

FDI与经济增长质量的变化

——基于分位数回归方法的经验研究

王芳¹, 李健²

(北京理工大学 1. 管理与经济学院; 2. 人文学院, 北京 100081)

摘要:引进 FDI 对不同经济发展质量的省市的影响差异较大, 现有研究的门槛效应不能很好诠释。基于 1992—2012 年 28 个省域面板数据采用分位数回归的方法, 研究发现: ①依分位点由低到高, FDI 对经济增长质量的影响呈先增后降趋势, 说明 FDI 双门槛效应存在; ②在经济增长质量的 0.5 分位点周围, FDI 的技术溢出效应最大且最为显著, 表明中等发展水平的省市引进 FDI 最有利; ③ FDI 技术溢出效应呈现明显的区域差异, 对东部影响显著, 中部不明显, 西部有抑制作用。

关键词:经济增长质量; 分位数回归; 外商直接投资; 全要素生产率

中图分类号:F831.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2016)01-0077-08

目前中国经济不是仅强调增长的数量和速度, 同时重视经济增长的质量^[1]。新经济增长理论认为经济增长是经济系统内生变量作用的结果。这种内生变量可分为两类, 一类是物质资本和人力资本积累所产生的正向作用, 另一类是自主研发所带来的技术进步。经济增长理论的研究已将其注意力从要素投入转移到人力资本、自主研发、知识、制度等影响增长质量的因素上来。OECD 报告指出, 随着经济全球化的加快和深入发展, 外商直接投资作为资本、先进知识和技术的载体, 成为发展中国家获取先进技术的重要形式^[2]。中国自 1992 年后外商直接投资急剧增长, 其对中国经济增长质量的影响引起了学术界的广泛关注。

早期关于经济增长与外商直接投资关系的研究主要关注经济增长的数量^[3-5], 用 GDP 来度量。近年来, 外商直接投资与经济增长质量的关系得到更多的关注。随洪光^[6]从经济增长的效率、稳定性和持续性三方面综合度量经济增长质量, 并使用 GMM 系统方法对省际面板 1985—2009 年的数据进行研究发现, FDI 对中国经济增长质量具有显著的积极作用; 刘年康等^[7]采用全要素生产率度量经济增长方式, 认为 FDI 能带动中国经济增长方式转变。然而部分学

者认为 FDI 对经济增长质量的积极影响存在门槛效应。张林等^[8]认为 FDI 对区域经济增长的影响受地区金融实力的影响, 金融实力达到一定水平后, 适量的 FDI 能促进地区经济增长。陈继勇^[9]等研究认为 FDI 的技术溢出效应与当地的经济、科技发展水平有密切的关系。陈柳等^[10]研究发现控制本土的技术创新能力后, FDI 的外溢效应对经济增长的影响不明显, 但能通过人力资本渠道促进本土经济增长。同时, 还有部分学者通过格兰杰因果检验发现, FDI 对经济增长质量存在时滞性。王向阳^[11]等运用协整检验和格兰杰因果分析发现: FDI 对我国经济增长具有促进作用, 但这是一种长期的趋势; 薄文广^[12]通过协助相关理论研究发现长期内 FDI 与经济增长之间存在格兰杰意义上的因果关系, 短期内, FDI 与经济增长之间只是一种单向的因果关系。何菊香等^[13]利用协整理论考察了金砖四国的 FDI 与经济增长之间的关系, 结果表明: 长期内中国的 FDI 与经济增长之间存在着不稳定的 Granger 因果关系; 短期内中国的经济增长只能单方面吸引 FDI 的流入。

综合上述研究发现, 现有研究采用的计量方法存在较大差异, 主要关注不同经济发展水平下的条件均值, 对经济发展水平整个分布上 FDI 技术溢出效应

收稿日期:2015-09-05

基金项目:工业和信息化部软科学课题; 全国统计科学研究计划项目。

作者简介:王芳(1985—), 女(土家族), 湖北恩施人, 北京理工大学管理与经济学院, 应用经济学博士生, 研究方向: 产业与区域经济; 李健(1964—)男, 湖南人, 北京理工大学人文学院, 院长, 管理与经济学院博士生导师, 经济学博士。

的差异尚未考虑。事实上,我国不同省份的经济发展水平存在较大差异,呈现出东、中、西部的区域特征,在经济发展水平的不同分布区间,FDI 技术溢出效应的差异也会较大。且在经济发展水平由低到高的变化中,FDI 的技术溢出效应可能存在某些规律,这都是现有研究尚未考虑的,也是本文研究的重点之一。鉴于此,本文首先探讨经济增长质量的内涵及其测量,然后选取 28 个省 1992—2012 年的数据为样本,采用分位数回归的方法对不同经济发展水平下 FDI 的技术溢出效应进行研究,以丰富现有研究对 FDI 对经济增长质量的认识,并为制定相关的政策建议提供有价值的参考。

