中,对比表 8 的列(5)线性模型以及列(6)单门槛模型回归结果,控制变量系数基本保持一致,但发达国家可能由于人力资本以及研发投入因素的饱和而导致其影响并不显著,然而在未考虑洗钱因素的线性模型列(5)回归结果中 FDI 对经济增长影响系数显

著为正,该结果是不够准确的。在面板门槛模型(6)回归结果中可以看到,当洗钱吸引力指数低于门槛值 12.566 时,FDI 对该地区的经济增长的作用为负值-0.0276;跨越门槛后,FDI 对该经济增长的促进作用增加为 0.00698;为了更形象地分析洗钱吸引力与 FDI 对经济增长影响的非线性关系,本文根据回归结果绘制两者的关系图,如图 5。在样本范围内,FDI 对经济增长影响与洗钱吸引力指数之间存在类似的阶梯型单一门槛。说明对于发达国家而言,过度打压洗钱风险反而不利于经济增长。

表 7 发达国家与发展中国家门槛效应检验

	模型	F 值	P 值	BS 次数	10%	5%	1%	门槛估计值	95%置信区间
发达国家	单一门槛	136.57 ***	0.0067	300	49.2729	64.2303	105.8287	12.566	[12.528, 12.587]
	双重门槛	69.37 **	0.0367	300	45.3863	57.2138	123.6057	12.078 12.692	[11.904, 12.134] [12.655, 12.767]
	三重门槛	49.73	0.6600	300	156.0363	178.9160	229.4119	12.078 12.692 14.004	[11.904, 12.134] [12.655, 12.768] [13.982, 14.027]
发展中国家	单一门槛	58.60 *	0.074	300	42.1059	52.7136	74.9334	11.205	[11.141, 11.218]
	双重门槛	17.75 **	0.043	300	27.0080	32.6082	53.4470	11.205 12.820	[11.170, 11.224] [12.622, 12.829]
	三重门槛	48.92	0.380	300	32.5262	40.8199	68.6778	11.205 12.201 12.820	[11.170, 11.224] [11.931, 12.206] [12.622, 12.829]

表 8 发达国家与发展中国家的门槛效应回归

变量名	发达国家			发展中国家		
	(5) 线性模型	(6) 单门槛	(7) 稳健性	(8) 线性模型	(9) 双门槛	(10) 稳健性
K	0.547 *** (30.94)	0.488 *** (28.26)	0.488 *** (4.23)	0.286 *** (9.07)	0.276 *** (9.00)	0.276 * (1.80)
Hum	0.00896 (0.24)	0.00651 (0.19)	0.00651 (0.08)	0.156 ** (2.59)	0.0941 * (2.16)	0.0941 (0.51)
L	1.018 *** (10.47)	1.303 *** (13.89)	1.303 *** (6.68)	0.609 *** (4.18)	0.862 *** (5.61)	0.862 * (1.85)
RD	-0.00772 (-0.14)	-0.0174 (-0.34)	-0.0174 (-0.13)	0.472 *** (5.85)	0.437 *** (5.53)	0.437 *** (4.29)
Open	0.212 *** (5.82)	0.227 *** (6.76)	0.227 * (2.58)	-0.157 *** (-3.12)	-0.149 *** (-3.04)	-0.149 (-1.64)
FDI1	0.0248 ** (2.24)	-0.0276 *** (-10.18)	-0.0276 *** (-4.96)	0.264 *** (8.72)	-0.0140 *** (-3.31)	-0.0140 *** (-3.57)
FDI2		0.00698 * (1.67)	0.00698 (0.19)		0.213 *** (6.70)	0.213 ** (2.54)
FDI3					0.0102 *** (3.57)	0.0102 (1.44)
cons	-4.889 *** (-3.46)	-7.410 *** (-5.61)	-7.410 ** (-2.11)	6.492 *** (2.78)	3.358 (1.41)	3.358 (0.42)
R ²	0.866	0.887	0.887	0.926	0.931	0.931
R ² W	0.866	0.887	0.887	0.926	0.931	0.931
N	608	608	608	288	288	288
F	605.8	628.4	149.4	553.2	442.1	503.9

注:(5)(8)表示线性模型回归结果,(6)(9)表示固定效应的面板门槛模型,(7)(10)表示异方差处理后的稳健性检验。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%统计水平上显著。

在发展中国家样本中,对比表 8 的列(8)线性模型以及列(9)双门槛模型回归结果,控制变量系数也基本保持一致且均显著,其中对外开放程度系数为负,可能原因在于发展中国家的

