

分类号 _____
UDC _____

密级 _____
编号 10741



硕士学位论文

论文题目 东道国贸易不确定性与中国对外直接投资
——基于贸易条件的调节效应分析

研究生姓名: 曹植

指导教师姓名、职称: 蔡文浩 教授

学科、专业名称: 应用经济学-国际贸易学

研究方向: 对外贸易与区域经济发展

提交日期: 2022年6月6日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名: 曹植 签字日期: 2022.6.6

导师签名: 李文浩 签字日期: 2022.6.10

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定，_____（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

- 1.学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；
- 2.学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名: 曹植 签字日期: 2022.6.6

导师签名: 李文浩 签字日期: 2022.6.10

The Trade Uncertainty of the Host Country and China's Outward Foreign Direct Investment——Analysis of the Regulatory Effect Based on the Terms Of Trade

Candidate : Cao Zhi

Supervisor: Cai Wenhao

摘 要

在经济全球化快速推进的过程中,世界经济发展的一个重要特点便是国际直接投资的快速增长,这作为新经济的关键要素和基本要求已经对区域经济相互促进与融合、优化贸易结构、改善贸易条件等做出了较大的贡献。对外直接投资是我国改革开放的重要内容,已成为我国拓展外资经济、融入国际化发展的重要方式。近年来国际经济与贸易环境不断恶化,逆全球化、贸易保护主义抬头,世界贸易不确定性趋势上升,对中国出口企业和跨国公司的经营活动产生了深刻影响。

在此背景下,文章以“一带一路”沿线国家为例,探讨了东道国贸易不确定性对中国对外直接投资的影响。文章首先对中国对外直接投资现状进行了分析;其次,基于 Melitz 模型从理论层面探讨了贸易不确定性与对外直接投资之间的关系并将理论分析与现实经验相结合;接着分析了中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的空间分布特征;最后进行中介效应检验与调节效应检验以探讨东道国贸易不确定性是通过何种途径影响中国对外直接投资,以及贸易不确定性对中国 OFDI 的影响程度主要受到哪些因素影响。得出以下结论:第一,中国对“一带一路”沿线各国的对外直接投资空间上呈现显著正相关,即经济上具有相似属性的国家聚集在一起,空间差异性较小;第二,东道国贸易不确定性的增加会促进中国对“一带一路”沿线国家的对外直接投资,且贸易不确定性的空间溢出效应显著;第三,东道国贸易不确定性对中国 OFDI 的影响主要是通过出口规模实现;东道国贸易条件在不同水平时,贸易不确定性对中国对外直接投资的影响具有显著性差异。最后,依据结论提出如下建议:第一,企业要把握中国 OFDI 的空间分布特征,结合实际情况开展对外投资活动,助力中国由投资大国向投资强国迈进;第二,对于东道国的出口部门来说,应根据本国国情以及资源禀赋努力改善本国贸易条件;第三,要加快供给侧结构性改革,提高企业生产率,提升经济发展的韧性;第四,要统筹区域协调性发展,稳步提高“一带一路”沿线国家贸易与投资耦合程度,促进贸易与投资的协调性发展。

关键词: “一带一路”倡议 贸易不确定性 对外直接投资 贸易条件 协调性发展

Abstract

In the process of rapid economic globalization, an important feature of world economic development is the rapid growth of international direct investment. As a key element and basic requirement of the New Economy, it has made great contribution to the mutual promotion and integration of regional economy, optimization of trade structure and improvement of terms of trade. Outward foreign direct investment is an important part of our country's reform and opening up, and it has become an important way for our country to expand the foreign-invested economy and integrate into the international development. In recent years, the international economic and trade environment has been deteriorating. Anti-globalization and trade protectionism have risen, and the uncertainty of world trade has risen, which has had a profound impact on the business activities of Chinese export companies and multinational companies.

In this context, this article takes countries along the “Belt and Road” as an example to explore the impact of host country trade uncertainty on China's outward foreign direct investment. The article firstly analyzes the status quo of China's OFDI; secondly, it explores the logical relationship between trade uncertainty and OFDI from a theoretical level based on Melitz model, and combines theoretical analysis with practical experience; then it analyzes the spatial distribution characteristics of China's OFDI toward countries along the “Belt and Road”; finally, the mediating effect

test and the moderating effect test are conducted to explore how the host country's trade uncertainty affect China's OFDI and the degree of the impact of trade uncertainty on China's OFDI is mainly affected by what factors. The following conclusions are drawn: First, China's OFDI in the countries along the "Belt and Road" shows a significant positive spatial correlation, that is, countries with similar economic attributes are clustered together, and the spatial differences are small; second, the increase of trade uncertainty in the host country will promote China's OFDI in countries along the "Belt and Road", and the spatial spillover effect of trade uncertainty is significant; third, the rise of the host country's trade uncertainty will promote China's OFDI toward the countries along "Belt and Road", and vice versa; fourth, the impact of the host country's trade uncertainty on China's OFDI is mainly realized through the scale of exports; when the host country's terms of trade are at different levels, the impact of trade uncertainty on China's OFDI are significantly different. Finally, based on the research conclusions, the following recommendations are made: First, enterprises should grasp the spatial distribution characteristics of China's OFDI, carry out OFDI activities in light of the actual situation to help China move from a big investment country to a strong investment country.; second, for the export sector of the host country, efforts should be made to improve its own terms of trade in accordance with its national conditions and resource

endowments; third, it is necessary to speed up supply-side structural reform, increase enterprise productivity to enhance the resilience of economic development; fourth, it is also necessary to coordinate regional development, steadily improve the coupling degree of trade and investment of countries along the "Belt and Road" to promote the coordinated and high-quality development of trade and investment.

Keywords: the Belt and Road(B&R) Initiative; Trade Uncertainty; OFDI;
Terms Of Trade; Coordinated development

目 录

1 引言	1
1.1 研究背景与研究意义	1
1.1.1 研究背景	1
1.1.2 研究意义	2
1.2 研究目的与内容	2
1.2.1 研究目的	2
1.2.2 研究内容	3
1.3 研究框架与技术路线	3
1.3.1 研究框架	3
1.3.2 技术路线	4
1.4 研究方法	6
1.5 创新与不足	6
1.5.1 创新	6
1.5.2 不足	7
1.6 本章小结	7
2 文献综述	8
2.1 贸易不确定性研究的文献综述	8
2.1.1 研究起源	8
2.1.2 研究基础	8
2.2 贸易条件研究的文献综述	9
2.2.1 理论研究	10
2.2.2 实证研究	10
2.3 中国对外直接投资研究的文献综述	11
2.4 不确定性影响对外直接投资的文献综述	12
2.5 文献述评	13
3 中国对外直接投资分析	15
3.1 中国对外直接投资总体规模	15
3.2 中国对外直接投资流量与存量分析	15
3.2.1 中国对外直接投资流量	15
3.2.2 中国对外直接投资存量	16
3.2.3 中国对外直接投资空间分布特征	17
3.3 中国对外直接投资企业构成	17
3.4 中国对“一带一路”沿线国家对外直接投资分析	18
3.4.1 对外直接投资流量与存量	18
3.4.2 双边经贸合作	18
3.5 本章小结	18
4 理论模型与研究假说	20

4.1 基本设定	20
4.2 理论模型	21
4.2.1 企业规模视角	21
4.2.2 企业利润视角	23
4.3 研究假说	24
4.4 本章小结	25
5 空间自相关检验	26
5.1 检验方法及空间权重矩阵设定	26
5.2 全局莫兰指数	27
5.3 局部莫兰指数	28
5.4 莫兰散点图	30
5.5 本章小结	31
6 计量模型设定与模型适用性检验	32
6.1 模型设定及变量选取	32
6.1.1 模型设定	32
6.1.2 变量选取与数据说明	32
6.1.3 描述性统计	34
6.1.4 数据来源	34
6.2 模型适用性检验	35
6.2.1 LM 检验	35
6.2.2 Hausman 检验	36
6.2.3 LR 检验	37
6.2.4 Wald 检验	37
6.2.5 联合显著性检验	38
6.3 本章小结	38
7 贸易不确定性对 OFDI 影响的实证分析	39
7.1 实证结果分析	39
7.1.1 核心解释变量的实证结果分析	40
7.1.2 控制变量的实证结果分析	41
7.2 空间效应的分解与讨论	42
7.3 异质性检验	44
7.3.1 是否与中国接壤	44
7.3.2 人均收入规模	44
7.4 稳健性检验	45
7.4.1 增减控制变量	46
7.4.2 更换空间权重矩阵	46
7.4.3 替换被解释变量	46
7.4.4 改变回归方法	47
7.5 本章小结	48
8 进一步分析	49

8.1 中介效应检验.....	49
8.2 调节效应检验.....	50
8.2.1 简单斜率图.....	51
8.2.2 置信带图.....	52
8.3 本章小结.....	53
9 研究结论及对策建议.....	54
9.1 研究结论.....	54
9.2 主要建议.....	54
参考文献.....	56
致 谢.....	62

1 引言

1.1 研究背景与研究意义

1.1.1 研究背景

2015年3月，国家发展改革委员会、外交部、商务部联合发布了《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》，标志着“一带一路”倡议正式进入全面推进期（宋勇超，2017）。近年来，“一带一路”倡议下的国际经贸合作与逆全球化相互交织，对我国的对外直接投资（OFDI）产生了复杂影响（李书彦和谭晶荣，2020）。一方面，“一带一路”倡议为企业国际化搭建了良好的对外贸易与投资平台；另一方面，受新冠疫情等因素的影响，全球贸易不确定性（TU）呈现上升趋势，波动性骤增，全球价值链收缩和全球跨境投资持续低迷。在国际经贸环境不太明朗的情况下，中国OFDI却呈现出“逆周期”特征：越来越多中国企业热衷于通过对外投资的方式“走出去”，中国正逐步转型为对外直接投资大国。

屈文洲和崔峻培（2018）认为，当今对于宏观经济学的微观经济基础方面的研究常止步于“预期”，不确定性的研究也并未得到足够重视。直到2008年金融危机后，逐渐有学者注意到不确定性对社会经济的影响，相关研究才大量涌现。不确定性的相关研究在经济领域已经比较丰富，但是在贸易领域仍旧相对匮乏。在世界贸易不确定性加剧的大背景下，中国OFDI的“逆周期”现象与东道国贸易不确定性之间是否存在一定的关联；东道国贸易不确定性是否是驱动中国OFDI增长的因素之一；其内部机制为何？对这一系列问题的研究，不仅有助于深入了解贸易不确定环境下企业的出口行为选择，还为相关研究提供了中国经验。

以“一带一路”为平台，依托国内国际双循环，扩大中国的对外投资规模，积极拓展国际市场，是中国企业在新时代走向全球的一个重要契机。因此，了解东道国贸易与经济发展状况，把握贸易不确定性的波动趋势，探讨中国对“一带一路”沿线国家投资的影响因素，对中国企业更好地“走出去”具有重要的理论与现实意义。

1.1.2 研究意义

在当今世界面临百年未有之大变局、新冠疫情等诸多因素影响下，国际经贸环境不断恶化，东道国贸易不确定性的改变对中国对外直接投资会产生何种影响？中国企业如何在复杂多变的贸易环境下更好地“走出去”，实现从“投资大国”到“投资强国”的转变？上述问题的解决在帮助完善相关理论的同时，还有助于相关部门准确把握中国经济运行的客观规律，积极应对贸易波动带来的负面影响，促进中国经济持续健康发展。

1.1.2.1 理论意义

本文的理论意义：第一，传统的 OFDI 研究视角主要包括区位选择视角、行业视角以及贸易效应视角等，本文尝试从贸易不确定性视角出发对中国的 OFDI 进行研究；第二，本文尝试以贸易不确定性为突破口，建立宏观投资与微观企业之间的联系，探讨贸易不确定性与对外直接投资之间的关系并进行实证检验。

1.1.2.2 现实意义

本文的现实意义：客观评价贸易不确定性与对外直接投资间的关系对推动中国从“投资大国”向“投资强国”转变有着深远的意义。第一，更准确把握贸易不确定性影响对外直接投资的机制，因势制宜，促进中国对外直接投资高质量发展；第二，通过对 OFDI 的深入研究为市场经济运行“服下定心丸”，以实现贸易的双赢或多赢。

1.2 研究目的与内容

1.2.1 研究目的

学术界关于不确定性与对外直接投资之间关系的探讨由来已久，但更多是关于经济政策不确定性对 OFDI 影响的研究，而关于贸易不确定性与对外直接投资关系的研究相对缺乏。基于此，本文以“一带一路”沿线国家为例，首先通过理论模型探究贸易不确定性与对外直接投资之间的关系；其次，通过空间自相关检

验判断中国对沿线国家对外直接投资的分布特征；第三，在中国 OFDI 存在空间相关性的基础上构建空间杜宾模型，通过实证分析对理论模型进行检验，探讨东道国贸易不确定性对中国 OFDI 的影响并进行稳健性检验；第四，通过中介效应检验分析东道国贸易不确定性影响中国 OFDI 的机制；通过调节效应检验探讨在不同贸易条件水平下贸易不确定性对中国 OFDI 影响程度的差异。

1.2.2 研究内容

本文首先回顾了中国对外直接投资的政策背景与时代背景；其次梳理了贸易不确定性与对外直接投资的相关研究；尝试在 Melitz Model 基础上建立贸易不确定性与对外直接投资的关系，并根据已有文献，以“一带一路”沿线国家为研究对象，在中国 OFDI 存在空间相关的基础上构建空间计量模型，分析东道国贸易不确定性波动会对中国 OFDI 产生哪些影响；在满足稳健性检验的前提下，以出口额作为中介变量探讨贸易不确定性影响对外直接投资的机制；通过调节效应检验分析当东道国贸易条件处于不同水平时，其贸易不确定性对中国 OFDI 影响的差异性。

1.3 研究框架与技术路线

1.3.1 研究框架

本文共分八章。

第一章为引言部分。引言部分主要描述选题依据、研究目的及意义，阐述本文的研究框架、技术路线图以及本文可能的创新和研究不足。

第二章为文献综述部分。对不确定性影响 OFDI 的相关研究径向梳理并作出文献综述。文献综述主要分为四个方面，一是关于国内外贸易不确定性相关研究动态的文献综述；二是关于中国 OFDI 研究进展的文献综述；三是关于贸易条件（TOT）研究的文献综述；四是关于不确定性影响 OFDI 的文献综述。

第三章为中国对外直接投资分析部分。主要从中国 OFDI 总体规模、主要流向、在全球的分布特征以及对“一带一路”沿线各国的投资等方面进行分析。

第四章为理论模型与研究假说部分。本文尝试在 Melitz Model 基础上建立贸

易不确定性与对外直接投资间的关系，并提出本文的研究假说，为后续实证研究提供重要的理论基础。

第五章为空间自相关检验部分。实证分析之前需要先对中国对外直接投资的空间相关性进行分析（计算全局 Moran 指数或 Geary 系数），在存在空间相关的基础上方可进行下一步研究；此外，文章通过局部 Moran 指数探讨中国对沿线各国 OFDI 的具体分布特征。

第六章为本文的计量模型设定及模型适用性检验部分。首先对模型设定、变量选取、数据来源以及数据处理进行介绍，重点介绍了核心解释变量的指标构建及测算。根据“新经济地理学”，拟选用空间杜宾模型（SDM）进行实证分析，实证分析前需对模型适用性进行检验，主要包括 LM 检验、Hausman 检验、LR 检验、Wald 检验以及联合显著性检验等，本章将对相关检验进行介绍并对检验结果进行分析。

第七章为本文的实证结果分析部分。在中国对“一带一路”沿线各国 OFDI 存在空间相关的基础上，实证分析东道国贸易不确定性与中国对外直接投资之间的关系并进行空间效应分解与稳健性检验。

第八章为中介效应与调节效应检验部分。在前述满足稳健性检验的前提下，本章将进行中介效应检验与调节效应检验，进一步探讨贸易不确定性影响对外直接投资的机制以及贸易不确定性对 OFDI 的影响程度受到哪些因素的影响。

