

中国对外直接投资：过度抑或不足^①

乔晶¹ 胡兵²

(1. 重庆工商大学管理学院; 2. 重庆师范大学经济与管理学院)

【摘要】基于2003~2011年中国对全球118个国家或地区的对外直接投资数据,运用双边随机前沿模型测算了中国投资的前沿水平以及实际投资相对于前沿水平的偏离程度。结果发现,下偏效应远大于上偏效应,近年来蓬勃发展的中国对外直接投资整体表现为投资不足而非投资过度,投资不足程度平均为26.59%。各洲间投资不足严重程度不同,对欧洲投资不足程度比对北美高出近10个百分点,但投资不足的现象随着时间的推移趋向缓解。对发达国家、制度质量和技术水平较高国家或地区组的投资不足程度比其各自对照组的不足程度更严重,对资源丰富国家或地区的投资不足程度比其对照组不足程度低,双边投资协定一定程度上可以缓解对外直接投资不足问题。

关键词 对外直接投资 双边随机前沿模型 投资不足

中图分类号 F125.5 **文献标识码** A **JEL分类号** F21

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2014.07.003

Overinvestment or Underinvestment: an Empirical Analysis on China's Outward Foreign Direct Investment

Abstract: The article employs the two-tier stochastic frontier model to estimate the forefront level of China's investment, and the actual investment's deviation relative to forefront level based on the 118 selected economies over the period from 2003 to 2011. The empirical results demonstrate that both higher and lower partial factors have significant effects on Chinese OFDI, while that of the latter is dominant, and the net effect of these two factors leads to a nearly 26.59% underinvestment of China's OFDI. Underinvestment severity among continents is varied. Degree of underinvestment to Europe is nearly 10% higher than that to North America. However, the phenomenon of underinvestment tends to ease over time. The underinvestment to developed countries, institutional quality and technical level higher national or regional groups are more serious than those in respective control groups. The degree of underinvestment in resource-rich countries or regions is lower than that in respective groups. To some extent, bilateral investment treaties can relieve the shortage of outward foreign direct investment.

Key words: Outward Foreign Direct Investment; Two-tier Stochastic Frontier Model; Underinvestment

^① 本文获得国家社科基金项目(12CJY084)、教育部人文社科研究项目(11XJC790003)、重庆工商大学博士科研启动项目(670100465)的资助。

引 言

作为吸收外商直接投资最大的发展中国家，中国在进入 21 世纪后却频繁以对外直接投资者的身份活跃于国际舞台，“中国收购世界”的新闻在各类报道中被广泛提及，并引起国际社会、各国政府和学术界的广泛关注。截至 2011 年底，中国对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment，以下简称 OFDI）累计净额为 4247.81 亿美元，约占全球的 2.01%，仅相当于美国的 9.44%^①。从存量规模看，中国尚处于“走出去”的初级阶段，在国际资本市场中的份额并不高，引起广泛关注的主要原因在于起步较晚的中国 OFDI 展现出了强劲的增长势头。2003～2011 年，全球 OFDI 流量平均增速为 13.64%，而中国为 45.73%，在受金融危机拖累的 2008 年，全球增速为负的 11.74%，中国依然高达 110.92%。中国 OFDI 流量从 2003 年的 28.55 亿美元迅速上升到 2011 年的 746.54 亿美元，位居世界第 6^②，仅次于美国、日本、英国、法国、（中国）香港地区，中国甚至已成为一些发展中国家的主要投资来源之一。

面对中国 OFDI “突然崛起”的新现象，因政策储备不足，相关国家的态度和应对思路并不清晰。一方面，中国资本在弥补传统渠道资本流入不足、促进市场竞争、经济增长和社会福利等方面的作用得到普遍认可，相关国家的政策制定者和公众均欢迎并推动中国 OFDI 的流入。但另一方面，中国投资也引发了一些疑虑和猜忌，特别是在中国经济自身的特殊性未被正确认识有时甚至被故意曲解的情况下，这些疑虑和猜忌很容易导致中国 OFDI 受到不公正对待。例如，针对中国在非洲国家的 OFDI 就出现了所谓“资源掠夺论”“新殖民主义”等论调。再以澳大利亚为例，澳大利亚是对中国 OFDI 保持最为开放态度的发达国家之一，也是中国 OFDI 最主要的目的地之一，但在 2008 年中铝竞购力拓等案件后，澳大利亚政府颁布了旨在加强投资审查的“六项原则”。尽管适用于所有外国投资，但新的原则似乎是专门为审查中国的战略性资源投资而设立的（Dorling, 2011）。

与此相对应，中国政府的相关应对也显得经验不足，更谈不上娴熟。一方面，中国 OFDI 近年的迅速增长固然与政府改革对外投资管理体制等“走出去”政策的推动有关；但另一方面，在行政审批、外汇管理、金融支持、国际协调等领域仍然存在较为严重的缺陷，制约中国 OFDI 的发展（何帆，2013）。在“走出去”过程中，企业常常面对诸多宏观因素、制度条件以及国际政治经济关系等复杂问题，需要国家在更高层面作出前瞻性的制度安排和灵活性的及时协调。从这个角度看，中国政府驾驭开放经济的能力尚需要伴随中国企业“走出去”的步伐不断成长。以双边投资协定^③为例，截至 2011 年，中国共签署 128 个双边投资协定，但大部分签订于 20 世纪 80～90 年代，其着眼点主要是为了吸引外资流入而非支持国内资本走出去，已经不能适应新形势下中国 OFDI 进入东道国前的公正待遇保障和进入后

① 引言的数据来自《2011 年度中国对外直接投资统计公报》，2012 年和 2013 年 World Investment Report 以及联合国贸发会议（UNCTAD）FDI 数据库。

② 按流量计，中国 OFDI 在 2010 年曾位居世界第 5，发生在 2011 年的位次下降看来是暂时的，因为根据最新的“World Investment Report 2013”，2012 年中国 OFDI 流量仅次于美国和日本，位居世界第 3。

③ 虽然 UNCTAD、OECD 等国际机构以及诸多利益相关国家积极促成“下一代”国际投资协定文本的形成，但总体而言，破除不同国家的“体制割据”，统一投资领域的国际准则，还是一个有待破解的全球性难题。由于多边投资保护机制脆弱，目前对国际投资的保护更多依赖国家之间的双边投资协定。需要关注的是，美国推行的包含“否定清单管理”等投资自由化条款的双边投资协定谈判文本虽未被普遍接受，但其理念已切实体现在诸多国家的双边投资协定中。

