中国对外直接投资效率测算及其金融性影响因素研究

顾雪松[1],张 群[2],安晓冉[1]

(1.北京林业大学 经济管理学院,北京 100083;2.中国农业银行总行,北京 100005)

摘 要:本文在我国对外直接投资(ODI)迅速扩张而其效果又存在争议的背景下,研究了ODI效率及其金融性影响因素。在理论层面,从投入-产出角度提出ODI效率测算的原理,并揭示金融市场规模和结构对ODI效率的影响机制。在实证层面,基于随机前沿分析(SFA)方法,利用我国31个省份(港澳台地区因数据缺少剔除)2003—2015年的面板数据进行效率测算和影响因素分析。实证结果表明:①我国ODI效率整体呈上升趋势,ODI效率区域间差异较大但呈缩小趋势;②金融市场规模扩大和发展水平提升对ODI效率具有显著正向影响,居民储蓄过高和间接融资比例过大的金融市场结构特征对ODI效率具有显著负向影响;③金融性因素对ODI效率的影响具有稳健性。

关键词:对外直接投资(ODI);随机前沿分析(SFA);投资效率

中图分类号:F062.4 **文献标志码**:A **文章编号**:1002—980X(2020)10—0009—10

随着我国产业竞争力的增强和外向型经济的持续发展,近10余年来对外直接投资(outward direct investment,ODI)迅猛增长,对外投资合作的国家和地区范围也不断扩大。当前我国经济进入新常态,新一轮对外开放逐步推进,ODI发展也迈上新台阶:根据商务部的统计数据,2015年末中国ODI实现历史性突破,流量首次位列全球第二位;2016—2018年ODI规模平均年增速在10%以上,并且超过了国内吸引外资规模。与宏观层面ODI的跨越式发展相伴,微观层面中资跨国公司的海外扩张步伐也格外引人关注。微观个案毕竟无法反映宏观全貌,从整体上看我国对外直接投资的效果究竟如何?投资数量增长的同时是否伴随着投资质量和效率的提升?在ODI快速发展10余年后,对此进行科学判断,从而为今后我国ODI的健康发展提供支持显得尤为重要。

ODI的实质是资本的走出去,其发展规模和结构受制于资金来源,因此金融业的支持不可或缺。金融对ODI的影响具有两面性:一方面,合理的融资支持能够降低企业投资成本,对企业"走出去"形成推力;另一方面,过度的和过于廉价的资金会使企业倾向于采取更有风险的投资策略去博取超额收益,甚至借助ODI进行资本外逃或投机套利,产生道德风险。对此,我国一直在金融层面积极审慎地推进境外投资管理体制改革:2017年3月,中国银行业监督管理委员会允许在华外资银行与母行集团开展内部业务协作,为"走出去"的中国境内企业在境外提供金融服务;2017年7月全国金融工作会议后,防范系统性金融风险和引导企业理性对外投资成为重要的监管目标。今后怎样进一步优化细化相关政策,更好地发挥金融对ODI的正面作用?只有深入剖析金融性因素对ODI投资效率的影响才能解决这一问题。

综上,本文以我国ODI的投资效率为研究主题,并侧重分析金融性因素对ODI效率的影响。首先根据ODI的本质属性(投资行为)提出通过投入-产出效率衡量ODI的投资效果,并阐述ODI投资效率测算与金融性因素对其影响的理论机理;然后建立与理论分析相适应的随机前沿分析(stochastic frontier analysis , SFA)模型;最后利用我国31个省级行政区(港澳台地区因数据缺少剔除)2003—2015年的面板数据进行实证分析,得到不同区域和年份的效率测算结果以及金融性因素对效率的影响机制,并根据研究结果提出政策启示。

收稿日期:2019—12—26

基金项目:国家自然科学基金"内生增长视角下中国对外直接投资的技术溢出及其传导机制研究"(71703007)

作者简介:顾雪松(1984—),男,辽宁抚顺人,博士,北京林业大学经济管理学院副教授,研究方向:国际投资;张群(1994—),女,山东莒南人,硕士,研究方向:金融投资;安晓冉(1996—),女,山东泰安人,北京林业大学经济管理学院硕士研究生,研究方向:国际金融与投资。

一、文献综述与理论分析

(一)ODI效率测算的理论机理

与我国ODI快速发展的历史进程相伴,近年来越来越多的文献关注我国ODI的绩效及其影响因素。在宏观层面:张伟如[1]建立了我国各省的ODI绩效指数,分析了ODI对经济增长的影响;姚战琪[2]运用SFA方法测算了我国整体ODI效率,并探讨了东道国政治、经济等因素对ODI效率的影响,侧重解决的是ODI企业"走向哪"的问题;王英[3]、田泽等[4]对我国ODI的宏观绩效进行了评价。在微观层面:李泳[5]、邱立成等[6]研究了企业ODI的绩效及其影响因素。而对于ODI的绩效如何度量,不同文献的做法不尽相同。本文认为,ODI本质上是一种投资行为,其追求的直接效益是产出,相同投入下创造更大的产出或者相同产出下付出更少的投入都意味着更好的投资效果,因此本文以投入-产出效率反映ODI效果。

根据Farrel[7]的观点,效率就是生产单位在等量要素投入条件下实际产出与理论最大产出之比。理论上投入-产出效率的测算方法主要有两大类:一类是非参数法,主要以数据包络分析(data envelopment analysis,DEA)为主,其优势是能够度量多个投入和产出情况下的效率,变量间不用建立十分严格的函数关系,不足之处是DEA设定了研究边界,没有把可能存在的测量误差考虑在内;另一类是参数法,如随机前沿分析(stochastic frontier analysis, SFA),SFA采用计量方法对前沿生产函数进行估计,经济理论基础更扎实。此外,SFA方法在测度决策单位效率的同时,还能定量分析相关因素对效率的具体影响。因此,本文SFA测算ODI的效率,把我国的31个省份作为通过投入资本和劳动来创造ODI的决策单元,资源的投入总量和利用率决定了一个地区的ODI潜力。一个决策单元的实际产出(ODI实际值)越接近潜力产出(ODI理论最高值),则认为该决策单元的ODI效率越高。

