

转型背景下的政策不确定性与中国对外 直接投资

官汝凯

(东华大学 旭日工商管理学院, 上海 200051)

摘要:近年来,中国对外直接投资(*OFDI*)规模出现持续快速扩张,探索其背后的推动因素具有重要的现实意义。政策不确定性是企业在投资决策过程中面临的系统性冲击,在经济转型过程中,潜在的政府干预将带来较大的政策不确定性。经济转型背景下的政策不确定性可能是解释中国对外直接投资快速扩张的重要视角。鉴于此,文章将政策不确定性、经济转型和*OFDI*置于同一个分析框架,在理论分析的基础上,综合运用2003—2015年分省面板数据和Baker等(2016)构建的经济政策不确定性指数实证分析转型期间中国对外直接投资持续快速扩张背后的非市场因素。研究结果表明:(1)经济政策不确定性越高,地区*OFDI*的规模越大,这一效应在2008年之后和中西部地区更为明显;(2)市场化和产权改革的推进均对*OFDI*具有显著的促进作用,而持续的对外开放则对*OFDI*产生明显的抑制效应;(3)政策不确定性对*OFDI*的推动效应随着市场化、产权改革和对外开放等“三维”经济转型的持续推进而降低。文章的研究结论为理解中国*OFDI*持续快速扩张提供了新的视角,同时也为中国实施“走出去”战略提供政策启示。

关键词: 对外直接投资;政策不确定性;经济转型

中图分类号:F061.3 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2019)08-0098-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.08.007

一、引言

长期以来,中国处于经济转型的发展阶段,资本是相对稀缺的生产要素,许多企业面临着严重的融资约束。然而,近年来,中国出现了大规模且持续快速扩张的对外直接投资。2003年,中国*OFDI*的流量(净额)为28.5亿美元,2015年则达到1456.7亿美元,年均增长38.9%,占世界*OFDI*总额的比重由0.45%上升到9.90%。相应地,2003年,中国*OFDI*的存量为332亿美元,占世界总量的0.48%;截至2015年底,*OFDI*的存量达到10978.6亿美元,占世界总量的比例增至4.4%,*OFDI*的净额(流量)首次上升至世界第二位,并已超过同期外商直接投资(*FDI*)的规模,中国成为资本的净输出国。^①

中国*OFDI*的持续快速扩张引起了国内外学者们的广泛关注,主要集中于两个方面:一是基于市场、技术和其他战略资源等寻求动机的视角考察推动中国*OFDI*快速扩张的因素(Cheung和Qian, 2009; Huang和Wang, 2011; 蒋冠宏和蒋殿春, 2012; 黄益平等, 2013);二是考察东道国的

收稿日期:2018-12-04

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71503037);国家自然科学基金面上项目(71873028)

作者简介:官汝凯(1983—),男,山东临邑人,东华大学旭日工商管理学院副教授。

^①数据来源于《中国对外直接投资统计公报》和UNCTAD数据库,经作者整理得到。

经济特征和制度环境对中国 *OFDI* 的影响 (Buckley 等, 2007; 葛顺奇和罗伟, 2013; 王永钦等, 2014; 刘晓光和杨连星, 2016)。可见, 现有研究大多以相对完善的市场经济体制为分析背景, 侧重于考察推动中国 *OFDI* 规模扩张的市场因素, 即在开放经济环境下, 企业自主地调整在国内外外的资金配置, 开拓海外市场和获取有利于自身成长的要素资源, 为理解近年来中国 *OFDI* 的持续快速扩张提供了广阔且有益的思路。然而, 现有研究较少涉及经济转型以及潜在的政策不确定等非市场因素对中国 *OFDI* 快速扩张的影响。

目前, 中国正处于从计划经济向社会主义市场经济转型的阶段, 持续推行市场化、产权改革和对外开放等一系列的制度变革, 改善资源配置效率, 实现国民经济稳定快速发展。随着改革开放进一步深化和“走出去”战略逐步实施, 越来越多的中国企业积极参与国际交流与合作, 促使 *OFDI* 规模持续快速扩张。值得关注的是, 政府仍然在经济社会发展过程中起着显而易见的作用: 一方面, 政府出台经济政策来克服市场配置资源的不足, 在熨平经济周期波动、引导和支持新兴产业发展等方面发挥积极作用; 另一方面, 政府通过制定和实施经济政策干预经济运行, 如对国有企业或局部地区施加政策支持等, 可能导致一定程度的产权歧视和地区政策差异, 从而影响经济社会发展的环境。同时, 经济政策的频繁变更也将导致企业面临着较高的政策不确定性 (Chen 等, 2018)。企业的投资决策非常依赖于有关未来预期且充满不确定性的信息, 被视为实体经济活动中最易受到影响的部分 (谭小芬和张文婧, 2017)。因此, 政策不确定性这一非市场因素可能会影响企业的投资决策, 具体体现为政策不确定性升高会促使企业减少在国内的投资, 而增加现金或其他资产的持有, 或者选择扩大对外投资。

综上所述, 中国 *OFDI* 持续快速扩张的背后既有开拓市场、寻求技术和品牌等战略资源等市场性驱动因素, 可能也有政府干预以及相伴随的政策不确定性等非市场因素。前者往往是基于市场的力量, 企业在开放经济条件下优化资本配置的理性选择; 而后者则更多的是企业面临政策不确定性的“无奈之举”, 可能会造成中国企业资本丰裕进而“走出去”开拓国际市场的假象, 导致企业过早地进行对外直接投资, 甚至资本外逃, 最终损害中国经济的整体竞争力。因此, 针对像中国这样具有转型和新兴双重特征的经济体, 特别需要结合经济转型的制度背景, 并注重政策不确定性等视角来全面和深入地分析 *OFDI* 持续快速扩张的驱动因素, 对积极实施“走出去”战略和制定相关政策提供现实的借鉴。

本文基于政策不确定性的视角来探讨推动中国在经济转型过程中对外直接投资快速扩张背后的内在逻辑, 主要开展两个方面的工作: 首先, 考察政策不确定性对各地区 *OFDI* 的影响; 然后, 探讨经济转型与 *OFDI* 之间的关系, 并分析经济转型对政策不确定性影响 *OFDI* 的调节作用。在理论分析的基础上提出研究假说, 并综合运用 2003—2015 年中国分省面板数据和 Baker 等 (2016) 构建的经济政策不确定性指数对研究假说进行实证检验。结果表明, 面临的政策不确定性越高, 地区 *OFDI* 的规模将越大, 经济政策不确定性指标每升高 1%, 地区 *OFDI* 将平均增加 0.20 至 0.40 个百分点; 且这一推动效应在 2008 年之后和中西部地区更为明显。市场化和产权改革的推进均对 *OFDI* 具有显著的促进作用, 贸易开放度和外资开放度的提高均对 *OFDI* 具有显著的抑制效应; 市场化进程、产权改革与对外开放等经济转型的持续推进均会减缓政策不确定性对 *OFDI* 的推动效应。以上结论在替换关键变量和多种模型设定下均具有较强的稳健性, 进而为解释中国 *OFDI* 的持续快速扩张机制提供了新的视角, 同时从侧面表明持续推进经济体制改革的重要性和必要性。