的投资权益保障的需要(胡斌和程慧, 2013)。再以国有企业为例, 虽然国有企业占中国 OFDI 的比重不断下降^①, 而且越来越多的证据表明中国国有企业更多遵循市场纪律而非政府意志(Barton 和 Huang, 2007), 却不能避免其成为东道国政府和公众担忧中国 OFDI 的一个重要原因(有时是借口)。而事实的真相是, 即使是国有企业, 中国政府的监管有时也很乏力。“没有指挥的大合唱”, 赵剑飞(2009)曾经这样描述和报道中国国有企业海外收购自相竞争的乱象^②, 很多时候它们相互间的竞争比与外国企业的竞争还要激烈。

中国日渐踊跃的 OFDI 实践为相关学术研究提供了新的鲜活文本, 针对中国经济的特殊性以及中国 OFDI 的特征事实, 不少学者尝试从影响因素和动因视角展开理论分析和实证研究(Cheng 和 Kwan, 2000; Buckley 等, 2007; Kolstad 和 Wiig, 2012; Ramasamy 等, 2012; 董艳等, 2011; 陈岩等, 2012; 蒋冠宏和蒋殿春, 2012; 宗芳宇等, 2012)。除了经济发展水平和规模、地理、文化方面的双边距离、双边投资协定、东道国的制度环境、开放程度、是否为发达国家, 以及中国巨额的外汇储备和人民币汇率等影响因素以外, 中国 OFDI 是否存在市场寻求、资源寻求、技术寻求等动因也被反复检验和分析^③。这些研究能够较好地解释中国 OFDI 的诸多特征事实, 但是, 受限于数据、模型或方法, 上文分析的事实在这些研究中未能得到充分的探讨和诠释, 相关实证研究也相当罕见。问题是, 现阶段众多中国企业在技术、专利、品牌等领域似乎并不具备“企业特定优势”(裴长洪和樊瑛, 2010), 与竞争对手在全球范围内整合资源的视野、经验和能力相比有所欠缺。面对上述国内外种种不确定性因素, 企业有时难免进退失据, 既可能出现不顾实力不顾风险的盲目投资和过度投资, 又可能出现畏难不进而错失发展机会的投资不足情形, 从而使得中国实际 OFDI 不可避免地向上或向下偏离 OFDI 的“最优”值。

基于这个思路, 本文尝试采用新近发展的双边随机前沿模型(Two-tier Stochastic Frontier Model), 定量估算中国 OFDI 的前沿水平, 以及实际投资相对于前沿水平的上偏、下偏程度。本文的研究结果表明, 2003~2011 年中国实际 OFDI 向上、向下偏离前沿水平的程度分别为 33.36%、59.95%, 净效应为-26.59%, 中国并未“收购世界”, 中国 OFDI 整体上表现为投资不足而非投资过度, 投资不足问题在各大洲均存在, 但不足程度呈现不断缓解的时间趋势。本文的研究有利于廓清迷雾, 加深我们关于中国 OFDI 的认识和理解, 并为中国企业“走出去”的相关决策提供依据和参考。后文结构安排如下: 第一部分设定模型和方法; 第二部分介绍样本和数据; 第三部分是实证结果和分析; 最后是结论。

^① Rhodium 集团的直接投资数据库详细记录了中国对美国和欧盟价值超过 100 万美元的并购和绿地投资案例。根据该数据库, 2000~2011 年中国对美国投资 547 例, 其中 140 例由国有企业完成, 对欧盟投资 573 例, 其中 214 例由国有企业完成。国有企业在 OFDI 交易案例数中的比重比想象中要小得多, 而且比重还在下降, 但国有企业投资案例的交易额一般比其他类型的企业要大得多, 因而容易引起关注。参见: <http://rhg.com/topics/cross-border-investment>。

^② 参见: <http://www.caijing.com.cn/2009-02-24/110073453.html>。

^③ 当前中国的 OFDI 模式既不同于发达国家也不同于其他发展中国家, 传统的水平投资和垂直投资亦不能很好地概括中国 OFDI 的特征。中国在 20 世纪末通过加工制造业融入全球生产网络和国际贸易体系, 进入 21 世纪后开始迅速增长的 OFDI 的一个重要目的是在于, 寻求从具有比较优势的“微笑曲线”低端的加工装配环节向不具有比较优势的附加值更高的两端拓展, 何帆(2013)将其概括为“价值链扩张型”。向上游的拓展是为了寻求能源和原材料的供应、取得核心技术, 向下游的拓展是为了寻求销售、配送网络、建立品牌从而扩大销售市场。而利用东道国低廉劳动力要素的“效率寻求”并不是当前我国 OFDI 的主要动因, 考虑到国内巨大区域差异的回旋空间和国外经营的更大不确定性风险, 即使在近年国内劳动力成本上升很快的背景下, 那些成本敏感型的企业也并未大规模迁移到海外。也正因为如此, 对外直接投资在某些国家导致的“产业空心化”问题在中国尚不足为虑(王碧珺, 2013)。

一、模型与方法

研究中国对外直接投资影响因素和动因的文献大多基于通常的均值效应模型，给定中国与东道国个体特征 x ，则中国 OFDI 的模型拟合值 $F(x) = E(\theta | x)$ ，难以量化或不可观测的因素都会进入模型的误差项。虽然面板数据模型可以一定程度上处理部分未进入模型的区域或时间特定效应，但正如上文对中国 OFDI 特殊性的分析，那些现有文献未能充分探讨和诠释的引起上偏或下偏的因素在不同区域不同时间下随着政府、公众和企业等主体的频繁互动而不断变化，采用固定效应估计模型将引起偏误。针对这种情形，新近发展的双边随机前沿模型^①能够较好地加以刻画：

$$OFDI_{it} = F(x_{it}) + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = w_{it} - u_{it} + v_{it} \quad (1)$$