(二)母国金融性因素对ODI的影响机制

ODI是资本的跨国配置与使用过程,在这一过程中,金融机构是投入资金的供给方和运作资金的协助者,因此ODI的规模与质量直接受到金融业发展水平的影响。大量的实证研究表明,国家储蓄水平、金融发展水平、金融深化程度等母国的金融因素能够直接或间接地促进国内企业的ODI[8-18]。余官胜和袁东阳[19]认为金融发展对ODI的影响方向不是绝对的,需要从金融发展的不同时期和不同维度来分析。还有学者认为金融抑制政策促进了ODI的发展[20]。此外,资金成本也是影响企业进行ODI决策的关键要素,而资金成本与资金获取渠道和方式(即金融结构)密切相关,也就是说,社会资金的丰裕程度和企业的主要融资方式对ODI有重要影响,从而间接影响ODI效率。

1. 金融市场规模与ODI

金融市场规模越大,则可以作为资金来源的经济资源越多,那么越有利于为ODI提供资金支持。同时,金融市场规模也是金融业发展水平的标志,规模越大往往意味着金融业越发达,市场越完善,金融机构能够为ODI提供更加高效优质的融资服务。此外,ODI还受到经济增长、对外开放程度、产业结构升级、市场化水平、技术进步、环境规制等因素的影响[21-26]。金融性因素也会通过作用于这些因素间接影响到投资主体的ODI水平,例如,发达的金融市场可以为技术创新与转移、人力资源培养等提供融资保障,这有助于提升企业国际竞争力,从而促进ODI发展[18]。因此,金融市场规模对ODI效率具有正向影响,为了验证理论推测,下文实证研究中通过金融业增加值作为代理变量来反映金融市场规模和金融业发展水平,分析其对ODI效率的具体作用方式。

2. 金融市场结构与ODI

金融市场结构反映了ODI的资金来源,不同的融资组合决定了不同的资金成本,我国近年来ODI快速增长的重要原因之一可能是来自银行系统的廉价资金支持,大规模廉价的资金资源与我国特殊的金融环境密不可分[8-12]。第一,受传统观念影响,我国居民偏好以银行存款的形式保存个人财产,储蓄额逐年增长,产生了银行系统的巨额储蓄,这为ODI提供了充足的廉价的信贷资金支持,降低了信贷融资成本。第二,目前除储蓄额高企之外,另一个具有我国特色的金融业发展特点是融资结构不均衡,以银行信贷为主的间接融资方式仍然是主流。特别地,国有控股大型商业银行在银行体系中仍然占据主导地位,这导致在授信对象的选择上更青睐拥有政府背景的国有企业和部分大型民营企业,而不是大多数中小民营企业。由于融资来源单一并且成本较低,加之这类企业通常存在隐性的政府担保,很容易滋生盲目扩张的投资倾向,从而降低ODI效率。此外,过度依赖信贷的ODI融资方式也很容易积累债务风险,降低ODI的可持续性。因此,金融市场结

构的不合理容易造成ODI效率下降，为了验证理论推测，下文实证研究中通过社会总储蓄和间接融资比例作为代理变量来反映金融市场结构，分析其对ODI效率的具体作用方式。

（三）现有研究评述与本文的主要贡献

综合上述文献及理论分析可知，目前关于我国ODI的研究侧重于分析母国和东道国因素对ODI发展规模的影响，也有部分研究从经济增长和扩大就业等角度分析了ODI的宏观绩效，但从母国视角对ODI投入-产出效率的测算仍属空白。同时，现有研究虽然普遍认为金融市场规模和结构会影响ODI的发展水平，但在实证研究中仍侧重于检验对ODI发展规模的影响，尚未将金融性因素与ODI的效率直接联系起来。

针对上述现有研究的不足，本文的主要贡献有：第一，提出了基于SFA的ODI效率度量方法，从投入-产出效率的角度建立了ODI对母国绩效的衡量标准，并实际测算了我国ODI效率的纵向变化趋势和横向区域差异；第二，通过引入居民储蓄额、间接融资比例、金融业增加值等因素，实证分析了金融市场规模和结构对ODI效率的影响，为验证金融性因素等对ODI效率的影响机制提供了经验证据，有助于政策层面通过优化金融市场环境更好地促进中资企业“走出去”。

二、实证研究设计

（一）研究方法

根据前文理论分析，本文采用SFA方法测度ODI效率是基于以下原因：第一，SFA方法能够在一定程度上弱化测量误差对结果的影响，可以解释数据处理中的外生噪声，避免将其计入内生的技术无效当中，缩小效率实际值与理论值之间的偏差；第二，SFA方法能在一定程度上识别并排除一些短暂的干扰。中国的ODI一直处于不断的变化当中，且由于个别年份经济社会出现特殊情况，导致各实体经济因素包括ODI水平都受到了不同程度的影响，但这不应被视为ODI效率的根本改变，SFA可以很好地解决这一问题；第三，对于单一产出的面板数据，DEA只能进行效率测算，而SFA测算效率的同时，也能分析相关因素对效率的影响。因此，本文研究的问题更适合用SFA展开，这样对ODI效率及其影响因素的估计会更加准确客观。

本文根据Battese和Coelli[27]提出的方法，建立的基本模型为

$$y_{it} = f(x_{it}, \beta_i)\exp(\nu_{it} - \mu_{it}); \quad i = 1, 2, \cdots, n; \quad t = 1, 2, \cdots, T \tag{1}$$

将式（1）两边取自然对数，可得对数形式的随机前沿函数模型如式（2）所示：

$$\ln y_{it} = \ln f(x_{it}, \beta_i) + \nu_{it} - \mu_{it} \tag{2}$$

其中：y_{it}表示决策单位i在时期t的产出；x_{it}为投入向量；β_i为一组待估向量参数；ν_{it}表示观测误差和其他随机因素，一般假定它服从标准正态分布$N(0, \sigma^2)$；$\exp(-\mu_{it})$ $(\mu_{it} \geqslant 0)$为技术效率（technical efficiency，TE），在这里用产出期望与随机前沿期望之比来计算：

$$TE = \frac{E[f(x)\exp(\nu - \mu)]}{E[f(x)\exp(\nu - \mu)\,|\,\mu = 0]} = \exp(-\mu_{it}) \tag{3}$$

