

东道国风险、境外经贸合作区与我国企业 对外直接投资进入速度 ——度量与跨国面板数据实证研究

余官胜¹ 范朋真² 龙 文³

(1. 福建师范大学经济学院, 福建 福州 350007; 2. 温州大学商学院, 浙江 温州 325035; 3. 美国巴克莱资本, 美国 纽约)

摘 要: 为推动“一带一路”倡议, 我国企业对外直接投资既要维持快速增长又要保障利益安全, 这需要在理论上探明东道国风险和投资速度之间的关系。为规避风险, 对于风险较大的东道国, 我国企业倾向于以集群方式进行对外直接投资, 这在宏观上体现为我国对该国具有较快的企业对外直接投资进入速度。基于此, 本文在宏观上度量了我国对各东道国的企业对外直接投资进入速度, 并通过实证研究发现, 出于集群规避风险的目的, 我国企业对外直接投资在总体上倾向于以更快的速度进入经济风险和政治风险较高的东道国; 而在建有我国境外经贸合作区的东道国, 风险则不影响企业对外直接投资的进入速度, 间接反映出境外经贸合作区的风险规避功能。进一步地, 本文利用倾向得分匹配估计方法发现境外经贸合作区建设本身也能提升企业对外直接投资进入速度, 直接反映出境外经贸合作区在“一带一路”建设中的重要性。

关键词: 企业对外直接投资; 进入速度; 东道国风险; 境外经贸合作区; 倾向得分匹配

中图分类号: F831.7

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2019) 02-0015-11

从2002年中央提出“走出去”战略至今, 我国企业对外直接投资实现了跨越增长, 以极快的速度进入东道国, 并随着利益的成倍增长风险规避的重要性也凸现。在这种背景下, 出于利益安全保障的需求, 东道国风险也会对我国企业对外直接投资进入速度产生影响。与此同时, 近年来我国与各东道国合建的境外经贸合作区也是推动我国企业对外直接投资的重要举措, 企业在合作区的集群也能有效地避免东道国的各类风险。基于此, 本文研究东道国风险以及境外经贸合作区建设对我国企业对外直接投资进入速度的影响, 并区分这种影响在有无境外经贸合作区的差异性, 旨在反映境外经贸合作区对于规避企业对外直接投资进入东道国时所产生风险的作用。

作者简介: 余官胜, 福建师范大学经济学院副教授, 硕士生导师, 研究方向: 国际经济学; 范朋真, 温州大学商学院硕士生, 研究方向: 国际经济学; 龙文, 美国巴克莱资本。

一、文献综述

（一）企业对外直接投资进入速度研究

由于对外直接投资是进入国外的行为，为了充分吸收经验知识并降低失败风险，需要企业以渐进的速度进入东道国（Johanson and Paul, 1975）。Chang（1995）认为对外直接投资企业应该以序贯方式在东道国扩张和建立分支，这样才能最大化掌握东道国市场信息，有助于企业在东道国获取收益。在实证研究方面，Barkema 和 Droogendijk（2007）发现进入速度较快的企业在进入国外市场初期获得的利润较低，但经过知识吸收和经验积累后会增加长期的收益。Jiang 等（2014）发现企业对外直接投资速度和企业绩效负相关，并且这种负相关性随着不确定性的增加而更加明显。

另一方面，随着经济国际化程度的提升，企业为了获得市场优势而加快了对外直接投资进入速度，多数企业在成立不久便进入东道国从事对外直接投资业务（Knight et al, 2004），“天生国际化”企业也开始出现。在这种背景下，企业快速对外直接投资带来的市场收益也被加以强调，Salomon 和 Montin（2008）发现在半导体行业中快速对外直接投资能使企业获得更好的业绩表现。Chang 和 Rhee（2011）发现在国际化压力较大的行业，较快的对外直接投资进入速度有助于企业获得更好的市场表现。Yang 等（2016）发现企业对外直接投资进入速度对企业表现存在先增后减的影响，意味着企业对外直接投资速度不宜过快也不宜过慢。

（二）东道国风险与企业对外直接投资研究

在区位选择理论中，东道国风险被界定为阻碍吸引企业对外直接投资的负面因素（Dunning and Lundan, 2008）。然而实证研究结果并不明确，部分研究发现东道国风险确实会对企业对外直接投资产生负面影响（Hakayawa et al, 2011），但另一部分研究则指出东道国风险并不影响甚至更能吸引企业对外直接投资（Kariuki, 2015）。在微观研究中，企业内部因素也被认为是影响企业对外直接投资风险选择的重要因素。一方面，具备不同抗风险能力的企业会存在风险选择差异性；另一方面，管理者的风险偏好也是企业对外直接投资风险选择的重要因素。Kiss 等（2013）认为是企业风险目标和管理者的主观意识共同决定了企业对外直接投资的风险选择。