式 (1) 中， $OFDI_{it}$ 表示 t 时期中国对 i 国家或地区的实际直接投资。 $F(x_{it}) = x_{it}'\beta$ ， x_{it} 包含了模型待控制的样本的一系列个体特征， β 为待估计参数向量。复合干扰项 ε_{it} 由三部分构成，其中， v_{it} 为传统意义上的对称误差项，一般假定其服从正态分布，即 $v_{it} \sim i. i. d. N(0, \sigma_v^2)$ 。 u_{it} 反映不可观测随机因素的影响，与 $f(x_{it})$ 一起决定了投资的“随机前沿”。复合干扰项中的 w_{it} 和 u_{it} 分别表达实际投资对前沿水平的向上或向下方向的偏离。根据前述分析和模型 (1) 的设定， w_{it} 和 u_{it} 应具备非负的单边分布 (One-sided Distribution) 特征 ($w_{it} \geq 0, u_{it} \geq 0$)，可假定两者均服从指数分布^②，即 $w_{it} \sim i. i. d. \exp(\sigma_w, \sigma_w^2)$ ， $u_{it} \sim i. i. d. \exp(\sigma_u, \sigma_u^2)$ 。

相对于非参数方法，上述模型的函数设定和分布假设容易受到质疑，但在转型经济国家和发展中国家更可能存在测量误差和经济环境不确定性情形下，采用随机前沿分析常常比非参数方法更恰当。更重要的是，基于式 (1) 的双边随机前沿分析并不需要事先明确地量化界定引起上偏、下偏的相关因素，也不需要事先假定上偏、下偏项 w_{it} 和 u_{it} 的相对大小，而是根据模型估计结果确定对外直接投资的前沿水平并将 w_{it} 、 u_{it} 与随机误差项 v_{it} 进行分离，从而能够捕捉和测算实际 OFDI 相对于前沿水平是否存在上偏、下偏现象及其偏离程度。

v_{it} 、 w_{it} 、 u_{it} 共同构成复合干扰项 ε_{it} ，令：

$$\gamma = (\sigma_w^2 + \sigma_u^2) / (\sigma_v^2 + \sigma_w^2 + \sigma_u^2) \quad 0 \leq \gamma < 1 \quad (2)$$

w_{it} 、 u_{it} 均服从单边指数分布，若 $\gamma=0$ ，意味着 $\sigma_w = \sigma_u = 0$ ，亦即 $w_{it} = u_{it} = 0$ ，模型 (1) 退化为通常的对外直接投资决定模型；若 $\gamma \neq 0$ 且 γ 越趋向于 1，则意味着复合干扰项波动的更多部分可归于 w_{it} 、 u_{it} 的变动，采用双边随机前沿分析更合适。此时复合干扰项 ε_{it} 的期望可能不为零，OLS 估计通常是有偏的，一般采用最大似然法 (MLE) 对式 (1) 进行估计。基于 MLE 估计结果，还可根据似然比检验 (Likelihood Ratio Test) 判断约束 w_{it} 、 u_{it} 为零与不约束 w_{it} 、 u_{it} 为零的模型何者更优，似然比检验的统计量为：

$$LR = -2 [L(H_0) - L(H_1)] \quad (3)$$

① 双边随机前沿模型较多地被运用于市场供需双方议价的分析，如 Kumbhakar 和 Parmeter (2009) 等，近来双边随机前沿模型被运用于更多领域，包括分析上市公司的投资行为 (Lian 和 Chung, 2008; 张宗益和郑志丹, 2012) 等。相对而言，本文对于日渐活跃的中国对外直接投资行为的分析，更偏宏观。

② Kumbhakar 和 Lovell (2000) 的研究表明，采用半正态、Gamma 等单边分布假设对模型估计结果并无实质性影响。

式(3)中, $L(H_0)$ 和 $L(H_1)$ 分别为原假设和备择假设下的模型对数似然函数值, LR 统计量渐进服从卡方分布, 自由度为施加约束的个数。

由于已假定 $v_i \sim i.i.d. N(0, \sigma_v^2)$, $w_i \sim i.i.d. \exp(\sigma_w, \sigma_w^2)$, $u_i \sim i.i.d. \exp(\sigma_u, \sigma_u^2)$, 进一步假定 v_i 、 w_i 、 u_i 相互独立且独立于样本个体特征 x_i , 则复合干扰项 ϵ_i 的概率密度函数^①可表示为:

$$\begin{aligned}
 f(\epsilon_i) &= \frac{\exp(a_i)}{\sigma_w + \sigma_u} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\sigma_w + \sigma_u} \int_{-d_i}^{\infty} \varphi(z) dz \\
 &= \frac{\exp(a_i)}{\sigma_w + \sigma_u} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\sigma_w + \sigma_u} \varphi(d_i)
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

式(4)中, $\Phi(\cdot)$ 、 $\varphi(\cdot)$ 分别表示标准正态分布的累积分布函数和概率密度函数, 参数 a_i 、 b_i 、 c_i 、 d_i 分别是:

$$\begin{aligned}
 a_i &= \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} + \frac{\epsilon_i}{\sigma_u} & b_i &= \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2} - \frac{\epsilon_i}{\sigma_w} \\
 c_i &= -\frac{\epsilon_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u} & d_i &= \frac{\epsilon_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_w}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

根据式(4)的复合干扰项 ϵ_i 的概率密度函数可以构建样本中每一观测值所对应的极大似然估计的对数似然函数:

$$\ln L(x_i; \theta) = -\ln(\sigma_w + \sigma_u) + \ln[\exp(a_i) \Phi(c_i) + \exp(b_i) \varphi(d_i)] \tag{6}$$

其中, $\theta = [\beta, \sigma_v, \sigma_w, \sigma_u]'$, 为待估参数向量。由于 σ_u 仅出现在 a_i 、 c_i 表达式中, σ_w 仅出现在 b_i 、 d_i 表达式中, 通过最大化对数似然函数即可得到所有参数的估计值。因为本文重点关注实际 OFDI 相对于前沿水平的偏离, 因此, 尚需进一步推导 w_i 、 u_i 的条件分布 $f(w_i | \epsilon_i)$ 和: $f(u_i | \epsilon_i)$ 。

$$f(w_i | \epsilon_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda w_i) \Phi(w_i/\sigma_v + c_i)}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \tag{7}$$

$$f(u_i | \epsilon_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda u_i) \Phi(u_i/\sigma_v + d_i)}{\Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \tag{8}$$

式(7)、式(8)中, 参数 $\lambda = 1/\sigma_w + 1/\sigma_u$ 。根据式(7)、式(8)推算 w_i 、 u_i 条件期望的点估计值, 可以获得中国在样本每一年份对每一国家或地区的实际 OFDI 与前沿水平之间的偏离, 但这些绝对偏离数据相互间并无多少可比性, 所以, 本文根据式(9)测算相对偏离程度:

$$E(1 - e^{-u_i} | \epsilon_i) = 1 - \frac{\lambda \Phi(c_i) + \exp(b_i - a_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v d_i) \Phi(d_i - \sigma_v)}{1 + \lambda \exp(b_i - a_i) [\Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \tag{9}$$

$$E(1 - e^{-w_i} | \epsilon_i) = 1 - \frac{\lambda \Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v c_i) \Phi(c_i - \sigma_v)}{1 + \lambda \Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \tag{10}$$

