

FDI对减贫效应的实证研究

——基于我国金融发展门槛变量的分析

刘 阳 徐 杨

(南京师范大学 商学院 江苏 南京 210023)

[摘 要]以金融发展为门槛变量,采用我国31个省区市2001—2015年的省级面板数据,运用静态面板数据门槛模型,研究外商直接投资(FDI)与减贫之间的非线性关系。研究结果表明:(1)在不同金融发展水平下,FDI对减贫效应的影响是不一样的,存在双重门槛效应,当金融发展水平较低时,FDI与减贫呈现正相关关系;当金融发展水平较高时,FDI与减贫呈现负相关关系。(2)这种非线性关系在不同区域表现形式也不同,东部门槛值高于中部,西部不存在门槛效应;西部FDI对减贫的作用高于东部和中部。

[关键词]减贫;金融发展;面板门槛模型;外商直接投资;收入分配;金融服务

[中图分类号]F832.6;F224 [文献标志码]A [文章编号]2096-3114(2018)06-0089-10

一、引言

改革开放以来,我国不仅在经济方面保持高速增长,同时在减贫方面也取得巨大成就。2017年国家统计局称“按照每人每年2300元(2010年不变价)的农村贫困标准计算,2016年我国农村贫困人口为4335万人,比上年减少1240万人。”^①绝对贫困人口数量从1981年的8.35亿人下降到2013年的6800万人,贫困人口占世界的比重从43.1%下降至13%(2010年)。但是,如果按照1.9美元、3.2美元、5.5美元三个国际标准计算,中国2017年的贫困人口人数分别是900万、7400万、3.08亿。截至2017年末,我国现行标准下农村贫困人口数量为3046万人,距2020年实现全部脱贫的目标仅剩3年,目前减贫任务繁重艰巨,时间紧迫。

20世纪90年代末,外商直接投资在世界范围内迅速增长,其在各国的减贫效应受到越来越多的学者关注。从2002年开始,我国每年实际使用外资超过500亿美元,2004年和2005年超过了600亿美元,成为仅次于美国的全球第二大FDI(外商直接投资)流入国。2015年我国实际使用外资高达1262.67亿美元。中国经济发展过程中FDI的流入起到了难以替代的促进作用。因此,大量的FDI流入必然会影响中国的经济发展、社会生产以及人民的生活水平。

本文将在前人研究的基础上,从金融发展的视角来研究FDI对减贫效应的影响,并根据现有研究的不足将样本分为东部、中部和西部以解决异质性问题。

二、文献综述

减贫是一个国家发展过程中不可避免的问题,国内外学者从多方面对减贫进行了研究。其中

[收稿日期]2018-04-02

[基金项目]国家社会科学基金青年项目(15CJY078)

[作者简介]刘阳(1963—),男,江苏南京人,南京师范大学商学院副教授,硕士生导师,主要研究方向为资本市场、企业经济,邮箱为liuyang@njnu.edu.cn;徐杨(1993—),男,江苏南京人,南京师范大学商学院硕士生,主要研究方向为金融发展、国际金融。

^①2017年2月28日,国家统计局发布《2016国民经济和社会发展公报》。

FDI 对减贫的研究也很多。大部分学者把 FDI 对减贫的影响分为两类:一类是直接影响,通过增加东道国劳动力需求,或者增加东道国贫困人口工资来减少贫困;另一类是间接影响,通过一些中间渠道对减贫产生影响,如金融发展、经济增长、收入分配等^[1]。下面从上述两方面分别介绍国内外研究现状。

FDI 的流入通过增加东道国劳动力需求、提供大量就业机会和提升工人的工资水平来减少贫困。葛顺奇等人认为外商投资可以直接增加国内的劳动力需求,同时通过水平和垂直溢出效应提升国内人力资本和工资水平等方式,促进劳动者收入增加、减少国内贫困,外商直接投资在总体上提升了我国居民包括贫困人口的生活水平,有效地降低了贫困发生率^[2]。张全红等人选取 1985—2005 年我国省际面板数据并运用协整模型进行分析,发现 FDI 显著提高了贫困人口在总人口中的收入份额,因此会产生有利于穷人的经济增长,从而达到减少贫困的效果^[3]。国外早期学者从不同角度分析了 FDI 的流入对东道国减贫产生的影响,他们认为不同国家要素和价格差异导致 FDI 的流入,母国向发展中国家转移劳动密集型产业会增加东道国的就业水平和劳动力需求。Vernon 的产品生命周期理论和 Kojima 的边际产业转移理论都认为 FDI 能有效地将本国成熟产业转移到东道国,从而增加东道国劳动力需求,减少贫困^[4-5]。Helpman 等人运用垂直型 FDI 理论认为,在同一产业内,跨国公司投资的主要原因是不同国家之间要素禀赋和价格差异,因此跨国公司将这些产业转移到发展中国家,可以为其提供大量就业机会,增加劳动力需求,从而减少贫困^[6]。上述学者大多从 FDI 增加东道国就业水平、劳动力需求和提高工资等方面对 FDI 的减贫效应进行研究。