王海军等（2012）发现东道国经济风险对我国企业对外直接投资产生负面影响。韦军亮等（2009）发现我国企业对外直接投资倾向于选择政治风险较低的东道国。孟醒等（2015）发现双边友好关系能降低我国企业对外直接投资区位选择的社会和政治风险。潘镇等（2015）发现我国企业对外直接投资倾向于选择制度风险较高的东道国，而较好的双边政治关系则能降低制度风险的不确定性。李丽丽等（2017）发现对于政治风险较高的东道国，我国企业倾向于用序贯方式进行对外直接投资，以期用投资经验规避风险。在微观层面，余官胜（2017）发现，民营企业在对外直接投资中倾向于选择经济风险较高的东道国，但同时也倾向于选择政治风险较低的

东道国，因而是经济风险的偏好者和政治风险的规避者。

（三）境外经贸合作区研究

研究文献主要是定性分析境外经贸合作区的作用和发展措施。张广荣（2008）认为境外经贸合作区建设是一项互利措施。洪联英和张云（2011）认为，尽管境外经贸合作区有效地推动了我国的对外投资，但也存在布局不合理和风险过高等问题。路红艳（2013）总结了境外中国经贸合作区的成功经验，提出在政策上应给予更多的支持并建立风险防控预警机制。

邹昊飞等（2016）认为境外经贸合作区是我国企业走出去和对外直接投资的重要集群平台。刘佳（2016）认为境外经贸合作区建设是我国参与国际产能合作和产业价值链提升的重要途径。沈铭辉和张中元（2016）强调境外经贸合作区能降低我国企业境外投资经验的成本，并能抵御境外风险。李嘉楠等（2016）发现境外经贸合作区能有效地推动对所在东道国的企业对外直接投资，并且这种推动效应要大于双边投资协定和自贸区协定。

二、我国企业对外直接投资进入速度衡量

对企业对外直接投资进入速度的衡量主要基于微观层面，往往从企业对东道国的扩张维度展开。Vermeulen 和 Barkema（2002）强调速度意味着在特定时间内企业进行了多少对外直接投资项目扩张，因此从企业对外直接投资项目数量的时间分布维度展开来度量进入速度。他们将企业从事第一个对外直接投资项目开始作为时间起点，用年平均对外直接投资项目数 $S_t = \frac{\sum_{i=0}^t N_i}{t}$ 度量企业 t 年的对外直接投资进入速度。这里 $i=0$ 为该企业对外直接投资起点年份， N_i 为企业在 i 年的对外直接投资项目数，因而 $\sum_{i=0}^t N_i$ 为企业从开始到 t 年的累积对外直接投资项目数。该指标恰当地反映了在特定时间范围内企业所从事的对外直接投资项目增加状况，比较符合速度的概念，因而在后续的研究中被广泛用来度量企业对外直接投资进入速度。

本文试图从宏观上度量我国企业对外直接投资对各东道国的进入速度，因而基于 Vermeulen 和 Barkema（2002）的指标进行宏观维度汇总。本文构建的我国企业对外直接投资对东道国进入速度的指标如下：

$$S_j = \frac{\sum_{i=0}^t M_{ji}}{t}$$

下标 j 代表东道国， i 代表时间， M_{ji} 为 i 年我国对东道国 j 的企业对外直接投资项目总数，因此， $\sum_{i=0}^t M_{ji}$ 为我国对东道国 j 从起点年份开始到 t 年的企业对外直接投资积累项目总数。与 Vermeulen 和 Barkema（2002）指标相比，本文指标的立意和逻辑是一致的，区别在于本文指标基于国别宏观，而他们的指标基于企业微观。在实践上，我国企业对外直接投资在 20 世纪八十年代就已开始，但由于政策上的限制，投资项目在时间上较为零散，难以客观反映进入速度。因而为了反映连续性，本

文将我国企业对外直接投资的起点设定为中央提出“走出去”战略的2002年，之后我国企业对外直接投资开始具有连贯性，并且在数据统计上也较为规范。但是，并不是我国对各东道国的企业对外直接投资都早于或始于2002年，对较多国家的企业对外直接投资都始于2002年以后。根据数据显示，我国在2005年基本上对主要东道国均已存在企业对外直接投资行为，因此2003~2004年较多国家没有我国的企业对外直接投资项目。基于这种考虑，在实证研究中样本年份从2005年开始。出于后续实证研究的变量数据可得性和面板数据的平衡性考虑，本文的度量样本为2005~2013年间我国对59个东道国的企业对外直接投资进入速度。利用商务部发布的《境外投资企业（机构）名录》中企业对外直接投资项目在国别及时间分布的基本数据，表1列出了我国对各东道国企业对外直接投资进入速度度量数据的基本信息。