式(9)、式(10)分别表达了中国实际 OFDI 相对于前沿水平的向上或向下偏离的程

① 详细推导可参见 Kumbhakar 和 Parmeter (2009)。

度，后文将以百分比形式报告其测算结果。为了表述方便，定义式（9）测算结果为上偏效应，式（10）测算结果为下偏效应，则两者之差为净效应 NE ：

$$NE = E(1 - e^{-w_i} | \varepsilon_i) - E(1 - e^{-u_i} | \varepsilon_i) = E(e^{-u_i} | \varepsilon_i - e^{-w_i} | \varepsilon_i) \quad (11)$$

根据式（11），当上偏效应大于下偏效应时，净效应 $NE > 0$ ，表明实际 OFDI 大于前沿水平，对外直接投资过度；当上偏效应小于下偏效应时，净效应 $NE < 0$ ，表明实际 OFDI 小于前沿水平，对外直接投资不足。

二、样本与数据

2002 年中国参照经合发展组织（OECD）、国际货币基金组织（IMF）等关于 OFDI 的定义、统计原则及计算方法，制定《对外直接投资统计制度》，并于 2003 年开始每年由商务部、国家统计局、国家外汇管理局按照新制度准则联合发布《中国对外直接投资统计公报》，全面及时记录和反映我国 OFDI 的全貌。这一时期正是我国 OFDI 进入快速发展的时期，本文选择 2003~2011 年作为考察周期，能够较好地反映中国 OFDI 的最新动向和趋势。为保证样本的覆盖性和研究的客观性，考察国家（地区）的选择方面，除了将维尔京群岛、开曼群岛等国际避税地以及个别数据不全的国家或地区剔除掉以外，阿富汗、苏丹等制度质量不高的国家均包括在内，尽量避免样本的选择性偏误。样本国家或地区共计 118 个，其中，亚洲 33 个，非洲 39 个，欧洲 27 个，拉丁美洲 10 个，北美 2 个，大洋洲 7 个（样本国家备案）。

下面对实证分析的变量和数据进行详细说明。

被解释变量：对外直接投资（ $\ln OFDI_i$ ）。由于对各国家或地区的年度投资流量数据缺失较多，而且，年度投资流量易受各种短期不确定因素和突发事件影响，波动极大，影响结论的稳健性，本文采用中国 OFDI 存量数据（单位：万美元）。运用各国或地区 GDP 平减指数消除价格影响，并取对数^①。GDP 平减指数由各国或地区 GDP 名义值和实际值计算生成（2005 年=100）。

为了便于结果的比较，模型式（1）中样本个体特征 x_i 的设置尽量与现有中国 OFDI 影响因素和动因研究的相关文献的设置靠近。模型控制的主要解释变量包括：

东道国 GDP（ $\ln GDP_i$ ），各国或地区 2005 年不变价格 GDP（单位：万美元），取对数。**双边距离**（ $\ln dist_i$ ），双边经贸联系的距离成本是变化的，取决于地理距离及航运成本等因素。参照蒋冠宏和蒋殿春（2012）的做法，采用地理距离与国际油价的乘积表达双边距离。CEPII 数据库提供了 4 种不同算法测算的世界 200 多个国家或地区相互间的距离，本文采用经人口和经济集聚因素加权的地理距离数据。国际油价数据来自 IMF 提供的国际油价指数^②（2005 年=100）。**双边汇率**（ $\ln exchan_i$ ），以中国及东道国（地区）的 GDP 平减指数将双边名义汇率转换成双边实际汇率，取对数。采用间接标价法，因此，变量 $\ln exchan_i$ 的数值增大，表明人民币对 i 国（地区）的货币升值；减小则表明人民币贬值。

共同语言（ $comlang_i$ ）为虚拟变量。按照 CEPII 数据库的标准，如果东道国（地区）会说中文的人口超过总人口比重的 9%^③，取值为 1；否则，取值为 0。是否与中国接壤

① 对数化处理前将个别投资存量为 0 的数值替换成 1.01。

② 该指数根据世界原油主要集散地北海布伦特、西部德克萨斯和迪拜三地油价数据测算。

③ 本文样本中符合此标准的国家或地区有 4 个：中国香港、中国澳门、新加坡、马来西亚。

($contig_{it}$)、是否与中国签有双边投资协定 (bit_{it})、是否为发达国家 (dev_{it}) 同样是虚拟变量。东道国 (地区) 与中国接壤, $contig_{it}$ 取值为 1; 否则, 为 0。东道国 (地区) 与中国签有双边投资协定, bit_{it} 取值为 1; 否则, 为 0。按照 IMF 标准确定是发达国家或新兴市场及发展中经济体, 如果东道国 (地区) 为发达国家, dev_{it} 取值为 1; 否则, 为 0。

政治稳定 (wgi_{it})。不少文献发现中国对外直接投资偏好制度质量较差的国家或地区, 在研究中国企业 OFDI 时, 需要控制东道国的制度质量。世界银行通过大量调查和跨国评估发展出一系列指标体系并从六个维度对全球 200 多个国家和地区的治理质量进行评分 (分值越高代表制度环境越好), 这些指标能较好地衡量一国或地区的制度质量, 本文选择世界银行 WGI 的政治稳定指标^①。开放程度 (tra_{it}), 采用商品贸易占 GDP 百分比衡量东道国或地区的开放程度。外汇储备 ($lnreserv_{it}$), 以 2005 年不变价格衡量的中国外汇储备 (单位: 万美元), 取对数。自然资源 ($fuel_mmtl_{it}$), 以燃料出口占商品出口的百分比、矿石和金属出口占商品出口的百分比之和衡量东道国或地区的自然禀赋。技术水平 ($tech_{it}$), 以高科技出口占制成品出口的百分比衡量东道国或地区的技术水平。

表 1 报告了相关变量的原始数据来源及其简要统计性描述。需要说明的是, 为了缓解可能存在的内生性问题, 实证分析时模型中的解释变量东道国 GDP、双边距离 (油价)、双边汇率、双边投资协定、东道国政治稳定、开放程度、中国外汇储备、东道国自然资源、技术水平均滞后一期。另外, 从表 2 报告的相关系数矩阵来看, 解释变量间并不存在严重的多重共线性问题。