第九章为研究结论及政策建议部分。通过理论分析与实证检验得出本文的研究结论，依据研究结论并结合实际情况提出相关政策建议。

1.3.2 技术路线

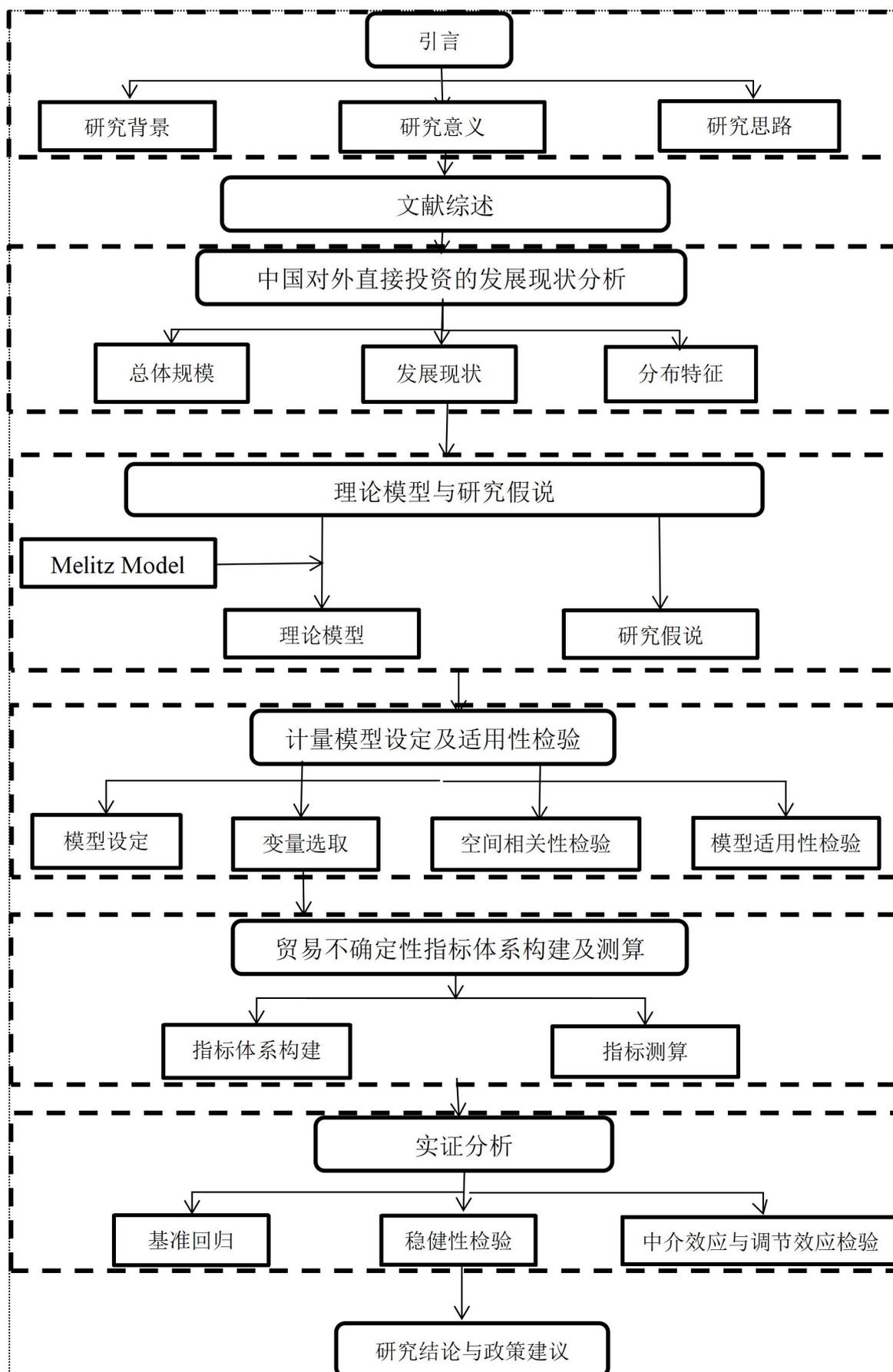


图 1.4 技术路线图

1.4 研究方法

本文综合运用经济学、经济地理学、空间计量经济学的相关知识，采用国家层面面板数据，运用空间计量模型，加入相关控制变量，全面评价东道国贸易不确定性对中国对外直接投资的影响并分析这一影响机制，研究方法主要有：

（1）文献研究法

文献研究法应用广泛，通过文献研究法能够比较系统、全面地了解所研究问题的进展与现状，为后期的研究指明方向。本文收集整理了贸易不确定性与投资领域的相关文献，对相关理论、模型进行梳理与总结，便于后续研究。

（2）定量与定性分析法

本文首先通过数学模型探讨了东道国贸易不确定性与中国对外直接投资的关系，并将定量分析与定性分析相结合，将定量分析的结果放到现实中进行验证，将抽象的理论可观测化，既确保了逻辑上的严谨，又更加符合实际，易于接受。

（3）跨学科研究方法

任何事物都不是单独存在的，学科研究更是如此，看似独立，实则相通。相较于传统分门别类的研究方式，跨学科研究从整体上对问题进行整合性研究，体现了当代科学探索的新范式。本文从地理视角切入，运用空间计量模型探讨中国对沿线各国对外直接投资的空间分布并实证分析东道国贸易不确定性对中国 OFDI 的影响。

1.5 创新与不足

1.5.1 创新

与已有研究相比，文章可能的创新主要包括以下三个方面：

一是从整体出发，通过全局莫兰指数发现中国对“一带一路”沿线各国的 OFDI 在经济维度上具有显著的空间正相关性，空间差异性较小；然后通过局部莫兰指数分析中国 OFDI 在沿线各国的具体分布特征并就这一特征形成原因做了简要分析。

二是借鉴 Melitz（2003）模型与 Darby 等（2010）的模型分别从企业规模视

角与企业利润视角探讨了贸易不确定性与 OFDI 间的逻辑关系并进行实证检验，确保了理论与实证检验结果的一致性。

三是通过中介效应检验发现东道国贸易不确定性主要是通过中国出口规模来影响中国的对外直接投资；调节效应检验发现当贸易条件在不同水平时，东道国贸易不确定性对中国 OFDI 的影响具有显著性差异，即贸易条件的变化会一定程度上调节贸易不确定性对 OFDI 的影响。

1.5.2 不足

由于客观条件的限制，本研究主要存在以下几点不足：

(1) 本研究以贸易不确定性作为核心解释变量，而影响贸易不确定性的因素很多，本文所构建的贸易不确定性指标未必能把所有影响因素全部考虑到，需要后期不断完善与改进。

(2) 本文的研究对象为“一带一路”沿线国家，但是本研究结论是否能推广到其他国家或地区有待更进一步的研究。

(3) 贸易不确定性衡量的是由于贸易成本变化引起的贸易波动，而贸易政策不确定性侧重于关税差异，二者虽侧重点不同，但都是为了衡量不确定性。本研究如果将核心指标贸易不确定性替换为贸易政策不确定性，结论是否依然成立，尚需进一步探讨。

1.6 本章小结

近年来中国面临的国际经济与贸易环境不断恶化，全球贸易不确定性持续上升。在此背景下，文章以“一带一路”沿线国家为例，运用文献研究法、定量与定性分析法以及跨学科研究法，探讨中国 OFDI 的空间分布特征，分析东道国贸易不确定性对中国 OFDI 的影响，以期为中国企业更好地“走出去”建言献策。

2 文献综述

2.1 贸易不确定性研究的文献综述

所谓不确定性，是指由于政策、市场、环境等方面信息不确定而带来的投资环境信息的不确定，而贸易不确定性（TU）衡量的是由于贸易成本变化引起的贸易波动。贸易领域的不确定性研究由 Handley 教授与 Limao 教授所开创（Handley & Limao, 2015, 2017），已逐渐成为当前贸易领域研究的前沿课题。

2.1.1 研究起源

在长期对经济环境不确定性的研究中逐渐派生出了对贸易不确定性问题的研究，Bernanke（1983）和 Dixit（1989）基于环境视角研究了不确定性对企业投资行为的影响，为后续研究奠定了理论基础。其中，Bernanke（1983）对经济环境不确定性的风险进行了研究；Dixit（1989）则对企业进入市场所必须支付的成本进行了探讨；Bloom（2007）通过对股票市场的研究验证了 Bernanke 和 Dixit 的观点。

2.1.2 研究基础

2.1.2.1 理论机制

Bernanke（1983）和 Dixit（1989）对外部环境不确定性影响企业投资的作用机制进行了分析，Handley & Limao（2017）将这一机制引入国际贸易领域，探讨贸易不确定性对企业投资的影响。他们认为，当企业面临贸易环境不确定时，需要根据预期收益做出立即进入市场或是推迟进入的决定。若企业预期收益高于进入成本，应该进入市场；若预期收益低于进入成本，则应当选择推迟进入或不进入。

2.1.2.2 实证度量

学术界关于不确定性的研究早有涉及，但更多侧重于经济政策不确定性以及

贸易政策不确定性方面，对贸易波动问题缺乏足够关注。由于贸易波动会对经济增长与社会发展产生影响，因而关于贸易不确定性问题的研究应当引起重视。Razin et al. (2003) 认为，发展中国家在国际市场进行贸易时更易受到国际市场价格波动的影响，贸易不确定性增加；Mansfield & Reinhardt (2008) 提出全球化程度的加深会增加贸易与投资的不确定性；李晓峰 (2009) 也发现，随着全球化的不断深入，各国联系日益紧密，我国进出口贸易将更容易受到国际市场价格波动的影响。

研究普遍认为，需求与出口多样性、加入国际组织以及市场制度差异是造成贸易波动的主要原因。唐宜红和林发勤 (2012) 运用动态随机局部均衡模型对中国代表性出口企业进行分析后发现，外部需求冲击是造成我国贸易波动的主要原因；强永昌和龚向明 (2011) 认为，贸易多样化能够有效减弱发展中国家的贸易波动幅度，但对发达国家却未必如此；Mansfield & Reinhardt (2008) 提出，加入国际组织（如 WTO）能够有效限制成员国实施新的贸易保护措施，从而降低了贸易不确定性；魏浩和张昊 (2018) 发现，无论是从出口角度还是进口角度来看，中国及其贸易伙伴国加入 WTO 均能有效减弱中国进出口品的价格波动幅度。市场制度方面，鲁晓东和连玉君 (2011) 分析了要素投入与制度因素对我国各省份出口潜力与出口稳定性的影响，发现两者均能缓解出口内在约束，但在各省区之间存在较大差异；崔娜和柳春 (2017) 对“一带一路”沿线各国的制度环境分析后认为，沿线各国制度环境的改善将显著降低其贸易不确定性。

关于贸易不确定性影响，冯梅等 (2021) 基于构建的中美贸易不确定性指数研究指出，中美经济贸易不确定性对中国技术进步起倒逼升级的作用，对中部地区的促进作用要略小于东西部；郭兴科 (2021) 从运输成本视角研究了贸易不确定性 (TU) 对价格的影响，认为不确定性的增加会提高市场价格，且运输成本越低，贸易不确定性对市场价格的冲击越大。

2.2 贸易条件研究的文献综述

关于贸易条件 (TOT) 的研究主要包括理论研究与实证研究两方面。

2.2.1 理论研究

2.2.1.1 贸易条件恶化论

1949年，经济学家 Raul.Prebisch 首次提出了“贸易条件恶化论”观点。该理论认为，需求弹性、市场容量等一系列外部条件的变化对发展中国家初级产品的出口产生了不利影响；在国际市场上，相对于发达国家的工业产品，发展中国家初级产品的价格有长期下降的趋势。经济学家汉斯·辛格（Hans.W.Singer）实证发现，相比于发达国家，无论发展中国家是否扩大制成品出口比重，其制成品贸易条件始终处于不断恶化的趋势。

2.2.1.2 贸易条件决定论

1979年，经济学家刘易斯（Lewis）提出了“贸易条件决定论”，认为贸易条件可以分为生产要素贸易条件和商品贸易条件，前者决定后者；发展中国家与发达国家劳动生产率的差异是发展中国家贸易条件不断恶化的主要原因。因此，发展中国家应该努力提高其劳动生产率，改善贸易条件，以实现经济增长与社会发展。

2.2.2 实证研究

学术界关于贸易条件的实证研究主要分为两类。第一类主要从宏观视角出发对贸易条件的总体变化趋势进行了对比研究。Lemoine & Unal-Kesenci（2008）指出，由于发展中国家和发达国家的產品差异较大，市场竞争力小，所以发展中国家提高自身技术水平未必能降低出口产品的价格；Shouvik Charkabo（2012）在研究发展中国家的贸易条件时发现，对比发达国家，发展中国家各类工业产业的贸易状况趋于恶化；20世纪30年代，南开大学研究团队以1913年为基期计算了1894-1928年中国总易货贸易条件指数，得出中国自1867年以后60年来贸易条件整体“渐趋有利”的结论；张少军和侯慧芳（2019）从发展中国家视角出发分析了全球价值链（GVC）对贸易条件的影响，发现GVC嵌入度的提高将会恶化本国的贸易条件；胡月和田志宏（2020）研究了世界农产品贸易条件的变化特征，发现中国农产品贸易条件近年来渐趋恶化；从全球来看，发达国家要明显

优于发展中国家。

第二类则主要是从微观视角探讨了贸易条件与各经济社会变量间的双向影响。Bhagwati 认为, 一国贸易条件的恶化受 FDI 影响极大, 即国内 FDI 的增加可能会恶化其贸易条件; Hongshik Lee & Hyuk Hwang Kim (2011) 以韩国为例研究发现, 市场潜力或相对人均 GDP 的增加能够改善本国 TOT, 而相对产出的增加则会恶化 TOT; Brady&Doyle (2013) 分析认为, 发展中国家技术水平的提升会损害该国的出口贸易利益, 贸易条件恶化; 戴翔和宋婕 (2019) 对增加值贸易条件进行考察后认为, 从变动趋势看, 传统价格贸易条件指数不断下降, 而增加值贸易条件指数已渐趋稳定; 胡月和田志宏 (2021) 基于新贸易理论考察了进出口多样化对贸易条件的影响, 发现出口多样化能够改善发展中国家贸易条件, 而发达国家则需要借助专业化生产来强化其国际竞争力, 邓启明等 (2021) 的研究结果与之相似。

由于贸易条件反映了一国对外贸易的经济效益状况, 研究普遍认为, 贸易条件的改善会显著促进一国经济的增长与社会福利的提高 (Brueckner Markus et al., 2017; Nabil Alimi et al., 2017; Yongseung Han et al., 2021; 王文胜和常晓颖, 2022); 黄顺武和胡敏 (2013) 基于制造业面板数据研究发现, 我国制造业贸易条件的改善会提升全要素生产率, 但影响有限; 王亮等 (2014) 基于汇率制度视角对我国 TOT 与经济增长间的关系进行了研究, 发现浮动汇率制下 TOT 对宏观经济的影响比固定汇率制下更为激烈; Trofimov I (2021) 在分析了拉丁美洲各国收入贸易条件对人均 GDP 的影响后提出, TOT 的增加将提升各国的人均 GDP。此外有部分研究认为, 贸易条件的改善并没有对经济增长起到促进作用, 相反还会抑制进出口贸易以及全要素生产率的提高 (罗曼怡, 2012; 范爱军和卞学字, 2012; 宇宸, 2018), 研究结论的差异主要是由研究对象、研究视角以及研究方法不同所造成。

2.3 中国对外直接投资研究的文献综述

学术界对中国的对外投资合作进行了广泛而深入的研究, 相关研究主要分为三类。第一类主要研究了中国 OFDI 的贸易效应 (出口效应和进口效应) 以及空间溢出效应。宋勇超 (2017) 认为中国的 OFDI 与国际贸易间具有互补性, 即

OFDI 产生了贸易创造效应,且贸易创造效应在短期显著,在中长期较弱;张远航(2018)从空间溢出视角研究中国 OFDI 与出口贸易的双向影响,认为 OFDI 对出口存在正的空间溢出效应,而出口对 OFDI 的溢出效应不显著; Ao Lei & Yixiang Tian (2019)对中国进出口和投资的空間溢出效应分析后发现,贸易和投资的空間相关性随着双边地理距离的增加而降低;刘欣(2020)从制度距离视角出发,发现我国出口贸易额与 OFDI 存量与流量均呈现正相关关系,而进口额与 OFDI 存量正相关,与流量负相关;此外,王康康(2018)、姜海燕和文纳斯(2020)、王秋红和文竹青(2020)分别对南亚与中亚、西亚等地区中国 OFDI 的贸易效应与影响因素进行了比较分析。第二类研究了中國对外直接投资的空間分布特征。刘文革等(2019)从地缘政治风险视角分析中国对外投资的空間分布,认为暴力型地缘政治风险会显著抑制中国的 OFDI,而平和型地缘政治风险的影响不显著。孙宇和刘海滨(2020)指出,中国的 OFDI 存在空間正相关性,在空間上表现为集聚分布,且存在路径依赖特征;李书彦和谭晶荣(2020)研究发现,中国对欧盟的 OFDI 具有显著的空間相关性与空間溢出效应。第三类则侧重于研究中国 OFDI 的制约因素、投资动机与区位选择。王晖和仲鑫(2020)对中国 OFDI 的空間效应与影响因素进行了实证研究,发现 OFDI 空間效应显著且投资规模受资源禀赋和技术水平等多重因素的影响;杨连星等(2016)、刘永辉和赵晓晖(2021)、贾玉成和常焱(2021)分别从双边政策、投资便利化以及制度变迁等角度研究了中國 OFDI 的影响因素;侯文平和苏锦红(2018)、邵宇佳等(2020)、文余源和杨钰倩(2021)分别从投资动机与区位选择角度对中国 OFDI 进行深入研究并提出了针对性意见。

2.4 不确定性影响对外直接投资的文献综述

关于不确定性影响 OFDI 的研究主要分为三类。一类是经济政策不确定性(EPU)对投资的影响。李凤羽和杨墨竹(2015)实证发现,EPU 的上升会抑制企业的投资行为,企业的股权集中度在此中起调节作用;谢红军和蒋殿春(2017)研究发现,东道国经济政策不确定性的波动会正向影响母国 OFDI。东道国宏观政策调整了市场格局,中国的 OFDI 更容易以此为契机打入当地市场;杨栋旭等(2019)认为,EPU 会对企业的 OFDI 产生显著地正向影响,且对不同性质的企

业而言影响程度有所差异；耿伟和李亚楠（2020）从对外直接投资的结构特征出发，发现东道国政策不确定性会抑制中国 OFDI 的扩展边际，对 OFDI 集约边际的影响不确定。