从表1可以发现，我国对各东道国的企业对外直接投资进入速度存在较大的差别，对发达国家的进入速度明显高于发展中国家。在样本国别中，我国对美国的企业对外直接投资进入速度均值最高，达95.598；对俄罗斯和越南的平均进入速度值则为52.462和41.672；但对有些东道国的企业对外直接投资进入速度平均值小于1，反映在宏观上我国企业对外直接投资存在明显的集群进入现象。尽管国别分布差异较

表1 我国对各东道国企业对外直接投资进入速度数据

国家(地区)	均值	标准差	国家(地区)	均值	标准差
阿尔及利亚	3.877	1.113	科威特	1.026	0.052
安哥拉	3.580	2.286	利比亚	1.691	0.817
阿根廷	3.696	1.326	马达加斯加	2.360	0.575
澳大利亚	23.238	12.098	马来西亚	9.722	4.621
奥地利	0.779	0.336	马里	2.407	1.523
比利时	1.995	1.206	墨西哥	4.141	1.325
博茨瓦纳	1.988	0.948	摩洛哥	2.117	0.361
巴西	7.826	3.620	莫桑比克	2.192	2.038
保加利亚	1.108	0.996	纳米比亚	2.015	0.905
喀麦隆	1.132	0.871	荷兰	11.719	6.100
加拿大	18.311	8.821	新西兰	2.514	0.890
智利	3.085	1.238	挪威	1.013	0.473
哥伦比亚	1.538	1.181	巴基斯坦	4.445	1.484
科特迪瓦	1.176	0.726	菲律宾	6.504	3.408
捷克	1.804	0.753	波兰	2.109	0.849
丹麦	1.378	0.549	俄罗斯	52.462	16.992
埃及	5.172	2.165	沙特阿拉伯	5.625	3.911
芬兰	0.861	0.198	新加坡	19.463	12.779
法国	8.370	3.361	南非	8.082	3.270
德国	28.361	10.268	西班牙	4.992	0.942
希腊	0.703	0.194	瑞典	2.423	1.741
匈牙利	3.273	0.470	瑞士	2.301	1.013
印度	16.439	5.765	泰国	17.452	5.949
印度尼西亚	18.501	9.844	土耳其	6.681	1.553
冰岛	0.718	0.378	英国	15.698	5.373
以色列	0.956	0.102	美国	95.598	54.344
意大利	12.858	2.150	委内瑞拉	2.089	1.184
日本	35.373	15.838	越南	41.672	14.495
约旦	1.398	0.206	发达国家	13.198	23.026
肯尼亚	3.328	2.208	发展中国家	7.277	12.041
韩国	38.711	10.651	全样本平均	9.875	17.944

注：平均值为2005~2013年间均值；数据由《境外投资企业（机构）名录》原始数据按上文指标计算所得。

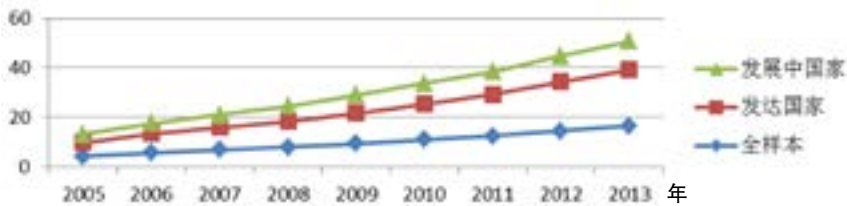


图1 我国企业对外直接投资进入速度时间趋势

大,但在总体时间维度上我国企业对外直接投资进入速度呈现出明显的逐年增长趋势(图1)。

三、实证研究

(一) 方程设定与变量说明

我国企业对外直接投资对东道国的进入速度受东道国多重因素的影响,建立如下的回归方程:

$$\ln SPEED_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln EX_{it} + \alpha_2 \ln GDP_{it} + \alpha_3 \ln PGDP_{it} + \alpha_4 FIN_{it} + \alpha_5 ZONE_{it} + \alpha_6 RISK_{it} + \varepsilon_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

$\ln SPEED_{it}$ 为我国 t 年对东道国 i 的企业对外直接投资进入速度对数值。 $\ln EX_{it}$ 为我国 t 年对东道国 i 的出口额(万美元)对数值,用以衡量我国与东道国之间经贸关系对企业对外直接投资进入速度产生的影响。 $\ln GDP_{it}$ 为 t 年东道国 i 的 GDP(万美元,2005 年固定美元价格)对数值, $\ln PGDP_{it}$ 为 t 年东道国 i 的人均 GDP(美元/人,2005 年固定美元价格)对数值,两者分别衡量东道国市场规模和经济发展程度对我国企业对外直接投资进入速度的影响。 FIN_{it} 为 t 年东道国 i 的金融发展指标,用当年金融部门贷款总额占 GDP 的比重度量,用以反映金融发展程度对我国企业对外直接投资进入速度的影响。 $ZONE_{it}$ 为 t 年我国在东道国 i 所建境外经贸合作区虚拟变量,若已建有境外经贸合作区,该指标为 1;若无境外经贸合作区,该指标为 0。 $RISK_{it}$ 为 t 年东道国 i 的风险指标,包括经济风险和政治风险指标。 ε_i 、 μ_t 和 ε_{it} 分别为面板数据回归的个体、时间变量及回归残差。