1 模型与方法

1.1 经济增长质量的测量

经济增长理论从重视经济增长数量转变到经济增长的效率和质量的研究。温诺·托马斯等^[14]认为经济增长质量作为发展速度的补充,包括机会的分配、环境的可持续性、全球性风险的管理以及治理结构这些能够构成经济增长进程的关键性内容。钞小静,任保平^[15]认为经济增长质量的内涵包括经济增长的结构、经济增长的稳定性、经济增长的福利变化与成果分配以及资源利用和生态环境代价四个维度。钞小静等的研究仅指出了评价经济发展水平的维度,对促进经济增长质量提升的要素尚未涉及,因此本研究倾向于托马斯的观点,认为经济增长质量是经济增长速度的补充,是要素使用效率决定的经济增长效率,包括人力资本、知识、制度、资源配置、环境的持续性、治理结构等能提升要素使用效率的内容。衡量要素使用效率的重要指标采用全要素生产率^[16]。

全要素生产率(TFP)指总产出和投入要素之间的比率,是除去资本、劳动等生产要素的贡献后,由技术进步、技术创新等所获得的产出的增加值。全要素生产率的变化可以分解为技术进步率、技术效率变化、规模效率变化和资源配置效率变化^[17]。

全要素生产率的测量方法较多,在众多方法中,DEA-Malmquist 指数法不需要对生产函数的行为进行假设,不需要首先估计参数值,允许存在无效率行为,从而受到更多学者的欢迎^[18-22]。在模型分解中,现有研究大多采用 FGNZ 模型^[20],这种分解方法是基于规模收益不变技术,而现实技术是规模收益可变的。FGNZ 模型分解的不同部分基于不同的技术假

设,存在内部的不一致。因此本文采用的是 RD 模型重新分解了 Malmquist 指数,如式(1)。

$$M_{i,t+1}(y_{t+1}, x_{t+1}, y_t, x_t) = TCH * PECH * SECH = \left[\frac{d_v^t(x_t, y_t)}{d_v^{t+1}(x^t, y^t)} \times \frac{d_v^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{d_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} * \frac{d_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{d_v^t(x^t, y^t)} * \left[\frac{d_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})/d_v^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{d_c^t(x^t, y^t)/d_v^t(x^t, y^t)} \right] \frac{d_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})/d_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{d_c^{t+1}(x^t, y^t)/d_v^{t+1}(x^t, y^t)} \quad (1)$$

变量选择中,本文在现有研究的基础上对劳动投入这一变量考虑了劳动效率因素,使用平均受教育程度^①来度量劳动投入效率。各省市就业人数和各级学历的受教育人数百分比来自《中国人口与就业统计年鉴》,缺少天津、黑龙江、湖南、云南 2012 年的就业人数采用指数平滑法估计。由于各省市的资本存量没有直接的统计数据,经过研究资本存量估算的相关文献和比较国内现有的估算结果,我们借鉴张军等^[23]的做法,采用永续盘存法进行估算。算式为:

$$K_{it} = K_{i(t-1)}(1 - \delta_{it}) + I_{it}/P_{it} \quad (2)$$

其中 i 指第 i 个省市, t 指第 t 年, k 代表实际资本存量, I 采用固定资本形成总额度量, p 为固定资本形成价格指数, δ 为折旧率,计算中取 9.6%。1992 年各省市的固定资产存量利用张军等^[23]给出的以 1952 年为基期的 2000 年全国各省市固定资产存量和固定资产投资价格指数数据计算得来。首先采用公式(3)计算各省市以 1952 年为基期的 1992 年的固定资产投资价格指数。

$$p_{i1992/1952} = P_{i2000/1952}/P_{i2000/1992} \quad (3)$$

其中 i 指第 i 个省市,斜线下方的年份表示基期。然后根据公式(2)从 2000 年倒推估算出 1992 年的各省市的固定资产存量 $K_{i1992/1952}$,进一步根据公式(4)计算出各省市以 1992 年为基期的固定资产存量 K_{i1992} :

$$K_{i1992} = K_{i1992/1952} \times P_{i1992/1952} \quad (4)$$

各省市固定资产形成总额和固定资产投资价格指数(上一年=100)数据来自中经网,将固定资产投资价格指数(上一年=100)换算成以 1992 年为基期的价格指数,将固定资产形成总额看作全社会新增固定资产投资^[23],缺乏广州 1993—2000 年固定资产投资价值指数的数据,用全国数据代替。确定了各省市 1993 年的固定资本存量、全社会新增固定资产投资、以 1992