一类是贸易政策不确定性（TPU）对 OFDI 的影响。TPU 影响投资的理论基础主要包括不确定性和进入市场成本两方面，Dixit（1989）和 Roberts & Tybout（1997）的研究证实了进入成本的存在。实证方面，Handley & Limao（2015）以葡萄牙加入欧共体事件为研究对象，发现 TPU 的上升会同时减少企业投资与海外市场开拓；孙林和周科选（2020）认为中国—东盟自贸区的建立降低了区域贸易政策不确定性，促进了中国企业对东盟的投资；而沈洲（2020）、崔致远（2021）的研究结论相反，即贸易政策不确定性与对外直接投资之间具有正相关关系。

一类是贸易不确定性对 OFDI 的影响，这一类研究相对缺乏。传统的 FDI 理论如“就近集中权衡”理论、“关税跳跃”理论认为，贸易成本能够促进对外直接投资。Brainard（1993）指出，贸易成本的上升会导致 OFDI 对出口的替代；张战仁和方文君（2015）以浙江省新晋对外投资企业的首次投资为实证样本，通过二值选择模型发现，贸易成本对 OFDI 具有促进作用；闫付美和张宏（2017）以生产性服务企业为研究对象，发现与东道国的地理距离是企业从事投资活动时所关注的主要因素。

2.5 文献述评

不确定性与对外直接投资关系的研究主要集中在经济政策不确定性与贸易政策不确定性对 OFDI 的影响两个方面，较少涉及贸易不确定性对 OFDI 影响的研究。

关于 EPU 对 OFDI 影响的结论主要包括两个方向：经济政策不确定性上升既可能促进 OFDI，亦可能抑制 OFDI。研究结论的不同主要是由于研究视角以及研究对象的差异所造成。关于 TPU 对 OFDI 影响的研究主要集中在两个时段，一是中国刚加入 WTO 后，美国给予的永久正常贸易关系待遇地位极大降低了企业面临的贸易政策不确定性；另一时段则是中美贸易摩擦后，由于关税的上升而增加了中美之间贸易政策的不确定性。关于贸易不确定性对 OFDI 影响的研究则略微显得缺乏。虽然相关研究早已有所涉及，但并未引起足够多的重视，且关于

贸易不确定性与 OFDI 之间关系的研究主要集中在实证层面，数理层面的研究还有待进一步拓展。

希望本文的相关研究能够起到抛砖引玉之作用。

3 中国对外直接投资分析

3.1 中国对外直接投资总体规模

2020年是新中国历史上极不平凡的一年，以习近平同志为核心的党中央统揽全局，及时作出统筹疫情防控和经济社会发展的重大决策，中国成为全球主要经济体中唯一实现经济正增长的国家。2020年中国对外直接投资流量达1537.1亿美元，位居全球第一。

根据《2020年中国对外直接投资统计公报》，2020年中国对外直接投资净额同比增长12.3%，为1537.1亿美元。其中：新增股权投资630.3亿美元，占41%；当期收益再投资716.4亿美元，占46.6%；债务工具投资190.4亿美元，占12.4%。截至2020年底，对外直接投资累计净额25806.6亿美元，其中，股权投资14777.3亿美元，占57.3%；收益再投资7860.4亿美元，占30.4%；债务工具投资3168.9亿美元，占12.3%。

3.2 中国对外直接投资流量与存量分析

3.2.1 中国对外直接投资流量

（1）投资流量位居全球第一

根据《2021世界投资报告》，2020年全球OFDI流量为0.74万亿美元，年末存量39.25万亿美元。其中，中国OFDI占当年全球流量与存量的20.2%和6.6%，分别位列全球第一位、第三位。

（2）投资净额稳步增长

2020年，中国对外货币金融服务类直接投资121亿美元，占61.5%；中国对外非金融类投资流量1340.5亿美元，同比增长14.6%；境外投资带动出口1737亿美元，同比增长48.8%，占中国货物出口总值的6.7%。



图 3.1 2002-2020 年中国 OFDI 流量全球排名

数据来源：历年《中国对外直接投资统计公报》

(3) 对外投资结构持续优化

2020 年中国对外投资并购数量增加，规模减少。全年共实施对外投资并购项目 513 起（较上年增加 46 起），涵盖 61 个国家（地区），交易总额 282 亿美元，同比下降 17.7%。其中，直接投资 164.8 亿美元，占并购总额的 58.4%，占当年中国 OFDI 总额的 10.7%。

3.2.2 中国对外直接投资存量

(1) 在全球的位置和比重

2020 年末，中国 OFDI 存量达 2.58 万亿美元，同比增加 0.38 万亿美元，位列全球第三，仅次于美国与荷兰，中国在全球外国直接投资中的影响力日益扩大。从规模上看，中国 OFDI 存量仅相当于美国的 32%，差距较大。2020 年中国 FDI 与 OFDI 基本持平，“引进来”与“走出去”协调发展。

(2) 中国对外直接投资者的构成

2020 年末，中国共有对外投资者 2.8 万家。其中有限责任公司是中国对外投资占比最大的群体，达 34.3%；私营企业占 29.9%，位列次席；股份有限公司、外商投资企业、国有企业、港/澳/台商投资企业分别占 12.8%、占 5.5%、5.3%以及 3.9%；联营企业占比最低，仅为 0.2%；其他占 8.1%。

3.2.3 中国对外直接投资空间分布特征

2020 年末，中国 OFDI 主要分布在全球 189 个国家（地区），其中在亚洲的投资存量为 1.65 万亿美元，占 63.7%；拉丁美洲 0.63 万亿美元，占 24.4%；欧洲 0.12 万亿美元，占 4.7%；北美洲、非洲、大洋洲分别为 0.10 万亿美元、0.04 亿美元、0.04 万亿美元，占 3.9%、1.7%以及 1.6%。

2020 年末，中国在发展中经济体的投资存量为 2.30 万亿美元，占 89.15%。其中，中国香港 1.44 万亿美元，占发展中经济体的 62.61%；东盟 0.13 万亿美元，占 5.65%。

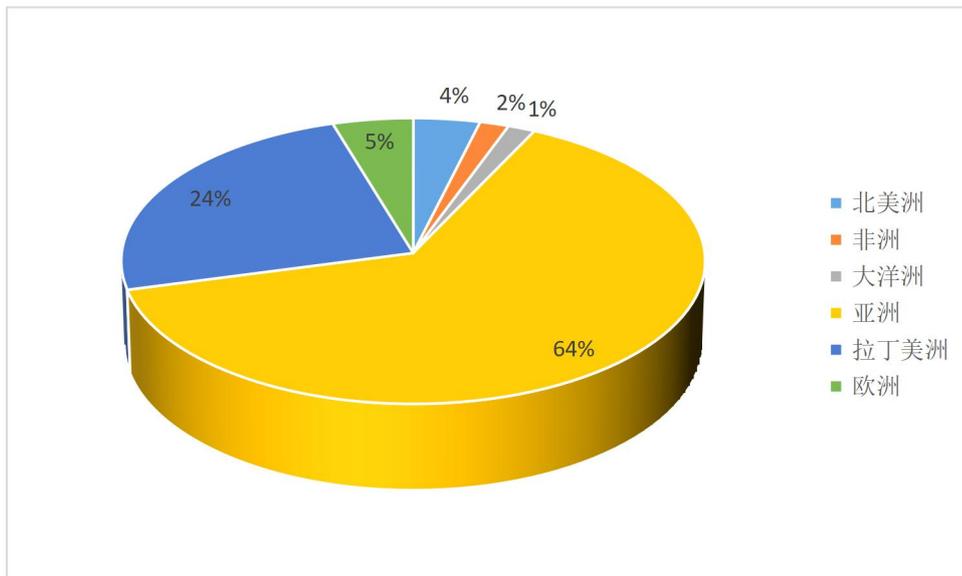


图 3.2 2020 年中国 OFDI 存量地区分布

数据来源：《2020 年中国对外直接投资统计公报》

3.3 中国对外直接投资企业构成

2020 年末，中国投资者在境外共设立投资企业 4 万家，遍布全球 80%以上的国家（地区），亚洲、欧洲、非洲、北美洲、拉丁美洲的境外企业覆盖率分别为 95%、87%、86%、75%以及 65%；大洋洲最低，为 58%。从行业分布看，中国境外企业主要分布在批发和零售业、制造业、商务服务业，数量总计超过 2 万家，占境外企业总数的 59.9%。

3.4 中国对“一带一路”沿线国家对外直接投资分析

3.4.1 对外直接投资流量与存量

2020 年末，投资者在“一带一路”沿线共设立境外企业超 1.1 万家，对外直接投资流量突破 225 亿美元，同比增长 20.6%；存量为 2007.9 亿美元，占中国 OFDI 存量的 7.8%。从行业构成看，中国 OFDI 流量主要流向制造业、建筑业、电力生产以及供应业，分别占总流量的 34.1%、16.7%、11%，金融业占比最低，达 3.5%。从国别构成看，中国 OFDI 主要流向新加坡、俄罗斯联邦、泰国、越南、柬埔寨、巴基斯坦等国家。2013—2020 年，中国对沿线国家累计直接投资 1398.5 亿美元。

3.4.2 双边经贸合作

2020 年，中国对“一带一路”沿线各国进出口总额实现 9.37 万亿美元，占全年中国货物进出口总额的 56.7%，贸易与投资前景广阔。承包工程方面，中国企业在“一带一路”沿线新签项目合同 5611 份，合同额达 1414.6 亿美元，占同期中国总合同额的 55.4%。深化合作方面，截止 2020 年，中国共与 171 个国家和国际组织签署了相关合作文件，夯实了世界经济长期稳定发展的基础。

2021 年 12 月，连接云南昆明和老挝万象的中老铁路全线通车运营。中老铁路是共建“一带一路”的标志性项目，是“一带一路”倡议不断走深走实的结果，它不仅夯实了中老命运共同体，而且为中国与东盟国家间往来搭建了更为便捷的国际大通道。

3.5 本章小结

近年来国际经贸环境充满不确定性，但即便如此，以习近平同志为核心的党中央统揽全局，统筹推进疫情防控和经济社会发展，中国成为全球主要经济体中唯一实现经济正增长的国家。

2020 年，中国 OFDI 流量与存量分别位居全球第一和第三，彰显了中国共产党卓越的领导能力。2020 年，中国对“一带一路”沿线国家的对外直接投资稳

中有升，在沿线各国共设立境外企业 1.1 万家，涉及国民经济 18 个行业大类。中巴经济走廊的顺利推进、中老铁路的全线运营、中印雅万高铁的正式启动，无一不是“一带一路”倡议结出的硕果，极大地促进了双边与多边经贸合作，促进了中国与沿线国家贸易与投资的协调性发展。而《区域全面经济伙伴关系协定》（RCEP）的实施必将助推“一带一路”倡议向纵深发展。

4 理论模型与研究假说

本章将通过数学模型探讨东道国贸易不确定性与中国对外直接投资之间的关系。

传统国际贸易理论将贸易中的各类摩擦统称为“冰山成本”，既包括由地理距离等“自然阻力”造成的成本，也包括由制度约束、信息壁垒等“人为阻力”造成的成本（范鑫，2020）。Ling Feng et al.（2017）发现，不确定性减少会吸引新企业的进入，而新企业的进入会对投资产生影响。本章将基于 Melitz（2003）模型从企业规模视角与企业利润视角来研究东道国贸易不确定性对中国对外直接投资的影响。

4.1 基本设定

- （1）两个市场：国内与国外；
- （2） M ：国内企业总数（包括在国内生产与从事出口的）；
- （3） φ ：企业生产率， $\varphi \sim g(\varphi)$ ， $G(\varphi)$ 为 $g(\varphi)$ 的累计密度函数；
- （4）假设在完全竞争市场下，各企业对某一外生变量的变化会做出相同反应。

根据 Melitz（2003）模型，当生产率 φ 满足下列条件时，企业做出进入国内市场或国际市场的决定：

$$\left\{ \begin{array}{ll} \text{退出市场} & , \quad \varphi < \varphi^* \\ \text{进入国内市场} & , \quad \varphi^* < \varphi < \varphi_x^* \\ \text{进入国际市场} & , \quad \varphi > \varphi_x^* \end{array} \right.$$

其中， φ^* 为企业进入国内某行业的零利润生产率水平， φ_x^* 为出口企业的零利润生产率水平。则有：

- （1）在国内生产企业： $G(\varphi^*) * M$
- （2）从事出口企业： $[1 - G(\varphi_x^*)] * M$

4.2 理论模型

4.2.1 企业规模视角

当贸易不确定性上升时，贸易成本增加，出口贸易减少，出口规模下降，企业转向对外直接投资。为了验证这一逻辑关系是否成立，本文进行如下模型推导。

假设每个时期国外市场的消费者对产品的偏好都是由 CES 效用函数（常替代弹性函数）决定，即：

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q_{(\omega)}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (4.1)$$

其中 $\sigma > 1$ ， σ 为产品替代弹性且 σ 为常数。 ω 表示品种， Ω 是可用品种的集合。

在 CES 条件下，产品需求函数表达式为： $q_{(\omega)} = y * p_{(\omega)}^{-\sigma} * P^{\sigma-1}$ ，

其中， $p_{(\omega)}$ 为产品价格， $P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 为理想价格指数。

根据 Ling Feng et al. (2017) 的研究，贸易不确定性的变化会影响企业的进入或退出，而企业的进入或退出会对企业的对外投资规模产生影响。本研究借鉴 Handley and Limao (2014) 以及 Ling Feng et al. (2017) 的思路，研究贸易不确定性变化对企业规模的影响，并对其均衡条件的实现进行分析，以探讨贸易不确定性与 OFDI 间的关系。

根据 Ling Feng et al. (2017) 的研究，在 CES 效用函数下，企业可变利润现值可以表示为：

$$v_p(\tau_t, \varphi) = v(\tau_t, \varphi) + \rho[(1 - \lambda) * v_p(\tau_t, \varphi) + \lambda E_{\tau} v_p(\tau_{t+1}, \varphi)] \quad (4.2)$$

其中， ρ 为贴现率， λ 表示抵达率且为正数， τ 为出口企业面临的不确定性。

假设均衡条件下，市场上有 M 家企业，生产率 $\varphi \sim \mu(\varphi)$ ，其中 $\mu(\varphi)$ 为标准化后的概率密度函数，满足：

$$\mu(\varphi) = \begin{cases} \frac{g(\varphi)}{1-G(\varphi^*)} & , \text{ if } \varphi \geq \varphi^* \\ 0 & , \text{ if } \varphi < \varphi^* \end{cases} \quad (4.3)$$

平均生产率 $\bar{\varphi} = \left[\frac{1}{1-G(\varphi^*)} \int_{\varphi^*}^{\infty} \varphi^{\sigma-1} g(\varphi) d\varphi \right]^{\frac{1}{\sigma-1}}$ ，

则每个企业的收入 $r(\varphi)$ 可以表示为:

$$r(\varphi) = p(\varphi) * q(\varphi) = p(\varphi) * \frac{Y}{p^{1-\sigma}} p(\varphi)^{-\sigma} = \frac{Y}{p^{1-\sigma}} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} * \frac{\omega}{\varphi} \right)^{-\sigma} \quad (4.4)$$

$$R = M * r(\tilde{\varphi})$$

则企业利润现值为:

$$v_p(\tau_t, \varphi) = \frac{1}{M\sigma(1-\rho)\tilde{\varphi}^{\sigma-1}} RT_t \varphi^{\sigma-1} \quad (4.5)$$

其中, $T_t = \delta_a \tau_t^{-1} + \delta_E E_\tau(\tau^{-1})$ 。

根据“预期利润等于进入成本”条件 (FE), 企业平均利润为:

$$\bar{\pi}_p = \frac{f_e}{1-G(\varphi^*)} \quad (4.6)$$

f_e 为企业进入成本, $G(\varphi^*)$ 为 $g(\varphi^*)$ 的累计密度函数。

根据零利润条件 (ZCP), 企业平均利润为:

$$\bar{\pi}_p = \frac{M^\eta f_* \left[\left(\frac{\tilde{\varphi}}{\varphi^*} \right)^{\sigma-1} - 1 \right]}{1-\rho} \quad (4.7)$$

其中, η 为企业进入出口市场时拥挤外部性程度, f 为企业从事生产的固定成本 (不同于进入成本)。

由公式 (4.7) 可知, 当生产率为平均生产率 $\tilde{\varphi}$ 时, 企业可变利润现值为:

$$v_p(\tau_t, \tilde{\varphi}) = \frac{RT_t}{(1-\rho)M\sigma} \quad (4.8)$$

因此, 在“市场出清”条件下, 平均利润 $\bar{\pi}$ 可以表示为:

$$\bar{\pi} = v_p(\tau_t, \tilde{\varphi}) - \frac{M^\eta f}{1-\rho} = \frac{1}{1-\rho} \left(\frac{RT_t}{M\sigma} - M^\eta f \right) \quad (4.9)$$

公式 (4.9) 与公式 (4.11) 联立可得:

$$M = \left(\frac{R}{f_*\sigma} \right)^{\frac{1}{\eta+1}} * \left(\frac{\tilde{\varphi}}{\varphi^*} \right)^{\frac{1-\sigma}{\eta+1}} * T_t^{\frac{1}{\eta+1}} \quad (4.10)$$

因此, 从事出口企业:

$$M_X = [1 - G(\varphi_X^*)] * M = [1 - G(\varphi_X^*)] * \left(\frac{R}{f_*\sigma} \right)^{\frac{1}{\eta+1}} * \left(\frac{\tilde{\varphi}}{\varphi^*} \right)^{\frac{1-\sigma}{\eta+1}} * T_t^{\frac{1}{\eta+1}} \quad (4.11)$$