FDI 也可以通过一些间接因素作用于减贫,FDI 的流入可以影响东道国的金融发展、经济增长和收入分配等,通过这些方面间接地对减贫产生影响。首先,FDI 可以影响一国的金融发展,但多数学者认为 FDI 对金融发展的影响是非线性的。如曾岚婷等人以我国 30 个省份的面板数据为样本得出外商直接投资对金融发展的影响是非线性、呈现“V”型的三阶段效应的结论^[7];孙力军认为 FDI 和金融发展之间是非线性的,不同时期影响不同,FDI 进入初期有利于地区金融发展,但 FDI 累积到一定程度就会对金融发展产生抑制作用^[8]。此外,FDI 的流入会对地区的经济增长和收入分配产生影响,如白俊红和吕晓红认为,FDI 对中国经济的影响不仅在数量方面,而且在质量方面同样可以影响中国经济,推动中国经济的转型升级^[9];曹博采用 1985—2012 年时间序列数据,得出 FDI 对收入分配在不同条件下具有双面性的结论^[10]。其次,金融发展、经济增长和收入分配都可以对减贫产生影响,同时金融发展也可以作用于经济增长和收入分配。如崔艳娟等人发现金融发展可以通过经济增长和收入分配两种途径提高穷人的收入水平,但金融发展的减贫效应会受到金融波动的削弱,同时金融发展的服务成本会先增加后减少,导致金融发展的减贫效应呈现“U”型特征^[11];Jalilian 等人认为当经济发展到一定时期,金融发展能通过收入分配效应来减轻贫困,同时金融发展对减贫的效果会受到收入分配的影响^[12];何雄浪等人认为金融发展对贫困的影响也存在直接影响和间接影响,同时金融发展对贫困的影响存在门槛效应,呈现倒“U”型特征^[13]。也有学者研究了经济增长和收入分配对减贫的影响,如杜凤莲和孙婧芳发现减贫效果具有波动性,经济增长对减贫具有正效应,但收入分配在不同时期对减贫的效应不同^[14]。

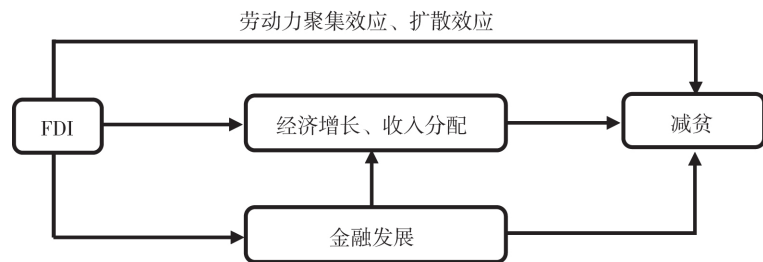
综上所述,大部分学者研究 FDI 对减贫的作用基本只考虑两者的单一关系,如 FDI 对减贫的影响或金融发展对减贫的影响,而将金融发展作为门槛变量,研究在不同金融发展水平下 FDI 对减贫的影响的较少。张冰等人将金融发展作为门槛变量得出结论,但他们未考虑中国区域间的 FDI 以及金融发展水平的不平衡^[15]。本文将金融发展作为门槛变量,从全国和区域两个层面研究不同金融发展水平下 FDI 对减贫效应的影响,这有利于更好地反映两者间的非线性关系并根据区域间的特征给出更符合地区现状的政策建议。

三、理论分析

根据已有研究,FDI对减贫的影响可分为直接影响和间接影响。直接影响包括劳动力聚集效应和扩散效应。FDI通过劳动力聚集效应,直接增加东道国劳动力需求,国外将劳动密集型产业转移到我国,直接为我国贫困人口提供就业机会,从而促进贫困减缓。FDI通过扩散效应,如技术扩散效应和管理扩散效应,使得跨国企业或国外的先进技术和流动到各行各业,增加行业利润,提高工人工资,从而达到减贫效果。间接影响包括以下几点:FDI通过经济增长渠道增加国内GDP,促进我国经济增长,提高我国产业发展,通过经济增长的“涓滴效应”使得贫困人口也能享受到经济增长带来的好处,从而促进减贫;同时,FDI的流入也会改变收入分配,若收入差距增加则不利于减贫,若收入差距减少则会促进减贫;另外,FDI也可以通过金融发展渠道影响减贫,FDI的流入在一定程度上促进了我国金融发展,增加了贫困人口对金融服务的可获得性,从而影响减贫。

金融发展在此环节中起到了至关重要的作用,金融发展既能直接影响减贫,也能通过一系列中间变量间接影响减贫。金融发展可以影响贫困人口对金融服务的可获得性,使贫困人口直接参与更多的金融活动,进而对其生产能力和预期收入产生影响,此即金融发展的直接影响;金融发展可以通过经济增长和收入分配渠道影响减贫,此即金融发展的间接影响。金融发展对于经济增长影响的渠道有两条:一是通过影响资本积累促进经济增长;二是通过影响技术创新促进经济增长^[16]。金融发展影响收入分配与贫困人口获得金融服务的难易程度有关:若贫困人口较容易获得金融服务,则收入分配差距会减小,反之则增大。

那么金融发展是如何作用于FDI对减贫的影响的呢?比如,技术扩散和管理扩散需要一定的金融支持,金融发展水平越高,就越能获得更多的金融服务,相应的扩散效应就越大。金融发展对经济增长存在边际效率递减的特征^[17],所以金融发展水平高未必能促进经济增长,反而可能抑制经济发展,从而影响减贫。金融发展对收入分配也存在一定影响,金融发展和收入分配存在倒“U”型关系^[18],当金融发展水平增加时,收入分配差距也在扩大,随着收入分配差距的扩大,必然会对减贫产生负向影响;由于金融发展对收入分配存在倒“U”型关系,所以当越过某一拐点后,金融发展水平的提高又会缩小收入分配差距,从而对减贫产生正向影响。因此,不同金融发展水平会通过这些渠道影响FDI对减贫的效果。各个变量之间的传导途径如图1所示。