其中：μ_{it}表示技术非效率的非负随机变量。显然，μ_{it}=0时，TE_{it}=1，表示决策单元位于前沿面$[f(x_{it}, t)\exp(\nu_{it}, \mu_{it} = 0)]$上，表明技术有效；当$\mu_{it}$>0时，$TE_{it}$<1，决策单元位于前沿面下方，表明技术无效。$\mu_{it}$服从截尾正态分布$N(m_{it}, \sigma_{it}^2)$，效率函数可表示为

$$\mu_{it} = z_{it}\delta \tag{4}$$

其中：μ_{it}表示技术非效率的被解释变量；z_{it}表示解释变量；δ表示待估参数，反映变量z对技术效率的影响方向和程度，正值表明该变量对技术效率有负向影响，负值表示有正向影响。用最大似然法进行参数估计，使用似然比γ进行统计检验，原假设H_0：γ=0，备择假设H_1：$\gamma \neq 0$，$\gamma \in (0,\ 1)$，可得检验公式：

$$\gamma = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\nu^2 + \sigma_\mu^2) \tag{5}$$

若$\gamma = 0$，则接受原假设，说明实际生产点全部位于生产前沿曲线上，可直接运用普通最小二乘法（OLS）估计，否则应用随机前沿估计。而且，γ越接近于1，表示实际产出与理想产出的差主要是由技术非效率引起的，表明随机前沿估计的结果越有说服力。

对于生产函数形式，主要有柯布-道格拉斯（C-D）生产函数和超越对数生产函数两种：

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln x_{jit} + \nu_{it} - u_{it} \tag{6}$$

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln x_{jit} + \frac{1}{2}\sum_j\sum_l \beta_{jl} \ln x_{jit} \ln x_{lit} + \nu_{it} - u_{it} \quad (7)$$

其中：y_{it}表示决策单位i在时期t的产出；x_{it}为投入向量；β为待估计变量的系数；ν_{it}表示观测误差和其他随机因素；j和l表示第j和l个投入变量。式(6)是式(7)的特殊形式，即超越对数生产函数更具有普适性。可以通过似然比(LR)统计量进行检验来选择生产函数形式，原假设：$\beta_3=\beta_4=\beta_5=0$，备择假设：$\beta_3$、$\beta_4$、$\beta_5$至少有一个不为0。$LR$统计量计算公式如式(8)所示：

$$LR = -2\left\{\ln[L(H_0)\,|\,L(H_1)]\right\} = -2\left\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\right\} \quad (8)$$

其中：$L(H_0)$表示原假设H_0下的对数似然函数值(log函数值)；$L(H_1)$表示备择假设H_1下的对数似然函数值。一般来说，LR检验统计量被认为服从混合卡方分布，自由度即是约束个数。若计算得LR值大于单边广义似然比检验的临界值，则拒绝原假设$\beta_3=\beta_4=\beta_5=0$，即不可以用C-D生产函数进行模型的参数估计，应该用超越对数生产函数，否则接受原假设。现实中我们并不知道ODI生产函数的具体形式，只能找出投入和产出的要素，后文实证部分将用上述方法选择合适的函数形式。

(二)变量定义与计量模型的建立

1. 变量定义

产出变量ODI_{it}为各省份每年非金融类ODI的流量，经当年美元对人民币年均汇率换算，并由GDP平减指数平减得到。投入变量选取地区资本存量K和人力资源水平L。

第一，由于官方未公布资本存量相关的统计数据，因此采用“永续盘存法”计算固定资本投入，公式为

$$K_t = (1-\delta)K_t - 1 + \frac{I_t}{P_t} \quad (9)$$

其中：K_t表示t期期末资本存量；δ表示重置率而非折旧率；I_t表示t期固定资产形成总额；P_t表示固定资产投资价格指数。

第二，为更全面地反映一个地区人力资源水平，借鉴钱雪亚等[28]、李海峥等[29]、顾雪松和韩立岩[30]的做法，综合几个具有代表性的指标，包括省级行政单位的各级教育生均教育事业费加总、本专科在校学生数占总人口比重、就业人员平均受教育年限、研发(R&D)投入经费强度、R&D人员全时当量，运用主成分分析法，合成一个主成分变量，称为人力资源变量。其中，各级教育生均教育事业费，由普通小学、普通初中、普通高中、职业中学、普通高等学校的生均教育事业费加总得来。平均受教育年限(T)的计算参照刘遵义和汪同三[31]的方法：公式为$T=6t_1+9t_2+12t_3+16t_4$，t_1、t_2、t_3、t_4分别代表小学、初中、高中、大专及以上学历的受教育人口占总人口的比重，不同的受教育程度分别对应4个不同的受教育年限，即6、9、12、16。R&D投入经费强度，用地区研究与发展经费支出占该地区GDP的比重表示。R&D人员全时当量，即研究与试验发展全时人员加非全时人员按工作量折算为全时人员数的总和。

本文把ODI效率的影响因素分为两类。一类是金融性因素，选取以下3个变量反映金融市场规模和结构：居民储蓄存款总额，记为Sav；社会融资结构，用间接融资额占总融资额的比重来表示，记为Str；金融市场规模，用金融业增加值表示，记为Fin。第二类，即金融因素外的其他因素，本文将其作为控制变量。这里选取3个控制变量：地区经济发展水平，用各省份的人均国民生产总值表示，记为$PGDP$；对外开放程度，用各省按境内目的地和货源地分的货物进出口总额占当年GDP的比重表示，也可以反映贸易依存度，记为Tra；国有化程度，用国有工业企业工业销售产值占规模以上工业企业工业销售产值比重表示，记为SO。变量定义具体情况见表1。