以贸易不确定性上升为例, 东道国贸易不确定性上升会增加中国贸易成本, 降低出口利润, “利润最大化”原则会促使企业减少出口, 转向对外直接投资, 从而出口企业规模下降。根据蒙代尔的投资替代贸易模型以及布雷纳德 (Brainard)

的“接近一集中”假说，出口企业数量（规模）减少（增加）会增加（减少）本国对外直接投资企业的投资规模。谭亮和万丽娟（2010），郝凯等（2015）、林志帆（2016）、杨连星等（2019）等学者的研究也证明了这一关系的成立。

4.2.2 企业利润视角

假设需求函数： $q_i = Ap_i^{-\sigma}$ （ A 为常数， $\sigma > 1$ 为需求弹性），产品价格为 p_i ， f 为固定成本， $\frac{w}{\varphi_i}$ 为可变成本（ w 为工资），根据利润最大化原则可得 $p_i = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{w}{\varphi_i}$ ，

为了便于讨论，假设“走出去”企业只从事出口与 OFDI，则有：

（1）出口企业利润

出口固定成本： f_x ，

冰山成本（iceberg cost）： τ （包括运输成本、寻租成本、风险成本等在内的贸易成本综合，衡量东道国贸易不确定性）

则出口时可变成本： $\frac{w}{\varphi_i} \tau$

$$\text{利润} \pi_x = A \cdot \frac{\sigma^{-\sigma}}{(\sigma-1)^{1-\sigma}} \cdot w^{1-\sigma} \varphi_i^{\sigma-1} \cdot \tau^{1-\sigma} - f_x \quad (4.12)$$

（2）对外直接投资企业利润

固定成本： f_I 其中（ $f_I > f_x$ ）

可变成本： $\frac{1}{\varphi_i} \cdot w^*$

$$\text{利润} \pi_I = A^* \cdot \frac{\sigma^{-\sigma}}{(\sigma-1)^{1-\sigma}} \cdot w^{*1-\sigma} \varphi_i^{\sigma-1} - f_I \quad (4.13)$$

π_I 与 π_x 间的关系可以由图 4.1 更直观地体现出来：

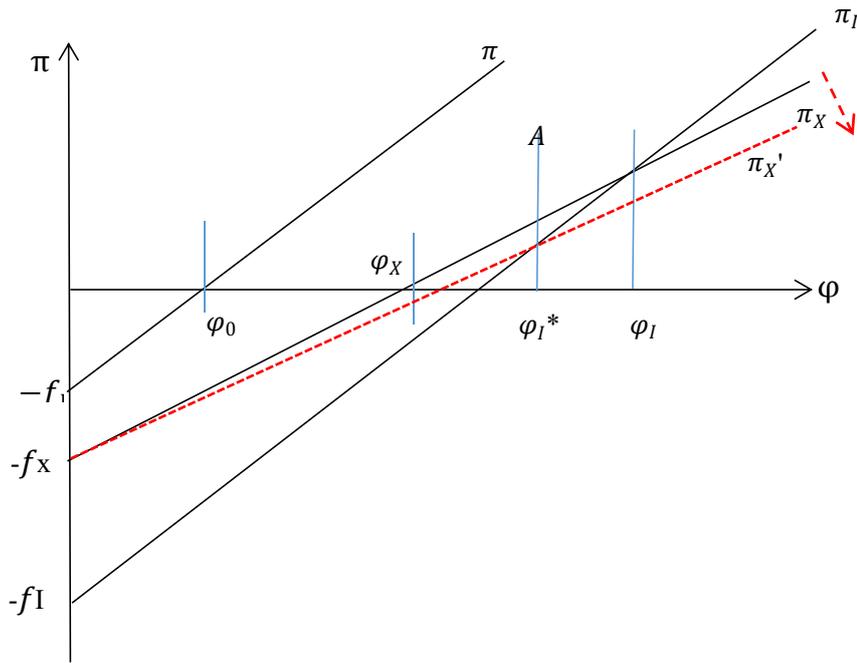


图 4.1 π_I 与 π_X 关系图

横轴为企业生产率 φ ，纵轴为企业利润 π ，由图 4.1 可得出如下结论：

- (1) $\varphi_i < \varphi_0$: 企业退出市场；
- (2) $\varphi_0 < \varphi_i < \varphi_X$: 企业只在国内市场进行销售；
- (3) $\varphi_i > \varphi_X$: 企业选择出口与国内销售同时进行；
- (4) $\varphi_i > \varphi_I$: 企业选择对外直接投资。

当贸易不确定性 (τ) 上升时， π_X 曲线的斜率下降（图 4.1 虚线）， π_X' 与 π_I 的交点左移至 A 点，在生产率不变条件下，出口利润下降，投资利润增大，“利润最大化”原则会驱使更多企业转向投资，减少出口。

在 τ 变化前，市场处于“帕累托最优”状态，出口企业与对外直接投资企业均实现了利润最大化。在 τ 发生变化那一刻，企业就开始考虑转变“走出去”方式。此时，市场通过“均衡—不均衡—均衡”过程，最终实现动态均衡。

4.3 研究假说

根据以上理论模型，提出如下假说：

假说一：当东道国贸易不确定性上升时，中国对外直接投资规模上升；东道国贸易不确定性下降时，中国对外直接投资规模下降。

假说二：东道国贸易不确定性会通过中国出口规模影响中国对外直接投资。

当东道国贸易不确定性发生变化时，由理论分析可知，必然会对东道国的出口规模与进口规模产生影响，进一步对出口价格与进口价格产生影响，从而改善或恶化东道国的贸易条件。而当贸易条件改善（恶化）时，一单位出口商品能够换回更多（更少）单位的进口商品，故而东道国贸易条件变化会对中国出口企业的行为选择产生影响。中国企业在综合考量东道国进口需求与东道国贸易不确定性后做出投资与出口的最优选择。

根据上述分析，提出假说三：

假说三：东道国贸易不确定性对中国对外直接投资的影响程度受到东道国贸易条件变化的影响。

4.4 本章小结

本章基于 Melitz 模型探讨了东道国贸易不确定性变化对中国对外直接投资的影响。结果表明，随着东道国贸易不确定性的上升，中国出口企业贸易成本增加，企业规模减少，出口利润下降，从而激励企业开展对外直接投资，规避贸易风险。

但仅仅是理论层面的分析并不能够确保结论的正确性，必须要做到理论与实证检验相一致，因此文章将在后续研究中对相关假设进行实证检验。根据研究对象及研究目的，在检验过程中将采用中国的 OFDI 数据以及东道国的贸易不确定性指数进行研究。

5 空间自相关检验

对于“走出去”企业来说,准确把握中国对外投资的空间分布特征,选择合适的东道国进行投资,是最大化资本利用率的有效途径。为了探讨中国对“一带一路”沿线各国 OFDI 的空间分布特征,本章对沿线各国的中国 OFDI 进行空间相关性分析。

判断某一现象空间分布特征最常用的方法是空间自相关检验,大多是构造全局莫兰指数 (*Moran's I*) 作为指标进行判断。由全局莫兰指数判断中国对一带一路沿线各国 OFDI 的整体空间分布特征;由局部莫兰指数来分析局部是如何对整体产生影响。莫兰指数取值范围为[-1, 1],大于零表示正相关,小于零表示负相关,等于零表示不相关。此外, *Geary* 系数也是衡量空间相关性的指标, *Geary* 系数取值范围在[0, 2]之间,大于 1 表示负相关,小于 1 表示正相关,等于 1 表示不相关。本文将同时计算莫兰指数与 *Geary* 系数来判断中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的空间相关性。

5.1 检验方法及空间权重矩阵设定

$$\begin{aligned}
 \text{Moran's } I &= \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (5.1)
 \end{aligned}$$

公式 (5.1) 中, n 是研究区域范围内的地理单元总数; X_i 和 X_j 分别是成员国 i 和成员国 j 的 OFDI 存量值; $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 是各成员国 OFDI 存量的平均值; $s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 是 OFDI 存量的方差; W_{ij} 是经济距离空间权重矩阵,空间权重矩阵由 2003-2019 年人均 GDP 的均值求得。

5.2 全局莫兰指数

空间相关性检验是决定是否采用空间计量模型的关键步骤，本节采用全局 *Moran's I* 与 *Geary* 系数检验中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 是否存在全局空间相关性。鉴于数据的可得性，利用 2003—2019 年中国对“一带一路”沿线六十个国家 OFDI 的存量数据，借助 Stata 软件求得历年全局 *Moran's I* 与 *Geary* 系数，结果如表 5.1、图 5.1 所示：

表 5.1 全局莫兰指数结果

年份	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年
<i>Moran's I</i>	0.148** (2.130)	0.170*** (2.428)	0.131** (1.911)	0.098* (1.485)	0.124** (1.829)	0.177*** (2.516)
<i>Geary's C</i>	0.818** (-2.225)	0.801*** (-2.429)	0.818** (-2.229)	0.847** (-1.872)	0.828** (-2.103)	0.783*** (-2.621)
年份	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年
<i>Moran's I</i>	0.189*** (2.675)	0.143** (2.086)	0.133** (1.952)	0.140** (2.046)	0.138** (2.028)	0.152** (2.219)
<i>Geary's C</i>	0.773*** (-2.721)	0.823** (-2.111)	0.839** (-1.905)	0.840** (-1.871)	0.845** (-1.796)	0.836** (-1.895)
年份	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	
<i>Moran's I</i>	0.161*** (2.333)	0.182*** (2.615)	0.190*** (2.724)	0.174*** (2.540)	0.171*** (2.506)	
<i>Geary's C</i>	0.819** (-2.091)	0.811** (-2.164)	0.811** (-2.140)	0.807** (-2.107)	0.809** (-2.083)	

（注：圆括号内表示 $z(t)$ 值，***表示在 1%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，*表示在 10%水平上显著）

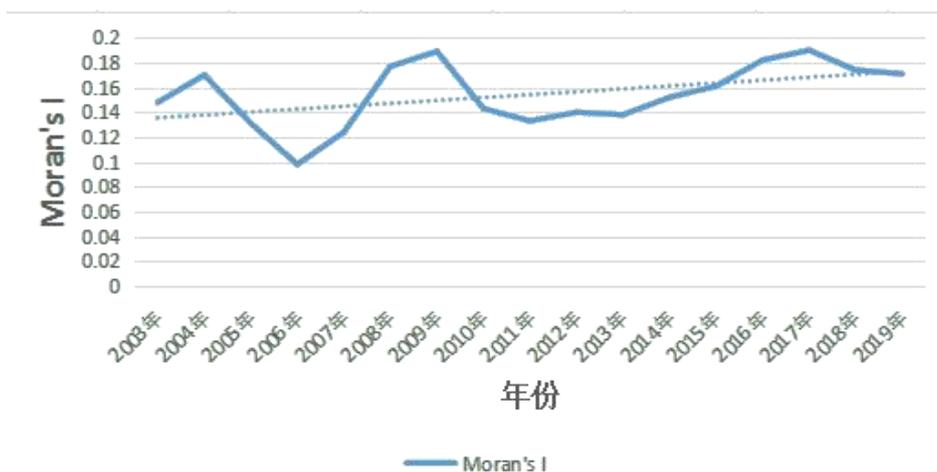


图 5.1 全局莫兰指数趋势图

由表 5.1 与图 5.1 可知, 无论是莫兰指数还是 *Geary* 系数, 历年结果均至少在 10%水平上显著为正, 其中 *Geary* 系数均在 5%水平上显著。由图可知, 从 2007 年开始, 全局莫兰指数呈现整体上升趋势, 说明随着年份的增加, 空间正相关性越来越明显, 并且趋势日益增强, 而非随机分布。由于本文采取的矩阵是经济距离空间权重矩阵, 全局莫兰指数为正, 说明总体来看, 中国对“一带一路”沿线国家的对外直接投资在经济维度上具有显著的空间正相关性, 经济上具有相似属性的地区聚集在一起, 即属性值越大(小)越容易聚集在一起, 空间差异性较小。

5.3 局部莫兰指数

本文在中国 OFDI 存在空间相关基础上, 计算局部莫兰指数, 分析中国对“一带一路”沿线各个国家 OFDI 的具体分布特征。鉴于个体数量较多, 不便一一列示, 且全局莫兰指数显著为正, 故本文借鉴曹植和谷承锦(2021)的研究思路, 将“一带一路”沿线六十个国家分成东盟、东亚、独联体、南亚、西亚、中东欧以及中亚七大地理区域, 每一个区域内各国家间中国的直接投资可以近似认为规模相近、体量相当、分布相似。考虑到不同区域内国家数量不同, 其 OFDI 存量之和也会因国家数量的差异而产生较大影响, 故为了便于比较分析, 将各区域 OFDI 存量之和除以各区域内的国家数量作为该区域的 OFDI 存量, 为了数据平稳性, 对 OFDI 作对数化处理, 局部莫兰指数由 Stata 计算得出, 结果如表 5.2 所示:

表 5.2 OFDI 的局部莫兰指数

	东盟	东亚	独联体	南亚	西亚	中东欧	中亚
2003 年	-0.461 (-0.528)	0.045 (0.486)	-0.036 (0.666)	-0.295 (-0.416)	-0.815* (-1.492)	-0.908* (-1.565)	-0.426 (-0.437)
2004 年	-0.022 (0.254)	0.412* (1.312)	-0.005 (0.912)	-0.550 (-1.264)	-0.400 (-0.533)	-0.595 (-0.891)	-0.435 (-0.443)
2005 年	0.355 (1.058)	0.418* (1.417)	-0.035 (0.471)	-0.223 (-0.167)	-0.099 (0.164)	-0.528 (-0.828)	0.218 (0.742)
2006 年	0.291 (0.816)	0.358 (1.199)	-0.061 (0.553)	-0.726** (-1.818)	0.073 (0.552)	-0.195 (-0.060)	0.069 (0.395)
2007 年	0.373 (1.002)	0.562** (1.696)	-0.062 (0.466)	0.011 (0.562)	0.630** (1.864)	0.481* (1.399)	0.119 (0.500)

续表 1

2008 年	0.539* (1.312)	0.636** (1.871)	-0.029 (0.609)	-0.022 (0.455)	0.654** (1.921)	0.504* (1.451)	0.399 (0.991)
2009 年	0.534* (1.311)	0.652** (1.913)	-0.017 (0.650)	-0.092 (0.235)	0.549** (1.681)	0.369 (1.163)	0.342 (0.898)
2010 年	0.564* (1.355)	0.693** (2.001)	-0.001 (0.740)	-0.158 (0.027)	0.481* (1.515)	0.306 (1.021)	0.323 (0.856)
2011 年	0.566* (1.371)	0.675** (1.967)	0.001 (0.722)	-0.150 (0.053)	0.431* (1.404)	0.234 (0.870)	0.335 (0.887)
2012 年	0.702* (1.598)	0.713** (2.039)	0.006 (0.789)	-0.254 (-0.276)	0.448* (1.433)	0.270 (0.937)	0.562 (1.264)
2013 年	0.610* (1.469)	0.630** (1.872)	-0.015 (0.635)	-0.180 (-0.040)	0.437* (1.424)	0.206 (0.816)	0.465 (1.129)
2014 年	0.576* (1.428)	0.603** (1.822)	-0.011 (0.625)	-0.092 (0.231)	0.422* (1.400)	0.181 (0.768)	0.413 (1.056)
2015 年	0.335 (0.974)	0.491* (1.565)	-0.054 (0.439)	-0.091 (0.231)	0.336 (1.202)	0.042 (0.464)	0.109 (0.507)
2016 年	0.355 (1.044)	0.460* (1.511)	-0.027 (0.511)	-0.100 (0.201)	0.146 (0.755)	-0.198 (-0.070)	0.166 (0.633)
2017 年	0.400 (1.152)	0.403* (1.383)	-0.021 (0.521)	-0.043 (0.368)	0.160 (0.796)	-0.179 (-0.028)	0.268 (0.841)
2018 年	0.488* (1.312)	0.364* (1.279)	-0.014 (0.557)	-0.116 (0.152)	0.137 (0.736)	-0.190 (-0.052)	0.408 (1.095)
2019 年	0.481* (1.283)	0.382* (1.317)	-0.005 (0.604)	-0.133 (0.103)	0.131 (0.717)	-0.167 (-0.001)	0.388 (1.045)

(注：圆括号内表示 $z(t)$ 值，***表示在 1%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，*表示在 10%水平上显著)

表 5.2 比较了“一带一路”沿线不同区域中国 OFDI 的空间相关性。OFDI 的莫兰指数为正，表示区域的高（低）值被周围的高（低）值所包围，指数为负则表示区域的高（低）值被低（高）值所包围。

首先，从总体趋势上看，局部莫兰指数一个显著地特点就是，以 2007 为分界线，2007 年之前局部莫兰指数以负值居多，2007 年之后局部莫兰指数以正值居多，表明中国对外直接投资经历了从“低高（高低）集聚”到“高高（低低）集聚”的转变，这与全局莫兰指数自 2007 年开始整体呈上升趋势的结论相一致。分析之后认为，这可能是受到当时的经济环境、政治环境以及双边贸易、国际贸易环境的影响。

分具体区域来看，中国对东盟的 OFDI 在经济维度上具有显著的空间正相关

性,这意味着该区域的空间相关性随着国家之间经济水平的上升而增加。空间范围来看,中国对东盟及东亚的 OFDI 存量与其周边其它地区呈现“高-高”分布,即高 OFDI 存量的东盟周边是高 OFDI 存量的独联体、东亚等,且随着空间分布位置的离散,相关性变得越来越不显著,这一分布特征的形成与中国-东盟自贸区的建立和完善密切相关;中国对东亚区域的 OFDI 存量与东盟有着相似的空间分布特征。