目前, 已有少量文献开始关注制度环境对中国 *OFDI* 影响这一话题。Shi 等 (2017) 以樊纲等 (2011) 构建的市场化指数来度量制度脆弱性, 发现在制度脆弱性较强的省份, 企业更倾向于扩大

对外直接投资;李新春和肖宵(2017)考察了制度约束对民营企业对外直接投资的影响,发现正式和非正式制度约束均会驱动中国企业进行对外投资;Chen等(2018)研究了中国潜在的制度扭曲对企业对外直接投资决策的影响,发现由于面临融资等方面的歧视,民营企业具有更强的激励进行对外直接投资。与以上三者相似,本文旨在考察中国经济转型过程中潜在的制度不完善对企业对外投资决策的影响,但在研究内容上存在明显的差异,本文主要关注经济政策不确定性这一非市场因素对中国 *OFDI* 的影响。在最新的研究中,杨永聪和李正辉(2018)采用 2003—2015 年中国对外直接投资的跨国数据,基于 Baker 等(2016)开发的经济政策不确定性指数,发现中国 *OFDI* 与国内经济政策不确定性显著正相关。与其不同,本文紧密结合经济转型的制度背景,采用分省面板数据,从政策不确定性和经济转型两个视角探讨中国 *OFDI* 持续快速扩张的内生作用机制,并深入考察经济转型在政策不确定性影响中国 *OFDI* 过程中的调节作用。

相比于现有的研究文献,本文的主要贡献体现在三个方面:一是本文结合经济转型的制度背景,基于政策不确定性视角探讨中国 *OFDI* 持续快速扩张背后的非市场因素,拓展了经济政策不确定性和中国对外直接投资等方面的研究;二是本文系统地考察了市场化、产权改革和对外开放等经济转型变量对 *OFDI* 的影响,探讨了经济转型在政策不确定性影响 *OFDI* 过程中的调节作用,丰富了现有探讨中国 *OFDI* 持续快速扩张机制的研究;三是本文的研究结论具有直接的政策启示,即需要结合经济转型的制度背景来全面分析中国 *OFDI* 持续扩张的驱动因素,特别要注重政府干预以及政策不确定性等非市场因素的潜在影响,而继续深化经济体制改革将有助于减缓政策不确定性对 *OFDI* 的影响。

二、理论分析与研究假说

(一)政策不确定性、企业投资与 *OFDI*

1. 政策不确定性与企业国内投资。政策不确定是转型经济体中企业面临的外部环境变化的一个重要来源,也是企业在宏观层面上面临的系统性冲击,主要包括政策预期不确定性(Feng, 2001)以及政策执行的不确定性或政府改变政策立场的可能性(Le 和 Zak, 2006)等多个方面。政策不确定性对企业投资的影响主要涉及如下两个方面:

一是政策不确定性影响企业管理层或市场投资者的投资决策。首先,政策不确定性升高会增加企业管理层对未来经济政策形势的判断难度,影响其对未来政策制定、实施以及政府干预程度等方面的预期。考虑到管理者往往倾向于风险规避,因此政策不确定性升高势必会减弱他们的投资意愿,从而降低投资。沿着这一思路,Julio 和 Yook(2012)采用政治选举年份作为政策不确定性的代理指标研究发现,相比于非选举年份,企业的投资在总统选举年间平均下降 4.8%。^①Gulen 和 Ion(2016)采用 Baker 等(2016)编制的经济政策不确定性指数研究发现,在控制了选举因素之后,随着政策不确定性升高,企业投资会出现显著下降。此外,政策不确定性升高可能导致更严重的信息不对称问题,进而使得市场投资者无法判断企业的发展前景,从而降低其对企业的借贷和投资(Cao 等, 2013; Pastor 和 Vernoesi, 2013; Francis 等, 2014)。

考虑到中国正处于经济转型时期,政策不确定性对企业投资的影响可能更为明显。在政治晋升和财政利益的双重激励下,地方政府具有引导企业扩大投资的冲动(周黎安, 2007)。同时,

^①需要说明的是,虽然该代理变量具有较强的外生性,但缺乏连续性和时变性,无法捕获政策不确定性在非选举年或政府换届期间的变化,故不能较为全面地刻画政策不确定性,研究结果可能存在一定的偏差(Gulen 和 Ion, 2013)。Baker 等(2016)通过对报纸新闻信息、专家预测报告进行文本分析来构建政策不确定性指数,并对指数的有效性进行了严格的证明,使得采用连续型经济政策不确定性的度量指标成为可能。

政府发挥着“有形之手”的作用,掌握着大量的经济资源,拥有多样化的经济调控手段,并且各地区的政策执行力度差异明显(饶品贵等,2017)。特别是在2008年金融危机之后,政府对经济的干预程度以及引起的政策不确定性大幅升高。政策不确定性对企业投资的影响逐步显性化,这一问题得到了许多学者的关注。贾倩等(2013)和才国伟等(2018)均使用官员更替作为政策不确定性的代理变量,发现政策不确定性升高将显著降低企业投资。考虑到采用特定政治事件作为政策不确定性代理变量潜在的问题,越来越多的学者开始采用Baker等(2016)构建的政策不确定性指数。李凤羽和杨墨竹(2015)以及陈国进和王少谦(2016)均采用Baker等(2016)开发的经济政策不确定性指数研究发现,经济政策不确定性升高会对企业投资具有显著的抑制作用;饶品贵等(2017)研究发现,经济政策不确定性升高将导致企业投资出现显著下降;谭小芬和张文婧(2017)研究表明,经济政策不确定性通过实物期权和金融摩擦两种渠道抑制了企业投资,且实物期权机制占主导作用。

二是政策不确定性对企业资本配置的潜在影响。当政策不确定性升高时,企业会增加现金或其他资产的持有,进而减少投资。现有研究表明,较高的经济政策不确定性会提高企业的流动性和短缺性经营风险,增加公司未来盈利和现金流的不确定性。在预防性动机的驱使下,理性的管理者会平衡当前投资与未来支出,更加谨慎地选择和增持现金等流动性较强的资产以避免财务危机,进而减少投资(Opler等,1999; Bloom等,2007; Han和Qiu,2007)。与中国经济转型的现实相对照,政策不确定性也会对企业的资产配置产生影响,并已得到了学者们的关注。王红建等(2014)研究表明,经济政策不确定性越高,公司的现金持有水平越高;李凤羽和史永东(2016)研究发现,企业在经济政策不确定性上升时会增持现金,且这一效应在融资约束较为严重和股权集中度较低的企业中更加明显。