表1　变量定义

变量	符号	定义
对外直接投资	*ODI*	非金融类对外直接投资流量，用汇率折算后再用GDP平减指数进行平减
资本投入	*K*	资本存量，永续盘存法计算
人力投入	*L*	人力资本，主成分分析法得出
城乡居民储蓄	*Sav*	居民储蓄存款总额，经GDP平减指数平减
社会融资结构	*Str*	间接融资额占总融资额比重
金融市场规模	*Fin*	金融业增加值，经GDP平减指数平减
经济发展水平	*PGDP*	人均GDP，经GDP平减指数平减
对外开放度(贸易依存度)	*Tra*	按境内目的地和货源地划分的货物进出口总额占GDP比重
国有化水平	*SO*	国有工业企业工业销售产值占全部规模以上工业企业销售产值

2. 计量模型的建立

首先，在理论模型的基础上建立基于SFA的ODI效率主模型。具体形式如式（10）所示：

$$\ln ODI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln L + \frac{1}{2}\beta_3 (\ln K)^2 + \frac{1}{2}\beta_4 (\ln L)^2 + \beta_5 \ln K \ln L + \nu_{it} - \mu_{it} \quad (10)$$

其中：i（i=1，2，…，31）和t（t=1，2，…，13）分别表示第i个省份和第t个年份；β_0表示常数项；β_1和β_2分别表示资本存量和人力资本变量的产出弹性；β_3、β_4、β_5分别是资本二次项、人力资源水平二次项以及资本和人力交叉项的系数。为降低异方差的影响，各变量都取自然对数。

其次，由前文理论说明可得分析效率影响因素的非效率函数模型如式（11）所示：

$$\begin{aligned} \mu_{it} = {} & \delta_0 + \delta_1 \ln Sav_{it} + \delta_2 \ln Str_{it} + \delta_3 \ln Fin_{it} + \\ & \delta_4 \ln PGDP_{it} + \delta_5 \ln Tra_{it} + \delta_6 \ln SO_{it} + \omega_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

其中：μ_{it}表示ODI效率，各变量定义具体见表1。

（三）样本与数据来源

根据所分析问题的需要，结合数据的可获取原则，本文选取我国31个省级行政区（港澳台地区因数据缺少剔除）作为实证样本。自2003年中国官方有详细的ODI统计开始，到目前能获得最新统计数据的2015年为止，是我国ODI事业飞速发展的时期，也是世界及我国经济、社会形势发生巨大变化的时期，因此样本期间选择2003—2015年。

产出变量非金融类ODI的数据来自商务部公布的历年《中国对外直接投资统计公报》，对于将新疆维吾尔自治区与新疆建设兵团分开统计的，为与其他变量的数据统计形式一致，本文将二者合并。ODI在统计中有流量和存量两种数据，为反映我国ODI近年来迅猛发展且年度差异较大的现实情况，本文在实证模型中选用时效性强且能够反映动态变化的流量数据。

投入变量中：资本存量用永续盘存法计算，以2000年为基期，基准期资本存量K_0（2000年，按1952年不变价）直接采用张军等[32]的结论，重置率δ取值9.6%，I_t、P_t数据均来自2003—2015年《中国统计年鉴》。西藏和港澳台地区的固定资产投资价格指数缺失，用商品零售价格指数代替。各级教育生均教育事业费数据来自教育部公布的2003—2015年《教育经费执行情况统计表》、本专科在校学生数和就业人员各学历占比情况数据来自《中国统计年鉴》，R&D投入经费强度、R&D人员全时当量数据来自《中国科技统计年鉴》。

影响因素变量中：城乡居民储蓄存款年末余额数据来自2003—2015年《地方经济金融统计表》；融资结构用间接融资额占总融资额的比例表示。需要说明的是，2003—2012年数据为各地《区域金融运行报告》公布的非金融机构间接融资比例，2013及之后官方不再公布非金融机构融资结构的详细数据，因此2013—2015年融资结构数据来自中国人民银行网站公布的社会融资规模。虽然融资主体范围由非金融机构扩大到全社会，但本文用间接融资额占总融资额的比例来表示融资结构，而没有单纯用融资额的绝对数，在一定程度上可以平滑统计口径改变带来的差距。金融业增加值数据来自《中国统计年鉴》。人均GDP由GDP除以对应地区年末人口数计算得出，GDP、年末人口数、按境内目的地和货源地分的货物进出口额均来自2003—2015年《中国统计年鉴》，规模以上工业企业和国有及国有控股工业企业的工业销售产值数据来自2003—2015年《中国工业统计年鉴》。

非金融类ODI流量的原始数据经过当年美元对人民币年均汇率换算，然后用GDP平减指数处理，单位为人民币元。其他各价值量数据单位均为人民币元，且都经过GDP平减指数的平减，消除了时间因素的干扰。最后在参数估计的模型中，全部数据都取自然对数。选取31个省份2003—2015年的面板数据，表2报告了数据的统计特征。

表2　变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	变异系数	最大值	最小值
ODI（亿元）	31.5593	80.4958	2.5506	1124.0925	0.0000
K（万元）	2.4111	2.2381	0.9283	12.6494	0.0362
L（/10000）	2.3377	2.5384	1.0859	13.6783	0.2190
Sav（亿元）	6818.0684	6408.2936	0.9399	37316.5250	84.1969
Str（%）	0.8601	0.1157	0.1345	1.1889	0.2990
Fin（亿元）	494.9869	612.4510	1.2373	3905.4590	4.2973
PGDP（万元）	1.5625	1.4802	0.9474	7.5591	0.0171
Tra（%）	0.3163	0.3725	1.1774	1.8750	0.0152
SO（%）	0.3971	0.1883	0.4743	0.8661	0.0673

三、实证结果与分析

（一）假设检验

为保证实证的严谨性和结果的准确性，要选择最适合样本的函数形式，就需要对不同假设前提下估计的

参数结果进行最大似然检验。模型I为本文拟采用的参照模型:超越对数生产函数形式,且考虑效率影响因素;模型II假设函数形式为C-D生产函数,$\beta_{KL}=\beta_l^2=\beta_k^2=0$;模型III假设不考虑效率影响因素。回归结果和假设检验结果见表3。