中国的 OFDI 在西亚同样具有较大波动性,而且这种波动有一定的规律:2015 年之前,除却 2003 年-2005 年外,莫兰指数均为正值(低低集聚)且 2014 年前基本上在 1%水平上显著,说明 2014 年以前中国的对外直接投资在西亚具有显著的空间正相关性,距离越近,相关性越显著;而 2014 年之后西亚的局部莫兰指数虽为正值但都不显著。查阅相关发展报告得知,西亚地区部分国家经贸环境不稳定是影响中国 OFDI 空间分布的主要因素。国家在经贸环境不稳定、安全威胁、政府效率、基础设施、劳工素质等方面的问题降低了投资者的安全感,资本转而流向更为安全、更加可期的其他国家(地区)。

5.4 莫兰散点图

全局莫兰指数验证是否存在空间相关性;局部莫兰指数可知个体具体的空间分布特征。根据检验结果,全局莫兰值整体呈上升趋势,说明空间差异越来越小。

为了更直观地展示中国对“一带一路”沿线各国对外直接投资的空间分布特征,本文选取 2003 年、2006 年、2014 年、2018 年共四年中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 存量数据,通过 Stata 软件绘制莫兰散点图,如图 5.2—5.5 所示:

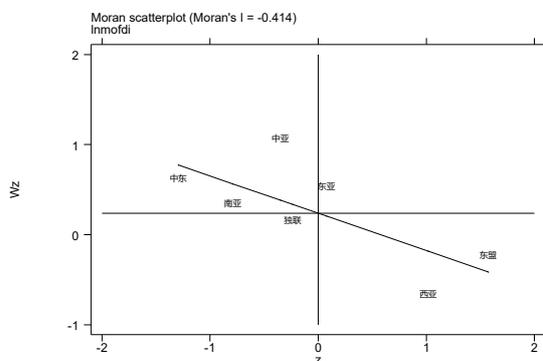


图 5.2 2003 年 OFDI 莫兰散点图

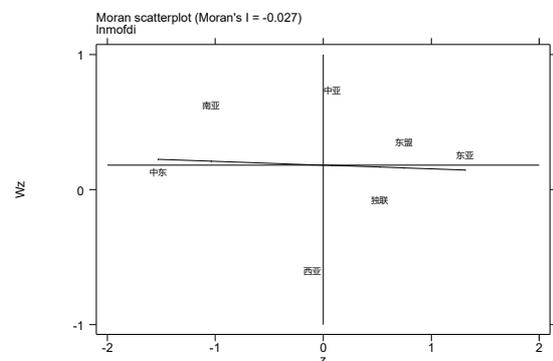


图 5.3 2006 年 OFDI 莫兰散点图

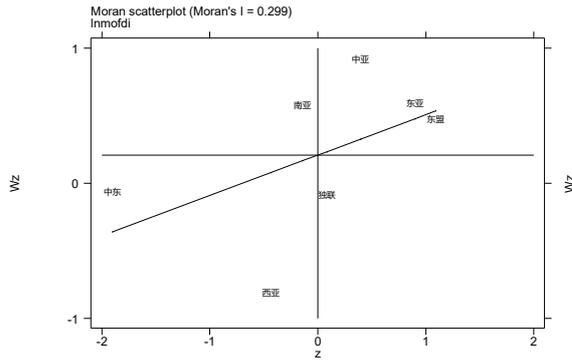


图 5.4 2014 年 OFDI 莫兰散点图

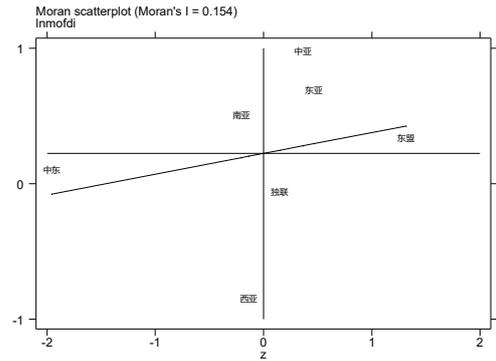


图 5.5 2018 年 OFDI 莫兰散点图

由四年的莫兰散点图可直观看出，局部莫兰散点图中直线斜率由负转正，即中国 OFDI 的空间分布由以“高低（低高）”分布为主逐步转向以“高高（低低）”分布为主，这一分布特征的转变很大程度上受到“一带一路”倡议以及中国“走出去”战略的影响。

5.5 本章小结

本章主要探讨中国对“一带一路”沿线各国 OFDI 的空间分布特征。对于“走出去”企业来说，准确把握中国对外投资的分布特征，选择合适的东道国进行投资，是最大化资本利用率的有效途径。全局莫兰指数说明随着年份的增加，中国 OFDI 的空间正相关性越来越明显，并且趋势日益增强，空间差异性较小。为了分析中国对“一带一路”沿线各国 OFDI 的具体分布特征，文章将“一带一路”沿线国家分成七大地理区域后计算局部莫兰指数、绘制莫兰散点图，并对结果进行了分析。

6 计量模型设定与模型适用性检验

6.1 模型设定及变量选取

6.1.1 模型设定

基于“新经济地理学”理论，经济变量不仅受自身因素的影响，而且受相邻区域变量在同一空间维度上变化的影响。由于中国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 不仅受到东道国诸多因素的影响，还受到其周边国家相关因素的影响，故本文拟采用空间杜宾模型探讨中国对沿线国家 OFDI 的影响因素。

基于前文的相关分析，将基本计量模型设定为如下形式：

$$Y_{it} = X\alpha + WX\delta + \bar{X}\beta + \varepsilon_{it} \quad (6.1)$$

公式 (6.1) 中， W 为经济距离权重矩阵， $WX\delta$ 表示来自邻居自变量的影响，而 δ 为相应的系数向量， X 为核心变量集合， \bar{X} 为控制变量集合， ε_{it} 表示随机扰动项。

6.1.2 变量选取与数据说明

6.1.2.1 被解释变量

本文研究的被解释变量为中国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 存量，统计分为年度流量数据和截至年末的历年存量数据。之所以选择存量数据，一方面考虑到与东道国经济发生联系的不仅仅是当年增量 OFDI，还有历年的存量 OFDI；同时考虑到中国对沿线国家的流量数据不稳定，特别是近年来各国的贸易政策、贸易摩擦与国际政治经济环境，会使 OFDI 流量产生较大波动，影响计量的效果，而存量数据相对比较稳定。

6.1.2.2 核心解释变量

本文核心解释变量为贸易不确定性，衡量了“一带一路”沿线国家每年由于贸易成本变化带来的贸易波动。

（1）指标体系构建

关于贸易不确定性的测算，本文借鉴 Armstrong（2007）、范鑫（2020）的思路，构建如下基本模型：

$$\ln exp_{it} = \ln exp_{it}^* - u_{it} \quad (6.2)$$

其中， exp_{it}^* 表示 t 年双边贸易潜力； exp_{it} 为 t 年双边实际贸易额； u_{it} 为贸易无效率项，衡量由于贸易成本而产生的贸易效率损失。

运用传统的引力模型来衡量贸易潜力，即：

$$\ln exp_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln POP_{it} + \beta_3 \ln Dist_{ie} + \beta_4 \ln Comlang_{ie} + v_{it} \quad (6.3)$$

其中， GDP_{it} 用以衡量 t 年贸易进口国经济规模； POP_{it} 为进口国在 t 年的人口数，衡量市场规模； $Dist$ 为双边地理距离，衡量运输成本； $Comlang$ 为中国与进口国是否拥有共同语言。

（2）贸易不确定性测算

关于贸易不确定性的测算，考虑到贸易双方每年贸易环境以及自然环境的不确定性，借鉴移动平均模型（MA）的思想，将动态思想纳入贸易不确定性的测算过程中，且考虑到中国于 2001 年加入世界贸易组织，故本文利用 2001-2020 年的数据，回归后计算每个国家每一年的 u_{it} ，并根据 u_{it} 计算方差 σ_{it}^2 用以衡量东道国的贸易不确定性，最终选取 2003-2019 年的贸易不确定性指数进行本文的实证分析。

6.1.2.3 控制变量

控制变量选取包含社会、自然、经济、市场因素四个维度，在参考相关研究后选取如下控制变量：

经济自由度（*EFI*）。经济制度的好坏决定了在东道国经营活动的难易程度。东道国开放程度是出口企业与投资企业关注的重要方面，而良好的营商环境更容易受到外资的青睐。

相对市场规模（*RGDP*）。以东道国 GDP 与中国 GDP 之比表示东道国的相对市场规模，市场规模的扩大会对本国的外商投资与进出口产生影响。相对市场规模计算公式为： $RGDP_{hm} = \frac{GDP_h}{GDP_m}$ ，其中 GDP_h 表示东道国国内生产总值， GDP_m 表示中国国内生产总值。

东道国市场潜力 ($GGDP$)。企业选址通常会考虑尽可能接近消费市场以节约运输成本, 获取最大利润。市场潜力是考虑了运输成本、制度壁垒以及文化差异等因素后的企业面对的目标市场规模的体现, 综合反映了市场需求 (王博君, 2019)。本文关于“一带一路”沿线各国的市场潜力用各国 GDP 增长率来表示。

劳动力人口 (LAB)。一国劳动力人口增加意味着劳动力供给的增加, 根据供求关系, 在劳动力需求不变的情况下, 国内劳动力要素价格降低, 企业的生产成本降低, 从而吸引更多外资前来投资设厂。

双边距离 ($DIST$)。贸易成本是企业从事出口或对外直接投资所考虑的主要因素。远距离运输除了需要考虑运输成本外, 还要考虑很多不确定性因素如天气、地壳运动等, 尤其是海上运输, 不确定性更大。选取中国与“一带一路”沿线各国首都间的地理距离作为双边距离, 考虑到运输成本是国际贸易的主要影响因素之一, 借鉴蒋殿春和张庆昌 (2011) 的方法, 用两国首都的空间地理距离和国际油价的乘积来衡量贸易成本。

6.1.3 描述性统计

表 6.1 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
$lnofdi$	8.543003	3.206885	0	15.47634
tu	0.0352393	0.0451655	0.0000342	0.4095542
$lntot$	4.706575	0.2861005	3.834629	5.553453
$lnlab$	6.135769	1.599153	2.402802	10.80824
$lnefi$	3.919035	0.8360357	0	4.493121
$lnodist$	12.75889	0.536993	10.42862	13.66656
$rgdp$	0.0270727	0.0497665	0.000171	0.3438029
$ggdp$	4.664724	5.015202	-33.10084	54.15778
$lnexport$	14.27828	1.897077	9.49552	17.7844

6.1.4 数据来源

具体指标说明如表 3 所示:

表 6.2 变量说明与数据来源

变量名称	变量说明	数据来源
<i>ofdi</i>	对外直接投资	历年《中国对外直接投资统计公报》
<i>tu</i>	贸易不确定性	指标体系构建
<i>tot</i>	贸易条件	世界银行 WDI 数据库
<i>lab</i>	劳动力资本	世界银行 WDI 数据库
<i>efi</i>	经济自由度指数	《华尔街日报》和美国传统基金会
<i>odist</i>	贸易成本	CEPII - Gravity 数据库
<i>rgdp</i>	相对市场规模	世界银行 WDI 数据库
<i>ggdp</i>	市场潜力	世界银行 WDI 数据库
<i>export</i>	出口额	世界银行 WDI 数据库

6.2 模型适用性检验

前文全局莫兰指数结果表明，中国对“一带一路”沿线国家的对外直接投资存在显著地空间正相关。因此在存在空间相关的基础上，根据“新经济地理学”，本文拟采用空间杜宾模型进行实证分析。在确定选用空间杜宾模型前，需要对模型适用性进行检验，主要包括 LM 检验、Hausman 检验、LR 检验、Wald 检验以及联合显著性检验，各检验均通过 Stata 软件实现。

6.2.1 LM 检验

(1) 空间滞后模型 (SLM)。空间滞后模型主要测度某一变量在各空间单元的扩散情况。通过构建中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的空间滞后模型来反映中国 OFDI 的空间溢出效应，模型公式为：

$$\ln ofdi_{ht} = \beta_0 + \beta_1 \ln tu_{ht} + \beta_2 \ln efi_{ht} + \beta_3 \ln odist_{hm} + \beta_4 \ln lab_{ht} + \beta_5 rgdp_{hm} + \beta_6 ggdp_{ht} + \lambda W \ln ofdi_{ht} + \mu_h + \theta_t - \varepsilon_{ht} \quad (6.4)$$

式 (6.4) 中，下标 h 表示东道国， m 表示中国， $\ln ofdi$ 为被解释变量， $\ln tu$ 为核心解释变量， $\ln efi$ 、 $\ln odist$ 、 $\ln lab$ 、 $rgdp$ 、 $ggdp$ 分别表示控制变量， λ 表示

空间自回归系数，表示被观测国周边国家的 OFDI 对该国 OFDI 的影响方向和程度；W 表示经济距离空间权重矩阵； θ_t 为空间固定效应， μ_h 为时间固定效应， β 为待估参数， β_0 为截距项， ε_{ht} 为随机扰动项。

(2) 空间误差模型 (SEM)。当空间扰动项和空间总体相关时，某一空间的扰动项会随空间效应影响到其他空间，其模型公式为：

$$\begin{aligned} \ln\text{ofdi}_{ht} &= \gamma_0 + \gamma_1 \ln\text{tu}_{ht} + \gamma_2 \ln\text{efi}_{ht} + \gamma_3 \ln\text{odist}_{hm} + \gamma_4 \ln\text{lab}_{ht} + \gamma_5 \text{rgdp}_{hm} + \gamma_6 \text{ggdp}_{ht} \\ &\quad + \eta_h + \theta_t + \mu_{ht} \\ \mu_{ht} &= \rho W \mu_{ht} + \varepsilon_{ht} \end{aligned} \quad (6.5)$$

式 (6.5) 中， ρ 为空间误差系数，表示某国 OFDI 的规模受到其临近国家 OFDI 的误差冲击的方向和程度； μ_{ht} 为正态分布的随机误差向量。其它变量含义与 (6.4) 式相同。

通常用 LM 检验来判定空间滞后模型 (SLM) 与空间误差模型 (SEM) 哪一种更合适，或者二者皆不合适。当接受原假设时，表明不适合选择空间计量模型进行实证分析；拒绝原假设表明适合选择空间计量模型进行实证分析。LM 检验结果如表 6.3 所示：

表 6.3 LM 检验结果

	空间滞后模型 (SLM)		空间误差模型 (SEM)	
	LM-lag	Robust LM	LM-error	Robust LM
统计量值	213.371	135.914	105.436	27.979
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000

表 6.3 检验结果显示，两个模型均在 1% 水平上显著，说明本文适合选用空间计量模型进行实证分析。

6.2.2 Hausman 检验

为了进一步分析个体效应对解释变量的影响，判断选用固定效应还是随机效应，需对模型进行豪斯曼检验。为了确保检验结果的稳健性，采用稳健的 Hausman 检验以及基于 Bootstrap 的 Hausman 检验，检验结果如表 6.4 所示：

表 6.4 Hausman 检验结果

	稳健的 Hausman 检验	基于 bootstrap 的 Hausman 检验
chi2	183.74	11.08
P 值	0.0000	0.0861

由表 6.4 的 Hausman 检验结果可知，采用两种方法的 Hausman 检验结果强烈拒绝原假设（H0：两种方法得到的参数没有显著性差异），认为应该使用固定效应模型而非随机效应模型。

6.2.3 LR 检验

根据“新经济地理学”，在通过 LM 检验条件下，本文拟采用空间杜宾模型（SDM）进行实证分析。为了检验空间杜宾模型是否会退化为空间滞后模型（SLM）与空间误差模型（SEM），需进行 LR 检验，检验结果如表 6.5 所示：

表 6.5 LR 检验结果

	SDM-SLM	SDM-SEM
LR-chi2	95.02	239.70
P 值	0.0000	0.0000

6.2.4 Wald 检验

在检验空间杜宾模型是否会退化成空间滞后模型（SLM）与空间误差模型（SEM）时，除了进行 LR 检验，还需进行 Wald 检验，结果如表 6.6 所示：

表 6.6 Wald 检验结果

	SDM-SLM	SDM-SEM
chi2	2.0e+07	275.37
P 值	0.0000	0.0000

表 6.5 与表 6.6 之 LR 检验与 Wald 检验结果均在 1%水平上显著，表明空间杜宾模型不会退化为空间滞后模型与空间误差模型，适合选用空间杜宾模型进行实证分析。

6.2.5 联合显著性检验

基于前述各项检验,本文确定选用带固定效应的空间杜宾模型进行实证分析。此外,还需要确认选择个体固定效应、时间固定效应还是双向固定效应,故需进行联合显著性检验,检验结果如表 6.7 所示:

表 6.7 联合显著性检验结果

	ind	time	both
R ²	0.7379	0.0894	0.1446

表 6.7 联合显著性检验结果表明,应该选用带个体固定效应的空间杜宾模型进行相关研究。

6.3 本章小结

本章主要对各变量的测算及选取进行了相关说明,并对空间杜宾模型的适用性进行了检验。

根据“新经济地理学”,经济变量除了受自身因素变化的影响外,还会受其邻近区域因素变化的影响。基于此,本文拟采用空间杜宾模型对东道国贸易不确定性与中国对外直接投资间的关系进行实证研究。但在选用空间杜宾模型进行分析之前,需要对模型适用性进行检验,主要包括 LM 检验、Hausman 检验、LR 检验、Wald 检验以及联合显著性检验。综合各检验结果,带固定效应的空间杜宾模型适用于本文的研究。