注:直线上无方框的表示两个变量之间的直接影响。

图1 FDI对减贫的传导途径

四、模型设定与指标选取

(一) 模型设定

FDI、减贫效应与金融发展有着密切的联系。FDI可以直接增加国内的劳动力需求,同时通过水平和垂直溢出效应提升国内人力资本和工资水平等方式,促进劳动者收入增加,减少国内贫困。金融市场运行效率提升了FDI在东道国溢出效应的效用性,增强了对经济增长的作用。金融发展可以影响贫困人群对金融服务的可获得性、贫困人群的收入分配以及经济增长,进而对贫困人群的预期收入产生

影响。

在不同金融发展水平下, FDI 对减贫效应究竟有何影响? 本文试图借鉴 Hansen 的研究^[19] 建立静态面板门槛模型, 设金融发展为门槛变量, 寻找金融发展影响 FDI 与减贫效应之间关系的门槛值, 并对其显著性进行检验, 从而分析 FDI 与减贫效应之间的关系是否依赖于金融发展变化。Hansen 的模型如下:

$$y_{it} = \mu_i + x_{it}\beta_1 \cdot I(q_{it} \leq \gamma) + x_{it}\beta_2 \cdot I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $i = 1, 2, \dots, N$ 表示不同的个体, $t = 1, 2, \dots, T$ 表示时间, q_{it} 为门槛变量, y_{it} 和 x_{it} 为解释变量和被解释变量, $I(\cdot)$ 为一个指标函数, 相应条件成立时取值为 1, 否则取值为 0。下面的方式表示可能更为清晰:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + x_{it}\beta_1 + \varepsilon_{it} & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + x_{it}\beta_2 + \varepsilon_{it} & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (2)$$

根据门槛变量 q_{it} 与门槛值 γ 的相对大小, 我们可以将样本观察值分成两个区间, 区间的差异表现在回归系数 β_1 和 β_2 的不同上。为了保证 β_1 和 β_2 可以识别, x_{it} 中不能包含不随时间改变的变量, 如地区、性别、学历等。假设 ε_{it} 服从均值为 0, 方差 σ_ε^2 有限的独立同分布, 即 $\varepsilon_{it} \sim i. i. d. N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。独立同分布的假设使得模型的解释变量中不能出现被解释变量的滞后期, 也就是说, 我们的模型是一个静态模型。上述是单一门槛的情形, 我们很容易将这种情形推广到双重门槛和三重门槛。

$$y_{it} = \mu_i + x_{it}\beta_1 \cdot I(q_{it} \leq \gamma_1) + x_{it}\beta_2 \cdot I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + x_{it}\beta_3 \cdot I(q_{it} > \gamma_2) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

本文设定 FDI 对减贫效应的面板门槛模型如下:

$$\ln pov_{it} = \mu_i + X_{it}\varphi + \ln fdi_{it}\beta_1 \cdot I(fin_{it} \leq \gamma_1) + \ln fdi_{it}\beta_2 \cdot I(\gamma_1 < fin_{it} \leq \gamma_2) + \ln fdi_{it}\beta_3 \cdot I(fin_{it} > \gamma_2) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 μ_i 表示 31 个省份个体效应; X_{it} 和 φ 表示矩阵, X_{it} 里包含各种控制变量, 在本模型中即 $\ln pgdp_{it}$ 、 cz_{it} 、 $city_{it}$ 、 hum_{it} 、 $open_{it}$ 、 gap_{it} 、 fin_{it} ; γ_1 、 γ_2 为金融发展水平的门槛值; ε_{it} 为扰动项。

(二) 指标选取与数据来源

本文采用我国 31 个省区市 2001—2015 年的年度面板数据, 来源于《中国统计年鉴》《国家统计局》《中国金融年鉴》和万德数据库。本文借鉴崔艳娟、刘渝琳、吕勇斌、韩晓宇等人的研究进行了变量选取^[11 20-22]。具体变量的选取如下:

1. 被解释变量: 贫困减缓 (pov_{it}) 采用各省市人均消费水平代替, 人均消费水平越高则贫困减缓效果越好, 人均消费水平越低则贫困减缓效果越差。

2. 重要解释变量: 外商直接投资 (fdi_{it}) 采用各省市外商直接投资金额, 所有涉及 FDI 数据均用人民币兑美元的年均汇率进行折算处理, 并且以 2001 年为基期进行平减处理。

3. 门槛变量: 金融发展水平 (fin_{it}) 采用各省市金融机构存贷款总额比上各省市生产总值 (GDP) 来表示。其中各省市存贷总额和各省市 GDP 均用名义值表示。