实证研究的数据包含企业对外直接投资东道国的面板数据(表1)。我国对各东道国出口数据来自于历年《中国对外经济贸易统计年鉴》;境外经贸合作区建设数据来自于商务部网站;东道国 GDP、人均 GDP、金融发展程度数据由世界银行发布的《世界发展》数据库整理而得;东道国经济风险和政治风险指标的数据来源于美国政治风险服务集团发布的跨国风险指南(ICRG),该指南包含了 5 个经济风险单项指标和 12 个政治风险单项指标。另外,为了使指标数值与风险程度之间呈现出正相关性,本文对 ICRG 指标的平均值取倒数度量风险,即 $RISK_{it} = \frac{100}{R_{it}}$, $RISK_{it}$ 为 ICRG 经济或政治风险指标的平均值。

(二) 回归结果和说明

分别对实证研究方程进行全样本和分是否建有境外经贸合作区样本回归,得到经济风险指标回归结果(表2)和政治风险指标回归结果(表3)。

从表2和表3可以发现, $\ln EX_{it}$ 的系数在全样本和境外经贸合作区样本中显著为正,但在非境外经贸合作区样本中不显著,说明我国企业对外直接投资对与我国经贸关系较好的东道国有更快的进入速度,这是因为良好的经贸关系有助于企业了解

东道国的各类信息，能在对外直接投资中利用这些信息快速进入东道国；但是对于建有境外经贸合作区的东道国，知识信息传递可以通过合作区载体进行，因而此时经贸关系对企业对外直接投资进入速度不再产生影响。 $\ln GDP_{it}$ 的系数在各列中均显著为正，说明我国企业更倾向于以较快的速度进入拥有大市场规模的东道国进行对外直接投资，以便及时获得更大的市场收益。 $\ln PGDP_{it}$ 的系数在各列中均显著为负，这是因为人均GDP越高的东道国具有较高的劳动成本，该变量主要影响我国生产转移企业对外直接投资，这类企业更倾向于快速进入劳动成本较低的东道国，以便快速建立在东道国的生产规模经济优势。 FIN_{it} 的系数在各列中均显著为正，这是因为我国国内金融发展程度不高，企业对外直接投资在国内获得金融资源的难度较大，因而倾向于快速进入金融发展程度较高的东道国，有利于较快地与金融机构建立关系，获取金融支撑。 $ZONE_{it}$ 的系数在全样本中不显著，说明在基准回归中境外经贸合作区建设本身并不会直接影响我国企业对外直接投资进入速度。

无论是经济风险还是政治风险回归结果， $RISK_{it}$ 的系数在全样本和非境外经贸合作区样本中均显著为正，而在境外经贸合作区样本中不显著。出于风险规避的考虑，对于风险较大的东道国，多数企业同时进入该国进行直接投资是较好的选择，这在宏观上便是以更快的速度进入东道国进行直接投资。境外经贸合作区的建设在多个维度为企业的对外直接投资利益提供了安全保障，企业以境外经贸合作区为载体进行对外直接投资能起到规避风险的作用，因而对于建有境外经贸

表 2 东道国经济风险基准回归

	全样本		合作区 分样本	非合作区 分样本
C	-99.528*** (0.000)	-99.428*** (0.000)	-97.661*** (0.000)	-96.415*** (0.000)
$\ln EX_{it}$	0.481*** (0.000)	0.476*** (0.000)	0.006 (0.970)	0.550*** (0.000)
$\ln GDP_{it}$	4.701*** (0.000)	4.705*** (0.000)	4.888*** (0.000)	4.486*** (0.000)
$\ln PGDP_{it}$	-3.854*** (0.000)	-3.863*** (0.000)	-3.612*** (0.001)	-3.727*** (0.000)
FIN_{it}	0.005*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.011*** (0.000)	0.005*** (0.000)
$ZONE_{it}$	——	0.024 (0.824)	——	——
$RISK_{it}$	0.035** (0.017)	0.035** (0.020)	0.179 (0.250)	0.036** (0.036)
Hausman	135.54*** (0.000)	132.03*** (0.000)	27.36*** (0.000)	69.93*** (0.000)
R^2	0.503	0.503	0.427	0.488

注：括号内为回归P值；上标***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平显著；本文依据Hausman统计量判断采用固定效应还是随机效应模型。