7 贸易不确定性对 OFDI 影响的实证分析

综合上述分析，在中国 OFDI 存在空间相关性的基础上，本文采用带固定效应的空间杜宾模型分析“一带一路”沿线国家贸易不确定性对中国对外直接投资的影响，实证过程由 Stata 软件实现，实证结果如表 7.1 所示：

7.1 实证结果分析

表 7.1 带固定效应的空间杜宾模型实证结果

解释变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TU</i>		3.808*** (3.25)	2.604** (2.28)	2.375** (2.08)	2.411** (2.13)	2.219** (2.00)	2.890*** (2.65)
控制变量	<i>Lnlab</i>		2.130*** (7.69)	2.182*** (7.85)	2.167*** (7.83)	2.028*** (7.39)	1.957*** (7.26)
	<i>Lnafi</i>			-0.252*** (-2.97)	-0.258*** (-3.06)	-0.237*** (-2.87)	-0.244*** (-3.01)
	<i>Ggdp</i>				0.019*** (2.49)	0.022*** (2.94)	0.022*** (2.88)
	<i>Rgdp</i>					-6.049*** (-2.71)	-6.175*** (-2.82)
	<i>Lnodist</i>						0.667*** (6.85)
控制变量		N	Y	Y	Y	Y	Y
R²		0.6087	0.6865	0.6957	0.6992	0.7201	0.7379
Log-likelihood		-1579.441	-1523.949	-1511.768	-1502.831	-1474.237	-1447.046
Obs		1020	1020	1020	1020	1020	1020

（注：圆括号内表示 z (t) 值，***表示在 1%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，*表示在 10%水平上显著）

表 7.1 中模型（1）为不加入各控制变量时的结果，模型（2）到（6）分别为依次加入控制变量 *lnlab*、*lnafi*、*ggdp*、*rgdp* 以及 *lnodist* 后的实证结果，下文分别对核心解释变量以及控制变量结果进行分析。

7.1.1 核心解释变量的实证结果分析

首先，从整体上来看，表 7.1 之模型（1）到（6）表明无论是否加入控制变量，核心解释变量贸易不确定性（TU）均至少在 5%水平上显著为正，表明“一带一路”沿线各国贸易不确定性的增加对中国对外直接投资具有显著地正向促进作用。前述分析均着眼于宏观层面，为了让本文结果更加真实可信，文章选择从微观视角分析当贸易不确定性发生变化时，微观企业主体的选择将如何变化。根据前文理论模型的推导，本节将从出口企业利润（成本）、出口与投资企业间的博弈以及企业行为选择三个角度对实证结果进行分析。

首先，从利润（成本）角度来看，当东道国贸易不确定性上升，东道国贸易壁垒、运输成本等增加，使得贸易成本增加，出口利润下降；相对来说，在东道国投资、生产受贸易不确定性以及距离等因素的影响较小。由于中国企业无法准确预期贸易不确定性何时会发生变化，而对外直接投资可规避东道国贸易不确定性带来的负面影响，从而激励中国企业开展境外投资，对外直接投资规模增加，反之亦然。

其次，从企业博弈的视角看，出口企业与投资企业间存在均衡博弈。当东道国贸易不确定性上升时，中国出口企业减少投入，对外投资企业增加对东道国的对外直接投资，最终达到出口与投资的动态均衡。

最后，从企业行为选择视角对结果进行分析。按照是否参与国际贸易分类，母国企业主要分为已进入出口市场和未进入出口市场两类。当贸易不确定性增加时，对于未进入出口市场的企业而言，相当于进入该市场的进入成本增加，在多重因素影响下，企业最终会选择避开该市场，转向对外投资领域；对于已进入该市场的企业而言（进入成本不变），贸易不确定性增加会使得市场竞争加剧，迫使企业提高生产率。由图 4.1 可知，当生产率 $\varphi_i > \varphi_1$ 时，企业从出口转向对外直接投资，从而出口规模下降，投资规模上升，验证了假说一。

在 τ 发生变化前，市场处于“帕累托最优状态”，出口企业与对外直接投资企业均实现了利润最大化。在 τ 发生变化那一刻，企业就开始考虑转变“走出去”方式。此时，市场出现“均衡—不均衡—均衡”的转变过程，最终实现动态均衡。

7.1.2 控制变量的实证结果分析

表 7.1 的模型 (6) 中, 各控制变量均在 1% 水平上显著, 说明各控制变量对中国的对外直接投资影响明显。

劳动力变量系数显著为正, 即东道国劳动力总数的增加能够吸引更多中国企业的投资。这是由于当东道国劳动力供给增加, 根据供求关系, 在劳动力需求不变的情况下, 劳动力要素价格降低, 企业的生产成本降低, 从而吸引了中国企业前来投资。

实证结果显示, 东道国经济自由度的上升 (下降) 对中国对外直接投资具有反向抑制作用, 这有别于一般结论。深入分析后认为可能原因是, “一带一路”沿线发展中国家居多, 发展不充分、不平衡, 市场潜力大。当国内经济自由度提高时, 营商环境改善, 会较大程度刺激国内企业的创新能力, 挤出了国外资本。根据李斯特的“幼稚产业保护理论”, 某个国家的新兴产业, 当其还处于初创时期, 为提高其国际竞争能力, 本国政府通过对该产业采取适当的、过渡性的保护政策, 为新兴产业营造适宜的生存环境, 避免了国外资本的介入与竞争。

GDP 增长率衡量了东道国的市场潜力。对于投资者而言, 东道国市场潜力越大, 机会也就越多。中国境内一些市场导向型 OFDI 认为东道国国内市场巨大, 直接在东道国投资设厂可以越过国际贸易壁垒、降低成本。

东道国相对市场规模的扩大抑制了中国的对外直接投资。根据胡立法 (2008) 的研究, 发达的国内金融市场能放大 FDI 的溢出效应, 推动 FDI 促进东道国经济增长; 反之, 不发达的国内金融市场将阻碍甚至降低 FDI 对东道国经济增长的贡献率。“一带一路”沿线部分国家国内金融市场相对不发达、法律法规不健全、基础设施不完善, 虽然相对市场规模扩大, 但并不能吸引较多的外商直接投资; 此外, 由于营商环境相对较差, 寻租成本较高, 再加上东道国国内产业扶持政策, 容易“挤出”中国的对外直接投资。

根据模型 (6) 的结果, 中国与东道国双边距离越近, 中国对外直接投资存量越少; 距离越远, 对外直接投资存量越大。这似乎有悖于“地理学第一定律” (任何事物都是与其他事物相关的, 只不过相近的事物联系更紧密)。之所以出现距离与投资正相关情况, 一方面是发达国家与发展中国家的地理分布特征所致。“一带一路”沿线国家中, 发展中国家在地理距离上更接近中国 (如中亚、西亚

等地区部分国家），而发达国家则远离中国（如中东欧地区部分国家）。由于发达国家较发展中国家更容易吸引外资，这就在很大程度上影响了中国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 分布；另一方面，“一带一路”线状地理事物的分布特征也会影响中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的空间分布；且随着距离的增加，贸易成本增加使得不确定性因素增加，企业更倾向于在东道国投资、生产。

7.2 空间效应的分解与讨论

对于普通面板模型来说，回归系数即表示解释变量的边际效应。当引入空间面板模型时，就不能仅通过系数来判断解释变量对被解释变量的影响，而应该综合考虑解释变量对被解释变量的直接效应与间接效应（空间溢出效应）。直接效应表示本地解释变量对本地被解释变量的影响；间接效应表示本地解释变量对邻地被解释变量的影响；间接效应又会将周边地区被解释变量的变化反馈回本地，包含这种反馈效应的直接效应与间接效应之和即为总效应，反映了解释变量对所有地区被解释变量的平均影响。本文中，直接效应表示东道国各解释变量对本国的中国 OFDI 存量产生的影响，而间接效应表示本国各解释变量对邻国的中国 OFDI 存量产生的影响，间接效应又会将周边地区 OFDI 的变化反馈回本国，包含这种反馈效应的即为总效应。空间杜宾模型的直接效应、间接效应与总效应如表 7.2 所示：

表 7.2 空间杜宾模型的直接、间接与总效应

模型 (6)	变量	Direct	Indirect	Total
核心变量	<i>TU</i>	3.443*** (3.08)	18.004*** (6.54)	21.452*** (7.01)
	<i>Lnlab</i>	2.070*** (8.03)	4.316*** (6.63)	6.386*** (9.19)
控制变量	<i>Lnefi</i>	-0.213*** (-2.65)	0.793 (1.49)	0.580 (1.04)
	<i>Ggdp</i>	0.020*** (2.83)	-0.037** (-2.09)	-0.017 (-0.92)
	<i>Rgdp</i>	-7.848*** (-3.85)	-58.092*** (-7.61)	-65.940*** (-8.95)
	<i>Lnodist</i>	0.679*** (7.03)	0.200*** (3.41)	0.879*** (7.53)

（注：圆括号内表示 $z(t)$ 值，***表示在 1%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，*表示在 10%水平上显著）

通过对影响因素进行分解,可以得出各解释变量是如何影响中国对“一带一路”沿线国家的对外直接投资。

从核心解释变量来看,贸易不确定性的直接效应、间接效应(空间溢出效应)与总效应系数均为正数且全部在1%水平上显著,说明在考虑空间关联的情况下,东道国贸易不确定性的上升不仅会增加中国对东道国的直接投资,而且具有显著正的外部性,即促进了中国对其邻国的对外直接投资,空间溢出效应显著。东道国贸易不确定性的空间溢出效应在总效应中所占比重超过80%,说明贸易不确定性的空间溢出效应是促进OFDI提升的重要因素。根据“关税同盟”理论,地理位置上相邻的国家开展贸易更容易实现“正生产效应”(运输成本低、易产生贸易创造、易于政策协调)(徐星和吴群琪,2020),因而一国在开展国际贸易过程中更易与其周边国家合作来共同应对外部冲击。基于此,当东道国贸易不确定性上升时,其周边国家贸易不确定性也会发生相应改变,出口企业在进入东道国市场受阻转而选择其邻国市场时,也容易面临相同处境,故而更倾向于转向对外直接投资以规避风险。

从控制变量来看,劳动力资本的直接效应、间接效应与总效应均在1%水平上显著为正,说明东道国劳动力资本的增加不仅会吸引更多中国OFDI,还能够引导更多的OFDI流向其邻国。人力资本是企业技术水平与生产绩效提升的重要动力源泉,东道国劳动力资本的增加催生了更大的消费市场与劳动力市场,市场规模的扩大吸引了更多的中国OFDI;此外,随着本国劳动力资本的增加,部分劳动力资本流入邻国,增加了中国对其邻国的OFDI。

经济自由度的直接效应显著为负,间接效应与总效应为正但不显著,说明东道国经济自由度的提升会抑制中国的对外直接投资,而其带来的空间溢出效应较小,对邻国的驱动作用还有待提升。深入分析后认为可能的原因是,东道国在原本发展不充分、不全面、不平衡的基础上,当国内经济自由度提高时,营商环境改善,会较大幅度刺激国内企业的创新能力,挤出了中国OFDI,而被挤出的投资部分选择流向其周边国家,这与前文实证结果相一致。

市场潜力是中国OFDI进入与否所考虑的主要方面。东道国市场潜力越大,越容易获得投资企业的青睐,“虹吸效应”下,东道国还会吸引其周边国家的部分外商投资,使得一些原本流向周边国家的中国OFDI转而选择该东道国,空间

溢出效应显著为负，抑制了中国对其邻国的直接投资。

东道国相对市场规模的扩大抑制了中国对外直接投资的同时也显著抑制了中国 OFDI 流向其周边国家。“一带一路”沿线部分国家国内金融市场相对不发达、法律法规不健全、基础设施不完善，对外资吸引力较弱；寻租成本高也使得很多企业“望而却步”。东道国相对市场规模的空间溢出效应在总效应中占比达 88.1%，说明相对市场规模的空间溢出效应是抑制中国 OFDI 的主要原因。

贸易成本的直接效应、间接效应与总效应均在 1%水平上显著为正，这表明贸易成本的增加不仅会吸引更多中国 OFDI 的流入，还促使更多中国 OFDI 流入其邻国。贸易成本的直接效应在总效应中占比达 77.25%，表明贸易成本的变动主要增加了中国对本国的 OFDI，对其邻国的影响则相对较小。当贸易不确定性增加使得贸易成本增加时，投资成本相对下降，对外投资预期收益的增加将激励企业开展对外直接投资合作。

7.3 异质性检验

为了探讨不同分类标准下东道国贸易不确定性是否会影响中国对外直接投资以及如何影响中国对外直接投资，本节将“一带一路”沿线国家按照是否与中国接壤、人均收入规模两类标准分类来进行异质性检验。

7.3.1 是否与中国接壤

经过分类，本文所选六十个“一带一路”沿线国家中，共有 13 个国家与中国接壤，分别对接壤的 13 个国家与不接壤的其余各国家进行检验，结果如表 7.3 模型（7）所示：

7.3.2 人均收入规模

根据世界银行 2019 年的标准，人均 gdp 低于 1025 美元的国家属于低收入国家群体；人均 gdp 在 1026-3995 美元的为中低收入国家群体；人均 gdp 在 3996-12375 美元的为中高收入国家群体；人均 gdp 高于 12375 美元的为高收入国家群体。根据以上标准，结合“一带一路”沿线各国的实际情况，文章将“一带一路”沿线国家分为：高收入国家、中高收入国家、中低收入及低收入国家，实

证结果如表 7.3 模型 (8) 所示:

表 7.3 异质性检验结果

被解释变量		是否与中国接壤 (7)		人均收入规模 (8)		
		接壤	不接壤	高收入国家	中高收入国家	中低收入及低收入国家
核心	<i>TU</i>	-1.317 (-0.55)	3.216*** (2.63)	7.893** (2.23)	7.543*** (3.31)	0.024 (0.02)
控制变量	<i>Lnlab</i>	3.759*** (3.67)	1.851*** (6.56)	2.458*** (7.36)	3.880*** (5.63)	-0.963 (-1.16)
	<i>Lnefi</i>	-.579*** (-7.46)	0.120 (0.89)	-1.958 (-1.52)	-0.126 (-0.82)	-0.652*** (-6.92)
	<i>Ggdp</i>	-0.010 (-0.58)	0.023*** (2.88)	0.017 (1.08)	0.017* (1.74)	0.005 (0.57)
	<i>Rgdp</i>	-6.411*** (-3.11)	-18.432*** (-5.47)	-21.507*** (-4.19)	1.143 (0.34)	-14.503*** (-2.59)
	<i>Lnodist</i>	0.058* (1.66)	0.619*** (5.61)	-100.284*** (-546.20)	0.391** (2.29)	51.275*** (385.92)
控制变量		Y	N	Y	Y	Y
Within_R ²		0.8623	0.7273	0.7491	0.7164	0.8129
Log-likelihood		-232.9153	-1150.371	-526.5952	-498.3746	-337.5336
Obs		221	799	357	357	306

(注: 圆括号内表示 $z(t)$ 值, ***表示在 1%水平上显著, **表示在 5%水平上显著, *表示在 10%水平上显著)

虽然模型 (8) 第三列结果不显著, 但是其系数为正, 其余两列结果均至少在 5%水平上显著, 说明结果比较稳健。中低收入及低收入国家结果之所以不显著, 可能原因是, 由于其经济体量较小, 对中国 OFDI 企业吸引力度不大, 故其贸易不确定性的变动对中国 OFDI 的吸引力度呈不显著的正相关。

7.4 稳健性检验

在进行稳健性检验时, 主要采用增减控制变量、更换空间权重矩阵、改变回归方法以及替换被解释变量等方法。

7.4.1 增减控制变量

表 7.1 中模型 (2) - (5) 表明, 无论是增加或剔除部分控制变量, 核心解释变量结果均在 5% 水平上显著为正, 说明结果稳健。

7.4.2 更换空间权重矩阵

基准回归所用经济距离权重矩阵是由东道国人均 GDP 均值计算得出, 本节选用东道国历年 GDP 均值计算空间权重矩阵并进行稳健性检验, 结果如表 7.5 模型 (9) 与模型 (10) 所示:

7.4.3 替换被解释变量

本文所用被解释变量为中国对“一带一路”沿线国家的对外直接投资存量, 为了检验模型的稳健性, 文章将对外直接投资存量数据改为对外直接投资流量数据。鉴于部分国家数据缺失, 最终选取了 45 个国家 2003-2019 年的 OFDI 流量数据进行稳健性检验, 检验结果如表 7.5 中模型 (11) 与模型 (12) 所示:

表 7.5 更换权重矩阵与被解释变量的稳健性检验结果

核心变量		更换空间权重矩阵		替换被解释变量	
		(9)	(10)	(11)	(12)
<i>TU</i>		4.178*** (3.50)	3.367*** (3.00)	2.719** (2.47)	2.316** (2.11)
控 制 变 量	<i>Lnlab</i>		2.582*** (9.06)		0.326 (1.11)
	<i>Lnefi</i>		-0.285*** (-2.81)		0.039 (0.27)
	<i>Ggdp</i>		0.015*** (1.94)		0.013* (1.68)
	<i>Rgdp</i>		-8.322*** (-3.26)		-1.226 (-0.58)
	<i>Lnodist</i>		-53.092*** (-210.49)		0.021** (2.44)
控制变量		N	Y	N	Y
Within_R²		0.5972	0.7162	0.6596	0.7944