制度环境等条件的不足导致对外开放程度过高将带来更大的风险。由列(9)的双门槛模型结果中可知发展中国家中 FDI 对经济增长的影响与洗钱吸引力间显著地存在“双门槛效应”,门槛估计值分别为 11.205 和 12.820,即当洗钱吸引力指数低于第一个门槛值 11.205 时,FDI 对该地区的经济增长的作用为-0.014;跨越第一个门槛后,FDI 对该地区经济增长的影响系数增至 0.213;洗钱吸引力超过第二个门槛后,FDI 对经济增长的影响减小至 0.0102。在文章考察的发展中国家样本范围内,FDI 对经济增长影响与洗钱吸引力指数之间也存在“倒 U 型”门槛模式。即当国家洗钱吸引力控制在一定范围时,FDI 对经济增长影响效率最高。总之,国家进行洗钱风险调控时,势必会产生成本,而洗钱风险的减小所产生的经济效益变化则是收益,国家对于洗钱风险调控的过程,也是一个不断博弈的过程。



图5 发达国家洗钱吸引力指数与 FDI 对经济增长影响关系图

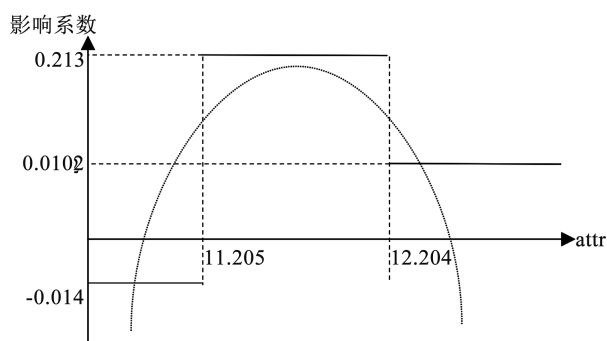


图6 发展中国家洗钱吸引力指数与 FDI 对经济增长影响关系图

六、研究结论与政策启示

本文以洗钱为门槛变量,以 56 个国家 2000-2015 年面板数据为样本运用固定效应面板门槛模型对 FDI 对经济增长的门槛效应问题进行研究,得出如下结论:

第一,洗钱因素作用下 FDI 对经济增长的影响具有明显的门槛效应,且洗钱门槛效应在发达国家与发展中国家中具有不同的表现。

第二,在洗钱门槛效应下,全部国家样本中 FDI 对经济增长影响有明显的双门槛效应,其影响呈现出“倒 U 型”变化形态。当洗钱吸引力低于第一个门槛时,FDI 对经济增长呈现负向作用,当介于两门槛之间时,FDI 对经济增长影响效率为正且达到最高,当跨过第二个门槛后,FDI 对经济增长影响作用再次减小。

第三,在洗钱门槛效应下,FDI 对经济增长影响的洗钱因素门槛效应在不同类型国家的表现不同。发达国家呈单门槛“阶梯型”形态,当洗钱吸引力跨越门槛值前后,FDI 对经济增长影响系数由负变为正;发展中国家呈双门槛“倒 U 型”形态,洗钱吸引力未跨越第一个门槛时,FDI 对经济增长为正但系数较小,当介于两门槛之间时,系数上升至最大,当跨过第二个门槛时,FDI 对经济增长影响系数再次降低。

第四,在研究样本范围内,发达国家与发展中国家的平均洗钱吸引力在 2000-2015 年间均呈不断上升趋势。我国情况也同样如此,仅在 2008-2010 年洗钱吸引力处于两门槛之间,说明世界洗钱风险均不断加大,仍须不断加强反洗钱监管。

第五,目前世界大部分国家洗钱吸引力指数较高,处于第二个门槛值之上,洗钱吸引力处于与对 FDI 促进经济增长最有效率阶段的仅有极少数国家。且随着时间推移,高洗钱吸引力指数国家数量逐渐增多,2012-2015 年全部发达国家洗钱吸引力均处于高门槛水平。此外,最优洗钱吸引力水平国家数量与低洗钱吸引力水平国家数量均逐年减少,近几年全部为发展中国家。洗钱吸引力指数的大小主要在于国家反洗钱监管力度与国家经济发展状况,统计样本中国家洗钱吸引力指数低的原因在于发展中国家较为落后的经济发展,而并非有效的监管。

根据上述结论,有以下政策启示:

