

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2021.06.006

内外部经济政策不确定性与企业对外直接投资：风险规避还是出口抑制？^{*}

欧阳艳艳 施养劲

(中山大学国际金融学院，广州 510275)

摘要：本文以中国省级经济政策不确定性指数和关税不确定性指数分别作为内外部政策不确定性的代理变量，结合2005～2016年上市公司对外直接投资数据，实证检验内外部政策不确定性对企业对外直接投资的影响。结果发现：内部政策不确定性使企业提高针对国内经济不确定性的风险规避水平，进而促使对外直接投资增加；而外部政策不确定性则显著减少出口贸易规模，进而抑制企业“走出去”。本文以自然灾害作为工具变量，克服内生性之后发现原有结果仍然保持稳健。在国内外复杂新形势下，相关部门应建立积极友好稳定的营商环境，企业进行决策时应充分考虑内外部风险，如此才能促进中国对外直接投资可持续健康发展。

关键词：经济政策；贸易政策；政策不确定性；对外直接投资

中图分类号：F272 **文献标识码：**A **文章编号：**2095—8072(2021)06—0071—16

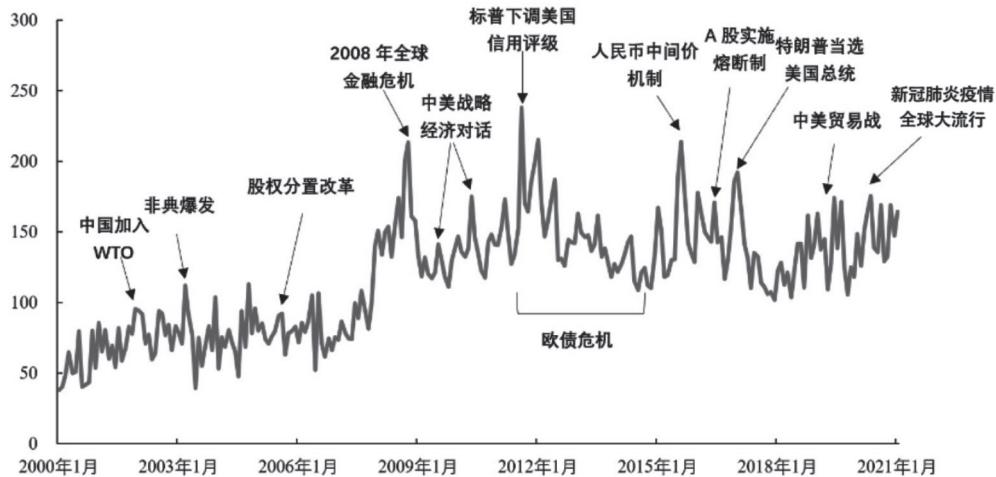
一、引言

虽然和平与发展仍是时代的主题，但局部战争与突如其来的自然灾害以及人们政治与经济活动的变化，使得人类发展过程依然充斥着各种挑战与不确定性。20世纪30年代初的经济萧条、70年代的石油危机、千禧年前的东南亚金融危机等，无不透露出经济发展过程充满了不可预知、不确定性的因素。2008年次贷危机的爆发使各国开始重新审视经济发展结构问题。为应对经济危机各国纷纷出台政策以解决经济不景气问题，如德国的工业4.0计划、日本的负利率刺激经济复苏等。与此同时，“逆全球化”贸易保护主义思潮崛起，一些国家频繁出台政策，引起外汇、关税和资本流动等领域的政策扰动因素上升，从而使得宏观经济的波动变得更加剧烈。

过去20年间，中国所面临的经济政策不确定性指数(economic policy uncertainty, EPU)指数也呈上升趋势(图1)。但与此形成鲜明对比的是，中国对外直接投资(OFDI)却呈现出“逆周期”上扬的特征。自中国加入世界贸易组织(WTO)以来，中国OFDI呈现逐年增加的趋势。2019年OFDI存量为1.94万亿美元，流量达到1369.1亿美元，是世界第二大对外投资来源国。其中流量金额相较于2000年的9.16亿美元，年均增速达到29.8%。不仅如此，中国OFDI在质量方面也不

* 基金项目：本文受国家自然科学基金青年项目“竞争性跟随与企业对外直接投资：时空特征、机制差异与风险偏好”（项目编号：72003204）资助。

断实现新的突破。《中国对外直接投资统计公报》显示：2019年中国在全球188个国家（地区）设立了近4.4万家对外直接投资企业，涉及制造与销售等多个行业，向投资所在国家（地区）缴纳各类税金560亿美元，雇佣外方员工226.6万人。



数据来源：Huang & Luk (2020)

图1 中国面临的经济政策不确定性指数

2012年11月中共十八大明确提出“人类命运共同体”，倡导世界经济共同发展、持久繁荣；“十四五”规划也提出要拓宽双向贸易与投资，参与多边区域投资和贸易合作机制的构建，更好地促进国际国内双循环。而环顾世界政治经济发展趋势，却面临着各种不确定性因素越来越高的局面。究其原因，一方面是由于美国发动301调查，挑起中美贸易战进行关税限制，并在后续多阶段协商的情况下频繁“变脸”，使得中国进出口贸易与资本流动面临极大的不确定性；另一方面，当前国际社会仍处在新冠肺炎疫情流行阶段，国际间贸易往来受阻，疫情后的经济该如何复苏同样充满不确定性。因此，深入研究内外部政策不确定性对企业OFDI的影响，有助于帮助企业正确认识不确定性对投资、生产、销售等决策的影响，为如何应对不确定性冲击提供经验依据，也能对如何应对国内与国外的变局提出针对性政策建议。