表 1 主要变量的统计描述

变量名称	变量符号	平均值	最小值	最大值	标准差	原始数据来源
中国对外直接投资	$\ln OFDI_{it}$	8.0171	0.0100	17.0292	2.6529	中国对外直接投资统计公报
东道国 GDP	$\ln GDP_{it}$	15.0548	9.7410	20.9856	2.3100	世界银行 WDI
双边距离 (油价)	$\ln dist_{it}$	8.9046	6.3041	10.4457	0.6978	CEPII、IMF
双边汇率	$\ln exchan_{it}$	1.0773	-3.0694	7.9626	2.8851	IMF
共同语言	$comlang_{it}$	0.0339	0.0000	1.0000	0.1811	CEPII
是否接壤	$contig_{it}$	0.1102	0.0000	1.0000	0.3132	CEPII
双边投资协定	bit_{it}	0.6271	0.0000	1.0000	0.4838	UNCTAD
是否发达国家	dev_{it}	0.2203	0.0000	1.0000	0.4147	IMF
东道国政治稳定	wgi_{it}	-0.0956	-2.7343	1.6652	1.0045	世界银行 WGI
东道国开放程度	tra_{it}	0.7150	0.0000	3.6820	0.4606	世界银行 WDI
中国外汇储备	$\ln reserv_{it}$	18.3250	17.2955	19.0271	0.5593	IMF
东道国自然资源	$fuel_mmtl_{it}$	0.2249	0.0000	0.9863	0.2875	世界银行 WDI
东道国技术水平	$tech_{it}$	0.0902	0.0000	0.8364	0.1293	世界银行 WDI

注: 样本观测值为 $118 \times 9 = 1062$ 个, 中国 OFDI 变量的考察周期为 2003~2011 年, 相关解释变量滞后了一期; 前缀 ln 的变量均经过价格调整并取自然对数。

① 世界银行全球治理指数 (Worldwide Governance Indicators, WGI) 评价的六个维度分别是: 言论和问责 (Voice and Accountability)、政治稳定 (Political Stability and Absence of Violence)、政府效率 (Government Effectiveness)、规制质量 (Regulatory Quality)、法制规则 (Rule of Law)、腐败控制 (Control of Corruption)。由于六个维度的评价结果具有良好的 consistency, 因此, 相互间的相关程度很高, 如果同时纳入模型, 存在严重的多重共线性。我们的稳健性检验也尝试了采用其他指标衡量东道国的制度质量。

表 2 主要解释变量的相关系数矩阵

	东道国 GDP	双边距离	双边汇率	共同语言	是否接壤	双边投资协定	政治稳定	开放程度	是否发达国家	中国外汇储备	自然资源	技术水平
东道国 GDP	1.00											
双边距离	-0.06	1.00										
双边汇率	-0.31	-0.07	1.00									
共同语言	0.07	-0.28	-0.10	1.00								
是否接壤	-0.05	-0.43	0.15	0.23	1.00							
双边投资协定	0.27	-0.01	-0.04	-0.05	-0.09	1.00						
政治稳定	0.14	-0.02	-0.35	0.17	-0.18	0.06	1.00					
开放程度	-0.04	-0.17	-0.12	0.59	0.10	0.01	0.30	1.00				
是否发达国家	0.60	-0.08	-0.42	0.13	-0.12	0.10	0.46	0.13	1.00			
中国外汇储备	0.05	0.58	0.01	0.00	0.00	0.17	0.00	0.04	0.00	1.00		
自然资源	0.10	0.14	0.07	-0.08	-0.03	0.20	-0.12	-0.10	-0.18	0.03	1.00	
技术水平	0.38	-0.20	-0.20	0.30	-0.11	0.10	0.20	0.26	0.40	-0.06	-0.09	1.00

三、实证结果与分析

本节将根据前述模型设定对式 (1) 进行估计,并根据式 (1) 估计结果和式 (9)、式 (10)、式 (11),测算中国对外直接投资相对于最优前沿水平的上偏程度、下偏程度,以及净效应(投资过度抑或不足)。

1. 基准模型估计: OFDI 影响因素及动因

基于式 (1) 的估计结果 (1) ~ (5) 列于表 3,模型 (1) ~ 模型 (5) 均控制了区域和时间虚拟变量^①。表 3 最后几列报告了 MLE 估计的对数似然函数值、似然比检验结果以及根据式 (2) 计算的 γ 值。

表 3 模型估计结果

解释变量	被解释变量: 中国对外直接投资				
	模型 (1) -OLS	模型 (2) -MLE	模型 (3) -MLE	模型 (4) -MLE	模型 (5) -MLE
东道国 GDP	0.639*** (20.786)	0.628*** (22.308)	0.595*** (22.795)	0.603*** (19.687)	0.588*** (18.790)
双边距离	-0.917*** (-4.544)	-0.839*** (-4.728)	-0.856*** (-5.050)	-0.816*** (-5.009)	-0.969*** (-5.935)
双边汇率	0.129*** (5.852)	0.123*** (6.150)	0.118*** (6.350)	0.125*** (7.094)	0.123*** (6.991)
共同语言	3.250*** (10.098)	3.086*** (10.794)	3.138*** (11.212)	1.829*** (6.143)	1.914*** (6.857)
是否接壤	1.893*** (8.970)	2.027*** (10.897)	1.944*** (11.099)	2.067*** (12.048)	1.816*** (10.311)

^① 表 3 列示的模型 (1) ~ 模型 (5) 均控制了东道国或地区所在地区 (亚洲、非洲、欧洲、拉丁美洲、北美、大洋洲) 的区域虚拟变量和和时间虚拟变量。模型采用 Stata12.0 估计,软件自动删除多余的虚拟变量,各模型并未出现奇异矩阵和严重多重共线性问题。限于篇幅,表 4 没有报告区域虚拟变量和和时间虚拟变量的估计结果。

(续)