续表 1

Log-likelihood	-1589.267	-1476.250	-1085.9278	-1012.2042
Obs	1020	1020	765	765

(注：圆括号内表示 $z(t)$ 值，***表示在 1%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，*表示在 10%水平上显著)

检验结果显示，在将 OFDI 存量数据替换为 OFDI 流量数据后，无论是否加入控制变量，核心解释变量均在 5%水平上显著为正，且系数差异不大，说明模型比较稳健。

7.4.4 改变回归方法

前文基准回归主要采用空间杜宾模型，为了检验结果的普适性，选用固定效应模型与随机效应模型进行稳健性检验，检验结果如表 7.6 所示：

表 7.6 固定效应与随机效应模型回归结果

解释变量	固定效应 (13)	固定效应 (14)	随机效应 (15)	随机效应 (16)
<i>TU</i>	26.550*** (2.77)	13.779** (2.08)	26.549*** (16.44)	13.779*** (10.55)
<i>cons</i>	7.607*** (22.55)	-37.522*** (-6.35)	13.115*** (30.64)	-29.570*** (-14.19)
<i>Lnlab</i>		5.158*** (5.67)		5.158*** (16.51)
<i>Lnefi</i>		-0.081 (-0.45)		-0.081 (-0.77)
<i>Ggdp</i>		-0.012 (-0.91)		-0.012 (-1.27)
<i>Rgdp</i>		-30.179*** (-3.62)		-30.178*** (-12.30)
<i>Lnodist</i>		1.185*** (6.52)		1.185*** (10.51)

续表 1

控制变量	N	Y	N	Y
Within_R ²	0.2199	0.5691	0.2199	0.5691
Prob > F	0.0074	0.0000	0.0000	0.0000
Observations	1,020	1,020	1,020	1,020

(注：圆括号内表示 z (t) 值，***表示在 1%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，*表示在 10%水平上显著)

异质性检验与稳健性检验结果显示，无论是分区域、替换变量还是更换权重矩阵，检验结果均不会发生较大变化，说明检验结果比较稳健。

7.5 本章小结

本章实证分析了东道国贸易不确定性与中国对外直接投资之间的关系并进行了异质性检验与稳健性检验。

实证结果表明，“一带一路”沿线各国贸易不确定性的增加会显著促进中国的对外直接投资，结合理论分析与现实经验分别从出口企业利润（成本）、出口与投资企业间的博弈以及企业行为选择三个视角对实证结果进行了分析。

对空间效应讨论后发现，核心解释变量贸易不确定性存在显著地直接效应与空间溢出效应，且外部性更加明显，控制变量中除了经济自由度主要存在直接效应外，其余变量均具有显著地直接效应与空间溢出效应，即不仅对本国产生影响，对邻国也产生较为显著地影响。之所以会有这种显著地关联性影响，最主要原因是随着经济全球化，各国越来越成为联系日益紧密的整体，某项政策的实施不仅会对本国产生影响，还会间接地对周边国家产生影响。因而在全球化背景下，如何统筹区域协调发展、实现高质量发展就显得尤为重要。

异质性检验与稳健性检验结构均表明，本研究结论比较稳健。

8 进一步分析

为了进一步分析东道国贸易不确定性的改变会通过何种渠道影响中国对外直接投资以及东道国贸易不确定性对中国对外直接投资影响程度主要受到哪些因素影响，本章进行中介效应检验与调节效应检验，检验由 Stata 软件实现。

8.1 中介效应检验

根据前文模型推导与实证分析可知，当东道国贸易不确定性发生变化时，由于贸易成本的增加，中国企业的出口规模减少，对外直接投资增加。基于此，本文选择中国对“一带一路”沿线国家的出口额作为中介变量，进行中介效应检验，探讨贸易不确定性对 OFDI 的影响机制。采用 Bootstrap 法，应用中介效应模型对以上路径进行刻画和检验，具体模型设定如下：

$$\ln ofdi_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln tu_{it} + \sum \beta_i Controls_{it} + \varphi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8.1)$$

$$MV_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln tu_{it} + \sum \beta_i Controls_{it} + \varphi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8.2)$$

$$\ln ofdi_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln tu_{it} + \beta_2 MV_{it} + \sum \beta_i Controls_{it} + \varphi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8.3)$$

式 8.1、8.2、8.3 中， MV_{it} 为中介变量出口额（EXPORT）， φ_i 为国家固定效应， λ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。为了数据平稳性，各变量均作了对数化处理。表 8.1、表 8.2 为出口额（Export）的中介效应检验结果：

表 8.1 Export 中介效应检验结果

	系数	标准误	t	95%置信区间		R ²	Prob>F	
				LLCI	ULCI			
中介变量	常数	-2.907	1.066	-2.727	-4.998	-0.814	0.7416	0.000
	解释变量	-10.508	0.904	-11.615	-12.284	-8.733		
被解释变量	常数	-0.988	1.951	-0.507	-4.815	2.840	0.691	0.000
	中介变量	0.811	0.057	14.166	0.699	0.924		
	解释变量	15.552	1.756	8.859	12.107	18.997		

表 8.2 Export 中介效应检验的直接、间接与总效应

	效应量	SE	t	P	95%置信区间	
					LLCI	ULCI
总效应	7.0264	1.8045	3.893	0.0001	3.4855	10.5674
直接效应	15.552	1.756	8.859	0.000	12.107	18.997
中介效应	-8.526	0.979			-10.561	-6.677

表 8.1 与表 8.2 结果显示, 中介变量出口额 (*Export*) 的直接效应量为正, 中介效应量为负, 且在 95% 置信区间内均不包括 0, 说明中介效应显著。结果表明, 东道国贸易不确定性改变会通过出口额 (*Export*) 对中国 OFDI 产生影响, 即东道国贸易不确定性上升会减少中国企业出口, 增加中国的对外直接投资以规避东道国贸易不确定性带来的负面影响, 验证了假说二。

8.2 调节效应检验

根据前文对实证结果的分析, 东道国贸易不确定性的变化除了会影响母国出口企业的选择, 也会影响本国企业出口与进口的选择, 从而对本国出口商品与进口商品的价格产生影响。基于此, 本文选取东道国贸易条件作为调节变量以探讨贸易条件对东道国贸易不确定性影响中国对外直接投资的调节作用。

贸易条件 (*Terms Of Trade*, TOT) 是指一定时期内一国每出口一单位商品可以交换多少单位进口商品的比例, 反映一国对外贸易的经济效益状况。贸易条件是否改善通过贸易条件指数来衡量。一般来说, 当贸易条件指数大于 100 时, 贸易条件改善; 而当贸易条件指数小于 100 时, 则表示贸易条件恶化 (以 2000 年为基期, 即 2000 年贸易条件指数为 100)。贸易条件改善意味着同等数量的出口商品能够换回比基期更多的进口商品, 反之亦然。同时, 根据克鲁格曼的标准贸易模型, 贸易条件改善会增加一国福利水平; 反之会降低该国福利水平。

调节效应检验结果如表 8.3 所示:

表 8.3 调节效应检验结果

	模型 17		模型 18		模型 19	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>tu</i>	9.045*** (4.098)	2.207	8.692*** (3.965)	2.192	73.766* (1.935)	38.120
<i>lntot</i>			1.407*** (0.346)	4.066	1.863*** (4.267)	0.437
<i>tu*lntot</i>					-13.581* (-1.710)	7.943
<i>cons</i>	8.224*** (65.062)	0.126	1.613 (0.989)	1.631	-0.566 (-0.274)	2.068
Prob > F	0.000		0.000		0.000	

因变量：*lnofdi*

(注：圆括号内表示 $z(t)$ 值，***表示在 1%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，*表示在 10%水平上显著)

表 8.3 中，模型 19 为加入了调节变量、核心解释变量与调节变量的交互项后的调节效应检验结果。交互项系数为负且在 5%水平上显著，说明调节效应显著且具有抑制作用。结果表明，当贸易条件在不同水平时，东道国贸易不确定性对中国对外直接投资的影响差异显著，即贸易条件的变化会在一定程度上调节贸易不确定性对 OFDI 的影响。贸易条件具有调节作用的主要原因是，当东道国贸易不确定性上升吸引更多中国的 OFDI 时，东道国贸易条件的改善（恶化）会驱使部分中国出口企业增加（减少）出口以适应东道国相对增长（减少）的进口需求，这就部分抑制（促进）了中国的对外直接投资，验证了假说三。

贸易条件的调节作用具体可通过简单斜率图分析。

8.2.1 简单斜率图

由于调节效应显著，下面通过简单斜率图进一步分析，简单斜率图通过 R 软件绘制。鉴于调节变量取值介于 3~6 之间，故选取 4、4.5、5 作为三个调节变量参考值。简单斜率图如图 8.1 所示：

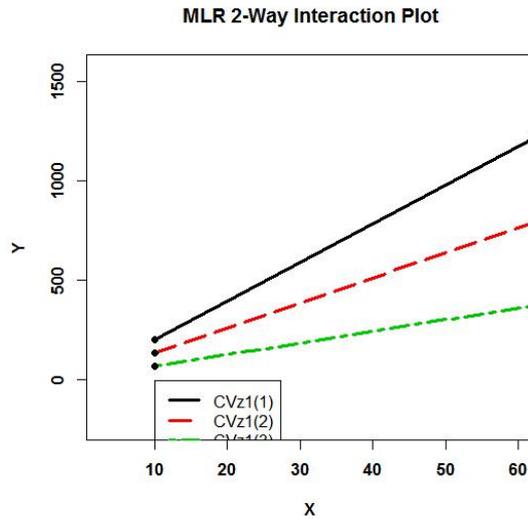


图 8.1 简单斜率图

图 8.1 中，由上至下长实线、短实线与虚线分别表示当调节变量取值为 4、4.5、5 时的回归直线。由图 8.1 可知，随着调节变量取值的增大，简单斜率图逐渐变平缓但斜率仍然为正数，说明调节变量取值越大，调节效应也就越大，即东道国贸易不确定性对中国对外直接投资的影响随着贸易条件的增加而相对减小，与表 8.3 调节效应检验结果相一致。

8.2.2 置信带图

由于仅从简单斜率图无法得知调节效应从何时开始显著，下面画出置信带图，以判断调节变量发挥作用的区间，置信带图由 R 软件绘制，结果如图 8.2 所示：

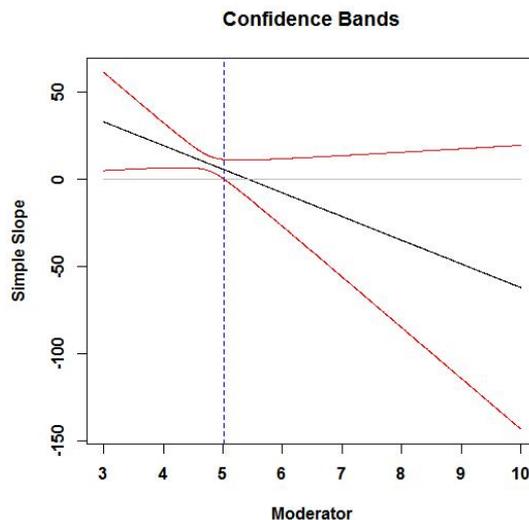


图 8.2 置信带图

图 8.2 中，中间向右下方倾斜的直线为回归方程线，上下两条曲线为 95%置信区间，虚线（垂线）左侧表示调节效应不显著，右侧表示调节效应显著。结果表明，当调节变量取值超过 5 时开始发挥调节作用。

8.3 本章小结

本章主要分析东道国贸易不确定性的改变是通过何种渠道影响中国对外直接投资，以及东道国贸易不确定性对中国对外直接投资影响程度主要受到哪些因素影响。中介效应检验表明，东道国贸易不确定性的改变会通过出口额 (*Export*) 影响中国 OFDI，即东道国贸易不确定性上升会通过减少中国企业出口来增加中国的对外直接投资，以规避东道国贸易不确定性带来的负面影响。调节效应检验发现，当贸易条件处于不同水平时，东道国贸易不确定性对中国对外直接投资的影响具有显著差异，即贸易条件的变化会在一定程度上调节贸易不确定性对 OFDI 的影响。贸易条件存在调节作用，主要是由于当东道国贸易条件改善（恶化）时，东道国进口需求的增加（减少）会使得部分中国出口企业增加（减少）出口以适应东道国相对增长（下降）的进口需求，这就部分抑制（促进）了中国的对外直接投资。

9 研究结论及政策建议

文章主要探讨了东道国贸易不确定性的变化对中国对外直接投资的影响并进行了理论分析与实证检验；通过中介效应检验与调节效应检验分析了东道国贸易不确定性的改变是通过何种途径影响中国对外直接投资以及影响程度主要受到哪些因素影响，得出以下结论并提出相应建议。

9.1 研究结论

研究结论主要包括：第一，中国对“一带一路”沿线各国的对外直接投资空间上显著正相关，即经济上具有相似属性的国家聚集在一起，空间差异性较小，且随着年份的增加空间相关性更加显著；第二，东道国贸易不确定性的改善（恶化）会促进（抑制）中国对“一带一路”沿线国家的 OFDI，这主要是由于东道国贸易不确定性上升会增加出口成本，企业转向对外投资以规避东道国贸易不确定性带来的负面影响；第三，东道国贸易不确定性的改变不仅会影响中国对该国的对外直接投资，还会影响中国对其周边国家的对外直接投资，即贸易不确定性的空间溢出效应显著；第四，中介效应检验表明，东道国贸易不确定性对中国对外直接投资的影响主要是通过出口规模途径实现，即东道国贸易不确定性上升时，中国企业的出口规模降低，对外直接投资规模增加；第五，调节效应检验表明，东道国贸易条件在不同水平时，东道国贸易不确定性对中国 OFDI 的影响具有显著性差异，即贸易条件的变化会在一定程度上调节贸易不确定性对 OFDI 的影响。

9.2 政策建议

对中国“走出去”企业来说，准确把握中国对外投资的空间分布特征，选择合适的东道国进行投资，是最大化资本利用率的有效途径。以“一带一路”为平台，依托国内国际“双循环”战略，加强经贸领域合作，是中国企业走向全球的一个重要契机。同时也需要深刻认识到，进一步深化中国与“一带一路”沿线国家的合作需要双方的共同努力。

(1) “走出去”企业要准确把握中国对外直接投资的空间分布特征，结合自身实际情况并综合考虑市场潜力及制度环境等因素，选择合适的东道国开展投

资活动，最大化资金利用率；充分发挥 OFDI 的空间溢出效应，推动中国对外投资的高质量发展，并助力中国由投资大国向投资强国迈进。

(2) 对于东道国的政府部门与出口企业来说，应该根据本国国情以及资源禀赋，通过优化升级产业结构以及加大对外贸企业的改革力度等途径努力改善本国贸易条件，减少政府对经济的干涉，出台相关政策以引导国内营商环境的良性发展，为外资的注入提供强有力的保障。

(3) 提高企业生产率

供给侧改革和管理水平提升是提高中国企业生产率的两大动力。企业关注的重点应该从消费转移到生产，从生产转移到市场，以高质量发展为目标，以满足消费者的个性化需求为导向，通过生产端、市场端提高服务质量，优化服务水平，加快市场输出；同时加快供给侧改革，适应和引领经济发展新常态，切实提高企业生产力，同时构建新发展格局，提升经济发展的韧性。

(4) 统筹区域协调性发展

全球化背景下，如何统筹区域协调性发展显得尤为重要。考虑到中国对“一带一路”沿线国家对外直接投资空间分布的差异化特征，中国企业也应该努力在贸易与投资方面保持协调，稳步提高对“一带一路”沿线国家的贸易和投资耦合程度，不断提高对外开放水平，促进沿线国家贸易与投资的协调性发展与高质量发展。

由于中国的进出口贸易和投资在“一带一路”沿线各个国家存在差异，企业应该“因地制宜”，根据实际情况开展贸易和投资。随着“和平合作、开放包容、互学互鉴、互利共赢”的丝路精神为更多国家所接受，中国与“一带一路”沿线国家的经贸合作必将迎来互利共赢的崭新机遇。

参考文献

- [1] Handley K,Limao N. Trade and Investment under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence. *American Economic Journal—Policy*[J],2015,7(4) : 189-222.
- [2] Kyle Handley,Nuno Limão. Policy Uncertainty, Trade, and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States[J]. *American Economic Review*,2017,107(9).
- [3] Bernanke B S.Irreversibility,Uncertainty and Cyclical Investment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*,1983,98(1) : 85-106.
- [4] Dixit A K. Entry and Exit Decisions under Uncertainty[J]. *Journal of Political Economy*,1989,97 (3) :620-638.
- [5] Roberts,M.J.&J.R.Tybout,“The decision to export in Colombia:An empirical model of entry with sunk costs”,*American Economic Review*,1997,87(4):545-564.
- [6] Bloom N. Uncertainty and the Dynamics of R&D [J]. *American Economic Review*,2007,97(2) : 250-255.
- [7] Razin,A.,Sadka,E.,&Coury,T.,Trade Openness,Investment Instability and Terms-of-trade Volatility. *Journal of International Economics*,Vol. 61,No. 2,2003,pp. 285 - 306.
- [8] Mansfield,E. D. ,&Reinhardt, E. ,International Institutions and the Volatility of International Trade. *International Organization*,Vol. 62,No. 4,2008,pp. 621 - 652.
- [9] Lemoine F,Unal-Kesenci D. “Rise of China and India in international trade: From textiles to new technology” [J].*China & World Economy*,2008(65):14-34.
- [10] Shouvik Charkabo,Do Firms Learn by Exporting or Learn to Export? Evidence from Small and Medium-Sized Enterprises[J]. *Small Business Economics*, 2012,39(2): 453-472.
- [11] Bhagwati, “Immiserizing Growth:A Note” ,*Review of Economic Studies*[J]. 1958(15):201-205.
- [12] Hongshik Lee,Hyuk Hwang Kim. The Determinants of Korea’ s Terms of Trade: The Real-Side Approach[J]. *East Asian Economic Review*,2011,15(4).
- [13] Brady G,Doyle E. “Noonan L. Trade sophistication indicators: balancing diversity and specification” [J].*International Advances in Economic Research*.2013 (21): 425-438.
- [14] Brueckner Markus,Carneiro Francisco. Terms of trade volatility, government spending cyclicalilty, and economic growth[J]. *Review of International Econo*

mics,2017,25(5).