注:①平均受教育年限的计算方法是,将大学(及以上)、高中、初中、小学、文盲的受教育年限依次设置为 16、12、9、6、0,然后乘以该教育水平的人数百分比。

年为基期的固定资产价格指数和折旧率后,按照永续盘存法我们计算出 28 个省市 1992—2012 年以 1992 年为基期的固定资本存量。

各省市产出变量采用生产总值度量。由中经网统计数据库可得到 1992—2012 年各省市地区生产总值(现价)和地区生产总值指数,由此可以计算各省市各年份实际地区生产总值(1992 年不变价)。

1.2 模型建构

基于 DEA 的 Malmquist 指数法可以将 TFP 变化(TFPCH)分解为技术变化(TCH)与技术效率变化(TECH)。其中 TCH 是指技术本身的进步,用 FDI 与 TCH 进行回归,可以反映 FDI 的技术进步效应;TECH 包括纯技术效率和规模经济效率,这两种效率衡量的是在要素投入和技术水平一定的情况下,实际产出水平的变化,可以理解为广义的资源配置效应,用 FDI 与 TECH 进行回归,可以反映 FDI 的资源配置效应。下面我们以全要素生产率、技术进步和技术效率变化为因变量,考察 FDI 与 TFP、TCH、TECH 的关系来反映利用外资这种对外开放形式对我国经济增长质量的影响。

将扩展的柯布——道格拉斯生产函数放入基本模型,借鉴 Miguel D. Ramirez^[24]的研究思路,取对数并在解释变量中加入因变量的滞后项以控制滞后效应,模型设置如下:

$$\ln TFP_{it} = C_1 + \alpha_1 \ln TFP_{it-1} + \beta_{1i} \ln FDI_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (5)$$

$$\ln TECH_{it} = C_2 + \alpha_2 \ln TECH_{it-1} + \beta_{2i} \ln FDI_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (6)$$

$$\ln TCH_{it} = C_3 + \alpha_3 \ln TCH_{it-1} + \beta_{3i} \ln FDI_{it} + \varepsilon_{3it} \quad (7)$$

FDI 的系数 β_{1i} 、 β_{2i} 、 β_{3i} 分别反映 FDI 进入对 TFP 变化(TFPCH)、技术进步变化(TCH)与技术效率变化(TECH)的影响,系数为正表示技术溢出效应为正,反之为负。

本文选取除海南省和西藏自治区以外的 28 个省市(将重庆归入四川)1992—2012 年的数据为样本。FDI 进入强度用外资部门实际利用外商直接投资与该地区固定资产形成总额的比重来衡量,各省市实际利用外商直接投资金额的数据来自 wind 数据库,实际利用外商直接投资以美元计价,按当年公布的汇率中间价折算为人民币,各年的汇率数据来源于中国人民银行网站。各地区固定资产形成总额的数据来自中国经济与社会发展统计数据库。

1.3 分位数回归

分位数回归方法最早由 Koenker 和 Bassett^[25]

于 1978 年提出,是估计自变量与因变量间的关系随因变量范围的变化如何变化的统计方法。它不局限于传统回归仅关注因变量的条件均值,而是因变量条件均值的变化,在不同的因变量分位数 ρ 水平(第 ρ 个百分位数表示因变量的数值低于这一百分位数的个数占总体的 $\rho\%$),都可以得到不同的分位数函数。

相比最小二乘估计,分位数回归估计具有的优势有:①分位数回归对误差项并不需要很强的假设条件,对非正态分布,更适合选用分位数回归;②当样本数据出现尖峰或厚尾的分布、存在显著的异方差等情况,分位数回归估计比最小二乘估计结果优良且更具稳健性;③分位数回归估计能更精确地描述自变量对于因变量的变化范围和条件分布形状的影响,即不同分位数水平下,系数估计量常常不同。当希望对数据集中不同位置的数据点进行研究,而对数据是否为正态分布,是否存在异方差等情况不加假定,用分位数回归的方法是一种更好的选择。

就分位数回归而言,设随机变量 Y 的分位函数为 $F(y) = P(Y < y)$,则 Y 的第 ρ 分位数可定义为:

$$Q(\iota) = \inf\{y: F(Y \geq \iota)\}, 0 < \iota < 1 \quad (8)$$

回归的基本思想是使样本值与拟合值之间的误差平方和最小,样本分位数回归是使加权误差绝对值之和最小。

结合本研究,将分位数回归模型设定为:

$$Q_\iota(\ln y_{it}) = \alpha_i \ln y_{it-1} + \beta_i \ln x_{it} + \varepsilon_{it}, 0 < \iota < 1 \quad (9)$$

根据条件均值的参数估计方法及样分位数回归的基本思想,可得到参数估计的计算公式为:

$$\beta_k = \underset{\ln y_{it} \geq \alpha_i \ln y_{it-1} + \beta_i \ln x_{it}}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum \iota | \ln y_{it} - (\alpha_i \ln y_{it-1} + \beta_i \ln x_{it}) | + \sum_{\ln y_{it} \leq \alpha_i \ln y_{it-1} + \beta_i \ln x_{it}} (1 - \iota) | \ln y_{it} - (\alpha_i \ln y_{it-1} + \beta_i \ln x_{it}) | \right\} \quad (10)$$