根据假设检验结果,模型II和模型III相对于参照模型I的广义似然率都远大于相应自由度下的临界值,本文选择拒绝原假设,即C-D生产函数形式、不考虑效率影响因素的函数形式都不适合ODI效率影响因素的分析,确定模型为考虑效率影响因素的超越对数生产函数形式。

表3　参数估计和假设检验结果

模型	I	II	III
常数项	−8.1050(−1.1429)	6.1371***(7.1450)	−16.9904(0.9581)
ln$K$	8.0891***(6.9627)	1.0138***(6.6862)	16.2066***(5.5148)
ln$L$	−3.5753**(−2.0365)	0.5971***(5.5076)	−9.9049**(−2.3457)
(ln$K$)^2	−1.8989***(−5.7087)	—	−3.0203***(−4.8238)
(ln$L$)^2	−0.7350**(−2.0855)	—	−0.4478(−0.6988)
ln$K$ln$L$	1.1714***(3.8798)	—	1.4942***(2.8438)
σ^2	60.9358***(16.9695)	68.7297***(8.5969)	4.0482***(13.6782)
γ	0.9894***(636.8935)	0.9922***(590.5682)	0.0228(1.3205)
log函数值	−798.3527	−815.5762	−881.1979
广义似然率λ	—	34.4471	165.6904
自由度	—	4	2
临界值	—	8.7610	5.1380
检验结论	—	拒绝	拒绝

注:***、**、*分别表示t检验1%、5%、10%的水平下显著;括号内数字为t检验统计量;$\lambda=-2[L(H_0)-L(H_1)]$。

(二)效率测算结果

利用SFA方法对模型进行估计,得到31省(自治区、直辖市)2003—2015年ODI效率值的描述性统计见表4(效率值区间为0~1),比较的直观情况如图1所示。

表4　2003—2015年31个省份的ODI效率描述统计(按年份)

参数	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
平均值	0.1189	0.1619	0.2173	0.2263	0.3367	0.2949	0.3613	0.4414	0.4683	0.5128	0.5028	0.5312	0.5741
标准差	0.1755	0.1641	0.1844	0.1839	0.2185	0.2016	0.2074	0.2268	0.1948	0.1923	0.1723	0.195	0.1778
变异系数	1.4759	1.0136	0.8488	0.8128	0.6491	0.6836	0.5741	0.5138	0.4161	0.3749	0.3427	0.367	0.3097
最大值	0.6914	0.5367	0.6754	0.6479	0.7488	0.759	0.7178	0.7969	0.8637	0.8014	0.8182	0.8098	0.8297
最小值	0	0	0	0	0	0	0	0.0189	0.0299	0.0011	0.0077	0.0948	0.1304
≤0.2	25	21	17	14	9	10	10	6	4	3	3	2	1
0.2~0.4	3	7	11	12	10	13	7	5	6	4	3	5	5
0.4~0.6	2	3	1	4	9	5	8	9	14	14	16	9	9
0.6~0.8	1	0	2	1	3	3	6	11	6	9	8	14	14
≥0.8	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	2
总体均值	0.3652												

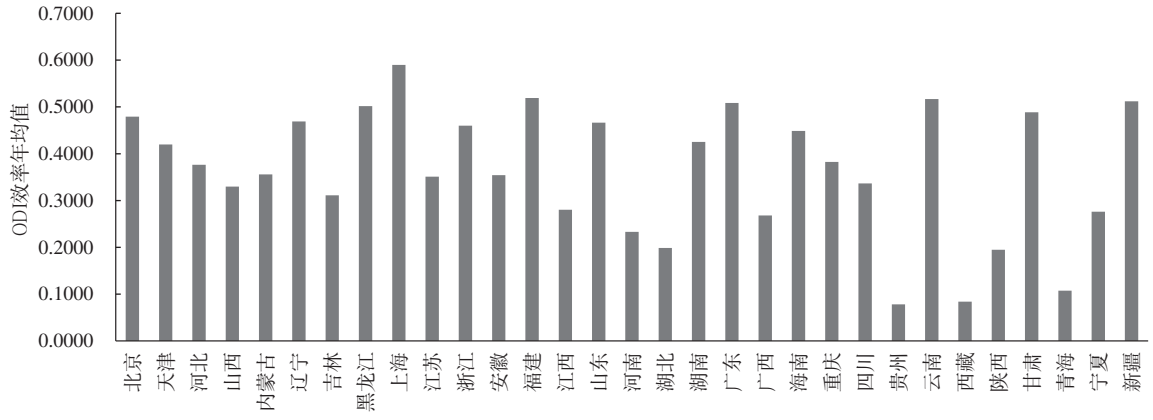

图1　2003—2015年31个省份ODI效率年均值的比较

由表4可知:各省2003—2015年总的平均ODI效率为0.3652。从时间趋势上看,31个省份的平均效率由2003年的0.1189到2015年的0.5741,13年间的ODI平均效率始终在提高,这与我国ODI总量一直在飞速发

展的势头保持了一致，但还有较大的提升空间。效率高于平均值的省份逐年增多，由开始的大部分省份集中在0.2以下，到如今的大部分省份ODI效率维持在0.6～0.8的区间内，提高的趋势十分明显。

本文同样对我国31个省份以及中、东、西部的ODI效率进行了测算，见表5。由表5可知：ODI平均效率最高的是上海，为0.5898，最低的贵州，平均效率为0.0780，地区间差异较为显著，但是效率值的变异系数逐年缩小，表明省际ODI效率差距呈现收敛态势。东部、中部、西部地区ODI效率变化趋势与全国总体保持一致，区域间不平衡情况较为明显。东部地区ODI活动最为活跃，平均效率最高，中部次之，西部最低。东、中、西部2003—2015年ODI平均效率变化趋势如图2直观所示。