2. 政策不确定性与OFDI。根据以上分析可知,在相对封闭(不存在资本跨国流动)的经济环境下,当政策不确定性升高时,企业会增加现金或其他资产的配置而减少投资;而随着经济体逐步对外开放,企业则可以将资本在全球范围内进行更为有效的配置。Gauvin等(2013)研究指出,政策稳定会增强投资者的安全感和信心,促进国际投资活动的开展;反之,则会抑制投资,引发国际资本撤出。Julio和Yook(2016)通过考察美国公司的跨国投资后发现,资本流入量在东道国政治选举之前出现下降,而在选举之后会升高,这为政策不确定性抑制企业跨国投资提供了证据。Bonaime等(2018)和Quang等(2018)均采用跨国数据研究表明,以政治选举年份度量的政治不确定性,主要涉及税收、政府支出、货币和财政政策以及监管制度等方面,与跨国并购之间均存在显著的负相关关系。根据现有的研究,我们做出推理:倘若一国存在政策不确定性等导致经营环境恶化的问题,企业便会通过对外直接投资的方式,在全球范围内寻求更为良好的经营和成长环境。考虑到中国越发开放的现实背景,企业拥有更多的机会和投资渠道“走出去”参与国际交流与合作,同时,这意味着企业减少国内投资和增加现金等其他资产持有的机会成本在增大。基于以上分析,本文提出如下研究假说:

研究假说1: 面临的经济政策不确定性越大,地区OFDI规模将越发扩张。

(二)考虑经济转型的调节作用

1. 市场化进程。中国正经历着从计划经济向社会主义市场经济的转型过程,产品、资本和劳动力等多个方面的市场化改革均会提高资源的配置效率,促进国民经济的持续快速增长(马光荣等,2013)。市场化进程的持续推进会改善微观企业的激励机制,提升企业的生产效率,促进企业成长和积极“走出去”。同时,持续的市场化进程可能对政策不确定性与OFDI之间的关系产

生影响,主要涉及三个方面:第一,市场化程度越高,政府干预的力量越弱,服务意识越强,则潜在的政策不确定性的影响越小;第二,市场化水平提高,特别是产品与要素的市场机制更加完善,在提高市场竞争程度的同时,有利于拓宽企业潜在的投融资渠道,增加规避政策不确定性的工具,从而减弱经济政策不确定性对企业在国内投资的影响;第三,市场化水平越高,中介组织发展以及法律执行力则越好,从而越有利于发挥中介组织及法律体系的监督作用,提高公司治理效率,有助于企业管理层进行科学和合理的投资决策,以应对政策不确定性的潜在影响(王红建等,2014)。综上所述,市场化进程会减弱政策不确定性对企业国内投资的负向影响,抑制企业对外直接投资的快速扩张。基于此,本文提出如下研究假说:

研究假说 2a: 在市场化水平越高的地区, *OFDI* 规模越趋于快速扩张,且政策不确定性对 *OFDI* 的正向影响越小。

2. 产权改革。在经济转型过程中,中国正在积极和稳步地推行以国企改革为主导的产权改革,逐步形成多元化的投资主体。持续推进的国企改革有助于明晰产权,改善企业经营绩效,促进有实力的企业积极开展对外直接投资,拓展其国际生存发展的空间,使得对外投资主体呈现出多元化的趋势。考虑到不同类型对外直接投资潜在需求的差异性,多元化的投资主体会对 *OFDI* 产生影响。民营企业在对外直接投资方面具有独特的优势,体现为规模相对小、管理结构简单、适应能力强,以及管理者更具有企业家精神,大多分布在竞争性较高的劳动密集型行业,且通常比国有企业具有更高的生产效率(Dougherty 等,2007),具备更强的应对政策不确定性的能力。特别是基于政治方面的考虑,民营企业相对于国有企业更容易被东道国接受,尤其是涉及战略性资源和高技术行业。此外,伴随着产权改革的推进,国有企业比重降低势必会减少产权歧视所造成的扭曲,减弱政策不确定性对企业对外直接投资的正向影响(Chen 等,2016)。鉴于此,本文提出如下研究假说:

研究假说 2b: 在民营化程度越高的地区, *OFDI* 规模越发快速扩张,且政策不确定性对 *OFDI* 的推动效应越弱。

3. 对外开放。一国或地区的经济开放主要体现在对外贸易和外资开放两个方面,分别对应着贸易开放度和外资开放度。对外直接投资与国际贸易密切相关。一方面,对外贸易往往是企业对外直接投资的先行者。对外贸易的规模越大,则该国越可能进行对外直接投资;同时,对外直接投资对国际贸易,特别是出口贸易具有促进作用(蒋冠宏和蒋殿春,2014)。另一方面,国际贸易与对外直接投资之间往往具有一定的替代性。当企业进行海外投资的成本小于对外贸易时,企业将选择增加对外直接投资,而减少对外贸易;反之亦然。因此,贸易开放度对 *OFDI* 的影响取决以上两个方面的净效应。考虑到中国 *OFDI* 具有明显的促进出口和开拓海外市场的动机(黄益平等,2013),我们初步推断,当贸易开放度,特别是出口开放度出现显著提高时,企业进行对外直接投资的动机将会下降。在外资开放方面,一国(尤其是发展中国家)通过吸引外商直接投资获取资金和技术等生产要素,同时国内企业可以扩大与外资企业的交流和合作,学习先进的技术和管理经验。考虑到中国 *OFDI* 具有明显的寻求技术等战略资产的动机(黄益平等,2013),当大量外资进入时,具有相似目标的对外直接投资可能会减少。进一步地,中国各地区在吸引外资时具有一定的竞争关系,要想吸引更多的外资进入则需要营造更为良好的制度环境和经济发展条件,这将会吸引当地企业扎根本地,减少“走出去”对外投资。综上所述,随着对外开放的逐步推进,中国企业能够通过对外交流和合作获取新的知识和信息,有助于增强自身的学习和有效处理信息的能力,降低或消除政策不确定性对企业国内投资的潜在影响。鉴于此,本文提出如下研究假说:

研究假说 2c: 在贸易或外资开放程度越高的地区, *OFDI* 规模将越小, 且政策不确定性对 *OFDI* 的推动效应越弱。

三、计量模型、变量与数据

(一) 计量模型

为了考察政策不确定性对中国分省 *OFDI* 的影响, 我们参考 Gulen 和 Ion(2016)以及饶品贵等(2017)的研究, 将基本的计量模型设定为:

$$\ln OFDI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln EPU_{t-1} + \gamma' Z_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 下标 i 表示省份, t 表示年份; 被解释变量 $\ln OFDI_{it}$ 为各省对外直接投资规模 (取对数); $\ln EPU_{t-1}$ 为经济政策不确定性指数 (取对数), 采用滞后一期以适当缓解潜在的内生性问题; Z_{it} 表示影响对外直接投资的其他变量 (下文将具体说明); μ_i 和 μ_t 分别用于控制省份和年度固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