表 3 东道国政治风险基准回归

	全样本		合作区 分样本	非合作区 分样本
C	-98.664*** (0.000)	-98.579*** (0.000)	-97.096*** (0.000)	-94.987*** (0.000)
$\ln EX_{it}$	0.329** (0.011)	0.327*** (0.012)	-0.060 (0.728)	0.360** (0.014)
$\ln GDP_{it}$	4.734*** (0.000)	4.737*** (0.000)	4.921*** (0.000)	4.466*** (0.000)
$\ln PGDP_{it}$	-3.644*** (0.000)	-3.657*** (0.000)	-3.564** (0.011)	-3.348*** (0.000)
FIN_{it}	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.012*** (0.000)	0.005*** (0.000)
$ZONE_{it}$	——	0.025 (0.821)	——	——
$RISK_{it}$	0.047** (0.025)	0.046** (0.028)	0.008 (0.800)	0.067*** (0.008)
Hausman	151.56*** (0.000)	148.25*** (0.000)	20.68*** (0.000)	119.20*** (0.000)
R^2	0.499	0.499	0.421	0.488

注：括号内为回归P值；上标***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平显著；本文依据Hausman统计量判断采用固定效应还是随机效应模型。

合作区的东道国,即便存在较大的经济风险和政治风险,企业也不必与其他企业同时进入该东道国,体现在宏观上便是东道国风险并不影响企业对外直接投资进入速度。该回归结果不仅说明了我国企业对外直接投资快速进入高风险东道国的事实,同时也间接反映出境外经贸合作区在规避企业对外直接投资风险中的重要作用。

(三) 东道国风险稳健性检验

在回归中,直接将风险变量纳入实证研究方程进行回归可能会存在内生性问题,需要构建东道国风险的工具变量对回归结果进行稳健性检验。用回归方程中控制变量东道国 GDP、人均 GDP 和金融发展的滞后一期值作为东道国经济风险和政治风险的工具变量进行二阶段最小二乘法回归,分别得到表 4 和表 5 的结果。

从工具变量回归结果发现,控制变量 $\ln EX_{it}$ 和 $\ln GDP_{it}$ 在各列回归中显著性有所改变,而系数符号并未变化。无论是经济风险还是政治风险回归, $RISK_{it}$ 的回归系数显著性均与表 2 和表 3 一致,该结果总体上说明在控制内生性后,东道国风险对我国企业对外直接投资进入速度的影响与之前保持一致,即实证研究的回归结果是稳健的。

(四) 境外经贸合作区倾向得分匹配估计

我国建设境外经贸合作区时对东道国的选择是以东道国经济发展及与我国经贸关系状况为依据的,因而直接将境外经贸合作区变量放入回归方程中也会产生内生性问题,从而可能存在回归结果的偏

表 4 东道国经济风险工具变量回归

	全样本		合作区分样本	非合作区分样本
C	-21.149*** (0.000)	-21.011*** (0.000)	-41.586*** (0.000)	-20.342*** (0.000)
$\ln EX_{it}$	1.117*** (0.000)	1.175*** (0.002)	0.360** (0.049)	1.096*** (0.000)
$\ln GDP_{it}$	0.078 (0.530)	0.075 (0.550)	1.496*** (0.000)	0.105 (0.421)
$\ln PGDP_{it}$	-0.682*** (0.000)	-0.671*** (0.000)	-0.716** (0.021)	-0.647*** (0.000)
FIN_{it}	0.004** (0.033)	0.004** (0.033)	0.012*** (0.000)	0.003* (0.093)
$ZONE_{it}$	—	0.098 (0.528)	—	—
$RISK_{it}$	0.176*** (0.001)	0.175*** (0.000)	0.063 (0.240)	0.184*** (0.006)
$Wald$	281.84*** (0.000)	284.26*** (0.000)	149.51*** (0.000)	291.95*** (0.000)
R^2	0.561	0.563	0.611	0.511

注:括号内为回归 P 值;上标 **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平显著;出于篇幅考虑,未列出一阶段回归结果。

表 5 东道国政治风险工具变量回归

	全样本		合作区分样本	非合作区分样本
C	-17.472*** (0.000)	-17.588*** (0.000)	-33.207*** (0.000)	-28.677*** (0.000)
$\ln EX_{it}$	0.550*** (0.004)	0.541*** (0.004)	0.128 (0.480)	0.378* (0.092)
$\ln GDP_{it}$	0.235 (0.113)	0.246 (0.102)	1.356*** (0.000)	0.784*** (0.001)
$\ln PGDP_{it}$	-0.468*** (0.007)	-0.463*** (0.005)	-0.608** (0.024)	-0.369 (0.187)
FIN_{it}	0.005*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.013*** (0.000)	0.005** (0.010)
$ZONE_{it}$	—	0.043 (0.800)	—	—
$RISK_{it}$	0.197** (0.016)	0.196** (0.017)	0.068 (0.126)	0.225*** (0.001)
$Wald$	299.18*** (0.000)	298.69*** (0.000)	153.58*** (0.000)	215.48*** (0.000)
R^2	0.503	0.503	0.493	0.474