[15] Nabil Alimi,Nabil Afloouk. Terms-of-trade shocks and macroeconomic volatility in developing countries: panel smooth transition regression models[J]. The Journal of International Trade & Economic Development,2017,26(5).

[16] Yongseung Han,Myeong Hwan Kim,Eun Young Nam. Investigating the Interaction Between Terms of Trade and Domestic Economy: In the Case of the Korean Economy[J]. Journal of Korea Trade (JKT),2021,25(1).

[17] Trofimov I. INCOME TERMS OF TRADE AND ECONOMIC CONVERGENCE: EVIDENCE FROM LATIN AMERICA[J]. Journal of Economic Development,2021,46(2).

[18] Ao Lei,Yixiang Tian. The Spatial Effects of Trade and OFDI of China in “the Belt and Road”Regions[A]. International Science and Culture Center for Academic Contacts(ISCCAC)(Russia),2019:4.

[19] BRAINARD S L.An empirical assessment of the factor proportions explanation of multi-national sales[Z].National Bureau of Economic Research Working Paper No.w4583,1993.

[20] Ling Feng,Zhiyuan Li,Deborah L. Swenson. Trade policy uncertainty and exports: Evidence from China's WTO accession[J]. Journal of International Economics,2017,106.

[21] Marc J. Melitz. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica,2003,71(6).

[22] Mundell R A.International Trade and Factor Mobility[J].American Economic Review,1957,47:321-335.

[24] Kyle Handley. Exporting under trade policy uncertainty: Theory and evidence[J]. Journal of International Economics,2014,94(1).

[25] Darby J, Desbordes R, Wooton I. Does Public Governance always Matter? How Experience of Poor Institutional Quality Influences FDI to the South[R]. CESifo Working Paper Series, No.3290,2010.

[26] Armstrong, S. , Measuring Trade and Trade Potential: A Survey. Asia Pacific Economic Papers, No. 368, 2007.

[27] Qing Liu,Hong Ma. Trade policy uncertainty and innovation: Firm level evidence from China's WTO accession[J]. Journal of International Economics,2020,127.

[28] Yang Jianlei,Yang Chunpeng. Economic policy uncertainty, COVID-19

lockdown, and firm-level volatility: Evidence from China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2021, 68.

[29] Bellemare, M. F., T. Masaki, T. B. Pepinsky, 2017, Lagged explanatory variables and the estimation of causal effect, The Journal of Politics, 79 (3): 949-963.

[30] Baker S R et al. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4) : 1593-1636.

[31] 蔡文浩,王思文,赵霞.甘肃贸易环境的评价与分析——基于因子分析和 DEA 模型[J].开发研究, 2007(04):133-137.

[32] 宋勇超.“一带一路”战略下中国对外直接投资贸易效应研究[J]. 技术经济与管理研究, 2017,(06):82-85.

[33] 李书彦,谭晶荣.中国对欧盟直接投资(OFDI)的时空特征及影响因素[J]. 经济地理, 2020, 40(06):60-68.

[34] 屈文洲,崔峻培.宏观不确定性研究新进展[J].经济学动态, 2018(03):126-138.

[35] 李晓峰.我国国际贸易波动的影响因素——基于因子分析的研究[J].财经研究, 2009, 35(02):76-85.

[36] 唐宜红,林发勤.外部需求冲击与中国的出口波动——基于随机动态局部均衡模型的分析[J].世界经济研究, 2012(01):39-43+88.

[37] 强永昌,龚向明.出口多样化一定能减弱出口波动吗——基于经济发展阶段和贸易政策的效应分析[J].国际贸易问题, 2011(01):12-19.

[38] 魏浩,张昊.贸易协定对中国进出口价格波动影响的实证分析[J].国际贸易问题, 2018(08):1-10.

[39] 鲁晓东,连玉君.要素禀赋、制度约束与中国省区出口潜力——基于异质性随机前沿出口模型的估计[J].南方经济, 2011(10):3-11+26.

[40] 崔娜,柳春.“一带一路”沿线国家制度环境对中国出口效率的影响[J].世界经济研究, 2017(08):38-50+135-136.

[41] 冯梅,朱宇晴,陈楚.中美经济贸易不确定性对中国技术进步的影响[J].中国科技论坛, 2021(11):166-175.

[42] 郭兴科.贸易不确定性、运输成本与零售市场价格[J].商业经济研究, 2021(23):146-149.

[43] 张少军,侯慧芳.全球价值链恶化了贸易条件吗——发展中国家的视角[J].财贸经济, 2019, 40(12):128-142.

[44] 胡月,田志宏.世界农产品贸易条件的动态变化及收敛性研究[J].经济问题探索, 2020(08):123-133.

[45] 戴翔,宋婕.中国贸易条件变动趋势再考察——基于贸易增加值的新测算[J].

贵州商学院学报,2019,32(03):27-37.

[46] 胡月,田志宏.进出口多样化是否改善了贸易条件——基于全球农业贸易的证据[J].国际贸易问题,2021(01):81-96.

[47] 邓启明,曹钰敏,金祥荣.产品多样化对“一带一路”沿线国家贸易条件的影响[J].国际商务研究,2021,42(02):65-78.

[48] 王文胜,常晓颖.价格贸易条件对经济增长影响的实证研究——基于混频数据马尔科夫区制转移模型[J].数学的实践与认识,2022,52(01):140-147.

[49] 黄顺武,胡敏.贸易条件影响生产率吗?——基于中国制造业面板数据的实证研究[J].经济经纬,2013(01):51-55.

[50] 王亮,黄斌全,吴滨源.贸易条件变化对宏观经济波动的影响——中国 2005 年 7 月汇率制度改革前后的比较[J].经济评论,2014(05):49-59.DOI:10.19361/j.er.2014.05.005.

[51] 罗曼怡.我国价格贸易条件与经济增长关系的探讨[J].改革与开放,2012,(24):70+72.

[52] 范爱军,卞学宇.贸易条件影响中国进出口失衡问题的研究[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2012,(06):25-35.

[53] 宇宸.科技进步、贸易条件指数和贸易平衡对全要素生产率的影响[J].辽宁大学学报(哲学社会科学版),2018,46(04):37-45.

[54] 张远航.中国对外直接投资与出口贸易双向影响的空间溢出效应研究[D].吉林大学,2018.

[55] 刘欣.制度距离视角下中国对“一带一路”沿线国家直接投资的贸易效应研究[J].内蒙古财经大学学报,2020,18(03):68-71.

[56] 王康康.中国对南亚与中亚地区投资出口效应的比较研究[D].云南财经大学,2018.

[57] 姜海燕,文纳斯.中国对西亚直接投资的贸易效应研究——基于 2009-2017 年面板数据[J].内蒙古财经大学学报,2020,18(02):67-71.

[58] 王秋红,文竹青.中国的直接投资对蒙古国经济的影响研究[J].生产力研究,2020,(03):158-161.

[59] 刘文革,傅诗云,黄玉.地缘政治风险与中国对外直接投资的空间分布——以“一带一路”沿线国家为例[J].西部论坛,2019,29(01):84-97.

[60] 孙宇,刘海滨.中国区域对外直接投资空间效应及影响因素研究——基于空间计量模型的实证考察[J].宏观经济研究,2020,(07):138-152+164.

[61] 王晖,仲鑫.基于空间视角的中国制造业 OFDI 的东道国影响因素实证研究——以“一带一路”沿线国家为例[J].经济问题探索,2020(11):105-120.

- [62] 杨连星,刘晓光,张杰.双边政治关系如何影响对外直接投资——基于二元边际和投资成败视角[J].中国工业经济,2016(11):56-72..
- [63] 刘永辉,赵晓晖.中东欧投资便利化及其对中国对外直接投资的影响[J].数量经济技术经济研究,2021,38(01):83-97.
- [64] 贾玉成,常焜.制度变迁同步化对中国对外直接投资的影响[J].上海对外经贸大学学报,2021,28(01):21-33.
- [65] 侯文平,苏锦红.中国对外直接投资区位选择影响因素研究[J].商业研究,2018(01):79-86.DOI:10.13902/j.cnki.syyj.2018.01.010.
- [66] 邵宇佳,刘文革,陈红.制度距离、投资动机与企业 OFDI 区位选择——中国对外直接投资“制度风险偏好”的一种解释[J].西部论坛,2020,30(02):95-108.
- [67] 文余源,杨钰倩.投资动机、制度质量与中国对外直接投资区位选择[J].经济学家,2021(01):81-90.
- [68] 谢红军,蒋殿春.竞争优势、资产价格与中国海外并购[J].金融研究,2017(01):83-98.
- [69] 杨栋旭,徐硕正,魏泊宁.经济政策不确定性与企业对外直接投资:抑制还是促进?[J].当代财经,2019(02):108-119.
- [70] 李凤羽,杨墨竹.经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J].金融研究,2015(04):115-129.
- [71] 耿伟,李亚楠.东道国不确定性与中国 ODI 二元边际:兼论营商环境的调节效应[J].世界经济研究,2020,(04):107-119+137.
- [72] 孙林,周科选.区域贸易政策不确定性与出口企业对外直接投资的行为选择——以中国-东盟自由贸易区为例[J].国际经贸探索,2020,36(08):97-112.
- [73] 沈洲.东道国贸易政策不确定性对中国 OFDI 的影响研究[D].青岛大学,2020.
- [74] 崔致远.东道国贸易政策不确定性对我国对外直接投资的影响研究[D].贵州财经大学,2021.
- [75] 闫付美,张宏.中国生产性服务业 OFDI 的影响因素分析——来自微观企业的证据[J].经济问题探索,2017,(04):126-134.
- [76] 张战仁,方文君.信息成本、集聚经济与新晋对外投资企业区位[J].世界经济研究,2015(12):112-123+126.
- [77] 范鑫.数字经济发展、国际贸易效率与贸易不确定性[J].财贸经济,2020,41(08):145-160.
- [78] 谭亮,万丽娟.中国对外直接投资与进出口贸易关系的实证分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2010,16(01):59-64.
- [79] 郝凯,尚会英,杨旸.中国制造业对外直接投资与出口贸易的关系研究

[C]//Proceedings of the 6th International Conference on Engineering and Business Management (EBM 2015),2015:79-83.

[80] 林志帆.中国的对外直接投资真的促进出口吗[J].财贸经济,2016(02):100-113.

[81] 杨连星,沈超海,殷德生.对外直接投资如何影响企业产出[J].世界经济,2019,42(04):77-100.

[82] 曹植,谷承锦.中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的空间分布特征与制约因素分析[J].郑州航空工业管理学院学报,2021,39(03):17-29..

[83] 王博君.经济制度对中国对外直接投资的影响——以“一带一路”沿线国家数据为例[J].湖南社会科学,2019(01):110-119.

[84] 蒋殿春,张庆昌.美国在华直接投资的引力模型分析[J].世界经济,2011,34(05):26-41.

[85] 胡立法.外商直接投资和经济增长:国内金融市场作用的实证分析[J].当代财经,2005(05):29-33.

[86] 徐星,吴群琪.乡村振兴战略中交通基础设施配置的路径研究[J].长安大学学报(社会科学版),2020,22(04):41-50.

[87] 陈争平.《中国经济史探索:陈争平文集》——《近代中国对外贸易条件刍议》[M].浙江大学出版社,2012-12.

[88] 李磊,冼国明,包群.“引进来”是否促进了“走出去”?——外商投资对中国企业对外直接投资的影响[J].经济研究,2018,53(03):142-156.

[89] 蔡文浩,赵金亮.区际贸易:基于区域开放视角的贸易理论发展[J].兰州商学院学报,2007(04):34-38.

[90] 刘娟.东道国特征对中国 OFDI 影响的空间邻近效应——基于“一带一路”沿线国家的经验数据分析[J].经济经纬,2019,36(01):56-63.

[91] 马丹,何雅兴,郁霞.双重价值链、经济不确定性与区域贸易竞争力——“一带一路”建设的视角[J].中国工业经济,2021(04):81-99.

致 谢

壬寅虎年，岁在仲春。日月如梭，光阴似箭。目前一机，万化千变。甚处见得，微风吹来，樱花两三片。论文将毕，悟已往，金城求学，三载已逝，思绪万千。不觉触景生情，感物动念，是以情造文，铭而致谢！

己亥南吕，余自下相假彭城之道至金城，幸入蔡公门下，登高望远，力期未来。往事回首皆历历在目，身处校园之内，若白驹之过隙，忽然而已。惊韶华之虚度，叹岁月之蹉跎，未及游兰财之校园，品兰财之生活。三载虽疫抑，然自得甚多！求学三载苦乐伴，意气风发争桂冠，如破茧之蝶，似涅槃之凤，获良多，终长成！

吾与兰财，缘起复试，识于仲夏，始于桂秋，止于荷月，三载有余。初入兰财，师顾之，生助之，未尝苦难之滋；谢同舍，念吾师，未来力期！立志于学，重之惜之，不负亲友之期。研之三年，幸得吾师关心、学校教育、同窗力助、父母倾力支持，既有学术之得，亦有心智之实，虽有憾，止于善。

自入兰财，累受师长之恩。吾师蔡公文浩，学识渊博，治学严谨，谦恭和蔼，德才兼备，言为吾则，行为吾范。余之所学，师循循善诱，苦心孤诣，常诫曰：夫学须静也，才须学业，非学无以广才，非志无以成学。有道无术，术尚可求；有术无道，止于术。余深以为然，谨记之，言必行，行必果，不坠青云之志！及论文写作，吾师耐心开导，开阔思路，关怀备至，颇多关助，论文乃终。词穷理微，未敢称凌云之作；推文敲字，堪堪作纸上功夫。师之“正其义不谋其利，明其道不计其功”处世之道令生受益良多，幸甚至哉，唯奋发而后进，往不谏，来力追。踵府顿首，拜谢恩师于我之深情厚谊！

更欲备述其它师长垂教之恩，然情长纸短，不复具为谢。诗曰：山高水长有时尽，唯我师恩日月长。

吾校兰财，三陇名簧，七秩沧桑。学志于道，业始自商。处陇原之中逵兮，倚大河而为金汤；扼丝路之要冲兮，涉流沙以至天方。勤奋团结，创新境界以求实；博修商道，笃行财经以自砺。学术开放，追求真理之光；经济惠民，胸怀天下理想。吾常学于图书馆，书卷洋洋，览其收藏；习于教学楼，书声琅琅，翰墨飘香。今有不舍，常于其间徜徉；明眸拍照，美好录于心房。樱花树下，梧桐树

旁，世间美好，不过尔尔。人生须臾数十载，当励志奋发以图，母校恩养，没齿难忘！

求学路上，幸遇志同道合之友，是为同门、舍友及各立志求学深造者。彼等胸怀大志，各有所长；年少有为，堪称栋梁。吾深知：独学而无友，则孤陋而寡闻。得彼支持与鼓励，耐心释疑解惑，余得以越高山、渡难关，时常清夜扪心，方有所感，方有所获。追求真理与梦想之路漫漫，得遇金兰之友，同窗之谊，受益良多，幸甚至哉！求学路上须知业精于勤，行成于思。诗曰：星光不负赶路人，时间不负用心人！

最当谢者乃父母尔。非父母之力，余定不能终其业，得其实，享其果，所以父母不得忘，恩情不得伤。孟子云：“不得乎亲，不可以为人；不顺乎亲，不可以为子”。母兮生我，父兮鞠我，衷衷父母，育我够劳！鸦有反哺义，羊有跪乳恩，子当心怀感恩，尊父敬母，是报养育之恩，成材之情。父母无所报，人生更何求。吾之学始于垂髫，迄今已二十载有余。父母辛劳，供读以耕；起早贪黑，每日不辍。父母寄希望于我，倾其力助我，吾必当立身行道，以显父母。有云：碎牙朝肚咽，笑口对吾开。只言明日期，不提背朝天。一把心酸泪，满口善谎言。唯有脚踏地，以换开心颜。

未觉池塘春早眠，阶前荷叶已声声。相思相见知何日，此时此刻难为情。行文至此，感慨万千。户牖之外，万物滋润，一片欣欣向荣；教室之内，奋笔疾书，一切阙如昨日。路漫漫其修远兮，吾将上下而求索。虽将远离，不负所期，追梦摘星，披荆斩棘！期待来日，师友再聚，当泛舟于黄河之上，漫步于校园之晨光，何其快哉！

道阻且长，行则将至；行而不辍，未来可期。与君共勉之！

今将远离，临文涕零，不知所言！