为充分探究经济政策不确定性对企业对外直接投资的影响，本文从微观角度出发，以Yu et al. (2021) 计算的中国省级EPU指数和关税政策不确定性 (tariff policy uncertainty, TPU) 指数分别作为企业所面临的内外部政策不确定性的代理变量，研究企业所面临的内外部政策不确定性对于企业OFDI的影响及可能存在的传导机制。考虑到可能存在的内生性问题，在参考Baker et al. (2020) 研究的基础上，以自然灾害作为工具变量解决内生性问题。此外，还进行了一系列的稳健性检验，包括更换EPU、TPU的衡量指标，添加部分控制变量等，实证结果均保持稳健一致。

相较于以往研究，本文的边际贡献主要体现在以下方面：(1) 本文将政策不确定性对企业投资决策的影响拓宽到OFDI层面，进一步拓宽了不确定性的研究范围。既有研究更多针对企业国内的固定资产投资（李凤羽和杨墨竹，2015；Gulen &

Ion, 2016; 刘贯春等, 2019), 忽略了企业在面临不确定性因素时可能会选择海外投资以规避国内市场风险, 由此得出的结论并不一定适用于企业OFDI。(2)以往相关研究对于不确定性的衡量还主要停留在宏观国家层面, 而本文在采用Baker等人文本分析法的同时, 进一步以EPU指数和TPU指数衡量内外部政策不确定性, 从更微观的角度探讨其对企业OFDI的影响, 以便获得更为准确的研究结果。此外, 由于不确定性的来源不同, 其对企业OFDI的影响也可能不同, 区分内外部不确定性能更全面地考察政策带来的差异性影响。(3)现有文献更注重于检验等待期权理论的适用性以及讨论异质性因素对于不确定性影响的调节效应, 而缺乏对影响机制的讨论。而本文尝试提出风险规避以及出口贸易规模两条影响路径, 从而揭示不确定性影响企业OFDI的机制, 有利于政企合力促进企业更好地“走出去”。

二、理论回顾及研究假设

(一) 经济政策不确定性对企业对外直接投资的影响

芝加哥经济学家Knight(1921)最早将风险与不确定性进行区分, Bloom(2014)对此加以继承发展。他认为, 不确定性是一种广泛且模糊的概念, 是人们对于未来经济状况知之甚少或者一无所知的情况。不确定性包括了宏观层面的不确定性(GDP波动)、微观层面的不确定性(企业收益波动)以及非经济现象的不确定性(战争、气候变化), 并由此延伸出了多种测量不确定性的方法。第一类指标主要通过寻找代理变量的方式衡量不确定性。比如Bloom(2009)以资产市场价格的变动衡量冲击产生的不确定性, 申慧慧(2012)用宏观经济指标的差值和企业经营绩效的增长率衡量企业运营中面临的不确定性, 杨海生等(2015)、才国伟等(2018)以官员变动比率衡量政策不确定性。第二类指标则是利用大数据搜索, 并基于文本分析法构建经济政策不确定性指数。Baker et al.(2016)根据报纸的报道频率开发了一种新的衡量不确定性的方式。他通过在美国10家主要报纸每个月的每篇报道中, 检索出与“经济”“不确定性”以及“政策”这三方面关键词有关的文章总数, 并对其进行标准化和归一化处理后, 得到经济政策不确定性指数。

有关经济政策不确定性与企业投资的研究, 目前大多数集中于对国内投资影响的探讨, 一定程度上忽略了不确定性对OFDI的影响, 而事实上, 不确定性也是影响OFDI的重要因素。首先, 较高的国内不确定性意味着市场波动更加难以预测, 出于规避风险的目的, 企业更有动力进行OFDI。Witt & Lewin(2007)发现企业OFDI存在制度逃避因素, 母国制度质量变差会影响企业的经营与发展, 因此企业会通过OFDI从母国制度环境逃逸, 并由此提出了“制度风险逃逸”假说。Das(2013)也指出, 母国的政治风险是OFDI的决定因素之一, 高政治风险鼓励企业将其资本转移到其外国子公司, 因此逃逸投资发生的概率会随着政治环境风险的升高而增大。其次, 风险较高的东道国也无法持续吸引外国企业的直接投资。Bernanke的等待期权理论将企业投资的不可逆性和择时投资能力纳入考量, 企业进行投资就相当于执行了

一个看涨期权，所以企业必须充分权衡当前与未来投资之间的利润差。因此，当东道国等外部不确定性增强时，减少投资并等待观望对企业更加有利。杨永聪和李正辉（2018）以国家级面板数据，运用系统GMM方法研究发现，中国OFDI与东道国经济政策不确定性负相关。Dang et al. (2021) 运用2000~2015年间83个国家的跨国并购数据研究发现，被收购企业所面临的宏观经济不稳定性会影响企业的收购决策，跨国并购发生的概率与东道国的政策不确定性负相关。这些研究普遍都支持来自内部的不确定性会刺激企业进行OFDI，而来自外部的不确定性则会起到相反的效果。基于上述分析，本文提出如下假设：