根据以上分析, 在探讨政策不确定性对中国 *OFDI* 的影响时需要考虑特定的经济转型制度背景。基于此, 我们进一步引入刻画经济转型的变量, 将计量模型设定为:

$$\ln OFDI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln EPU_{t-1} + \lambda_j Tran_{t-1}^j + \gamma' Z_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Tran_{t-1}^j \equiv \{Mkt_{t-1}, Own_{t-1}, Open_{t-1}\}$, 表示由市场化、产权改革和对外开放三个维度刻画的经济转型变量向量, 对应于 $j = 1, 2, 3$ 。

更进一步地, 在回归方程(2)的基础上, 我们逐步加入政策不确定性与不同维度经济转型变量的交叉项, 考察政策不确定性与经济转型的互动效应, 将计量模型扩展为:

$$\ln OFDI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln EPU_{t-1} + \lambda_j Tran_{t-1}^j + \chi_j \ln EPU_{t-1} \times Tran_{t-1}^j + \gamma' Z_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 交叉项的估计系数是我们主要关注的。比如, $\ln EPU_{t-1} \times Tran_{t-1}^j$ 的估计系数 $\hat{\chi}_j < 0$, 表示地区转型变量 j 的增加将会减弱政策不确定性对地区 *OFDI* 的推动效应; 反之则相反。

(二) 变量和数据

1. 对外直接投资 (*OFDI*)。考虑到地区的规模效应, 我们分别选取人均实际对外直接投资流量 $\ln OFDI_f$ 和人均存量 $\ln OFDI_s$ 两个指标进行度量。人均 *OFDI* 流量能够有效地刻画当期对外直接投资的发展和变化; 而人均 *OFDI* 存量则包括了对外直接投资的滞后影响, 能够更为全面地反映 *OFDI* 的变化特征。相应的数据来自历年的《中国对外直接投资统计公报》和 UNCTAD 数据库。

2. 政策不确定性 (*EPU*)。经济政策不确定性是本文关注的关键变量。我们采用 Baker 等 (2016) 构建的中国经济政策不确定性指数, 其利用文本挖掘技术对《南华早报》(*South China Morning Post*) 文章关键词的搜索, 并以 1995 年 1 月为 100 进行指数化, 得到 *EPU* 的月度数据。该指数相对成熟, 已得到广泛的应用和认可 (李凤羽和李墨竹, 2013; Gulen 和 Ion, 2016; 饶品贵等, 2017; 陈胜蓝和李占婷, 2017; 孟庆斌和师倩, 2017)。

鉴于本文的实证分析采用年度数据, 参考李凤羽和李墨竹 (2013) 以及 Gulen 和 Ion (2016) 的处理方法, 本文使用每年 12 月份公布的政策不确定指数 (epu_12m) 作为当年政策不确定性的衡量指标; 同时, 采用月度政策不确定性指数的简单平均得到年度政策不确定性指数 (epu_sa) 和月份加权平均得到的年度政策不确定性指数 (epu_wa) 进行稳健性检验。其中, $epu_sa = \sum_{m=1}^{12} epu_m / 12$, $epu_wa = \sum_{m=1}^{12} m \times pui_m / \sum_{m=1}^{12} m$, pui_m 表示月份 m 的政策不确定性指数。

3. 经济转型变量。在经济转型方面, 本文选取以下变量: (1) 市场化进程 (*Mkt*)。本文采用樊

纲等(2011)和王小鲁等(2017)编制的中国分省市场化指数。^①这一市场化指数涵盖的维度较广且具有横向与纵向可比性等优点,可以较为准确地评估中国市场化进程的演进趋势,且被相关研究广泛采用。

(2)产权改革(*Own*)。本文采用民营化水平刻画各地区的产权改革进展情况,由民营企业就业人数占地区总就业人数的比重计算得到。相应的基础数据均来源于历年《中国统计年鉴》和各省的统计年鉴。

(3)对外开放(*Open*)。本文选择贸易开放度(*Trade_open*)和外资开放度(*Fdi_open*)两个指标来度量对外开放水平,分别采用按经营单位所在地区的货物进出口总额与地区 *GDP* 的比值以及实际利用外资总额与地区 *GDP* 的比值来衡量。鉴于 *OFDI* 与对外贸易之间的关系,本文进一步将贸易开放度分解为进口渗透率(*Imp_open*)和出口开放度(*Exp_open*),分别采用货物进口额和货物出口额占所在地区 *GDP* 的比重来度量。相应的数据来源于历年《中国统计年鉴》和各省份的统计年鉴。

4. 控制变量。根据既有的研究文献,本文主要考虑如下控制变量:人均 *GDP*(*Lnpgdp*),表示经济发展水平;第二产业产值占 *GDP* 的比重(*Second*),表示地区工业化发展水平;第三产业产值占 *GDP* 的比重(*Third*),表示地区服务业的发展水平;人均受教育年限(*Human*),度量人力资本的发展水平(Barro 和 Lee, 2001);能源生产总量(*Lnenergy*),衡量自然资源的丰裕程度(杜思正等, 2016);实际汇率水平(*Lnexch*),采用人民币兑美元中间价(取对数)表示。以上包括人均 *OFDI*、人均 *GDP* 等所有价值型变量均经过所在省份基期为 2003 年的 *CPI* 指数平减处理。各省份的经济发展数据均来源于历年《中国统计年鉴》和各省份的统计年鉴。

四、政策不确定性与中国 *OFDI*: 总体考察

(一)基本估计结果

表 1 报告了政策不确定性与地区 *OFDI* 之间关系的估计结果。其中,列(1)–列(3)将人均 *OFDI* 流量作为解释变量,分别对应于三种 *EPU* 度量指标的估计结果。在控制了地区经济发展变量以及省份和年度固定效应之后,列(1)的估计结果显示, *Lnepu_12m* 的回归系数为 0.3886,且通过了 1% 水平的显著性检验,这表明经济政策不确定性的上升显著推动了地区 *OFDI* 的扩张。在数量关系上,经济政策不确定性指数每升高 1%,地区 *OFDI* 将提高 0.39 个百分点。作为稳健性检验,将 *Lnepu_12m* 替换为 *Lnepu_sav* 和 *Lnepu_wav*,估计结果在列(2)和列(3)中展示, *Lnepu_sav* 和 *Lnepu_wav* 的系数分别为 0.2783 和 0.2689,且均在 5% 的水平上显著。这进一步表明,经济政策不确定性的升高会显著地促进地区 *OFDI* 的扩张,为研究假说 1 提供了证据支持。为了更加全面地考察政策不确定性与 *OFDI* 之间的关系,本文将人均 *OFDI* 存量替换人均 *OFDI* 流量进行稳健性检验,估计结果展示在列(4)–列(6)。在控制了地区经济发展变量以及省份和年度固定效应之后, *Lnepu_12m*、*Lnepu_sav* 和 *Lnepu_wav* 的系数分别为 0.1881、0.2480 和 0.1901,且均在 5% 的水平上显著,再次表明经济政策不确定性升高会显著地促进地区 *OFDI* 的扩张,从而为研究假说 1 提供了稳健的证据支持。