4. 控制变量: 本文选取了如下几个控制变量。

经济发展水平 ($pgdp_{it}$) 采用各省区市人均 GDP 表示, 并且以 2001 年为基期进行处理; 财政支出水平 (cz_{it}) 采用各省区市财政支出比上各省区市 GDP 表示, 其中各省区市财政支出和各省区市 GDP 均用名义值表示; 城市化水平 ($city_{it}$) 采用各省区市城市化率表示; 人力资本水平 (hum_{it}) 采用各省区市人均受教育年限表示; 对外开放水平 ($open_{it}$) 采用各省区市进出口总额比上各省区市 GDP 表示, 进出口总额用人民币兑美元的年均汇率进行折算, 两者都用名义值; 收入分配 (gap_{it}) 采用泰尔指数来反映收入分配或者贫富差距状况, 值越大表示收入分配越不均, 贫富差距越大。

其中贫困减缓 (pov_{it})、外商直接投资 (fdi_{it})、经济发展水平 ($pgdp_{it}$) 对其进行自然对数处理。

各种数据和计算方法见表 1。

表1 样本统计性描述

变量名称	变量含义	计算方法	平均值	标准差	最小值	最大值
lnpov	贫困减缓	人均消费水平取对数	8.962202	0.6737975	7.566995	10.73517
lnfdi	外商直接投资	外商直接投资取对数	13.23269	1.92182	6.77692	17.08118
fin	金融发展水平	金融机构存贷总额/GDP	2.678817	1.010601	1.288188	8.131033
lnpgdp	经济发展水平	人均GDP取对数	9.726048	0.675379	8.00071	11.32429
cz	财政支出政策	财政支出/GDP	0.2197369	0.1703511	.0771547	1.345941
city	城市化率	城镇人口/总人口	0.4861429	0.1556644	0.1939213	0.8960663
hum	人力资本水平	人均受教育年限	8.309296	1.21702	3.419943	12.08065
open	对外开放程度	进出口总额/GDP	0.3164602	0.3938415	0.0357196	1.721482
gap	贫富差距	泰尔指数	0.1439633	0.0659239	0.0202742	0.3593105

五、实证分析

(一) 门槛效应检验

接下来,我们首先要确定估计方程的门槛值大小和个数,进而确定估计模型的形式。由于未知参数的存在将导致检验统计量的分布是非标准的,即出现所谓的“Davies Problem”,因此,Hansen建议采用“自体抽样法”(Bootstrap,也称为“拔靴法”)来计算检验统计量的渐进分布,以便检验门限效应的显著性^[19]。原假设 H_0 为 $\beta_1 = \beta_2$,表明不存在门槛效应;备择假设 H_1 为 $\beta_1 \neq \beta_2$,表明存在门槛效应。我们也采用同样方法分别在存在单一门槛、双重门槛以及三重门槛的假设下对方程进行估计,结果见表2。

表2 整体门槛效应检验

模型	门槛估计值	F值	P值	BS次数	临界值		
					1%	5%	10%
单一门槛	2.091	14.286*	0.06	50	20.135	14.360	6.294
双重门槛	2.091 2.707	12.016*	0.100	50	62.981	21.963	14.595
三重门槛	2.225	4.530*	0.100	50	8.379	6.965	4.919

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%水平下显著,下同。

由表2可以看出,在单一门槛情况下p值为0.06,在10%水平下拒绝原假设,则存在一个门槛,门槛值为2.091;在双重门槛下情况下,p值为0.1,在10%水平下拒绝原假设,则存在两个门槛,门槛值分别为2.091和2.707;在三重门槛情况下,p值为0.1,在10%水平下拒绝原假设,但是由于此时三重门槛值2.225包含在二重门槛值2.091的95%置信区间中,因此将此情况合并到双重门槛。所以此时模型设定为双重门槛。在已经确认存在门槛效应的情况下($\beta_1 \neq \beta_2$),Hansen以及Chan研究表明 $\hat{\gamma}$ 是 γ_0 (γ 的真实估计值)的一致估计量,然而其渐进分布是高度非标准的^[19,23]。Hansen指出,构造的置信区间的最佳方法是利用似然比统计量构造出“非拒绝域”^[19]。对于原假设 $\gamma = \gamma_0$ 而言,似然比统计量为:

$$LR_1(\gamma) = \frac{s_1(\gamma) - s_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \tag{5}$$

$$c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha}) \tag{6}$$

α 为显著性水平。比如,10%显著水平下的临界值为 $c(10\%) = 6.53$,5%临界值为 $c(5\%) = 7.35$,1%临界值为 $c(1\%) = 10.59$ 。如果 $LR_1(\gamma_0)$ 的值大于 $c(\alpha)$,我们就在 α 显著性水平上拒绝原假设。图2、图3分别为双重门槛值的估计和95%置信区间的范围。