解释变量	被解释变量：中国对外直接投资				
	模型 (1) —OLS	模型 (2) —MLE	模型 (3) —MLE	模型 (4) —MLE	模型 (5) —MLE
双边投资协定	0.481*** (3.940)	0.446*** (4.109)	0.429*** (4.363)	0.439*** (4.595)	0.371*** (3.887)
东道国政治稳定				-0.187*** (-3.754)	-0.188*** (-3.848)
东道国开放程度				0.804*** (6.981)	0.833*** (7.284)
是否发达国家				0.336* (1.846)	0.481*** (2.664)
中国外汇储备					2.098*** (13.782)
东道国自然资源					0.375** (2.502)
东道国技术水平					-1.383*** (-3.890)
区域虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	8.215*** (4.167)	8.315*** (4.843)	9.282*** (5.180)	8.107*** (4.705)	-29.683*** (-14.026)
σ_w			0.5351	0.5642	0.5016
σ_u			1.4687	1.4864	1.5080
σ_v			0.6999	0.5795	0.5867
γ			0.8330	0.8827	0.8801
调整后的 R^2	0.5916				
Log likelihood		-2023.1678	-1983.4787	-1955.9849	-1946.3006
LR (χ^2)			79.3781	54.9876	19.3687
P-value			0.0000	0.0000	0.0001

注：样本观测值为 $118 \times 9 = 1062$ 个；括号内为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

模型 (1) ~ 模型 (3) 关于 $F(x_z)$ 中 x_z 变量的设置完全相同，模型 (1) 采用 OLS 估计，模型 (2)、模型 (3) 均采用双边随机前沿分析设定下的 MLE 估计，但模型 (2) 附加了 $\sigma_w = \sigma_u = 0$ 的约束条件。比较模型 (1) 和模型 (2)，解释变量的估计参数和显著性基本一致，说明与采用 OLS 方法估计中国 OFDI 影响因素的诸多文献相比，本文采用 MLE 方法不会导致相关解释变量的参数出现大的偏倚。进一步比较模型 (2) 和模型 (3)，在放松 $\sigma_w = \sigma_u = 0$ 的约束条件后，模型 (3) 的对数似然值有显著提升，似然比检验高度拒绝模型 (2) 和模型 (3) 无差异的零假设（显著性水平：0.0000）。根据模型 (3) 的估计结果计算的 γ 值为 0.8330，也表明复合干扰项 ϵ_z 的波动很大部分来自于 w_z 、 u_z ，采用不附加 $\sigma_w = \sigma_u = 0$ 约束条件的双边随机效应模型应该更恰当。

作为一种参数估计方法，随机前沿分析中 $F(x_i)$ 的设置^①比较重要。我们以模型 (3) 为基础，参照现有文献和中国 OFDI 的特征事实，在模型 (4)、模型 (5) 中逐步增加 $F(x_i)$ 中的控制变量，通过似然比检验确定模型的最终形式。模型 (4) 增加东道国政治稳定性、开放程度、是否为发达国家三个环境变量，模型 (5) 进一步增加中国外汇储备、东道国自然资源、技术水平三个变量以检验中国对外直接投资动机的相关假说。从表 3 报告的对数似然函数值和似然比检验结果来看，从模型 (3) 到模型 (5)，模型的拟合效果不断提升。模型 (5) 中核心解释变量间不存在严重的多重共线性（参见表 3），各解释变量均在较高水平下显著，后文分析基于模型 (5) 展开。

模型 (5) 的估计结果显示，东道国经济规模、自然资源禀赋变量显著为正，表明中国 OFDI 存在市场寻求动机和资源寻求动机。东道国开放程度越高、属于发达国家^②、拥有共同语言、接壤、签有投资协定，以及人民币汇率升值、中国外汇储备增加等因素正向促进中国对外直接投资，而距离因素的效应为负，这些结果均和现有文献的研究基本一致。另两个估计参数为负的变量是东道国政治稳定性和东道国技术水平，意味着在控制住其他因素后，中国对外直接投资更偏好制度质量差、技术水平低的国家或地区，一定程度上与中国 OFDI 起步晚且正处于“走出去”的初级阶段有关。由于传统 OFDI 强国已优先抢占全球最佳区位，作为后来者，中国不得不更多进入制度质量不佳甚至政治稳定程度较差的国家或地区开拓 OFDI 空间（蒋冠宏、蒋殿春 2012）。而中国 OFDI 的技术寻求动机则受到两方面因素的制约：一是中国 OFDI 尚处于初级阶段，企业自身能力和技术水平尚存在欠缺；二是中国寻求发达国家真正核心技术的投资常常因东道国审查和相关阻力而难以成功实施。另外，中国 OFDI 存在资源寻求动机，而大多数资源丰富国家（地区）的制度质量得分和技术水平并不高也是不争的事实。

2. 效应测算：上偏、下偏及净效应

表 3 还报告了双边随机前沿模型 σ_w 、 σ_u 、 σ_v 的估计值。根据表 3 模型 (5) 的结果， $\gamma=0.8801$ ，上偏、下偏项 ($\sigma_w^2 + \sigma_u^2$) 贡献了 $\ln OFDI$ 无法解释部分总方差 ($\sigma_w^2 + \sigma_u^2 + \sigma_v^2$) 的 88.01%。在上偏、下偏项对 $\ln OFDI$ 的总影响中，上偏项的影响 $\sigma_w^2 / (\sigma_w^2 + \sigma_u^2)$ 约占 9.96%，而下偏项的影响 $\sigma_u^2 / \sigma_w^2 + \sigma_u^2$ 则达到 90.04%，居于主导地位。根据式 (9)、式 (10) 测算的中国实际 OFDI 相对于前沿水平上偏、下偏程度分别为 33.36%、59.95%（见表 4），由于下偏效应占主导地位，总的净效应为 -26.59%。测算结果表明，中国实际投资不足而非过度，相对于前沿水平平均不足程度达 26.59%。中国 OFDI 在进入 21 世纪后以“突然崛起”的形象令世人印象深刻，但作为这一领域起步较晚且正处于“走出去”初级阶段的“后来者”，对外直接投资不足而非过度的结论虽有些出乎意料，但冷静审视隐藏在现象后的客观事实和实证结果，这一结论并不难理解^③。

① Eicher 等 (2012) 曾在控制样本选择性偏误下运用贝叶斯均值模型 (Bayesian Model Averaging) 筛选 FDI 的影响因素；董艳等 (2011) 研究中国对非洲投资决定因素时则运用极限边界法 (Extreme Bound Analysis) 来确定有效解释变量。

② 中国最初的 OFDI 大部分流向发展中国家，但当前格局正在发生变化，越来越多的中国企业开始尝试向发达国家投资。

③ 需要特别指出的是，本文以中国 OFDI 的特征事实以及解读这些特征事实的现有文献为基础，采用双边随机前沿模型定量估算中国 OFDI 的前沿水平，并根据正式式 (9)、式 (10)、式 (11) 测算中国实际投资相对于前沿水平的上偏、下偏程度及其净效应，尝试为中国 OFDI 的相关学术研究和政策探讨提供一个新思路。如果从中国的发展阶段和实际利益出发，探讨中国 OFDI 的最优水平和合理规模，可能需要做更多的后续研究工作。感谢审稿人指出这一点。