第一,无论是洗钱吸引力较低国家,还是洗钱吸引力较高的国家都应注重反洗钱的监管。低洗钱吸引力国家,大部分为发展中国家,应在发展经济的同时加强反洗钱监管,控制洗钱吸引力以促进其经济有效增长;高洗钱吸引力国家则更应降低其洗钱吸引力,使 FDI 对经济增长的促进作用效率达到最高;最优洗钱吸引力的国家目前均为发展中国家,在发展经济的同时应加大反洗钱的力度,把握最优洗钱吸引力下 FDI 对经济增长最有效促进的优势。

第二,各国在加强反洗钱监管时,应根据 FATF 指导,持续完善各国反洗钱法律法规,结合各国国情完善国家反洗钱体系,增加国内反洗钱审查力度与惩罚力度,提升洗钱犯罪惩罚机制效率,深入推进世界各国间反洗钱合作,建立有效信息交流合作机制,打击洗钱蔓延。

第三,就我国而言,洗钱吸引力仍处于高水平阶段,应在发展经济的同时加大反洗钱监管以控制洗钱吸引力处于最优水平。一是完善国内反洗钱组织机制,充分发挥组织协调作用;二是建立完善反洗钱法律法规以进一步规范反洗钱工作,扩大监管领域,填补监管盲点;三是按照 FATF 要求推进建立国家洗钱风险评估体系,部署反洗钱战略,把控反洗钱工作流程;四是全面加强相关机构监管力度,通过把控工作质量和建立奖惩机制来提升义务机构风险管理水平;五是加强部门协作,形成高效的反洗钱工作机制,有效打击洗钱和恐怖融资等犯罪活动;六是健全反洗钱数据库,建立各部门各机构各层级间的信息共享机制;七是推进反洗钱国际合作,相互交流工作经验,制定国际联合反洗钱工作战略。

参考文献:

- [1] Walker. How big is global money laundering? [J]. Journal of Money Laundering Control, 1999, 3(1): 25-37.
- [2] Camdessus M. International monetary fund report[R]. United States: International Monetary Fund, 1998.
- [3] 梅德祥. 世界流入中国的洗钱规模研究[J]. 经济与管理研究, 2015, (09): 43-52.
- [4] Schneider. Money laundering in Canada: A quantitative analysis of royal Canadian mounted police cases[J]. Journal of Financial Crime, 2004, 11(3): 282-291.
- [5] Cooper R N. Chasing dirty money: The fight against money laundering[J]. Foreign Affairs, 2005, 84(3): 135.
- [6] Perez, Brada, Drabek. Illicit money flows as motives for FDI[J]. Journal of Comparative Economics, 2012, 40(1): 108-126.
- [7] Brada, Drabek, Perez. The effect of home-country and host-country corruption on foreign direct investment[J]. Review of Development Economics, 2012, 16(4): 640-663.