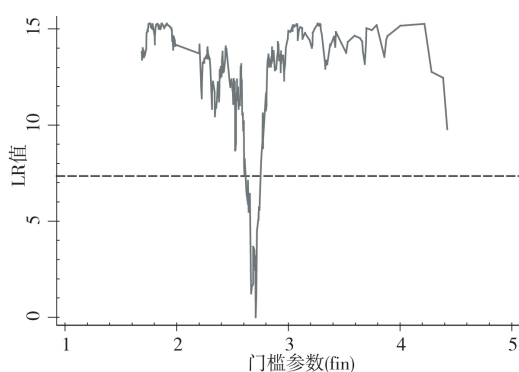


图 2 双重门槛第一次估计值和 95% 置信区间

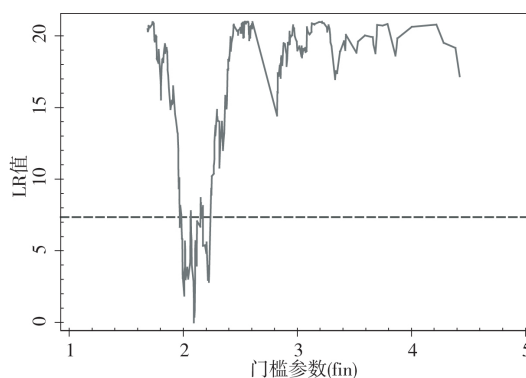


图 3 双重门槛的第二次估计值和 95% 置信区间

(二) 双重门槛回归

结合 Hausman 检验和门槛效应检验, 本文采用固定效应的面板双重门槛模型, 根据两个门槛值设定虚拟变量进行回归。回归结果如表 3 所示。

模型 I 为双重门槛回归, 门槛变量为金融发展, 其中两个门槛值分别为 2.091、2.707。lnfdi1、lnfdi、lnfdi3 的系数分别表示金融发展水平低于 2.091、2.091 ~ 2.707 之间、高于 2.707 时 FDI 对减贫效应的影响。由模型 II 可知, 当不存在门槛效应时, FDI 对减贫的影响系数为 0.00433, 但其未能通过 10% 的显著性水平, 表明此时 FDI 对减贫不起作用。但当我们考虑门槛效应时, 由模型 I 可知, 当金融发展水平低于 2.091 时, FDI 对减贫的影响系数为 0.00434, 在 1% 的显著性水平下显著, 表明此时 FDI 对减贫有正向的影响; 当金融发展水平介于 2.091 ~ 2.707 之间时, FDI 对减贫的影响系数为 -0.00923, 但未能通过 10% 的显著性水平, 此时 FDI 对减贫不起作用; 当金融发展水平高于 2.707 时, FDI 对减贫的影响系数为 -0.0342, 在 1% 的显著性水平下显著, 此时 FDI 对减贫起着抑制作用, 可能的原因是金融发展对于收入分配呈现倒“U”型, 而收入分配又会影响减贫效应, 所以当金融发展水平较低时, 收入分配相对比较均衡, 金融发展的间接影响较小, 而当金融发展水平增加时, 收入分配差距会增加, 则金融发展间接影响较大, 即 FDI 与减贫呈现负相关。与模型 II 相比, 在模型 I 中 *fin* 的系数从 0.0858 增加到 0.113 并且都在 1% 显著性水平下显著, 表明金融发展可以促进减贫; *lnpgdp* 的系数从 0.897 降低到 0.875, 且在 1% 的显著性水平下显著, 表明经济发展水平可以促进减贫效果; *cz* 系数从 -0.202 减少到 -0.230, 显著性从 5% 提高到了 1%, 表明财政支出水平对减贫效应有着负面影响, 可能原因如西方经济学中所说, 政府支出会产生挤出效应, 导致私人投资或消费的减少从而对减贫产生负向效应(当然也有可能是异质性问题所引起的, 在接下来的分析中可以看到 *cz* 的系数是正的)。 *city* 的系数从 1.366 增加到 1.678 且都在 1% 显著性水平下显著, 表明城市化率对减贫起着正向影响; *hum* 的系数从 0.0734 增加到 0.0743 且

表 3 模型回归结果

VARIABLES	模型 I lnpov	模型 II lnpov
<i>fin</i>	0.113 *** (8.603)	0.0858 *** (6.923)
<i>lnpgdp</i>	0.875 *** (33.00)	0.897 *** (33.38)
<i>cz</i>	-0.230 *** (-2.677)	-0.202 ** (-2.293)
<i>city</i>	1.678 *** (8.320)	1.366 *** (6.935)
<i>hum</i>	0.0743 *** (5.441)	0.0734 *** (5.219)
<i>open</i>	-0.0900 *** (-2.602)	-0.111 *** (-3.137)
<i>gap</i>	-0.0536 (-0.343)	-0.0359 (-0.223)
<i>lnfdi1</i>	0.00434 *** (4.373)	
<i>lnfdi</i>	-0.00923 (-0.610)	0.00433 (0.282)
<i>lnfdi3</i>	-0.00342 *** (-3.732)	
Constant	-1.077 *** (-4.891)	-1.241 *** (-5.527)
Observations	465	465
R-squared	0.985	0.984
Number of id	31	31

注: 模型 I、模型 II 分别表示双重门槛面板模型和普通面板数据模型。括号内为 t 统计量。

都在 1% 显著性水平下显著,表明人力资本水平对减贫有着正向影响;*open* 的系数从 -0.111 增加到 -0.09 且都在 1% 显著性水平下显著,表明对外开放程度对减贫产生负向影响,可能是由于地区经济结构、产业结构差异,使得当地人口受贸易开放影响程度不同,而贫困人口可能由于进口产品的冲击导致收入进一步下降,这与崔艳娟等人和魏秀华等人研究的结果一致^[11, 24]; *gap* 的系数为负且不显著,说明收入分配或贫富差距未能对减贫产生影响。为了避免异质性问题,下面将我国分为三个地区进一步分析。