2 测算结果分析

2.1 描述性分析

2.1.1 全要素生产率测量结果

由 28 个决策单位,根据上述的 DEA-Malmquist 指数的计算方法利用 Matlab7.0 软件计算各省市各年份的 Malmquist 生产率指数。进一步计算各年份各省市各指标的年度均值(省域的 Malmquist 生产率指数及其分解),结果见表 1。表中各指数均以上一年为基期,上一年的指数设为 1。各指数与 1 的正、负差值表示该指数上升、下降的百分率。

由表 1 可知,我国(省际)全要素生产率平均增长了 5.1%,其中,技术进步贡献了 5.3%,而技术效率平均下降了 2%。说明我国主要靠技术进步推动全国经济质量提升,资源的配置效率和管理水平并没显著提升。

表 1 全国各省市全要素生产率及其分解值

省市	TFPCH	TECHCH	EFFCH	PECH	SECH
北京	1.037	1.059	0.98	0.98	1
天津	1.087	1.069	1.017	1.013	1.004
上海	1.074	1.08	0.995	1	0.995
河北	1.038	1.046	0.993	0.985	1.008
山西	1.034	1.047	0.988	0.992	0.996
内蒙	1.07	1.049	1.02	1.023	0.997
辽宁	1.057	1.061	0.995	0.994	1.001
黑龙江	1.068	1.067	1.001	0.998	1.004
吉林	1.058	1.045	1.012	1.012	1
江苏	1.064	1.063	1.001	1.002	0.999
浙江	1.057	1.049	1.008	0.999	1.008
安徽	1.062	1.065	0.997	0.997	1
福建	1.064	1.058	1.006	1.007	0.999
江西	1.03	1.02	1.009	1.012	0.997
山东	1.052	1.055	0.998	0.994	1.004
河南	1.053	1.044	1.009	0.995	1.014
湖北	1.02	1.028	0.992	0.995	0.997
湖南	1.044	1.044	1	0.994	1.005
广东	1.072	1.064	1.007	1	1.007
广西	1.041	1.04	1.001	1.006	0.995
四川	1.06	1.047	1.013	0.993	1.021
贵州	1.048	1.043	1.004	1.014	0.99
云南	1.019	1.045	0.975	0.973	1.002
陕西	1.025	1.069	0.96	0.958	1.001
甘肃	1.067	1.058	1.008	1.005	1.002
青海	1.032	1.049	0.984	0.988	0.995
新疆	1.057	1.061	0.996	1	0.996
宁夏	1.051	1.065	0.987	0.983	1.003
全国平均	1.051	1.053	0.998	0.997	1.001
东部	1.06	1.06	1	0.997	1.003
中部	1.046	1.045	1.001	0.999	1.002
西部	1.045	1.053	0.993	0.992	1.001

从东、中、西部区域看,东部全要素生产率增长最快,达 6%,超过全国平均水平,居三区域之首。中部次之,为 4.6%,在全国平均水平之下,西部地区紧跟其后,平均水平之比中部地区少 0.1%,西部地区在技术进步上得到了很大的提升,超过中部地区的技术进步速度,但其技术效率的相对下降不仅拉慢了西部地区的经济增长速度,也使得技术效率的全国平均下降了。

从各个省来看,在东部全要素生产率平均水平以

上的省有:天津,上海,内蒙、黑龙江、江苏、安徽、福建、广东、四川、甘肃,共十个省。其中中部地区有黑龙江、安徽两省,西部地区有内蒙、四川、甘肃三省。位于第二层次全国平均水平以上的省有:辽宁、吉林、浙江、山东、河南、新疆、宁夏,共 7 个省。其中中部有两个省,西部两个省。综合来看,全要素生产率呈现出明显的中、东、西部差异,东部大部分省份居于全要素平均水平以上,中、西部地区主要是靠近经济发展圈和有自身特色的省份,经济增长较快。

2.1.2 FDI 的描述性分析

由图 1 可以看出,江苏、广东、山东、上海、浙江、福建、辽宁、天津、江西、四川等省市的实际利用外资数量最多,其中大多数为东部沿海城市,还包括中部的江西、湖北、安徽和西部的四川等省份。从变化趋势上,2003 年前,以珠三角的广东、福建为主,其实际利用外商直接投资额居全国之首,其次是长三角的江苏、上海、浙江等省市,环渤海湾地区的辽宁、山东、天津等省市居于第三层次。2003 年后,长三角地区外商投资快速发展,江苏实际利用外商直接投资额超过广东,居全国之首。同时环渤海湾地区的各省市外资吸引力逐渐增强,实际利用外商直接投资额迅速增长。到 2009 年,辽宁实际利用外商直接投资额超过广东,居于全国第二位,形成以江苏、辽宁和广东三省为首,以上海,浙江、天津、山东、福建为第二层次,江西、四川等中西部省市为第三层次的格局。总体来看,我国实际利用外商直接投资额以东部的珠三角、长三角和环渤海湾各省市为主,中部的江西和西部的四川也位居全国前十行列,呈现出由珠三角向长三角、环渤海湾、再向中西部省市蔓延的趋势。