假设1：内部政策不确定性会增加企业对外直接投资规模。

假设2：外部政策不确定性会减少企业对外直接投资规模。

（二）经济政策不确定性影响企业 OFDI 的机制

内部政策不确定性可能经由企业不确定性规避而影响企业OFDI规模。一方面，由于内部经济政策不确定性上升增加了“制度风险逃逸”的机会，并利用OFDI来替代国内投资，这种更加谨慎的投资决策可以被看作是面对经济政策不确定性的不确定性规避行为（王朝阳等，2018）。Wang et al. (2021) 发现政策不确定性导致企业面临更高的财务约束与运营风险，因此在这一时期，企业会以主动规避的方式，避免追逐高利润以减少风险承担。另一方面，减少投资以进行不确定性规避意味着企业现金持有量的提升（Gulen & Ion, 2016）。尽管持有现金是应对风险的对冲方式之一，但从股东利益最大化的视角看，持有现金并不能为企业带来收益，企业的投资区位也仅仅只局限于国内投资，而是可以将持有的现金投资到低风险地区，以确保股东权益最大化的实现。基于此，本文提出如下机制假设：

假设3：内部政策不确定性通过提高企业的不确定性规避程度，进而激发企业对外直接投资的动机，促进企业对外直接投资。

外部的关税不确定性会减少企业出口水平，在一定程度上抑制OFDI的增长。Handley (2014) 研究发现由于WTO的规定，各国进口关税存在着约束关税的“天花板”，这在一定程度上降低了WTO成员之间的贸易不确定性，消除了企业对于出口关税的顾虑，增加了其进入出口市场的可能性。Handley & Limao (2015)、Osnago et al. (2015) 等学者的研究同样也证实关税不确定性的下降存在出口促进作用。此外，企业出口行为存在学习效应（钱学锋等，2011）。出口贸易帮助企业探索海外市场，并加深对海外市场的了解，对企业OFDI产生促进效应。Conconi et al. (2016) 利用比利时的数据实证检验发现，出口经验越丰富，企业OFDI的概率越高。在具有更高不确定性的东道国，企业会通过延长出口时间获取更多的信息与经验。基于上述分析，当企业面临的外部不确定性升高时，可能会减少企业的出口贸易，从而使得企业由于缺乏出口学习效应减少对外投资的规模。出口贸易规模可能是外部不确定性影响企业OFDI的机制之一。因此，本文提出如下机制假设：

假设4：外部政策不确定性降低了企业出口贸易规模，从而抑制了企业对外直接投资行为。

三、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

参考Gulen和Ion (2016) 的做法, 本文构建了如下的实证模型:

$$OFDI_{i,j,t} = \alpha_i + \beta_1 EPU_{i,t-1} + \beta_2 TPU_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \delta M_{t-1} + \lambda_i + \chi_j + \eta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

$OFDI_{i,j,t}$ 表示上市企业子公司 i 第 t 年在 j 国的对外直接投资规模, $EPU_{i,t-1}$ 表示第 $t-1$ 年企业 i 面临的省级经济政策不确定性, 以此衡量企业面临的国内政策不确定性。 $TPU_{i,t-1}$ 表示第 $t-1$ 年企业 i 面临的贸易政策不确定性, 以此来衡量外部政策不确定性。 M_{t-1} 表示宏观经济控制变量, 既包括母国宏观经济变量, 也包括东道国宏观经济变量。参考李凤羽和杨墨竹 (2015)、Gulen 和 Ion (2016) 的做法, 将宏观变量滞后一期, 以减少内生性问题。 $X_{i,t}$ 表示企业层面的控制变量, λ_i 用以控制个体固定效应, χ_j 用以控制东道国固定效应, η_t 为一系列时间虚拟变量。

为检验机制分析所提出的假设, 本文进一步构建了如下中介效应模型, 并采用逐步法进行检验。

$$UOE_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 EPU_{i,t-1} + \beta_2 TPU_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \delta M_{t-1} + \lambda_i + \chi_j + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$OFDI_{i,j,t} = \alpha_i + \beta_1 EPU_{i,t-1} + \beta_2 TPU_{i,t-1} + \beta_3 UOE_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \delta M_{t-1} + \lambda_i + \chi_j + \eta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

$$EXP_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 EPU_{i,t-1} + \beta_2 TPU_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \delta M_{t-1} + \lambda_i + \chi_j + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$OFDI_{i,j,t} = \alpha_i + \beta_1 EPU_{i,t-1} + \beta_2 TPU_{i,t-1} + \beta_3 EXP_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \delta M_{t-1} + \lambda_i + \chi_j + \eta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (5)$$

其中, $UOE_{i,t}$ 为企业的不确定性规避程度; $EXP_{i,t}$ 为企业出口贸易规模。

(二) 变量设定

1. 被解释变量

借鉴欧阳艳艳等 (2020) 的研究, 本文手工收集了上市公司年报中海外长期股权投资期末余额的披露数据, 整理出企业OFDI的数据, 并以企业OFDI规模的自然对数衡量企业OFDI水平。