注:括号内为回归 P 值;上标 **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平显著;出于篇幅考虑,未列出一阶段回归结果。

差。由于在实证研究中，境外经贸合作区变量是一个二元变量 $ZONE_{it}=\{0,1\}$ ，研究的是，相比于没有境外经贸合作区，我国对建有境外经贸合作区的东道国是否存在更快的企业对外直接投资进入速度。这里 $ZONE_{it}=1$ 为处理组， $ZONE_{it}=0$ 为控制组，由于处理组是内生选择的结果，因而需要将处理组和控制组进行匹配，寻找控制组中与处理组尽可能相近的样本进行比较，以准确估计境外经贸合作区对企业对外直接投资进入速度的影响。基于此，将回归方程中其他控制变量，即 $\ln EX_{it}$ 、 $\ln GDP_{it}$ 、 $\ln PGDP_{it}$ 、 FIN_{it} 以及 $RISK_{it}$ 作为协变量，采用倾向得分匹配方法对处理组和控制组进行匹配。

图 2 和图 3 分别绘出了以东道国经济风险和政治风险作为风险指标协变量的倾向得分值核密度分布图。从两个图中可以发现匹配后两组样本的核密度图更为接近，表明通过匹配修正了两组样本的倾向得分值分布偏差，即匹配结果较为理想。

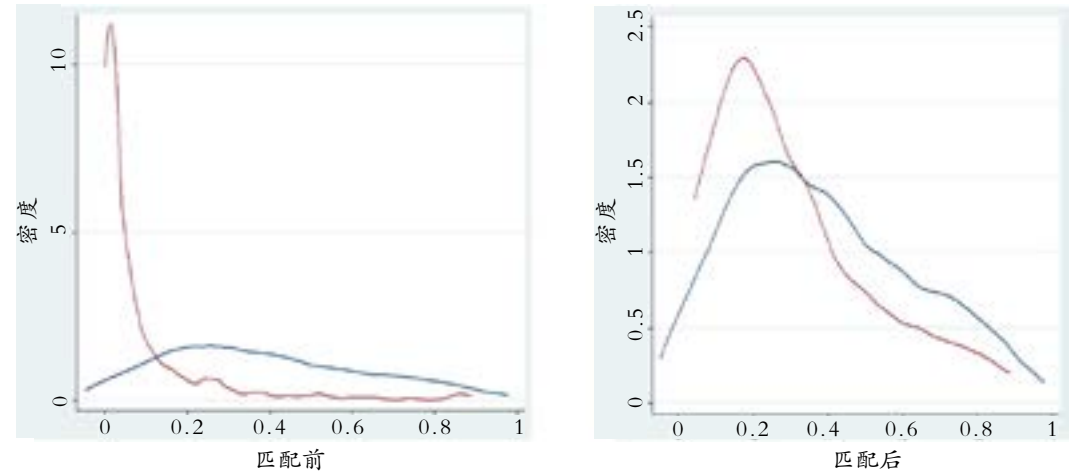


图 2 倾向得分匹配前后得分值核密度图（经济风险）

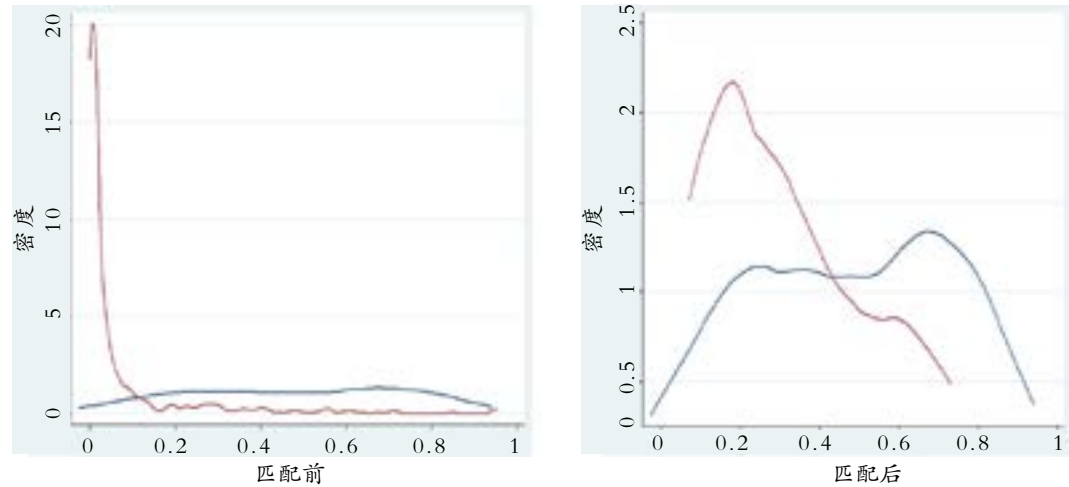


图 3 倾向得分匹配前后得分值核密度图（政治风险）

进一步来说,用近邻匹配、卡尺匹配和核匹配等多种得分匹配方法对境外经贸合作区影响企业对外直接投资进入速度的整体促进效应进行检验,分别用经济风险和政治风险代表东道国风险作为协变