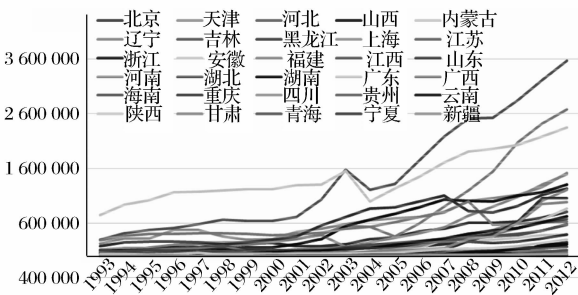


图 1 各省市实际利用外商直接投资历年情况

2.2 测量结果分析

为避免面板数据不稳定带来的伪回归问题,对模型中所有变量进行稳定性检验。本研究分别采用 LLC、IPS、Fisher ADF 和 Fisher PP 四种方法进行单位根检验,结果如表 2 所示。

表 2 面板数据单位根检验结果

	lnTFP	lnTECH	lnTCH	lnFDI
LLC-t	-1.189 (0.117)	-6.854*** (0.000 0)	-11.623*** (0.000)	-16.813*** (0.000)
IPS-W	-2.569*** (0.005)	-2.881*** (0.002)	-11.901*** (0.000)	-7.704*** (0.000)
ADF Fisher-Z	90.630*** (0.002)	101.999*** (0.000 2)	232.584*** (0.000)	103.307*** (0.000 1)
PP Fisher-Z	106.831*** (0.000 1)	135.949*** (0.000 0)	287.095*** (0.000)	128.602*** (0.000 0)

注：括号内为检验统计值所对应的显著性 P 值，*** 表示通过了 1% 显著性检验，可以拒绝原假设；根据对数列的观察，单位根检验方程中包括截距项，滞后阶数依 AIC 准则确定；检验工具为 Eviews7.2。

从表 2 可以看出，lnTFP、lnTECH、lnTCH、lnFDI 四个变量的四种检验统计量均在 1% 的检验水平上拒绝了原假设，可以判定各变量序列不存在单位根。因此，本模型所选择的样本数据是平衡的。

接下来我们根据模型(1)、(2)、(3)进行分位数回归，采用软件 Eviews7.2，其回归结果如下：

2.2.1 不同生产率发展水平下 FDI 的影响分析

从全国来看，表 3、4、5 分别报告了 FDI 对全要素生产率、技术进步和资源配置效率的影响。我们首先采用固定效应模型对面板数据进行分析，然后运用分位数回归方法，选取 0.1、0.25、0.5、0.75、0.9 五个分位点，比较两种方法分析得到的结果。

全国而言，通过分位数回归得到：FDI 对全要素生产率的回归系数值大于固定效应模型得到的系数值，且较为显著。如表 3 所示，分位数回归结果显示，在经济增长质量由低到高的变化过程中，FDI 对全要素生产率的影响先增加后下降，由 0.002 3 增加到 0.004 8 后开始下降，且其影响由不显著逐渐转化为显著。但随着全要素生产率的进一步增长，FDI 技术

溢出效应的显著性也逐渐下降。这表明 FDI 的技术溢出效应在不同的经济发展水平下差别较大。在经济增长质量较低时，本土的国情与引进 FDI 带来的先进知识、技术、管理经验差距较大，人力资本难以吸收这些先进的技术，使得 FDI 的技术溢出效应未发挥作用。但随着经济增长质量的提升，人力资本水平也得到了提高，通过示范模仿，产业关联与竞争以及人员培训与流动，FDI 的技术溢出效应对本国经济的作用愈大，影响也愈发明显。但随着本国经济增长质量的进一步提升，FDI 为载体的先进技术与本国的差距减小，FDI 的技术溢出效应也会随之减小。这说明 FDI 技术溢出效应的门槛效应^[26]存在，这是固定效应模型所不能反映的，也表明通过固定效应模型得到的弹性系数值较小且不显著，并不能说明 FDI 对全要素生产率的影响不显著。