- [8]梅德祥,李立恒,高增安.基于洗钱视角的我国对外直接投资研究[J].南方经济, 2015, (03): 77-92.
- [9]Bebonchu A, John M. Outward FDI from the USA and host country financial transparency[J]. The Journal of International Trade & Economic Development, 2016, 25(8): 1-22.
- [10]Simpson, Glenn. Risky territory: How top dutch bank plunged into world of shadowy money[J]. The Wall Street Journal, 2015, 12(142).
- [11]Daniel H, Dariusz W. Regional blocks and imperial legacies: Mapping the global offshore FDI network[J]. Economic Geography, 2015, 91(3): 30.
- [12]Kokko A. Technology, market characteristics and spillovers[J]. Journal of Development Economics, 2000, 43(2): 279-293.
- [13]Kokko A, Tansini R, Zejan MC. Local technological capability and productivity spillovers from FDI in the Uruguayan manufacturing sector[J]. The Journal of Development Studies, 1995, 32(4): 602-611.
- [14]Choy, Ho, Mak. FDI and domestic capital stock: A panel data study of Chinese regions[Z]. Building and Estate Department Workshop Paper, Hong Kong Polytechnic University, 2009.
- [15]Gaurav A. Foreign direct investment and economic growth in BRICS economies: A panel data analysis[J]. Journal of Economics, 2015, 4(3): 421-424.
- [16]Sasi, Mehmet. Foreign direct investment and economic growth: A real relationship or wishful thinking? [J]. Economic Modelling, 2015. 12(51): 200-213.
- [17]Panagiotis P. The impact of FDI on economic growth in Eurozone countries[J]. The Journal of Economic Asymmetries, 2015, 12(2): 124-132.
- [18]Imbriani, Reganati. International efficiency spillovers into the Italian manufacturing sector[J]. Economia Internazionale, 1997, 50(4): 583-595.
- [19]Liu, Sinclair. Relationships between economic growth, foreign direct investment and trade: Evidence from China[J]. Applied Economics, 2002, 34(11): 1433-1440.
- [20]Tian. Accounting for sources of FDI technology spillovers: Evidence from China[J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38(1): 147-159.
- [21]Kohpaiboon A. Vertical and horizontal FDI technology spillovers: Evidence from Thai manufacturing[R]. Jakarta: Economic Research Institute for ASEAN and East Asia, 2012.
- [22]何菊香,汪寿阳.金砖四国 FDI 与经济增长关系的实证分析[J]. 管理评论, 2011, (09): 3-11.
- [23]Belloumi. The relationship between trade, FDI and economic growth in Tunisia: An application of the autoregressive distributed lag model[J]. Economic Systems, 2014, 38(2): 269-287.
- [24]Liu, Xu. Impacts of FDI renewable energy technology spillover on China's energy industry performance[J]. Sustainability, 2016, 8(9): 846.
- [25]Guilhem. Criminal prosperity: Drug trafficking, money laundering and financial crises after the cold war[M]. London: Guilhem Fabre, 2003.
- [26]Alban H, Safet M, Ozan G. Consequences of money laundering on economic growth: The case of Kosovo and its trade partners[J]. Acta Universitatis Danubius, 2018, 14(3): 113-125.
- [27]Masciandaro D, Filotto U. Money laundering regulation and bank compliance costs: What do your customers know? Economics and the Italian experience[J]. Journal of Money Laundering Control, 2001, 3(2): 133-145.
- [28]Argentiero, Bagella, Busato. Money laundering in a two-sector model: Using theory for measurement[J]. Eu-

ropean Journal of Law and Economics, 2008, 26(3): 341-359.

[29] 梁英武. 支付交易与反洗钱[M]. 北京: 中国金融出版社, 2003.

[30] 高增安. 转移定价-洗钱-资本外逃关联机制透视[J]. 经济学家, 2009, (11): 79-84.

[31] 侯建强, 王喜梅. 反洗钱中的个人信息保护[J]. 财经科学, 2013, (03): 35-42.

[32] Quirk. Money Laundering: Muddying the macroeconomy[J]. Finance & Development, 1997, 34(1): 7-9.

[33] Bagella, Busato, Argentiero. Money laundering in a microfounded dynamic model: Simulations for the U.S. and the EU-15 economies[J]. Review of Law and Economics, 2009, 5(2): 879-902.

[34] Štefan, Ferto. Globalization and outward foreign direct investment[J]. Journal Emerging Markets Finance and Trade, 2018, 54(1): 88-99.

[35] Hansen. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

[36] Hansen. The new econometrics of structural change: Dating breaks in US labor productivity[J]. Journal of Economic Perspectives, 2001, (4): 117-128.

[37] Unger, Siegel, Wokke, Rawlings. The amounts and effects of money laundering[M]. Utrecht: Utrecht School of Economics, 2006.

[38] Unger. The scale and impact of money laundering[M]. Cheltenham: Edward Elgar Pub, 2007.

[39] 张军, 章元. 对中国资本存量K的再估计[J]. 经济研究, 2003, (03): 78-90.

[40] Kamps C. New estimates of government net capital stocks for 22 OECD countries, 1960-2001[J]. IMF Staff Papers, 2006, 53(1): 120-150.

(责任编辑: 路春城)

Money Laundering, FDI and Economic Growth

——Based on Test of Threshold Effect of 56 Countries

GAO Zengan, CHEN Congying

(School of Economics and Management, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610000, China)

Abstract: The impact of FDI on economic growth is a hot issue for scholars at home and abroad. With the panel data of 56 countries in the world from 2000 to 2015, this research designates the attractiveness of money laundering as a proxy indicator of money laundering factors and utilizes it as a threshold variable to discuss the nonlinear relationship between FDI and economic growth. Empirical analysis justifies that the influence of FDI on economic growth under the action of money laundering is obvious "inverted U-type" double threshold effect and such nonlinear relationship varies between developed and developing countries. Currently, the overall risk of money laundering in the international society is quite high and few countries with low money laundering attractiveness are prominently those developing countries, the main reason of which lies in their low level of national economic development. The supervision and regulation of anti-money laundering around the globe still needs to strengthen.

Key Words: Money laundering; FDI; Economic growth; Threshold effect