表6 境外经贸合作区倾向得分匹配估计结果

风险协变量	匹配方法	处理组	控制组	ATT 值	标准差	T 统计量
经济风险	近邻匹配	2.382	1.728	0.654	0.201	3.25***
	卡尺匹配	2.153	1.316	0.837	0.230	3.64***
	核匹配	2.382	1.697	0.685	0.200	3.42***
政治风险	近邻匹配	2.382	1.728	0.654	0.226	2.90***
	卡尺匹配	2.492	1.516	0.975	0.244	3.99***
	核匹配	2.320	1.631	0.689	0.216	3.20***

注:近邻匹配个数选择为4;卡尺匹配选择半径卡尺匹配;核匹配选择默认的核函数;上标***代表在1%水平上显著。

量,得到表6的结果。从回归结果中可以发现,各种得分匹配方法均显示处理组比控制组有更快的企业对外直接投资进入速度,而且ATT值在各种方法估计下均较为显著。该回归结果说明在控制住其他条件后,境外经贸合作区建设能促进我国企业对外直接投资进入速度。

四、结论及政策建议

在宏观层面度量我国企业对外直接投资进入速度的基础上,本文的实证研究发现,在总体上,出于集群风险规避的需要,我国企业对外直接投资对经济风险和政治风险较大的东道国存在较快的进入速度;而在建有我国境外经贸合作区的东道国,风险和企业对外直接投资进入速度之间的正向关系不再存在,进而说明了合作区建设能够规避企业对外直接投资的进入风险。进一步来说,本文使用倾向得分匹配估计检验了境外经贸合作区对我国企业对外直接投资进入速度的直接促进作用。

本文的研究结果对于当前我国制定促进企业对外直接投资和风险规避的政策措施也有一定的参考价值。首先,应及时收集并发布各东道国的风险信息,为企业对外直接投资进入速度和区位选择决策提供完备的风险辨别参考。其次,应设立企业对外直接投资的专项保险业务,为企业在东道国的投资经营提供安全保障,消除企业进入东道国投资的后顾之忧。再次,应加强与东道国政府间的合作,以我国政府力量保障东道国相关机构不对我国企业对外直接投资利益造成侵犯,防范东道国政治风险和冲突产生的潜在风险损失。最后,应加强对外直接投资企业之间的合作交流,以企业群体的方式共同保障企业利益,并强化企业之间的风险防控经验及信息交流。

在“一带一路”倡议的实施契机下,我国应继续大力推动境外经贸合作区的建设。首先,应加大对境外经贸合作区的政策扶持力度,在财政上增加建设投入,保障境外经贸合作区内基础设施齐全,增加对国内企业进驻的吸引力。其次,应增加境外经贸合作区的金融配套体系建设,鼓励国内大型银行在合作区设立分支机构,为我国企业提供金融服务,保障对外直接投资企业资金充足。再次,应加强境外经贸合作区的专业人员培训,培养熟悉当地语言文化的专门人才入驻合作区,保障境外经贸合作区建设中的人力资本支撑。最后,应持续与东道国建立广泛合作,为境