(三) 基于区域层面的分析

由于我国幅员辽阔,各地区经济发展水平和速度不一样,FDI 和金融发展水平也呈现区域不平衡性(详见表 4)。因此,为了避免异质性问题,本文借鉴林永强的方法,结合区域地理位置、经济发展水平、产业结构等因素将我国 31 个省区市分为东部、中部、西部^[25]。东部地区包括北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东;中部地区包括河北、辽宁、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南和海南;西部地区包括内蒙古、广西、宁夏、西藏、新疆、陕西、甘肃、青海、云南、贵州、四川和重庆。我们首先检验东中西部是否存在门槛效应,结果如表 5 所示。

表 4 各区域主要变量统计性描述

	变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
东部	<i>fin</i>	120	3.310317	1.561725	1.552209	8.131033
	<i>lnfdi</i>	120	15.39596	0.6544286	14.19739	17.08117
中部	<i>fin</i>	165	2.239726	0.4724095	1.430738	3.858722
	<i>lnfdi</i>	165	13.49601	0.7611834	12.17367	15.59919
西部	<i>fin</i>	180	2.660317	0.6132705	1.288188	5.646696
	<i>lnfdi</i>	180	11.54913	1.645294	6.77692	13.89287

表 5 各区域门槛效应检验

	模型	门槛估计值	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
						1%	5%	10%
东部	单一门槛	4.969	21.343*	0.08	100	62.811	25.749	18.933
	双重门槛	2.099 4.554	3.741*	0.08	100	31.367	8.315	1.184
	三重门槛	2.715	6.431	0.140	100	18.234	10.603	7.822
中部	单一门槛	2.091	6.852*	0.100	100	14.957	9.213	6.475
	双重门槛	2.008 2.707	7.831**	0.030	100	13.015	4.199	2.092
	三重门槛	2.232	6.104**	0.040	100	13.066	5.966	4.648
西部	单一门槛	2.527	2.511	0.300	100	16.053	10.522	6.832
	双重门槛	2.527 3.080	1.238	0.460	100	18.060	10.478	6.925
	三重门槛	2.961	1.831	0.230	100	6.789	4.573	3.318

由表 5 可知,东部单一门槛和双重门槛都拒绝原假设,三重门槛接受原假设,所以存在双重门槛,门槛值分别为 2.099 和 4.554。中部地区单一门槛、双重门槛和三重门槛全部拒绝原假设,但三重门槛值 2.232 在双重门槛值 2.099 的 95% 置信区间里,所以将其合并为双重门槛,门槛值分别为 2.008 和 2.707^①。西部地区单一门槛、双重门槛和三重门槛全部接受原假设,所以不存在门槛效应。结合 Hausman 检验和门槛效应检验,东部和中部为固定效应的面板双重门槛模型,西部为固定效应面板模型。我们分别对东部、中部和西部进行回归,回归结果见表 6。

1. 对东部回归的结果

两个门槛值分别为 2.099 和 4.554。其中 *lnfdi1*、*lnfdi*、*lnfdi3* 的系数分别表示金融发展水平低于 2.099、2.099 ~ 4.554 之间、高于 4.554 时 FDI 对减贫效应的影响。当金融发展水平低于 2.099 时,FDI 对减贫的影响系数为 0.00720 且在 1% 显著性水平下显著,表明此时 FDI 对减贫有正向影响;当金融发展水平介于 2.099 ~ 4.554 之间时,FDI 对减贫的影响系数为 -0.0240,但此时不显著,表明 FDI 对减贫不起作用;当金融发展水平高于 4.554 时,FDI 对减贫的影响系数为 0.00768 并且在 1% 显著性水平下显著,表明此时 FDI 对减贫有正向影响,这可能是由于金融发展水平过高时,FDI 的扩散效应增大、收入分配差距减小,所以 FDI 流入会促进减贫。*fin*、*open* 和 *gap* 系数分别为 0.00437、

①由于篇幅原因,东部和中部门槛估计值 95% 置信区间未能列出,留存备案。

0.0254 和 0.222 且不显著,表明金融发展、对外开放和收入分配对减贫不起作用。 \lnpgdp 、 cz 、 $city$ 和 hum 的系数分别为 0.871、2.906、1.245 和 0.0848 且在 1% 显著性水平下显著,表明经济发展、财政支出、城市化率和人力资本均对减贫产生正向影响。

2. 对中部回归的结果

两个门槛值分别为 2.008、2.707。其中 $\lnfdi1$ 、 \lnfdi 、 $\lnfdi3$ 的系数分别表示金融发展水平低于 2.008、2.008~2.707 之间、高于 2.707 时 FDI 对减贫效应的影响。当金融发展水平低于 2.008 时,FDI 对减贫的影响系数为 0.00457 且在 1% 显著性水平下显著,表明 FDI 对减贫有正向作用;当金融发展水平介于 2.008~2.707 之间时,FDI 对减贫的影响系数为 0.00457 且不显著,此时 FDI 对减贫不起作用;当金融发展水平高于 2.707 时,FDI 对减贫的影响系数为 -0.00683 且在 1% 显著性水平上显著,此时 FDI 对减贫有负向作用。 \lnpgdp 、 $city$ 和 $open$ 的系数分别为 0.135、0.841、1.556 和 -0.587 并且在 1% 显著性水平上显著,表明金融发展、经济发展和城市化率会促进减贫效应,对外开放水平对减贫有负向影响。 cz 的系数为 0.636 在 10% 显著性水平下显著,表明财政支出对减贫有正向影响。 gap 的系数为 -0.611 在 5% 显著性水平下显著,表明收入分配差距对减贫有负向影响。 hum 的系数为 0.0328 且不显著,此时人力资本对减贫不产生影响。