从不同分位点的影响大小和显著性可进一步研究发现，在 0.5 分位点附近，FDI 的影响最大，这说明处于中等发展水平的省市引进 FDI 具有最好的效果。

表 3 我国 FDI 流入与 TFP 增长率关系的回归结果

变量	固定效应模型	分位点				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Lnfdi	0.002 1 (0.652 6)	0.002 3 (0.412 7)	0.004 0 (0.109 8)	0.004 8*** (0.000 9)	0.003 6** (0.032 1)	0.004 1* (0.066 3)
c	0.100 4*** (0.000)	-0.005 4 (0.588 8)	0.020 8** (0.016)	0.043 5*** (0.000)	0.058 9*** (0.000)	0.083 1*** (0.000)

通过分位数回归得到：FDI 对全国技术进步的弹性系数小于固定效应模型，其影响都不显著。如表 4 所示，在不同的分位点，FDI 对全国技术进步的影响差异较大。在分位点 0.1，FDI 对技术进步的弹性系数为 0.002 8，在 0.5 分位点为 0.000 1，其他位置为

负相关，总体上呈现出由正效应转变为负效应的趋势。这说明 FDI 通过产业关系效应对技术进步的影响尚不明显，且在较高的技术进步率水平下，FDI 的进入对本土企业的冲击可能对技术进步产生负向影响。

表 4 我国 FDI 与技术进步变化关系的回归结果

变量	固定效应模型	分位点				
		0. 1	0. 25	0. 5	0. 75	0. 9
Lnfdi	0. 143 1 (0. 251 3)	0. 002 8 (0. 135 7)	−0. 001 5 (0. 260 0)	0. 000 1 (0. 894 2)	−0. 000 5 (0. 705 3)	−0. 002 2 (0. 133 2)
c	0. 004 0*** (0. 000)	−0. 000 4 (0. 942 5)	0. 000 5 (0. 898 7)	0. 016 3*** (0. 000)	0. 042 4*** (0. 000)	0. 056 7*** (0. 000)

通过分位数回归得到:FDI 对技术效率的弹性系数与固定效应模型相似,其影响都不显著。如表 5 所示,在不同的分位点,FDI 对技术效率的影响差别较大,由显著的正效应转变为负效应。从分位点 0. 1 到 0. 9,FDI 的影响由 0. 004 2 减少到 0. 000 02 后变为负。这说明在较低的技术效率水平,FDI 的示范模仿

效应,竞争效应,人员培训和人员流动效应促进了本国人力资本水平的提升,本土企业的资源配置效率提升。在较高的技术效率水平,FDI 带来的先进的管理经验与国内企业差距甚小,却加剧了市场竞争,对研发实力较弱的国内企业不利,因此呈现负相关关系。

表 5 我国 FDI 与技术效率变化关系的回归结果

变量	固定效应模型	分位点				
		0. 1	0. 25	0. 5	0. 75	0. 9
Lnfdi	−0. 001 9 (0. 690 2)	0. 004 2** (0. 020 9)	0. 000 3 (0. 841 1)	0. 000 02 (0. 985 4)	−0. 002 0 (0. 171 6)	−0. 003 8 (0. 231 7)
c	−0. 043 0*** (0. 004 7)	−0. 026 9 (0. 000)	−0. 020 8 (0. 000)	−0. 003 1 (0. 423 7)	0. 005 2 (0. 209 5)	0. 023 5** (0. 022)

2. 2. 2 东、中、西三大经济区域 FDI 的技术溢出效应比较

对于东部地区,分位数回归的弹性系数与固定效应模型相似,较为显著。如表 6 所示,从分位点 0. 1 到 0. 9,FDI 的技术溢出效应显著性逐渐增加,其弹性系数先增加,后下降,继而上升,这说明在不同的分位点 FDI 的技术溢出效应存在差异。随着全要素生产率的增长,FDI 的引进带来了先进的经验管理模式,培训本国人员,以及促进国内相关产业的发展,从而引起国内经济的增长。在外资引进的同时,对本国企业带来了竞争压力,一定程度上不利于本土企业的发展,因此 FDI 的溢出效应有所减弱,但随着经济进一步的增强,国内人力资本实力的增强,竞争带来本国企业经营管理和技术实力的增强,对经济发展的促进作用显著提升。

对于中部地区,分位数回归和固定效应模型的结果都显示 FDI 的技术溢出效应对经济的发展并没有

起到积极的作用。如表 5 所示,通过分位数回归发现:在不同的分位点,FDI 的技术溢出负效应有所区别,从分位点 0. 1 到 0. 75,FDI 技术溢出的负相关关系和显著性都有所降低。

对于西部地区,固定效应模型和分位数回归结果都显示 FDI 对西部地区经济发展存在负作用。这可能是因为西部地区企业实力较为薄弱,FDI 的引进对本土企业带来了竞争冲击,而较弱的企业实力难以快速学习 FDI 带来的先进经营管理理念,较大的技术差距也难以形成产业关联效应,因此在西部地区,FDI 的技术溢出效应并没发挥作用,反而阻碍了经济增长质量的提升。