^①关于市场化指数数据处理的说明:2011 年和 2017 年版本分别提供了 2003–2009 年和 2008–2014 年的数据,且两者的基期不一致;我们注意到两个版本都提供了 2008 年和 2009 年的数据,于是利用这一信息,基于回归分析法对数据进行调整。具体为:首先,将 2008 年和 2009 年数据构成分省面板数据,并将 2011 年版的数据对 2017 年版的数据进行回归,得到两者之间的关系;然后,利用该关系将 2010–2014 年的 2017 年版的数据转换成 2011 年版的数据,进而得到具有一致口径的 2003–2014 年分省市场化进程数据。

表 1 政策不确定性与中国 OFDI: 基本结果

	LnOFDI _f			LnOFDI _s		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Lnepu_12m	0.3886***(0.1351)			0.1881**(0.1060)		
Lnepu_sav		0.2783**(0.1136)			0.2480**(0.0919)	
Lnepu_wav			0.2689**(0.1059)			0.1901**(0.0751)
Lnpgdp	1.7003***(0.5696)	1.7754***(0.5485)	1.7959***(0.5401)	2.5195***(0.3651)	2.7042***(0.5322)	2.6993***(0.5179)
Second	0.1332***(0.0490)	0.1731***(0.0518)	0.1756***(0.0516)	0.1499***(0.0380)	0.1357**(0.0545)	0.1377**(0.0548)
Third	0.2048***(0.0552)	0.2296***(0.0658)	0.2330***(0.0655)	0.2226***(0.0517)	0.1848***(0.0590)	0.1870***(0.0593)
Human	4.4179*(2.4951)	3.7675**(1.7051)	3.7019*(1.7111)	4.5992*(2.7887)	3.7262*(1.8550)	3.8407*(1.8612)
Lnenergy	1.1209***(0.2069)	1.7197***(0.3345)	1.7031***(0.3319)	1.3601***(0.2000)	1.9215***(0.4516)	1.9305***(0.4538)
Lnexch	-1.7585(1.5888)	-1.3551(1.6367)	-1.2122(1.5621)	-1.8038(1.1378)	0.2126(1.7442)	0.1670(1.6245)
Constant	-30.4649***(2.6196)	-35.6041***(3.9585)	-35.5687***(3.9235)	-31.6546***(3.1983)	-31.6648***(4.4917)	-31.8775***(4.4955)
Year effect	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Prov effect	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Obs	388	388	388	372	372	372
Adj-R ²	0.4895	0.4142	0.4173	0.4856	0.3895	0.3889

注: 括号内为估计系数的稳健标准误, 均经过省份层面的 clustering 调整; *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; Year effect 和 Prov effect 分别表示年度和省份固定效应。如无特别说明, 下同。

(二) 基于动态 GMM 估计方法的再考察

考虑到对外直接投资潜在的动态变化, 我们进一步在计量模型(1)中加入被解释变量的一期滞后项, 得到如下动态面板数据模型:

$$\ln OFDI_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \ln OFDI_{i,t-1} + \beta_2 \ln EPU_{i,t-1} + \gamma' X_{i,t} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

采用系统 GMM 对方程(4)进行估计, 估计结果如表 2 所示。在控制了地区经济发展变量以及省份和年度固定效应后, 列(1)–列(3)中人均 OFDI 流量的估计结果表明, 人均 OFDI 流量一期滞后项的系数均在 1% 水平上显著为正; 我们关注的 Lnepu_12m、Lnepu_sav 和 Lnepu_wav 的系数均在 5% 水平上显著为正, 表明政策不确定性对地区 OFDI 规模具有显著的正向影响, 再一次为研究假设 1 提供了证据支持。为了检验估计结果的稳健性, 本文进一步考察以人均 OFDI 存量作为替代变量, Lnepu_12m、Lnepu_sav 和 Lnepu_wav 的估计结果分别在列(4)–列(6)中展示: 人均 OFDI 存量一期滞后项的系数均在 1% 的水平上显著为正; 三类政策不确定性变量的系数为正, 且均在 5% 的水平上显著。^①总体而言, 在考虑 OFDI 动态变化的情形下, 政策不确定性对地区 OFDI 依然具有显著的促进作用, 这表明以上实证结果具有较强的稳健性。

表 2 政策不确定性与中国 OFDI: 系统 GMM 的估计结果

	LnOFDI _f			LnOFDI _s		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.lnrpofdi _f	0.5423***(0.1804)	0.5424***(0.1837)	0.5422***(0.1813)			
L.lnrpofdi _s				0.7967***(0.1848)	0.7954***(0.1914)	0.7961***(0.1892)
Lnepu_12m	0.4885**(0.2252)			0.1509**(0.0727)		
Lnepu_sav		0.7354**(0.260)			0.1657**(0.0840)	
Lnepu_wav			0.7359**(0.2877)			0.1646**(0.0819)

① 限于篇幅, 文中没有报告控制变量(Controls)的估计系数; 若有需要, 可向作者索取或参见《财经研究》工作论文 WP2019-0011。下同。

续表 2 政策不确定性与中国 OFDI: 系统 GMM 的估计结果

	LnOFDI _f			LnOFDI _s		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year effect</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Prov effect</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Obs</i>	356	356	356	341	341	341
<i>AR(1)</i>	0.002	0.002	0.002	0.010	0.010	0.010
<i>AR(2)</i>	0.222	0.222	0.222	0.251	0.251	0.251
<i>Hansen test</i>	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>F test(P-value)</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

(三)考虑时空的异质性

1. 分时段。接下来,我们评估了政策不确定性对 OFDI 的影响在不同时期的变化。表 3 分时段估计结果显示,在控制了一系列地区特征变量以及省份和年度固定效应后,在 2002—2007 年样本期间, Lnepu_12m 的系数为正,但不显著;而在 2008—2016 年样本期间, Lnepu_12m 的系数在 5% 的水平上显著为正,表明政策不确定性对地区 OFDI 具有显著的推动作用,尤其是在 2008 年金融危机之后。进一步地看,在 2008—2011 年样本期间, Lnepu_12m 的系数为负,但不显著;而在 2012—2016 年样本期间, Lnepu_12m 的系数为在 1% 的水平上显著为正。这表明经济政策不确定性出现大幅提升,促使地区 OFDI 的规模持续扩张。综上所述,经济政策不确定性对地区 OFDI 具有显著的正向效应,且呈现出明显的时变特征,主要体现在 2008 年金融危机后,特别是“四万亿”刺激政策相继退出的 2012 年之后,这进一步为假说 1 提供了证据支持。