3. 对西部回归结果

西部不存在门槛效应,可能的原因是西部的金融发展水平、经济发展水平较低,金融发展对收入分配以及经济增长的间接影响较小,而 FDI 对减贫的直接影响远大于金融发展的间接影响。 \lnfdi 的系数为 0.0388 在 10% 显著性水平下显著,表明 FDI 对减贫有正向影响。 \lnpgdp 、 cz 和 hum 的系数分别为 0.0396、0.210 和 0.0367 在 5% 显著性水平下显著,表明金融发展、财政支出和人力资本对减贫有正向影响。 \lnpgdp 、 $city$ 和 $open$ 的系数分别为 0.660、3.691 和 -4.94 并且在 1% 显著性水平下显著,表明经济发展、城市化率对减贫有正向影响,对外开放对减贫有负向影响。 gap 的系数为 0.161 但不显著,表明收入分配差距并未对减贫产生影响。

对于三个地区来说,金融发展水平对减贫效应的影响,中部地区影响最大,其次是西部,东部地区不显著;经济发展水平对减贫的影响东部大于中部大于西部;财政支出对减贫的影响东部远高于中部和西部。城市化对减贫的影响西部高于中部和东部。人力资本对减贫的影响东部高于西部,中部地区不显著。对外开放水平对减贫的影响中部高于西部呈负向影响,东部不显著。中部收入分配差距对减贫的影响呈负相关,其他地区不显著。东部地区 FDI 对减贫的影响在金融发展水平介于两个门槛值之间时不显著,其余都为正大于中部地区 FDI 对减贫的影响;中部地区在金融发展水平较小时对减贫产生正的影响,在金融发展水平增加后反而产生负向影响;西部地区 FDI 对减贫的影响最大,但不存在门槛效应。

六、结论性评述

本文以金融发展为门槛变量,采用我国 31 个省区市 2001—2015 年的年度面板数据检验了我国

表 6 各区域回归结果

VARIABLES	东部 lnpov	中部 lnpov	西部 lnpov
fin	0.00437 (0.168)	0.135 *** (3.278)	0.0396 ** (2.147)
\lnpgdp	0.871 *** (13.90)	0.841 *** (17.75)	0.660 *** (14.28)
cz	2.906 *** (3.904)	0.636 * (1.807)	0.210 ** (2.043)
$city$	1.245 *** (2.817)	1.556 *** (5.413)	3.691 *** (9.964)
hum	0.0848 *** (2.801)	0.0328 (1.394)	0.0367 ** (2.004)
$open$	0.0254 (0.615)	-0.578 *** (-3.541)	-0.494 *** (-4.597)
gap	0.222 (0.513)	-0.611 ** (-2.039)	0.161 (0.807)
$\lnfdi1$	0.00720 *** (3.863)	0.00457 *** (3.475)	
\lnfdi	-0.0240 (-0.844)	0.00411 (0.163)	0.0388 * (1.852)
$\lnfdi3$	0.00768 *** (2.890)	-0.00683 *** (-3.622)	
Constant	-1.241 *** (-2.788)	-0.556 (-1.241)	0.187 (0.555)
Observations	120	165	180
R-squared	0.988	0.988	0.990
Number of id	8	11	12

注:东部和中部为双重门槛面板模型;西部为普通面板数据模型。

整体和区域之间是否存在门槛效应,并且运用静态面板数据门槛模型研究了我国整体及其区域 FDI 与减贫之间的非线性关系。主要结论如下:第一,FDI 与减贫之间存在着非线性关系,这种关系表现为在不同的金融发展水平下 FDI 对减贫的影响是不同的。第二,对于不同区域来说,FDI 对减贫的影响也是不同的,具体表现为西部无门槛效应,东部和中部存在双重门槛效应,东部的门槛值要高于中部,西部 FDI 对减贫的边际效用最大。

贫困问题一直是我国发展道路上的一个绊脚石,也是全面建成小康社会面临的最核心问题。党的十九大报告提出,坚决打赢脱贫攻坚战,确保到 2020 年我国现行标准下农村贫困人口实现脱贫,贫困县全部摘帽,解决区域性整体贫困,做到脱真贫、真脱贫。针对上述结论,本文提出以下几点建议:

第一,加快金融市场改革、完善金融体制,构建多层次的金融市场体系。由于不同地区金融发展水平不同,FDI 对减贫的影响也不同,政府要制定切合本地区的方针政策,如东部地区应该加快金融发展脚步,以使金融发展水平跨过相应门槛值。

第二,大力发展普惠金融,加大金融创新力度,提供多样化金融服务,增加贫困人口对金融服务的可获得性。金融机构针对不同人群,要提供不同服务,尤其是贫困人口,可以开发一些专门针对贫困人群的低门槛金融产品。

第三,十九大报告提出扶贫新方法:深入实施东西部扶贫协作,重点攻克深度贫困地区脱贫任务。政府应当适当将东中部的外商直接投资引入西部地区,或将东部地区外资所带来的新技术、人才等引入西部。同时要合理的外商引资政策、调整引资中的优惠政策,政府在制定引资政策过程中,既要注重 FDI 结构的调整,也要注重区域的流向,使外资流入边际效用最高的地区。