对比东、中、西部地区发现,FDI 的技术溢出效应主要发生在东部地区,明显促进了东部省市的经济发展,而对西部地区经济的发展带来了显著的抑制作用,中部地区的负作用相对西部较小且不显著。

表 6 东、中、西部地区 FDI 与 TFP 增长率关系的回归结果

东部地区	固定效应模型	分位点				
		0. 1	0. 25	0. 5	0. 75	0. 9
Lnfdi	0. 01 (0. 153 2)	0. 006 5 (0. 109 0)	0. 013 7*** (0. 000 4)	0. 007 6* (0. 058 4)	0. 010 4** (0. 044 8)	0. 014 3** (0. 011 6)

续表 6

东部地区	固定效应模型	分位点				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
c	0.06*** (0.000)	0.019 3 (0.158 0)	0.050 4*** (0.000)	0.056 4*** (0.000)	0.078 6*** (0.000)	0.113 6*** (0.000)
中部地区	固定效应模型	分位点				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Lnfdi	-0.003 4 (0.351 7)	-0.013** (0.029 8)	-0.009 7* (0.083 8)	-0.008 3 (0.136 6)	-0.004 9 (0.198 7)	-0.011 6 (0.169 2)
c	-0.007 7 (0.465 8)	-0.046* (0.056 6)	-0.022 9 (0.217 5)	0.006 07 (0.760 7)	0.041 5*** (0.001 5)	0.037** (0.095 6)
西部地区	固定效应模型	分位点				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Lnfdi	-0.000 78 (0.793 9)	-0.002 5 (0.481 9)	-0.006 2** (0.041 5)	0.011 7*** (0.000 8)	0.014 7*** (0.000 1)	0.014 4*** (0.007 9)
c	-0.007 5 (0.476 9)	-0.031 5** (0.018)	-0.023 9** (0.041 2)	-0.023 5* (-0.064 4)	-0.016 5 (0.215 1)	-0.000 2 (0.993 3)

3 结论

中国改革开放以来,FDI 的大量引进对我国以及不同区域经济增长质量的影响如何一直是学者们关注的话题。虽然不少学者针对这一问题做了相关的研究,但对这一影响的大小和趋势尚未达成一致意见。由于国内各省的经济发展水平、人力资本实力都存在较大的差距,针对不同的 FDI 技术溢出效应的结论,有研究发现存在门槛效应,但这种刻画的不足在于,它只能给出一个“门槛值”^[27],这种上下二分法不能很好地指导实际工作需要更为详细的分段研究。

有鉴于此,本文基于 1993—2012 年的省域面板数据,运用分位数回归方法,选取 0.1、0.25、0.5、0.75、0.9 五个分位点,研究不同分位点 FDI 对全要素生产率、技术进步和资源配置效率的影响,并比较固定效应模型与分位数回归模型研究结果的差别。本文研究发现:

对全国而言,分位数回归的结果显示,依分位点从低到高,FDI 对全要素生产率增长率的影响呈现先增后降趋势,显著性也由不显著到显著再逐渐下降。这个分析结果与 FDI 技术溢出受技术差距、技术吸收能力影响的假设相符。说明在全要素生产率水平较低时,与 FDI 引进国之间存在较大的技术差距,其 FDI 的技术溢出效应并不显著,当全要素生产力水平达到一定条件,FDI 的技术溢出效应增强且对生产力起到显著地促进作用,然后随着全要素生产力水平的进一步提升,FDI 的影响也随之减弱。进一步研究发现,FDI 对处于中等发展水平的省市的影响最大且最为显著,这为他们制定 FDI 引进政策提供了参考。

分位数回归和固定效应模型的结果都显示,在我国东、中、西三大经济区域,FDI 的技术溢出效应存在较大差别。其中,东部地区 FDI 技术溢出显著促进了当地经济发展,中部地区 FDI 技术溢出效应对经济发展发展没有起到促进作用,而西部地区 FDI 对经济发展有显著的抑制作用。这个结果也表明,以引进外资外代表的对外开放政策在一定程度上加剧了我国经济发展的区域不平衡。鉴于不同区域 FDI 的技术溢出效应存在显著的差别,从推动我国区域经济发展的角度看,宜针对东、中、西部不同的经济发展水平和综合条件,采取差别化的对外开放及其引进外资政策。

参考文献

[1] 刘鹤,易纲. 中国经济增长的可持续性[J]. 管理世界,1999 (1):14—17.

[2] 李燕,韩伯棠,张庆普. FDI 溢出与区域技术差距的双门槛效应研究[J]. 科学学研究,2011,29(2):220—229.

[3] 赖明勇,包群,彭水军,张新. 外商直接投资与技术外溢:基于吸收能力的研究[J]. 经济研究,2005(8):95—105.