表 3 政策不确定性与中国 OFDI: 分时段

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2003—2007 年	2008—2016 年	2008—2011 年	2012—2016 年
<i>Lnepu_12m</i>	0.0895(0.4660)	0.4036 ^{**} (0.1269)	-0.0648(0.3614)	0.5390 ^{***} (0.1920)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year effect</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Prov effect</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Obs</i>	143	245	122	124
<i>Adj-R²</i>	0.1039	0.2821	0.2712	0.2097

2. 分地区。考虑到中国经济发展存在着较大的地域差异,以下分析政策不确定性对地区 OFDI 的影响在空间上的异质性。^①表 4 分地区的估计结果表明,在控制了地区特征变量以及省份和年度固定效应后,在东部、中部和西部三个分样本下, Lnepu_12m 的系数均在 5% 水平上显著为正。而采用 Cleary(1999)和连玉君等(2010)的检验方法后,结果表明,政策不确定性的系数在中部和西部样本下不存在显著差异,而两者均与东部样本的系数在 1% 水平上存在显著差异。这表明政策不确定性对地区 OFDI 的推动效应主要体现在中部和西部地区。

^①关于东部、中部和西部地区的划分如下:东部地区包括北京、河北、天津、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南;中部地区包括吉林、黑龙江、河南、山西、湖北、湖南、安徽和江西;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

表 4 政策不确定性与中国 OFDI: 分地区

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
<i>Lnepu_12m</i>	0.3806 ^{**} (0.1748)	0.6410 ^{***} (0.1975)	0.7864 ^{**} (0.3736)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year effect</i>	控制	控制	控制
<i>Prov effect</i>	控制	控制	控制
<i>Obs</i>	141	104	143
<i>Adj-R²</i>	0.2374	0.3875	0.4089

五、考虑经济转型的扩展分析

(一)经济转型对中国 OFDI 的影响

以下将依次引入经济转型变量再次对方程(2)进行回归分析,以考察市场化进程、产权改革和对外开放等制度变迁因素对中国 OFDI 的潜在影响。估计结果在表 5 中展示。

表 5 政策不确定性、经济转型与中国 OFDI 的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Lnepu_12m</i>	0.4125 ^{***} (0.1443)	0.3105 ^{**} (0.1223)	0.3740 ^{***} (0.1324)	0.2762 ^{**} (0.1230)	0.2578 ^{**} (0.1195)
<i>Mkt</i>	0.2830 ^{***} (0.0835)			0.2912 ^{***} (0.0771)	0.2920 ^{***} (0.0756)
<i>Own</i>		0.0407 ^{**} (0.0171)		0.0327 ^{**} (0.0148)	0.0366 ^{**} (0.0151)
<i>Trade_open</i>			-0.0117 ^{**} (0.0046)	-0.0093 ^{***} (0.0029)	
<i>Fdi_open</i>			-0.0034 ^{***} (0.0007)	-0.0045 ^{***} (0.0006)	-0.0043 ^{***} (0.0005)
<i>Exp_open</i>					-0.0199 ^{**} (0.0091)
<i>Imp_open</i>					0.0012(0.0105)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year effect</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Prov effect</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Obs</i>	357	353	388	353	353
<i>Adj-R²</i>	0.5434	0.5334	0.4783	0.5852	0.5849

首先,考察市场化进程对地区 OFDI 的影响。列(1)的估计结果显示, *Lnepu_12m* 的系数在 1% 水平上显著为正,再一次表明政策不确定性指数的升高显著促进了地区 OFDI 规模的扩张; *Mkt* 的系数为正,且在 1% 的水平上显著,表明持续的市场化改革会推动地区内的企业加快对外直接投资,进而为研究假说 2a 前半部分提供了证据支持。然后,加入民营化水平来考察产权改革对 OFDI 的影响。列(2)展示的估计结果表明, *Lnepu_12m* 的系数为正,且在 5% 水平上显著,表明政策不确定性的上升会显著促进地区 OFDI 规模的扩张; *Own* 的系数在 5% 水平上显著为正,表明产权改革形成的多元化所有制结构会推动企业对外直接投资,为研究假说 2b 的前半部分提供了证据支持。再者,考察对外开放程度对地区 OFDI 的影响。同时加入贸易开放度(*Trade_open*)和外资开放度(*Fdi_open*)两个变量,估计结果在列(3)中展示。结果显示, *Lnepu_12m* 的系数为正,且通过了 1% 水平的显著性检验,表明政策不确定性升高会显著地促进地区 OFDI 规模的扩张; *Trade_open* 和 *Fdi_open* 的系数分别在 5% 和 1% 的水平上显著为负。这进而为假说 2c 的前半部分提供了证据支持。最后,将以上三个维度的转型变量同时加入回归方程,列(4)的估计结果表明, *Lnepu_12m*、*Mkt* 和 *Own* 的系数均在 5% 的水平上显著为正; *Trade_open* 和 *Fdi_open* 的系

数均在 1% 水平上显著为负。考虑到贸易开放度(*Trade_open*)同时包含出口开放度(*Exp_open*)和进口渗透率(*Imp_open*)两方面的信息,本文进一步采用 *Exp_open* 和 *Imp_open* 替代 *Trade_open*,对回归方程进行重新估计。列(5)的估计结果表明, *Lnepu_12m* 和 *Own* 的系数均在 5% 水平上显著为正; *Mkt* 的系数为正,且通过了 1% 的显著性检验; *Fdi_open* 的系数仍在 1% 水平上显著为负; *Exp_open* 的系数为负,且在 5% 水平上显著;而 *Imp_open* 的系数则不显著为正,表明贸易开放度对 *OFDI* 的抑制作用主要体现在出口开放度上,进一步为第二部分的研究假说提供了证据支持。

(二)考察经济转型的调节作用

在以上分析的基础上,我们逐步加入政策不确定性与经济转型变量的交叉项,对计量模型(3)进行回归,以深入分析经济转型对政策不确定性与地区 *OFDI* 之间关系的调节作用。

估计结果展示在表 6 中。首先,考察政策不确定性与市场化进程之间的互动效应。在控制了地区特征变量以及省份和年度固定效应之后,列(1)的估计结果显示, *Lnepu_12m* 的系数为正,且在 5% 水平上显著;交叉项 *Lnepu12m*×*Mkt* 的系数在 5% 的水平上显著为负。*Lnepu_12m* 对 *OFDI* 的边际效应为 $\hat{\beta}_1 + \hat{\chi}_1 \overline{Mkt}$, 将 *Mkt* 的均值(7.120)代入其中得到 0.30,表明在考虑政策不确定性与市场化互动效应的情形下,经济政策不确定性仍会显著推动地区 *OFDI* 持续扩张,并且这一推动效应会随着市场化进程的推进而减弱,从而为研究假说 1 和研究假说 2a 提供了证据支持。然后,考察政策不确定性与产权改革之间的互动效应。列(2)的估计结果显示, *Lnepu_12m* 的系数在 1% 水平上显著为正, *Lnepu12m*×*Own* 的系数为负,且在 5% 水平上显著; *Lnepu_12m* 对 *OFDI* 的边际效应为 $\hat{\beta}_1 + \hat{\chi}_2 \overline{Own}$, 将 *Own* 的均值(18.70)代入其中得到 0.30,表明政策不确定性会导致地区 *OFDI* 扩张,并且产权改革的推进会减缓这一推动作用,进而为研究假说 1 和研究假说 2b 提供了证据支持。