表5　2003—2015年31省ODI效率值的描述性统计（按省份）

地区	平均值	标准差	变异系数	最大值	最小值	≤0.2	0.2～0.4	0.4～0.6	0.6～0.8	≥0.8
东部	0.4625	0.0631	7.3306	0.5898	0.3509	0	2	10	0	0
北京	0.4791	0.1856	0.3873	0.7370	0.1118	1	3	5	4	0
天津	0.4199	0.1935	0.4608	0.7579	0.0982	2	4	4	3	0
河北	0.3762	0.2059	0.5472	0.627	0.0088	3	3	5	2	0
辽宁	0.4689	0.2423	0.5167	0.7508	0.0645	2	4	0	7	0
上海	0.5898	0.1533	0.2599	0.8297	0.2172	0	2	3	7	1
江苏	0.3509	0.1538	0.4383	0.5876	0.0746	4	3	6	0	0
浙江	0.46	0.1440	0.3131	0.6696	0.1909	1	4	6	2	0
福建	0.5193	0.1439	0.2771	0.7139	0.1548	1	1	8	3	0
山东	0.4663	0.1735	0.3720	0.7163	0.2366	0	6	1	6	0
广东	0.5084	0.1266	0.2490	0.7005	0.2847	0	4	7	2	0
海南	0.4486	0.3737	0.8331	0.8637	0	5	1	0	3	4
中部	0.3292	0.0926	0.2814	0.5017	0.1985	1	6	2	0	0
山西	0.3297	0.1869	0.5668	0.5898	0.0592	4	4	5	0	0
吉林	0.3111	0.1295	0.4161	0.5302	0.0334	2	8	3	0	0
黑龙江	0.5017	0.1542	0.3073	0.6479	0.0799	1	2	6	4	0
安徽	0.3542	0.2145	0.6056	0.6981	0.028	4	4	3	2	0
江西	0.2802	0.2397	0.8555	0.6681	0.0045	7	1	3	2	0
河南	0.2331	0.1485	0.6371	0.5663	0.0271	6	6	1	0	0
湖北	0.1985	0.1993	1.0039	0.5606	0.0109	8	1	4	0	0
湖南	0.4253	0.2074	0.4876	0.7178	0.0311	2	2	7	2	0
西部	0.3001	0.1480	0.4931	0.5170	0.0780	4	6	3	0	0
内蒙古	0.3558	0.1793	0.5039	0.7089	0.0632	2	6	3	2	0
广西	0.2681	0.1782	0.6648	0.5678	0.0433	5	4	4	0	0
重庆	0.3824	0.2445	0.6393	0.7037	0	5	1	3	4	0
四川	0.3366	0.2251	0.6687	0.6079	0.0088	6	0	5	2	0
贵州	0.078	0.1198	1.5356	0.4315	0	11	1	1	0	0
云南	0.517	0.2435	0.4711	0.7545	0.0487	2	2	2	7	0
西藏	0.0837	0.2049	2.4481	0.7713	0	12	0	0	1	0
陕西	0.1948	0.1447	0.7428	0.3896	0.003	6	7	0	0	0
甘肃	0.4885	0.2508	0.5134	0.8014	0.0484	3	2	3	4	1
青海	0.1074	0.0887	0.8263	0.2877	0	11	2	0	0	0
宁夏	0.2761	0.2318	0.8394	0.7396	0	7	2	2	2	0
新疆	0.5122	0.2147	0.4192	0.7488	0.0312	2	1	3	7	0

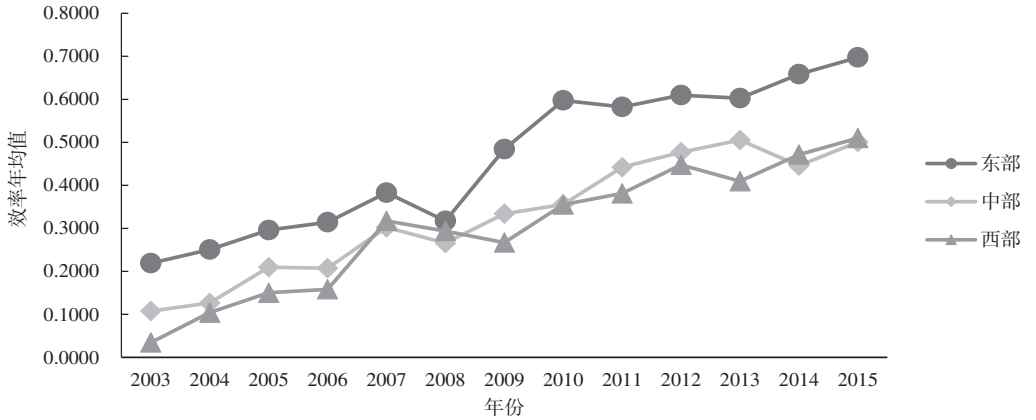

图2　2003—2015年东、中、西部省份效率年均值比较

（三）效率的影响因素

ODI效率与影响因素的回归结果汇总见表6，模型Ⅳ、模型Ⅴ分别为：未加控制变量的主模型、加入控制变量的模型。γ值都非常接近于1，由上文理论分析可知拟合程度较高。

表6　SFA模型的回归结果

模型		Ⅳ	Ⅴ
前沿函数估计	常数项β_0	−8.1050(−1.1429)	9.9016(1.2451)
	ln$K$	8.0891***(6.9627)	3.4540**(2.1480)
	ln$L$	−3.5753**(−2.0365)	−2.4470(−1.3473)
	$(\ln K)^2$	−1.8989***(−5.7087)	−1.0808***(−3.7439)
	$(\ln L)^2$	−0.7350**(−2.0855)	−0.4858*(−1.8576)
	ln$K$ln$L$	1.1714***(3.8798)	0.8062***(3.7687)
效率影响因素估计	*Sav*	11.5173***(6.2867)	5.0972***(2.9466)
	Str	30.7654***(12.6518)	15.5082***(7.4588)
	Fin	−13.8404***(−6.7052)	−2.8291(−1.3153)
	PGDP	—	−10.6146***(−10.8467)
	Tra	—	−4.0810***(−5.4088)
	SO	—	2.6376*(1.7410)
	常数项δ_0	—	—
	σ^2	60.9358***(16.9695)	49.8565***(11.5665)
	γ	0.9894***(636.8935)	0.9901***(553.5801)
	log函数值	−798.3527	−742.4088