2. 核心解释变量

(1) 内部政策不确定性。企业所面临的内部政策不确定性主要指本国的经济政策不确定性。现有研究中, Baker et al. (2016)、Davis et al. (2019)、Huang & Luk (2020) 以及 Yu et al. (2021) 等多位学者均采用文本分析法构建了中国EPU指数。尽管从引用率来看, 最早提出EPU指数概念的Baker所测算的指标得到更多学者的认可, 但该指标存在两点缺陷: ①Baker等人用于测算EPU指数的文本分析来源于香港的《南华早报》, 其更为关注华南地区的新闻, 并不能完全反映出中国整体的经济运行状况。②Baker等人测算的是国家层面的政策不确定性, 并未考虑区域经济发展和政策实施水平的异质性。从图2可以看出: 上海、广东、江苏、浙江等东部经济发达地区, 政策颁布更为频繁, 不确定性因素相较于其他省份更高。不同区域EPU的

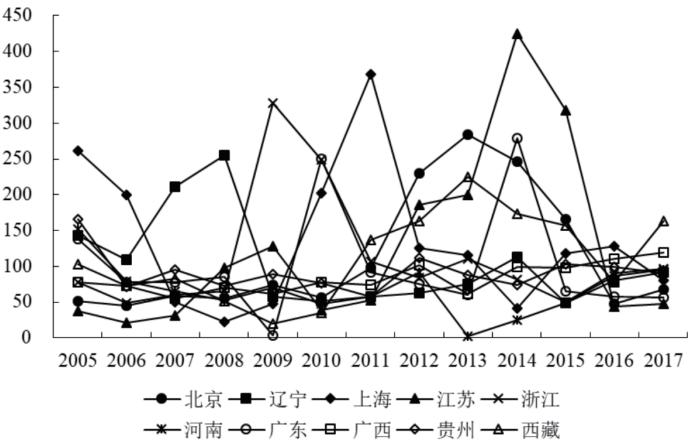
峰值也可看出其EPU指数存在很大差异。在微观分析中，如果无法消除这一异质性问题，将会使结果产生偏误。与其他指标相比，Yu et al. (2021) 构建的省份EPU指数有以下三个优点：①充分考虑区域异质性问题。该指标选取了国内31个省的主流报纸构建EPU指数，可以更为准确地衡量不同省份之间的经济政策不确定性。②考虑中英文语法语义的不同。同一个名词，中文相较于英文有更多的表达方式，如预计、预期、有待都能表达expect的意思；或许、可能都能表达probably的意思。Baker et al. (2016) 等人选取关键词的标准可能会低估甚至扭曲中国的EPU指数。Yu等在参考政府工作报告、“五年计划”等政府文件后，在Baker等人的基础上修改了选取关键词的标准，从而可更精准地理解报道想要表达的内容。③原有的EPU指数在计算中是将目标文章除以所有文章而获得文章占比，但除了特定类别的报纸，综合性报纸包含经济、娱乐、民生、文化等多方面的内容，以所有文章数量来计算可能会低估政策不确定性，因此Yu等仅将目标文章数量除以仅与经济相关的文章数量来计算EPU指数。基于上述考虑，本文采用Yu等构建的省份EPU指数的对数衡量企业所面临的内部政策不确定性。

(2) 外部政策不确定性。本文以关税不确定性衡量企业的外部政策不确定性。^①无论企业OFDI的动机是获取资源还是开拓市场，最终都会涉及国际贸易，而贸易涉及进出口关税，因此本文以关税不确定性指数衡量上市公司的外部政策不确定性。关税不确定性的计算方式主要参考Handley & Limao (2015) 通过模型推导提出的TPU度量公式：

$$TPU = \frac{1 - \tau_{BTM}^\sigma / \tau_{TOP}^\sigma}{\sigma - 1} \tau_{TOP} \quad (6)$$

其中 τ_{BTM} 、 τ_{TOP} 分别表示关税下限与上限， σ 为替代弹性。从公式(6)中可以看出，关税不确定性衡量的实际上是关税上下限之间的差额，当差额越大时，表明实际关税越难以预测。Handley & Limao (2015) 基于CES函数构建的关税不确定性指数中， σ 的值具有一定的主观性，现有研究大多取值为2、3、4，在本文的基准回归中， σ 取值为2，并在稳健性检验中进一步将其替换为3、4。

^① 首先，将海关数据与关税数据中HS6位产品代码统一转换为HS96格式，并将关税数据按照产品代码与年份匹配至海关数据中。其次，加总中国每年度对j国的总出口规模，并以当年中国对该国的出口产品i的出口规模占当年对该国的总出口规模的比重作为权重汇总计算出该年中国在该国所面临的关税上限与下限。最后根据公式计算TPU指数。



数据来源：Yu et al (2021)