表 6 考虑经济转型调节作用的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Lnepu_12m</i>	0.9243***(0.3904)	0.6732*** (0.2216)	0.4453***(0.1749)	0.5235*** (0.1928)	0.5435*** (0.1976)
<i>Mkt</i>	0.7321*** (0.2394)	0.2897*** (0.0734)	0.3116*** (0.0769)	0.3198*** (0.0779)	0.3189*** (0.0757)
<i>Own</i>	0.0315** (0.0139)	0.1316*** (0.0488)	0.0326** (0.0135)	0.0317** (0.0135)	0.0359*** (0.0136)
<i>Trade_open</i>	-0.0092*** (0.0028)	-0.0097*** (0.0030)	0.0119 (0.0114)	-0.0006 (0.0105)	
<i>Fdi_open</i>	-0.0047*** (0.0006)	-0.0046*** (0.0006)	-0.0046*** (0.0006)	0.0158*** (0.0039)	0.0133*** (0.0033)
<i>Lnepu12m</i> × <i>Mkt</i>	-0.0877** (0.0420)				
<i>Lnepu12m</i> × <i>Own</i>		-0.0201** (0.0082)			
<i>Lnepu12m</i> × <i>Trad</i>			-0.0047** (0.0024)	-0.0021 (0.0022)	
<i>Lnepu12m</i> × <i>Fdi</i>				-0.0043*** (0.0008)	-0.0037*** (0.0006)
<i>Exp_open</i>					0.0329* (0.0182)
<i>Imp_open</i>					-0.0199 (0.0169)
<i>Lnepu12m</i> × <i>Exp</i>					-0.0110*** (0.0034)
<i>Lnepu12m</i> × <i>Imp</i>					0.0034* (0.0019)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year effect</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Prov effect</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Obs</i>	353	353	353	353	353
<i>Adj-R²</i>	0.5902	0.5969	0.5915	0.5904	0.5917

再次,考察对外开放对政策不确定性影响 *OFDI* 的调节作用。列(3)报告了加入 *Lnepu12m*×*Trade* 的估计结果。*Lnepu_12m* 的系数在 5% 水平上显著为正, *Lnepu12m*×*Trade* 的系数在 5% 的

水平上显著为负。 Lnepu_12m 对 OFDI 的边际效应为 $\hat{\beta}_1 + \hat{\chi}_3 \overline{\text{Trade}}$, 将 Trade_open 的均值(32.51)代入其中得到 0.29, 这表明随着政策不确定性的升高, 地区 OFDI 将会持续扩张, 而贸易开放度的提升将会抑制这一推动作用, 进而为研究假说 1 和研究假说 2c 提供了证据支持。最后, 同时将 $\text{Lnepu12m} \times \text{Trade}$ 和 $\text{Lnepu12m} \times \text{Fdi}$ 加入方程, 估计结果展示在列(4)中。 Lnepu_12m 的系数在 1% 水平上显著为正, $\text{Lnepu12m} \times \text{Trade}$ 的系数不显著为负, $\text{Lnepu12m} \times \text{Fdi}$ 的系数在 1% 水平上显著为负。 Lnepu_12m 对 OFDI 的效应为 $\hat{\beta}_1 + \hat{\chi}_3 \overline{\text{Trade}} + \hat{\chi}_4 \overline{\text{Fdi}}$, 将 Trade_open 和 Fdi_open 的均值代入其中得到 0.29, 表明在考虑政策不确定性与对外开放互动效应的情形下, 政策不确定性会推动地区 OFDI 的不断扩张, 并且随着外资开放度的提高, 这一推动作用出现显著下降, 这为研究假说 1 和研究假说 2c 提供了证据支持。

根据以上的分析思路, 我们进一步将出口开放度和进口渗透率同时放入回归方程替代 Trade_open , 同时加入两者与政策不确定性指数的交叉项。列(5)的估计结果表明, Lnepu_12m 的系数在 1% 水平上显著为正, $\text{Lnepu12m} \times \text{Exp}$ 和 $\text{Lnepu12m} \times \text{Fdi}$ 的系数分别为 $\hat{\chi}_{31}$ 和 $\hat{\chi}_{32}$, 均在 1% 水平上显著为负; $\text{Lnepu12m} \times \text{Imp}$ 在 10% 的水平上显著为正。 Lnepu_12m 对 OFDI 的总效应为 $\hat{\beta}_1 + \hat{\chi}_{31} \overline{\text{Exp}} + \hat{\chi}_{32} \overline{\text{Imp}} + \hat{\chi}_4 \overline{\text{Fdi}}$, 将三者的均值代入其中得到 0.27, 表明在综合考虑对外开放调节作用的情形下, 政策不确定性均会推动地区 OFDI 的扩张, 并且这一效应随着出口开放度和外资开放度的扩大而减弱, 这说明贸易开放度对政策不确定性影响 OFDI 的调节作用主要体现在出口开放度上, 从而进一步为第二部分的研究假说提供了证据支持。

(三) 稳健性检验

接下来, 本文将从两个方面对以上估计结果进行稳健性检验: 一是考虑到 OFDI 潜在的滞后性和长期累积效应, 采用人均实际 OFDI 存量作为被解释变量; 二是考虑到不同政策不确定性指标的可能影响, 采用 Lnepu_sav 和 Lnepu_wav 替代 Lnepu_12m 。基于以上的计量模型(3), 重新进行回归分析。结果显示, 在所有的模型设定下, Lnepu_sav 和 Lnepu_wav 的系数均在 5% 的水平上显著为正; 市场化指数的系数均 5% 的水平上显著为正; 在考虑与政策不确定性的交互效应时, 民营化水平的系数在 1% 的水平上显著为正; 出口开放度以及外资开放度的系数均在 1% 的水平上显著为负。在政策不确定性与经济转型变量的互动效应方面, $\text{Lnepuy} \times \text{Mkt}$ 的系数不显著为负; $\text{Lnepuy} \times \text{Own}$ 的系数在 1% 的水平上显著为负; $\text{Lnepuy} \times \text{Exp}$ 的系数在 1% 的水平上显著为负; $\text{Lnepuy} \times \text{Fdi}$ 的系数不显著为负。^① 以上结果表明本文的研究结论具有较强的稳健性, 从而再次为第二部分的研究假说提供了证据支持。