注：括号内为t统计量；*、**、***分别表示显著性水平为10%、5%、1%。

第一，城乡居民储蓄额对ODI效率具有显著负向影响。估计结果中*Sav*的系数在1%的水平下显著为正（由前文研究方法的介绍可知，正号代表负向影响），即城乡居民储蓄额与各省ODI效率之间是显著负相关的。城乡居民储蓄总量反映了可贷资金规模，储蓄额越大意味着信贷资金的成本越低，这有可能造成投资的过度扩张，从而对ODI效率产生负面影响。特别是作为ODI的主要参与者，国有企业依靠政府优惠等优势条件，更容易通过大型商业银行信贷获取廉价资金进行投资活动[33]。因此，过高的储蓄在一定程度上成为提高ODI效率的阻碍因素。

第二，间接融资比例对ODI效率具有显著负向影响。结果中*Str*的系数都为正，且通过了1%的显著性检验。企业的间接融资绝大部分是向金融机构的贷款，其比例能反映社会融资结构是否均衡合理。间接融资比例越高，表明企业ODI更多地依靠负债融资，加之我国储蓄规模大导致债务融资成本相对较低，这容易导致企业投资决策不够审慎，在未能充分论证ODI项目的可行性的情况下盲目扩张，造成资源浪费和ODI效率下降。随着我国金融业改革开放进入新阶段，股票、债券等直接融资方式的发展完善会逐渐解决ODI资金来源单一的问题，从而提高ODI效率。

第三，金融业增加值对ODI效率具有显著正向影响。模型Ⅰ~模型Ⅱ的*Fin*系数为负，且模型Ⅰ通过了显著性检验，即金融业增加值与ODI效率之间是显著正相关的。金融业增加值代表金融市场规模与金融业发展水平：一方面，金融市场规模越大，企业的ODI活动就越能够得到更强有力的资金支持，进行融资等活动就越便捷和有效；另一方面，金融业发展水平越高，则越能对社会资源起到优化配置作用，金融业带动实体经济和社会各领域发展的能力也越强，从而间接推动ODI效率提高。

第四，由模型Ⅱ可知，控制变量中，人均GDP对ODI效率具有正向影响，人均GDP能反映一个省的社会经济发展程度，与ODI效率成正比。贸易依存度对全国总体的ODI效率具有正向影响，国有化水平对ODI效率具有负向影响，这与现有研究的普遍结论一致。

四、结论与政策启示

本文在我国ODI规模迅速扩张而其投资效果又备受争议的背景下，研究ODI效率及其金融性影响因素。首先从投入-产出角度提出ODI效率测算的原理，并揭示金融市场规模和结构对ODI效率的影响机制，奠定全文的理论基础；然后基于随机前沿分析（SFA）方法，利用我国31个省份2003—2015年的面板数据进行实证研究，通过测算发现我国ODI效率的纵向变化趋势和横向区域差异，通过超越对数函数的回归分析揭示城乡居民储蓄额、间接融资比例、金融业增加值所代表的金融性因素对ODI效率的影响。

研究结果表明：第一，2003—2015年间，我国的ODI效率整体呈上升趋势并且波动幅度趋于稳定，ODI效率的省际差异和区域间差异较大，东部最高、中部次之、西部最低，但这种差异呈缩小趋势；第二，金融业增加值所代表的金融市场规模和发展水平对ODI效率具有显著正向影响，城乡居民储蓄额和间接融资比例所代表的金融市场结构对ODI效率具有显著负向影响；第三，金融性因素对ODI效率的影响具有稳健性，无论是以全国整体为分析对象，还是对东部、中部、西部三大区域单独进行参数估计，结论是一致的，并且不随参数和变量设定的调整而改变。

上述研究结论对我国合理发展ODI具有政策启示意义。ODI效率逐年上升和区域间差异不断缩小的结果说明我国ODI的经济效果是正面的，中资企业“走出去”应该继续得到政策支持，促进ODI稳定发展的长效

支持机制需要建立。扩大金融市场规模、提高金融业发展水平有助于ODI效率的提升，这一结论为我国进一步推进金融业改革发展以更好地为ODI提供融资服务，从而提升ODI效率提供了依据。但是，金融市场结构不合理已成为我国ODI效率提升的阻碍因素，这一结论凸显了ODI融资由规模扩张型向结构升级型转变的必要性和迫切性。一方面要避免ODI过度依赖间接融资和银行信贷所滋生的道德风险与盲目扩张；另一方面要通过发展直接融资拓宽ODI的融资渠道。同时要以审慎原则加强对ODI的真实性和合规性审查，避免借ODI之名的资本外逃和投机套利，引导企业理性对外投资，通过提升投资效率最大限度发挥ODI对我国实体经济的正面作用。

参考文献

[1] 张伟如，韩斌，胡冰．中国对外直接投资绩效与经济增长——基于省级面板数据的实证分析[J]．经济问题，2012(11)：54-56.

[2] 姚战琪．“一带一路”战略下我国对外直接投资效率的影响因素及区位选择[J]．经济纵横，2016(12)：59-66.

[3] 王英．基于产业结构优化的我国OFDI宏观绩效评价[J]．世界经济研究，2012(4)：71-75，89.

[4] 田泽，顾欣，杨欣远．中国对非洲直接投资效率评价研究——基于超效率DEA方法[J]．经济经纬，2016(4)：50-55.

[5] 李泳．中国企业对外直接投资成效研究[J]．管理世界，2009(9)：34-43.

[6] 邱立成，刘灿雷，盛丹．中国企业对外直接投资与母公司经营绩效——基于成本加成率的考察[J]．世界经济文汇，2016(5)：60-75.

[7] FARREL M J. The measurement of productive efficiency[J]. Journal of Royal Statistical Society，1957，120(3)：253-281.

[8] 郭杰，黄保东．储蓄、公司治理、金融结构与对外直接投资：基于跨国比较的实证研究[J]．金融研究，2010(2)：76-90.