图2 分省份中国EPU指数

TPU计算过程中最主要的是要确定关税的上下限。在WTO框架下，成员方通过设定最惠国关税（Most Favored Nation Tariff，简称MFN）与约束关税（Bound Tariff，简称BT）给予其他成员优惠关税和限定最高征税税率。但由于WTO对关税约束能力不足，^①诸多国家互相签署了自由贸易协定，承诺为贸易协定国提供协定关税（Preferential Tariff，简称PT）。考虑到我国已在2001年加入WTO，且当前已经与新加坡、东盟、澳大利亚等多个国家或地区签订了自由贸易协定，同时现实中实际适用关税（Effectively Applied Tariffs, AHS关税）有可能会低于MFN或PT关税，因此本文将关税上限设定为约束关税，下限设定为实际适用关税与最惠国关税（协定关税）的最小值。与中国存在进出口贸易的部分国家既未加入WTO，也未同中国签订自由贸易协定，针对这种情况的关税上限，参考Osnago et al. (2015) 的做法，以3倍实际适用关税作为关税上限。关税上下限的具体选定如表1所示。

表 1 关税上下限选择

	关税上限	关税下限
互为WTO成员	TAX_{bound}	$\min\{TAX_{ahs}, TAX_{mfn}\}$
签署FTA后	TAX_{bound}	$\min\{TAX_{ahs}, TAX_{pt}\}$
其他	$3 * TAX_{ahs}$	TAX_{ahs}

3. 中介变量

（1）不确定性规避。企业不确定性规避的主要特征为投资的减少，并以工业总产值/资产规模来衡量规避程度（王朝阳等，2018）。等待期权理论也认为不确定性主要是影响固定资产等具有高投资不可逆性的标的，其对于企业的风险规避更多体现在固定资产等不可逆程度较高的投资资产中。本文在参考王朝阳等（2018）的衡量方式以及等待期权理论的基础上，以企业当年新增固定资产占总资产的比值衡量不确定性规避。

（2）出口贸易规模。本文以企业出口规模的自然对数来衡量（杨晨和韩庆潇，2015）。

4. 控制变量

参照现有文献的做法，本文将其他控制变量分为企业微观变量与宏观变量。企业微观变量包括企业规模、企业成立年限、ROA、资产负债率（刘莉亚等，2015）。宏观控制变量包括母国宏观变量与东道国宏观变量。母国宏观变量有GDP增长率和实际利率指数；东道国宏观变量包括市场开放程度、东道国GDP增长率以及燃料、矿物和金属出口占GDP比重（吴先明和黄春桃，2016；田巍和余森杰，2017）。

（三）数据来源

本文选取2005~2016年A股上市公司数据作为样本。在研究中剔除了在样本期间内出现过重大资产重组而构成借壳上市的样本。被解释变量OFDI的数据来自于企业年报披露，核心解释变量内部政策不确定性数据来自Yu et al. (2021)。外部政策不确定性数据通过手工计算获得，计算过程中所需的出口贸易数据来自海关数据库，所

^①Bchir et al. (2006) 指出，虽然WTO限定了约束关税，但超过30%的约束关税可以单方面提高而不用补偿，这使得WTO对于成员之间最高关税的约束能力下降。

需关税数据来自World Integrated Trade Solution (WITS) 和WTO Tariff Download Facility数据库。WITS数据库提供最惠国关税、实际应用关税与协定关税数据。WTO Tariff Download Facility数据库提供WTO成员间的约束关税数据。实际利率指数REER来自国际清算银行 (BIS) 统计数据库，其余宏观经济变量来自中经网经济统计数据库以及国家统计年鉴，企业微观变量数据来自CSMAR数据库。各变量的定义及描述性统计如表2所示。

表 2 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
对外直接投资 (OFDI)	对外直接投资规模对数	7.252	6.863	0.000	24.33
内部政策不确定性 (EPU)	EPU指数对数	4.502	0.490	1.411	6.095
外部政策不确定性 (TPU)	TPU指数对数	0.469	0.365	0.000	1.000
不确定性规避 (UOE)	新增固定资产/总资产	4.925	5.849	-7.760	29.16
出口规模 (Export)	企业出口贸易规模对数	8.722	5.812	0.000	22.93
企业规模 (Asset)	企业年末总资产对数	22.70	1.879	12.31	30.82
成立年限 (Age)	企业成立年限对数	2.541	0.457	1.099	3.367
资产回报率 (ROA)	净利润/总资产	0.044	0.138	-5.259	2.637
资产负债率 (Lev)	总负债/总资产	0.496	0.212	0.000	1.000
母国GDP增长率 (D_gdpg)	母国GDP增长率	12.82	5.014	7.038	23.08
实际利率指数 (Reer)	实际利率指数的对数	4.673	0.139	4.417	4.865
东道国市场开放程度 (Open)	东道国进出口规模/GDP	182.6	161.3	0.000	442.6
东道国GDP增长 (F_gdpg)	东道国GDP增长率	3.133	3.163	-21.59	26.17
东道国资源禀赋 (Resource)	东道国燃料、矿物和金属出口/GDP	16.45	16.35	0.000	98.81