六、结论与政策启示

本文将政策不确定性、经济转型和对外直接投资置于同一个分析框架, 基于政策不确定性这一崭新的视角, 为中国转型过程中 OFDI 的持续快速扩张提供了解释。在理论分析的基础上, 综合采用 2003—2015 年分省面板数据和 Baker 等(2016)开发的经济政策不确定性指数实证分析政策不确定性与中国 OFDI 之间的关系。结果表明, 经济政策不确定性越高, 地区 OFDI 规模越大, 且这一正向效应在 2008 年之后和中西部地区更为明显; 持续的市场化和产权改革均对地区 OFDI 具有显著的促进作用, 贸易开放度和外资开放度的持续提高均显著地抑制了地区 OFDI 的扩张; 市场化、产权改革和对外开放等经济转型的持续推进均会减缓政策不确定性对地区 OFDI 的推动效应。以上结论在替换关键变量和多种模型设定下均具有较强的稳健性, 为探索推动对外直接投资持续快速扩张机制提供了新的视角。

^① 限于篇幅, 文中没有报告稳健性检验的估计结果; 若有需要, 可向作者索取或参见《财经研究》工作论文 WP2019-0011。

本文的研究结论具有直接的政策启示:(1)在探索中国 OFDI 持续快速扩张的驱动因素时,需要综合考虑特定的经济转型背景,特别要关注政府干预以及相伴随的政策不确定性等非市场因素。政府需要立足于提升经济政策的平稳性,让市场机制在企业投资决策中发挥决定性的作用。(2)减缓政策不确定性对 OFDI 的影响依赖于进一步地深化经济体制改革,具体包括三个方面:第一,持续推进市场化改革,提高资源的配置效率,为企业积极“走出去”提供制度保障;第二,持续推进以国企改革为主要内容的产权改革,改善企业经营绩效,促进有实力的企业积极开展对外直接投资,同时减弱政策不确定性对企业对外直接投资的影响;第三,持续推进对外开放,鼓励企业扩大对外交流和合作,从而降低或消除潜在的政策不确定性。总之,持续推行以上三个方面的经济转型改革,缓解政策不确定性对 OFDI 的影响,为中国企业积极开展以市场化为导向的“走出去”提供制度条件。

主要参考文献:

- [1]陈国进,王少谦.经济政策不确定性如何影响企业投资行为[J].*财贸经济*,2016,(5):5-21.
- [2]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告[M].北京:经济科学出版社,2011.
- [3]黄益平,何帆,张永生.中国对外直接投资研究[M].北京:北京大学出版社,2013.
- [4]贾倩,孔祥,孙铮.政策不确定性与企业投资行为——基于省级地方官员变更的实证检验[J].*财经研究*,2013,(2):81-91.
- [5]蒋冠宏,蒋殿春.中国企业对外直接投资的“出口效应”[J].*经济研究*,2014,(5):160-173.
- [6]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,(4):115-129.
- [7]李新春,肖宵.制度逃离还是创新驱动?——制度约束与民营企业的对外直接投资[J].*管理世界*,2017,(10):99-112.
- [8]饶品贵,岳衡,姜国华.经济政策不确定性与企业投资行为研究[J].*世界经济*,2017,(2):27-51.
- [9]王红军,李青原,邢斐.经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值[J].*金融研究*,2014,(9):53-68.
- [10]杨永聪,李正辉.经济政策不确定性驱动了中国 OFDI 的增长吗——基于动态面板数据的系统 GMM 估计[J].*国际贸易问题*,2018,(3):138-148.
- [11]Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [12]Bloom N, Bond S, Van Reenen J. Uncertainty and investment dynamics[J]. *The Review of Economic Studies*, 2007, 74(2): 391-415.
- [13]Bonaime A, Gulen H, Ion M. Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 129(3): 531-558.
- [14]Buckley P J, Jeremy Clegg L, Cross A R, et al. The determinants of Chinese outward foreign direct Investment[J]. *Journal of International Business Studies*, 2007, 38(4): 499-518.
- [15]Chen C, Tian W, Yu M J. Outward FDI and domestic input distortions: Evidence from Chinese firms[J]. *Economic Journal*, 2018.
- [16]Gulen H, Ion M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 523-564.
- [17]Julio B, Yook Y. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(1): 45-83.
- [18]Julio B, Yook Y. Policy uncertainty, irreversibility, and cross-border flows of capital[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103: 13-26.

[19]Nguyen Q, Kim T, Papanastassiou M. Policy uncertainty, derivatives use, and firm-level FDI[J]. *Journal of International Business Studies*, 2018, 49(1): 96–126.

[20]Shi W S, Sun S L, Yan D Y, et al. Institutional fragility and outward foreign direct investment from China[J]. *Journal of International Business Studies*, 2017, 48(4): 452–476.

Policy Uncertainty and China's OFDI under the Background of Economic Transformations

Gong Rukai

(Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai 200051, China)

Summary: In recent years, China has experienced large-scale and sustained rapid expansion of outward foreign direct investment (OFDI). It is of great practical significance to explore the driving factors behind it. Policy uncertainty is the systemic shock that enterprises face in the process of investment decision-making. In the economic transformation background, potential government intervention will bring greater policy uncertainty, which will inevitably affect the investment decision of enterprises. Based on the perspectives of policy uncertainty and economic transformation, it is worthwhile to explore the rapid expansion mechanism of China's OFDI.

This paper puts policy uncertainty, economic transformations and OFDI in the same framework. Base on the theoretical analysis, this paper carries out empirical researches by using the economic policy uncertainty index (henceforth EPU) constructed by Baker, et al. (2016) and provincial panel data from 2003 to 2015 in China. The results show that, the higher the uncertainty of the economic policy is, the larger the scale of OFDI expands. This effect is more obvious in the samples after 2008 and in the central and western regions. Moreover, the marketization and privatization reforms promote OFDI significantly, and opening up has a significant inhibitory effect on OFDI; the impetus effect of policy uncertainty on OFDI decreases with the economic transformations of the above three dimensions.

The conclusions of this paper have direct policy implications: First, in exploring the driving factors for the continued rapid expansion of China's OFDI, it is necessary to consider the specific economic transformation background, especially the non-market factors such as government intervention and policy uncertainty. Second, the mitigation of impacts of policy uncertainty on OFDI relies on further deepening economic system reform including marketization, property rights reform and opening up.

This paper mainly extends the existing literature in two aspects: First, considering the fact that the government intervenes in the economy during the transformation process, it analyzes the impact of EPU on China's OFDI. Second, based on China's specific economic transformation background and regional differences, it systematically examines the impact of major economic transformation variables such as marketization, property rights reform and opening up on China's OFDI, and further discusses the adjustment effects of economic transformation variables on the impact of EPU on OFDI, which enriches the existing literature on the mechanism of China's OFDI continuous rapid expansion.

Key words: OFDI; policy uncertainty; economic transformations

(责任编辑 景行)