[9] 黄志勇，万祥龙，许承明．金融发展对我国对外直接投资的影响——基于省级面板数据的实证分析[J]．世界经济与政治论坛，2015(1)：122-135.

[10] 王伟，孙大超，杨娇辉．金融发展是否能够促进海外直接投资——基于面板分位数的经验分析[J]．国际贸易问题，2013(9)：120-131.

[11] 蒋冠宏，张馨月．金融发展与对外直接投资——来自跨国的证据[J]．国际贸易问题，2016(1)：166-176.

[12] 王昱，成力为．制度门槛、金融发展与对外直接投资[J]．世界经济研究，2014(5)：66-73，89.

[13] 杜思正，冼国明，冷艳丽．中国金融发展、资本效率与对外投资水平[J]．数量经济技术经济研究，2016(10)：17-36.

[14] 杨子晖，陈创练．金融深化条件下的跨境资本流动效应研究[J]．金融研究，2015(5)：34-49.

[15] CUI L，JIANG F. FDI entry mode choice of Chinese firms：A strategic behavior perspective[J]. Journal of World Business，2008，44(4)：434-444.

[16] MILLER S R，THOMAS D E，EDEN L，et al. Knee deep in the big muddy：The survival of emerging market firms in developed markets[J]. Management International Review，2008，48(6)：645-666.

[17] BANNÒ M，PISCITELLO L，VARUM C A. The impact of public support on SMEs’ outward FDI：Evidence from Italy[J]. Journal of Small Business Management，2014，52(1)：22-38.

[18] 李梅．金融发展、对外直接投资与母国生产率增长[J]．中国软科学，2014(11)：170-182.

[19] 余官胜，袁东阳．金融发展是我国企业对外直接投资的助推器还是绊脚石——基于量和质维度的实证研究[J]．国际贸易问题，2014(8)：125-134.

[20] 王勋．金融抑制与发展中国家对外直接投资[J]．国际经济评论，2013(1)：51-60，5.

[21] 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.

[22] 孙少勤，邱斌．金融发展与我国出口结构优化研究——基于区域差异视角的分析[J]．南开经济研究，2014(4)：17-31.

[23] 易信，刘凤良．金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架[J]．管理世界，2015(10)：24-39，90.

[24] 沈红波，寇宏，张川．金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J]．中国工业经济，2010(6)：55-64.

[25] BUCKLEY P J，CLEGG L J，CROSS A，et al. The determinants of Chinese overseas direct investment[J]. Journal of International Business Studies，2007，38(4)：499-518.

[26] 尹飞霄，朱英明．环境规制对中国对外直接投资的影响——基于中国省际动态面板数据的实证分析[J]．技术经济，2017(9)：106-113.

[27] BATTESE G E，COELLI T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. Empirical Economics，1995，20：325-332.

[28] 钱雪亚，王秋实，刘辉．中国人力资本水平再估算：1995-2005[J]．统计研究，2008(12)：3-10.

[29] 李海峥，贾娜，张晓蓓，等．中国人力资本的区域分布及发展动态[J]．经济研究，2013(7)：49-62.

[30] 顾雪松，韩立岩．区域市场整合与对外直接投资的逆向溢出效应——来自中国省级行政区的经验证据[J]．中国管理科学，2015(3)：1-12.

[31] 刘遵义，汪同三. 东亚经济增长的源泉与展望[J]. 数量经济技术经济研究，1997(10)：88-97.
[32] 张军，吴桂英，张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算：1952—2000[J]. 经济研究，2004(10)：35-44.
[33] 韩立岩，顾雪松. 中国对外直接投资是过度还是不足？——基于制度视角与跨国面板数据的实证研究[J]. 中国软科学，2013(10)：21-34.

China's Outward FDI Efficiency Estimation and Its Financial Influencing Factors

Gu Xuesong[1], Zhang Qun[2], An Xiaoran[1]
(1. School of Economics and Management, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China;
2. Agricultural Bank of China, Beijing 100005, China)

Abstract: The efficiency of outward direct investment(ODI)and its financial impacting factors are examined in the context of China's rapid and controversial growth of ODI. In theory, it proposes the principal to measure ODI efficiency from the input-output perspective, and reveals the mechanism of financial market's scale and structure impacting ODI efficiency. In empirical research, it uses China's provincial date during 2003—2015 to calculate the efficiency and tests the impacting factors. The empirical results show as follows. First, China's ODI efficiency is increasing, and the difference among areas is big but narrowing. Second, the expansion and development of financial market positive impact ODI efficiency, while the structure of financial market characterized by excessive savings and indirect financing negative impact ODI efficiency. Third, the significant impact of financial factors on ODI efficiency is robust.

Keywords: outward direct investment(ODI); stochastic frontier analysis(SFA); investment efficiency

(上接第 8 页)

The Use-Energy-Right Transaction System and Green Innovation: Evidence from Chinese Industrial Enterprises

Shen Lu[1], Chen Sumei[2]
(1. School of Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350002, China;
2. Institute of Industrial Economics of CASS, Beijing 100044, China)

Abstract: With China's economy entering the new normal, how to make reasonable and effective environmental policies to promote green innovation has become a major problem to be urgently solved in the process of building a high-quality modern economic system. While the Use-Energy-Right transaction system is an important institutional innovation, there is little research on whether it can induce the green innovation of enterprises. In this paper, the trial of Use-Energy-Right transaction in 2017 is used as a quasi-natural experiment, and A-share listed industrial enterprises in 2015—2018 are selected as samples, and the dual difference method is employed to empirically test the impact of the Use-Energy-Right transaction system on green innovation of enterprises. It is found that it has significantly induced the green invention patent innovation of enterprises in the pilot areas, rather than the green utility model patent innovation. Further test shows that its induced effect is stronger in the non-state-owned enterprises, or the enterprises with high migration costs or low financing constraints. This conclusion means that while establishing a national unified Use-Energy-Right transaction market, it is necessary to further accurately position the nature of energy use enterprises and make differentiated corresponding policies.

Keywords: the Use-Energy-Right transaction system; Porter hypothesis; green innovation; differences-in-differences