四、实证结果和分析

(一) 基准回归

为检验本文提出的假设，首先对公式(1)进行实证检验，结果如表3所示。在仅控制内外部政策不确定性的滞后项的情况下，内部政策不确定性的上升促进了企业OFDI，而外部政策不确定性的提升抑制了企业OFDI。在逐步加入企业微观层面控制变量和宏观层面的控制变量后，结果依然保持一致。假设1和假设2得以证实。当国内不确定性情绪蔓延时，企业可能会主动进行OFDI，以规避国内不确定性上升所带来的经营风险，确保收益的稳定性。在很多情况下，国内经济政策不稳定也是为了应对多变的国际市场而进行的调整，也有利于企业“走出去”开拓海外市场，实现企业增值。相反，外部政策不确定性增加说明东道国的政治经济环境波动性上升，这种不利因素导致了外部因素无法起到拉动作用，企业为了保证投资盈利以最大化股东价值，会选择延迟投资，这与等待期权理论的思想是一致的。

此外，从其余控制变量的实证结果，可以发现总资产规模对OFDI有着正向的促进作用，这也与过往的研究结果保持一致，规模越大的企业越容易参与到国际市场的竞争（陈胤默等，2019）。而国内的经济增速同样也能够促进企业的OFDI规模。东道国的宏观变量中，Open的系数显著为正，表明了市场越开放，越能吸引国内的投资，企业OFDI存在着开拓市场、寻求资源等投资动机（Goh & Wong, 2014; Ali & Wong, 2018）。

表 3 内外部政策不确定性与企业 OFDI 的基准检验结果

变量	<i>OFDI</i> (1)	<i>OFDI</i> (2)	<i>OFDI</i> (3)
<i>L.EPU</i>	0.223*** (0.077)	0.212*** (0.077)	0.198** (0.077)
<i>L.TPU</i>	-1.376*** (0.315)	-1.409*** (0.314)	-1.054*** (0.326)
<i>Asset</i>		0.855*** (0.087)	0.900*** (0.089)
<i>Age</i>		0.508* (0.298)	0.477 (0.300)
<i>ROA</i>		-1.668*** (0.433)	-1.703*** (0.437)
<i>Lev</i>		1.146*** (0.337)	1.043*** (0.341)
<i>L.D_gdpg</i>			6.809*** (0.274)
<i>L.Reer</i>			142.132*** (5.578)
<i>L.Open</i>			0.010*** (0.002)
<i>L.F_gdpg</i>			0.007 (0.014)
<i>L.Resource</i>			-0.003 (0.006)
常数项	3.661*** (0.396)	-16.428*** (1.948)	-753.963*** (28.642)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
东道国固定效应	YES	YES	YES
样本数	24,491	24,491	24,160
调整后R ²	0.594	0.597	0.599
F统计量	667.9	514.8	430.5

注： ***、 **、 * 分别表示在 1%、 5% 和 10% 水平上显著，括号中为稳健标准误。L 表示滞后一期。后表同。

验证了出口“学习效应”的存在。Capel (1992) 认为即使是风险中性的企业，也会在面临不确定性的时侯，延缓其从出口转向对外直接投资的决策。值得注意的是，在引入了出口规模之后，TPU 对 OFDI 的回归系数绝对值变小（由 -1.054 变为 -1.020）。这说明关税不确定性导致出口贸易规模减小，使企业学习东道国市场的机会变少，进而在一定程度上削弱了企业 OFDI。因此，假设 4 也得以验证。

（三）异质性分析

机制检验结果表明在政策不确定性风险上升期间，企业 OFDI 有着风险规避的特性。这种风险规避的行为会对企业的投资方式以及东道国的选择产生影响，为进一步探究这些异质性条件下内外部政策不确定性对于企业 OFDI 的影响差异，本文将样本根据投资方式、东道国国家类别的不同，分为新建投资（绿地投资）与跨国并购、发达国家与发展中国家四组，分别进行回归，结果如表 5 所示。

（二）机制检验

从表 4 的回归结果看，内部政策不确定性显著降低了企业固定资产投资比例，表明在内部经济政策不确定性上升的情况下，企业存在更为强烈的不确定性规避行为。而在回归结果第（6）列中，*UOE* 与 *OFDI* 负相关，说明不确定性规避行为会显著促进企业的 *OFDI* 规模。当企业减少对固定资产的投资，闲置的资金会被企业从高不确定性风险的国内投资转移到不确定性程度相对更低的对外投资中。值得注意的是，在考虑了 *UOE* 的影响后，内部政策不确定性对于 *OFDI* 的影响变得不显著，这也说明了 *UOE* 是内部政策不确定性对 *OFDI* 的主要影响渠道，假设 3 得以验证。

出口规模机制的中介检验中，回归结果第（7）列中 *TPU* 对企业出口规模 *Export* 的影响显著为负，而在第（8）列中出口规模对企业 *OFDI* 的影响显著为正，验证了出口规模对 *OFDI* 的正向影响。

表4 中介效应检验

变量	基准回归	不确定性的规避		贸易规模	
	OFDI (4)	UOE (5)	OFDI (6)	Export (7)	lnofdi (8)
L.EPU	0.198** (0.077)	-0.189** (0.091)	0.118 (0.080)	0.047 (0.061)	0.196** (0.077)
L.TPU	-1.054*** (0.326)	0.829** (0.404)	-0.515 (0.355)	-0.764*** (0.258)	-1.020*** (0.326)
UOE			-0.013** (0.006)		
Export					0.044*** (0.009)
常数项	-753.963*** (28.642)	27.050 (33.078)	-750.020*** (29.054)	1,518.529*** (22.594)	-821.013*** (31.513)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
东道国固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	24,160	22,569	22,569	24,162	24,160
调整后R ²	0.599	0.282	0.617	0.608	0.600
F统计量	430.5	56.93	409.7	463.9	410.7