外经贸合作区争取更多的东道国优惠措施，形成合作区与当地经济发展的良性互动，保障合作区运行的可持续性。

参考文献：

- [1] Barkema, H., Drogendijk, R. Internationalising in Small, Incremental or Larger Steps?[J]. Journal of International Business Studies, 2007,38(7).
- [2] Chang, S. J. International Expansion Strategy of Japanese Firms: Capability Building through Sequential Entry[J]. Academy of Management Journal, 1995,38(2).
- [3] Dunning, J., Lundan, S. Multinational Enterprises and the Global Economy[M]. Edward Elgar, Cheltenham, 2008.
- [4] Hayakawa, K., Kimura, F., Lee, H. How Does Country Risk Matter for FDI[R]. Institute of Development Economics, 2011, Paper(281).
- [5] Jiang, R., Beamish, P., Makio, S. Time Compression Diseconomies in Foreign Expansion[J]. Journal of World Business, 2014,49.
- [6] Johanson, J., Paul, W. The Internationalization of the Firm: Four Swedish Cases[J]. Journal of Management Studies, 1975,12(3).
- [7] Kariuki, C. The Determinants of Foreign Direct Investment in the African Union[J]. Journal of Economics, Business and Management, 2015, 3(3).
- [8] Kiss, A., Williams, D., Houghton, S. Risk Bias and the Link between Motivation and New Venture Post-entry International Growth[J]. International Business Review, 2013, 22.
- [9] Knight, G., Madsen, T., Servais, P. An Inquiry into European and American Born Global Firms[J]. International Marketing Review, 2004,21(6).
- [10] Salomon, R., Martin, X., Learning, Knowledge Transfer, and Technology Implementation Performance: A Study of Time-to-build in the Global Semiconductor Industry[J]. Management Science, 2008,54(7).
- [11] Vermeulen, F., Barkema, H. Pace, Rhythm, and Scope: Process Dependence in Building a Profitable Multinational Corporation[J]. 2002,23(7).
- [12] 洪联英, 张云. 我国境外经贸合作区建设与企业“走出去”战略 [J]. 国际经贸探索, 2011,(3).
- [13] 李丽丽, 基建红. 政治风险规避与中国企业的 OFDI 策略选择 [J]. 财经研究, 2017,(1).
- [14] 李嘉楠, 龙小宁, 张相伟. 中国经贸合作新方式——境外经贸合作区 [J]. 中国经济问题, 2016,(6).
- [15] 刘佳. 建设境外经贸合作区 加速融入“一带一路” [J]. 宏观经济管理, 2016,(8).
- [16] 路红艳. 中国境外经贸合作区发展的经验启示 [J]. 对外经贸, 2013,(10).
- [17] 孟醒, 董有德. 社会政治风险与我国企业对外直接投资的区位选择 [J]. 国际贸易问题, 2015,(4).
- [18] 潘镇, 金中坤. 双边政治关系、东道国制度风险与中国对外直接投资 [J]. 财贸经济, 2015,(6).
- [19] 沈铭辉, 张中元. 中国境外经贸合作区：“一带一路”上的产能合作平台 [J]. 新视野, 2016,(3).
- [20] 王海军, 高明. 国家经济风险与中国企业对外直接投资：基于结构效应的实证分析 [J]. 经济体制改革, 2012,(2).
- [21] 韦军亮, 陈漓高. 政治风险对中国对外直接投资的影响——基于动态面板模型的实证研究 [J]. 经济评论, 2009,(4).
- [22] 余官胜. 民营企业是对外直接投资的风险规避者吗？——基于温州民营企业数据的实证研究 [J]. 国际经贸探索, 2017,(1).
- [23] 张广荣. 中国境外经贸合作区发展政策探析 [J]. 国际经济合作, 2013,(2).
- [24] 邹昊飞, 杜贞利, 段京新. “一带一路”战略下境外经贸合作区发展研究 [J]. 国际经济合作, 2016,(10).

Risk of Host Country, Overseas Economic and Trade Cooperative Zone and Speed of China's Foreign Direct Investment: Measurement and Empirical Study Based on Cross Country Panel Data

YU Guansheng FAN Pengzhen LONG Wen

Abstract: To promote the “One Belt and One Road Initiative”, China’s foreign direct investment needs to maintain rapid growth and protect the security of interests, which needs to explore the relationship between host countries’ risk and investment speed in theory. Based on this, we measure macro entering speed of China’s foreign direct investment in this paper. Through empirical research, we find that for the purpose of cluster risk aversion, foreign direct investment of China’s enterprises has a higher speed to enter host countries which has higher economic and political risk in general. While in the host countries which have China’s overseas foreign trade and economic cooperation zone, such risk does not affect the entry speed of enterprises foreign direct investment, which reflects the risk aversion function of overseas foreign trade and economic cooperation indirectly. Furthermore, we use the method of propensity score matching estimation and find that overseas foreign trade and economic cooperation zone can also promote entry speed of the foreign direct investment, which reflects the importance of overseas foreign trade and economic cooperation zone in “One Belt and One Road Initiative”.

Keywords: foreign direct investment; enter speed; host countries’ risk; overseas foreign trade and economic cooperation zone; propensity score matching estimation

(责任编辑: 张建华)

(上接第 14 页)

VSS and Chinese Manufacturing's Export Sophistication: Based on Domestic Value Added

GAO Yunsheng HUANG Weisheng REN Zhengxin

Abstract: This paper calculates Chinese industrial goods export sophistication based on domestic value added from 2000 to 2013, then has the empirical test of influence between VSS and technical level of manufacturing export. The results show that vertical specialization division is the most important factor to increase of export sophistication, Chinese export structure has been improved, but it has reverse “U” shape growth and locks in the low position to some degree.

Keywords: vertical specialization; export sophistication; DVA; GMM estimation

(责任编辑: 张建华)