表 4 上偏、下偏和净效应 (单位: %)

变量	净效应均值	标准差
上偏: $E(1-e^{-w} \epsilon)$	33.36	9.97
下偏: $E(1-e^{-u} \epsilon)$	59.95	23.18
净效应: $E(1-e^{-u}-e^{-w} \epsilon)$	-26.59	30.88

表 5 报告了净效应的空间和时间分布特征。从空间特征看 (表 5 最后 1 列), 中国对欧洲直接投资不足程度最大 (-29.51%), 对北美不足程度最小 (-19.65%), 中间依次是拉丁美洲 (-28.41%)、亚洲 (-26.15%)、大洋洲 (-26.09%)、非洲 (-24.92%)。不同区域具有较强的异质性, 对欧洲投资不足程度比北美高出近 10 个百分点。从时间特征看 (表 5 最后 1 行), 2003~2011 年, 中国对外直接投资不足的现象整体上呈现不断缓解的趋势 (2008 年略有波动), 2011 年 (-24.36%) 比 2003 年 (-30.14%) 不足程度下降了约 6 个百分点。

表 5 净效应的空间和时间特征 (单位: %)

年份 \ 区域	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	区域均值
亚洲	-30.99	-29.39	-25.19	-26.94	-26.58	-24.77	-24.70	-24.31	-22.47	-26.15
非洲	-26.97	-25.34	-22.66	-20.08	-24.03	-25.62	-23.34	-27.36	-28.88	-24.92
欧洲	-35.75	-35.47	-36.16	-29.65	-25.33	-28.00	-28.26	-25.23	-21.71	-29.51
拉丁美洲	-24.64	-28.61	-28.44	-27.10	-26.92	-29.98	-30.32	-28.55	-31.09	-28.41
北美	-24.21	-28.25	-34.27	-34.48	-10.07	-13.89	-10.97	-12.21	-8.48	-19.65
大洋洲	-31.59	-38.19	-31.37	-29.20	-32.82	-23.76	-21.71	-13.06	-13.13	-26.09
年度均值	-30.14	-29.88	-27.66	-25.57	-25.57	-25.99	-25.13	-25.01	-24.36	-26.59

表 6 报告了样本中 2011 年中国 OFDI 存量前 30 国家或地区的净效应。这些国家 (地区) 是中国 OFDI 的主要目的地, 其中, 对 8 个国家的投资净效应为正, 22 个国家为负, 净效应均值为 -9.34%, 依然表现为投资不足, 只是相对于全部样本国家或地区投资不足程度 (-26.59%) 减缓了 17.25 个百分点。另外, 卢森堡、沙特阿拉伯、苏丹、瑞典、韩国等国家的净效应波动很大, 这符合中国 OFDI 快速发展的特征。以卢森堡为例, 2003 年中国对其 OFDI 存量为 0, 2011 年迅速上升到 70.82 亿美元 (是样本中 2011 年 OFDI 存量排名第 5 的国家), 这和上文分析的净效应的时间分布特征是一致的。

表 6 主要目的地国家或地区的净效应 (单位: %)

国家或地区	净效应	标准差	国家或地区	净效应	标准差
柬埔寨	28.46	11.80	瑞典	-12.83	29.58
赞比亚	27.90	14.50	美国	-13.11	5.22
英国	23.10	13.20	法国	-13.61	23.06
德国	17.62	5.41	尼日利亚	-17.56	6.94
澳大利亚	15.96	10.00	哈萨克斯坦	-18.64	17.63
阿拉伯联合酋长国	15.86	7.68	韩国	-21.65	26.94
苏丹	11.53	34.29	老挝	-22.35	17.72
泰国	5.48	18.46	巴基斯坦	-24.28	18.27

(续)					
国家或地区	净效应	标准差	国家或地区	净效应	标准差
巴西	-3.86	12.11	伊朗	-25.83	11.16
卢森堡	-4.85	67.26	加拿大	-26.19	21.47
蒙古	-4.86	13.82	俄罗斯	-27.87	7.68
沙特阿拉伯	-5.53	36.66	阿尔及利亚	-28.38	16.19
中国香港	-6.70	13.12	新加坡	-30.52	15.63
印度尼西亚	-7.50	5.28	日本	-46.14	4.51
中国澳门	-7.59	13.74	越南	-56.42	6.83
均值	-9.34	28.56			

表 6 的结果难以清晰揭示中国 OFDI 的整体特征，我们将全部样本国家（地区）分别按照不同特征分成两个对照组，表 7 报告了结果^①。中国 OFDI 整体呈现投资不足状态，而对发达国家、政治稳定程度高、技术水平高的国家（地区）组的投资不足程度更严重，分别比各自的对照组高出 2.98 个、3.01 个、5.64 个百分点，这与起步较晚的中国 OFDI 在初始阶段优先选择新兴市场和发展中国家、制度质量和技术水平较差国家的事实相吻合。与此同时，资源寻求动机的存在，使得中国对资源丰富国家的 OFDI 比其对照组的投资不足程度要低 1.24 个百分点。与东道国签有双边投资协定可以减缓中国 OFDI 不足的问题，但两组的差异并不大，仅约相差 0.7 个百分点，在“新一代”投资协定文本的制订、国际投资新秩序的构建等领域中国可能还需要做得更多。

表 7 不同分组国家或地区的净效应 (单位：%)

	净效应	标准差
按东道国技术水平高低分组 (相差 5.64 个百分点)		
低	-23.77	29.54
高	-29.41	31.93
按东道国政治稳定程度分组 (相差 3.01 个百分点)		
低	-25.08	29.47
高	-28.09	32.17
按东道国是否为发达国家分组 (相差 2.98 个百分点)		
非	-25.93	29.55
是	-28.91	35.12
按东道国自然资源丰富程度分组 (相差 1.24 个百分点)		
低	-27.21	31.02
高	-25.97	30.75
按是否签有双边投资协定分组 (相差 0.7 个百分点)		
无	-27.03	30.90
有	-26.33	30.88

^① 按东道国开放程度分组，中国对开放程度低的国家或地区组投资不足程度为-29.27%，对开放程度高的国家或地区组投资不足程度为-23.91%，对后者的不足程度要低 5.36 个百分点。正文未报告此结果。