表5 异质性分析

变量	投资方式		国家类别	
	绿地投资	并购投资	发达国家	发展中国家
	OFDI (9)	OFDI (10)	OFDI (11)	OFDI (12)
L.EPU	0.258*** (0.087)	0.091 (0.170)	0.301*** (0.114)	0.081 (0.106)
L.TPU	-1.033*** (0.370)	-1.646** (0.699)	-2.527*** (0.544)	-0.337 (0.438)
常数项	-798.881*** (32.463)	-678.567*** (61.433)	-715.946*** (47.727)	-771.822*** (39.583)
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
东道国固定效应	YES	YES	YES	YES
样本数	17,951	5,960	11,207	12,953
调整后R ²	0.625	0.534	0.570	0.625
F统计量	381.7	71.94	174.0	265.5

分投资方式回归结果列(9)~(10)表明：内部政策不确定性对于企业以绿地投资开展的OFDI具有显著正向影响，而对于并购投资的影响则并不明显。首先，从风险规避角度来看，由于不同国家的会计准则之间存在一定差异，跨国并购面临着资产评估问题。尤其在不确定性因素上升时期，企业对于被收购公司的资产价值评估存在信息不对称与滞后性，容易导致跨国并购失败。其次，由于东道国的政策限制以及出于保护国内企业的考虑，有时会限制某些特定产业的兼并与收购，例如可口可乐收购汇源果汁就因违反反垄断法中的规定而最终以失败告终。因而在自身面临内部政策不确定性的情况下，企业往往不会选择以跨国并购的方式开展OFDI，以减少投资的不稳定因素。最后，两种投资模式在资金给付方式上存在不同，绿地投资需要连续多

年的资金支出，而跨国并购则一般在交易当期结算完成。因此当东道国面临高度政策不确定性时，从绿地投资中撤资的成本要低得多，在不确定性较高的情况下，绿地投资要优于跨国并购（Slangen, 2013）。

分发达国家与发展中国家回归结果列（11）～（12）表明：内外部政策不确定性对于企业在发达国家进行OFDI影响更为显著。这与我国当前阶段OFDI特征也相吻合。相较于发展中国家，发达国家拥有更为庞大的市场规模、更为先进的生产技术以及更为完备的服务体系，因此在不确定性风险上升时期，对于母国企业更有吸引力。Madhok & Keyhani (2012) 也坦言，相较于发达国家，发展中国家在收入水平以及机构环境质量等方面都处于劣势，因此发展中国家的跨国企业在进行OFDI或者跨国并购时往往不具备技术和品牌优势。但其能够通过投资发达国家进行能力开发，并最终通过学习和能力升级在竞争中实现赶超。因此内部政策不确定性对于企业在发达国家的OFDI影响更为显著。

（四）内生性检验

为了进一步消除内生性带来的影响，本文采用外生性冲击（自然灾害、政变和暴力革命、恐怖袭击等突发事件）作为政策不确定性的工具变量对实证结果进行检验。一方面，自然灾害与经济政策不确定性具有一定的相关性。两者都是人们无法预期的风险。自然灾害发生后，报纸会对相关事件进行充分报道，同时政府也会发布相关的政策以帮助灾后重建。Baker et al. (2020) 发现，自然灾害冲击后15天内，报纸的相关报道增加了39%。这也说明自然灾害事件与基于报纸文本分析计算的经济政策不确定性指数之间有着紧密联系。鲁晓东和刘京军（2017）、Baker et al. (2020) 等也都把自然灾害作为不确定的工具变量。另一方面，以自然灾害为代表的外生冲击，满足了工具变量的外生性特征。长期来看，自然灾害属于自然现象，虽然人类活动能够增加或者减少自然灾害发生的可能性，但是何时发生自然灾害远非人力所能控制。因此，自然灾害的发生并不能直接影响企业OFDI。

本文以2005～2016年间国内和国际发生的自然灾害事件数量（*disaster_num*）之和来构建工具变量，并分别以滞后两期的国内自然灾害事件数量和其他各国自然灾害事件数量作为内部与外部政策不确定性的工具变量。之所以选择滞后两期的数据是因为经济重建是滞后于自然灾害的发生而开展的。首先，自然灾害发生的初期，政府更多是将力量放在救灾当中，优先保护百姓的人身与财产安全，之后才会进一步考虑如何通过经济手段帮助灾后重建。其次，我国大部分地区的气候特征属于亚热带季风性湿润气候，该地理特征也决定了国内主要自然灾害多为6～10月份的台风、洪水以及10～12月份的雪灾寒潮。这些自然灾害事件主要集中在下半年且持续时间较长。自然灾害的发生并不会立刻导致内部政策不确定性上升。故本文以滞后两期的自然灾害事件数量作为滞后一期的政策不确定性的工具变量。自然灾害的数据来自Center for Research on the Epidemiology of Disasters (CRED) 的EM-DAT数据库，并进一步