第四,加快城市化进程,提高城市化率;全面落实教育扶贫政策举措,保障贫困家庭子女各阶段的教育;加大政府对贫困地区的扶持及基础性建设,完善社会最低保障制度,提高贫困人群的最低收入保障。

不同行业 FDI 流入对劳动力需求、收入分配等方面的影响不同,从而对减贫产生不同影响。由于篇幅和数据获得的限制,本文未能进一步对 FDI 进行行业细分,未来若能获得各行业 FDI 的流入、产出和收入等数据,进一步对行业差异进行分析,可更深入地研究不同行业 FDI 流入对减贫效应的影响。

参考文献:

- [1] JALILIAN H, WEISS J. Foreign direct investment and poverty in the ASEAN region [J]. ASEAN Economic Bulletin, 2002, 19(3): 231-253.
- [2] 葛顺奇,刘晨,罗伟.外商直接投资的减贫效应:基于流动人口的微观分析[J].国际贸易问题,2016(1): 82-92.
- [3] 张全红,张建华.外国直接投资对我国城镇贫困的影响——基于 1985—2005 年家户调查数据的协整分析[J].国际贸易问题,2007(9): 80-86.
- [4] VERNON R. International investment and international trade in the product cycle [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1966, 80(2): 190-207.
- [5] KOJIMA K. A macroeconomic approach to foreign direct investment [J]. Hitotsubashi Journal of Economics, 1973, 14(1): 1-21.
- [6] HELPMAN E, KRUGMAN P. Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and International Trade [M]. MIT Press Books, 1986, 1(381): 543-543.
- [7] 曾岚婷,叶阿忠.技术创新视角下外商直接投资与金融发展的空间非线性关系——基于半参数空间模型的实证检验[J].工业技术经济,2017(11): 126-132.
- [8] 孙力军.金融发展、FDI 与经济增长[J].数量经济技术经济研究,2008(1): 3-14.

- [9]白俊红,吕晓红. FDI 质量与中国经济发展方式转变[J]. 金融研究 2017(5):47-62.
- [10]曹博. 贸易开放度、FDI、财政分权对收入分配的影响[J]. 经济问题探索 2015(1):128-134.
- [11]崔艳娟,孙刚. 金融发展是贫困减缓的原因吗?——来自中国的证据. 金融研究 2012(11):116-127.
- [12]JALILIAN H ,KIRKPATRICK C. Does financial development contribute to poverty reduction? [J]. Journal of Development Studies ,2005 ,41(4):636-656.
- [13]何雄浪,杨盈盈. 金融发展与贫困减缓的非线性关系研究——基于省级面板数据的门限回归分析[J]. 西南民族大学学报(人文社科版) 2017(4):127-133.
- [14]杜凤莲,孙婧芳. 经济增长、收入分配与减贫效应——基于 1991—2004 年面板数据的分析[J]. 经济科学 2009(3):15-26.
- [15]张冰,冉光和. 金融发展视角下外商直接投资的减贫效应分析[J]. 管理世界 2013(12):176-177.
- [16]LEVINE R. Financial development and economic growth: Views and agenda[J]. Journal of Economic Literature ,1997 35(2):688-726. .
- [17]杨友才. 金融发展与经济增长——基于我国金融发展门槛变量的分析[J]. 金融研究 2014(2):59-71.
- [18]陈伟国,樊士德. 金融发展与城乡收入分配的库兹涅茨效应研究——基于中国省级面板数据的检验[J]. 当代财经 2009(3):44-49.
- [19]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation , testing , and inference [J]. Journal of Econometrics ,1999 93(2):345-368.
- [20]刘渝琳,林永强. FDI 与中国贫困变动非线性关系研究[J]. 经济科学 2011(6):90-102.
- [21]吕勇斌,赵培培. 我国农村金融发展与反贫困绩效: 基于 2003—2010 年的经验证据[J]. 农业经济问题 2014(1):54-60.
- [22]韩晓宇. 普惠金融的减贫效应——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 金融评论 2017(2):69-82.
- [23]CHAN K S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model [J]. Annals of Statistics ,1993 21(1):520-533.
- [24]魏秀华,杨建州. 经济发展方式对贫困减缓效应的门槛面板回归检验[J]. 统计与决策 2017(19):125-128.
- [25]林永强. FDI 与东道国贫困减少的理论与实证研究[D]. 重庆:重庆大学 2012.

[责任编辑:黄 燕]

An Empirical Study on the Effect of FDI on Poverty Reduction: An Analysis Based on the Threshold Variables of Financial Development in China

LIU Yang , XU Yang

(School of Business , Nanjing Normal University , Nanjing 210023 , China)

Abstract: Taking financial development as a threshold variable , using the provincial panel data of 31 provinces and municipalities from 2001 to 2015 , this paper studies the non-linear relationship between foreign direct investment(FDI) and poverty reduction by using the static panel data threshold model. The results show that under different levels of financial development , the effect of FDI on poverty reduction is different , and there is a double threshold effect. When the level of financial development is low , FDI has a positive correlation with poverty reduction. When the level of financial development is relatively high , FDI has a negative correlation with poverty reduction. This nonlinear relationship is also different in different regions. The threshold value in the east is higher than that in the central part , and there is no threshold effect in the west. The effect of FDI on poverty reduction in the west is higher than that in the east and central parts.

Key Words: poverty reduction; financial development; panel threshold effect; foreign direct investment; income distribution; financial service