[4] 姚树洁,韦开蕾. 中国经济增长、外商直接投资和出口贸易的互动实证分析[J]. 经济学季刊,2007,7(1):151—170.

[5] 申海成,辛丽珂,祝伽伽. FDI 溢出效应与中国经济增长的实证分析——基于 1997—2007 数据[J]. 技术与创新管理,2009,30(3):305—308.

[6] 随洪光. 外商直接投资与中国经济增长质量提升——基于省际动态面板模型的经验分析[J]. 世界经济研究,2013(7):67—72.

[7] 刘年康,汪云桥,陈逢文. FDI 流入、对外贸易与经济增长方式转变——基于中国 1993 年~2008 年省际面板数据的实证研究[J]. 经济经纬,2013(6):49—54.

- [8] 张林,冉光和,陈丘. 区域金融实力、FDI 溢出与实体经济增长——基于面板门槛模型的研究[J]. 经济科学,2014(6):76—89.
- [9] 陈继勇,盛杨悻. 外商直接投资的知识溢出与中国区域经济增长[J]. 经济研究,2008(12):39—48.
- [10] 陈柳,刘志彪. 本土创新能力、FDI 技术外溢与经济增长[J]. 南开经济研究,2006(3):90—101.
- [11] 王向阳,卢艳秋,赵英鑫,马思. FDI 影响我国经济增长的实证研究[J]. 数理统计与管理,2011(4):705—713.
- [12] 薄文广. FDI、国内投资与经济增长:基于中国数据的分析与检验[J]. 世界经济研究,2005(9):63—69.
- [13] 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,2011,23(9):3—11.
- [14] ROBERT J BARRO. Quantity and quality of economic growth [M]. Working Papers from Central Bank of Chile,2002.
- [15] 钞小静,任保平. 中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析[J]. 经济研究,2011(4):26—40.
- [16] 刘建国,李国平,张军涛. 经济效率与全要素生产率研究进展[J]. 地理科学进展,2011,30(10):1263—1275.
- [17] S C KUMBHAKAR, C A K LOVELL. Stochastic frontier analysis[C]. Cambridge University Press,2000.
- [18] 章祥荪,贵斌威. 中国全要素生产率分析: Malmquist 指数法评述与应用[J]. 数量经济技术经济研究,2008(6):11—122.
- [19] 郭庆旺,贾俊雪. 中国全要素生产率的估计:1979—2004 [J]. 经济研究,2005(6):51—60.
- [20] ROLF FÅRE, SHAWNA GROSSKOPF, BJÖRN LINDGREN, PONTUS ROOS. Productivity developments in swedish hospitals: a malmquist output index approach [C]//Data Envelopment Analysis : Theory, Methodology and Applications,1994:253—272.
- [21] SUBHASH C RAY, EVANGELIA DESLI. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: comment[J]. The American Economic Review,1997,87(5):1033—1039.
- [22] DOUGLAS W CAVES, LAURITS R CHRISTENSEN, W ERWIN DIEWERT. Multilateral comparisons of output, input, and productivity using superlative index numbers[J]. Economic Journal,1982,92:73—86.
- [23] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量的估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004(10):35—44.
- [24] RAMIREZ MIGUEL D. Foreign direct investment in mexico: a cointegration analysis[J]. The Journal of Development Studies,2000,37(1):138—162.
- [25] KOENKER R, BASSET G. Regression quantiles[J]. Econometrica,1978,46(1):33—50.
- [26] 鲁钊阳,廖杉杉. FDI 技术溢出与区域创新能力差异的双门槛效应[J]. 数量经济技术经济研究,2012(5):75—88.
- [27] 徐磊,黄凌云. FDI 技术溢出及其区域创新能力门槛效应研究[J]. 科研管理,2009,30(2):16—25.

The Effect of Foreign Direct Investment on Economic Growth Quality: A Study Based on Quantile Regression with China' Provincial Panel Data

WANG Fang¹, LI Jian²

(1. School of Economics and Management;

2. School of Humanities and Social Science, Beijing University of Technology, Beijing 100081, China)

Abstract: As effect of FDI on provinces with different economic growth quality is something different, Threshold Effect can't interpreted completely, this paper estimates the effect of FDI on economic growth quality, use the method of Quantile Regression with the data of 28 provinces from 1992-2012, and gets the conclusions as fellows. First, with quality from low to high, the effect of FDI on economic growth quality showed a trend of increase after the fall, this shows the existence of the FDI threshold effect. Second, for the provinces with quantile around 0.5, FDI technology spillover effect is the biggest and the most significant. Third, the FDI technology spillover effect presents obvious regional difference, the effect significant in the eastern, not obvious in the central, inhibitory in the west.

Key words: economic growth quality; total factor productivity; foreign direct investment; quantile regression