四、结 论

“中国收购世界”的标题吸引眼球，也是当前国际经济学研究的热点之一。本文运用双边随机前沿模型实证分析了2003~2011年中国对全球118个国家（地区）的对外直接投资，结果发现：

第一，东道国开放程度越高、属于发达国家、拥有共同语言、接壤、签有投资协定，以及人民币汇率升值、中国外汇储备增加等因素正向促进中国对外直接投资，距离因素的效应为负。中国对外直接投资存在市场寻求动机和资源寻求动机，由于起步较晚并处于初级阶段，中国OFDI相对优先进入制度质量较差、技术水平较低的国家或地区。

第二，国内外政府、公众、企业的不确定性表现使得中国实际对外直接投资向上或向下偏离前沿水平，下偏效应居于主导地位，净效应为-26.59%。近年蓬勃发展的中国对外直接投资整体呈现投资不足而非投资过度状态，投资不足程度平均为26.59%。

第三，2003~2011年期间中国对欧洲投资不足程度最严重，然后是拉丁美洲、亚洲、大洋洲、非洲，最后是北美，对欧洲投资不足程度比北美洲高出近10个百分点。但随着时间的推移，中国对外直接投资不足的现象趋向缓解，2011年比2003年不足程度下降了约6个百分点。

第四，受限于发展阶段，中国对发达国家、制度质量和技术水平较高的国家或地区的投资不足程度比新兴市场和发展中国家、制度质量和技术水平较低的国家或地区的投资不足程度更严重。中国对资源丰富国家或地区的投资不足程度比资源匮乏国家或地区的不足程度要低，而双边投资协定在一定程度上可以减缓中国对外直接投资不足的问题。

本文的实证结果可能只反映了中国OFDI特定发展阶段的情况，而且，本文基于宏观模型而未能提供企业层面的微观证据，测算了偏离效应而未能对引起中国OFDI偏离最优值的因素做更深入的定量分析，这些问题尚有待进一步的更深入研究。但是，本文对于正确认识中国对外直接投资的发展阶段和趋势具有重要启示意义，相关分析和结论具有丰富而清晰的政策含义。

中国OFDI曾一度逊色于其耀眼的经济增长纪录，但21世纪以来中国OFDI已进入快速上升通道，在可预见的将来，还将以较快的速度增长，当前面临的是投资不足而非投资过度问题。对于政府而言，应当加强对外投资、贸易、援助及外交战略、政策、机制的整体设计、规划和协调，进一步改革和创新行政审批、外汇管理、金融支持等与对外直接投资相关的政策体系。及时修订和完善与他国的双边投资协定，积极推动和参与国际性多边投资规则的形成和制定，并通过前瞻性的统筹考虑和灵活性的具体应对及时化解中国OFDI成长中的各种困扰，在世界范围内为中国企业提供保护和服务，推动中国企业“走出去”。但需要注意的是，在这个过程中，政府主要是为企业创造更宽松更公平的对外投资的空间和环境，而不是替代企业成为市场主体。这样，不仅有利于化解外界针对中国企业的透明、不遵循市场规律等诸多猜忌和质疑，更有利于我国真正具备市场核心能力的竞争性企业的成长和崛起。

参 考 文 献

- [1] 陈岩、马利灵、钟昌标：《中国对非洲投资决定因素：整合资源与制度视角的经验分析》[J]，《世界经济》2012年第10期。
- [2] 董艳、张大永、蔡栋梁：《走进非洲——中国对非洲投资决定因素的实证研究》[J]，《经济学（季刊）》2011年第2期。
- [3] 何帆：《中国对外投资的特征与风险》[J]，《国际经济评论》2013年第1期。
- [4] 胡斌、程慧：《中国双边投资协定的实践与发展》[J]，《国际经济合作》2013年第6期。
- [5] 胡兵、涂春丽：《人民币汇率与中国对外直接投资——基于跨国面板数据的实证分析》[J]，《当代经济研究》2012年第11期。
- [6] 蒋冠宏、蒋殿春：《中国对发展中国家的投资——东道国制度重要吗？》[J]，《管理世界》2012年第11期。
- [7] 裴长洪、樊瑛：《中国企业对外直接投资的国家特定优势》[J]，《中国工业经济》2010年第7期。
- [8] 王碧珺：《被误读的官方数据——揭示真实的中国对外直接投资模式》[J]，《国际经济评论》2013年第1期。
- [9] 张宗益、郑志丹：《融资约束与代理成本对上市公司非效率投资的影响——基于双边随机边界模型的实证度量》[J]，《管理工程学报》2012年第2期。
- [10] 宗芳宇、路江涌、武常岐：《双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择》[J]，《经济研究》2012年第5期。
- [11] Barton D. and Huang R., 2007, *Governing China's Boards: An Interview with John Thornton* [J], *McKinsey Quarterly*, (1), 99~107.
- [12] Buckley P., Clegg L., Cross A., Liu X., Voss H. and Zheng P., 2007, *The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment* [J], *Journal of International Business Studies*, 38 (4), 499~518.
- [13] Cheng L. and Kwan K., 2000, *What are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience* [J], *Journal of International Economics*, 51 (2), 379~400.
- [14] Dorling P., 2011, *Laws 'Aimed to Limit' Chinese Investments* [J], *Sydney Morning Herald*, 3, 1.
- [15] Eicher T., Helfman L. and Lenkoski A., 2012, *Robust FDI Determinants: Bayesian Model Averaging in the Presence of Selection Bias* [J], *Journal of Macroeconomics*, 34 (3), 637~651.
- [16] Kolstad I. and Wiig, A., 2012, *What Determines Chinese Outward FDI* [J], *Journal of World Business*, 47 (1), 26~34.
- [17] Kumbhakar S. and Lovell C., 2000, *Stochastic Frontier Analysis* [M], Cambridge University Press, New York.
- [18] Kumbhakar S. and Parmeter C., 2009, *The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates* [J], *Journal of Productivity Analysis*, 31 (1), 1~14.
- [19] Lian Y. and Chung C., 2008, *Are Chinese Listed Firms Over-Investing* [J/OL], Available at SSRN; <http://ssrn.com/abstract=1296462>.
- [20] Ramasamy B., Yeung M. and Laforet S., 2012, *China's Outward Foreign Direct Investment: Location Choice and Firm Ownership* [J], *Journal of World Business*, 47 (1), 17~25.

（责任编辑：王喜峰）