通过手工整理2005~2016年间国内发生的371起自然灾害事件，并根据自然灾害发生地点将国内数据细分为各个省份在样本期间内发生的自然灾害事件数量。

表6展示了2SLS的工具变量回归结果。第一阶段回归中，工具变量对于政策不确定性的影晌显著为正，表明自然灾害事件的发生使得经济政策产生了更多的波动性，这与本文的预期相符。第一阶段回归的弱工具变量检验的F统计量分别为73.66、76.73，远大于20，说明不存在弱工具变量的问题。第二阶段回归结果表明，在考虑内生性问题之后，内部政策不确定性对于企业OFDI规模的影响依然显著为正，而外部政策不确定性对于企业OFDI影响显著为负。

表6 工具变量检验结果

内部政策不确定性内生性分析			外部政策不确定性内生性分析		
变量	一阶段 (13)	二阶段 (14)	变量	一阶段 (15)	二阶段 (16)
	<i>L.EPU</i>	<i>OFDI</i>		<i>L.TPU</i>	<i>OFDI</i>
<i>L2.EPU_IV</i>	0.013*** (0.002)	2.261* (1.351)	<i>L2.TPU_IV</i>	0.003*** (0.000)	-12.235** (5.933)
<i>L.TPU</i>	-0.033 (0.036)	0.137 (0.415)	<i>L.EPU</i>	-0.000 (0.002)	0.208*** (0.081)
控制变量	YES	YES	控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	时间固定效应	YES	YES
东道国固定效应	YES	YES	东道国固定效应	YES	YES
观测值	19,886	19,886	观测值	22,833	22,833
F统计量	73.66	27.28	F统计量	76.73	22.12

（五）稳健性检验

1. 考虑不同报纸信息来源的内部政策不确定性

前文以Yu et al. (2021) 的省级经济政策不确定性作为内部经济政策不确定性的衡量指标。为进一步保证结果的稳健性，本文进一步以其他三位学者的指标重新进行回归（Baker et al., 2016；Davis et al., 2019；Huang & Luk, 2020）。回归结果如表7列（17）~（19）所示，在考虑了不同新闻信息来源的经济政策不确定性指数之后，回归结果与前文基本保持一致。

表7 稳健性检验——更换EPU指标

变量	Baker's EPU	Davis's EPU	Huang & Luk's EPU
	<i>OFDI</i> (17)	<i>OFDI</i> (18)	<i>OFDI</i> (19)
<i>L.EPU</i>	6.775*** (1.462)	2.484*** (0.536)	2.445*** (0.528)
<i>L.TPU</i>	-1.053*** (0.326)	-1.053*** (0.326)	-1.053*** (0.326)
常数项	-1,141.733*** (77.440)	-684.955*** (37.070)	-814.799*** (26.654)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
东道国固定效应	YES	YES	YES
样本数	24,160	24,160	24,160
调整后R ²	0.599	0.599	0.599
F统计量	453.9	453.9	453.9

2. 更换外部政策不确定性指标

前文在关税不确定性的构造过程中，将 σ 取值为2。现有文献的做法一般在5以内取值，为了保证实证结果不会受到 σ 取值的影响，本文进一步将替代弹性 σ 拓展到3、4，以此检验外部政策不确定性影响结果的稳健性。同时，本文还考虑以Handley (2014) 提出的另一种

关税不确定性测算方式重新计算了关税不确定性，实证检验结果如表8列(20)~(22)所示，在考虑了不同类型的 σ 值之后，外部政策不确定性对于企业OFDI的影响依然显著为负，同时以另一种公式计算的外部政策不确定性对企业OFDI的影响结果与前文保持一致，说明本文结果的稳健性。

表 8 稳健性检验——更换 TPU 指标

变量	$\sigma = 3$	$\sigma = 4$	$TPU = 1 - \frac{\tau_{MEN}^\sigma}{\tau_{BND}^\sigma}$
	OFDI (20)	OFDI (21)	OFDI (22)
L.EPU	0.198** (0.077)	0.199** (0.077)	0.199** (0.077)
L.TPU	-1.750*** (0.615)	-2.478*** (0.905)	-1.056*** (0.381)
常数项	-752.470*** (28.630)	-751.678*** (28.613)	-752.681*** (28.645)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
东道国固定效应	YES	YES	YES
样本数	24,160	24,160	24,160
调整后R ²	0.599	0.599	0.599
F统计量	430.3	430.3	430.3

3. 考虑遗漏变量问题

在上述实证分析中，本文考虑了因为逆向因果所导致的内生性问题，但除此之外，对于模型的估计还需要注意可能存在的遗漏变量问题。首先，由于企业的重大财务决策主要由董事、监事等企业高管共同决议，因此除了财务因素之外，高管个人特征也会影响企业投资决策（卢馨等，2017）。其次，东道国的制度水平也是企业OFDI的重要影响因素之一，而本文所探讨的政策不确定性只是制度水平在经济方面的表现。除此之外，法律情况、营商环境、监管质量等其他反映制度水平的因素也会影企业OFDI（宗芳宇等，2012）。

为解决遗漏变量的影响，保证结果的稳健性，本文首先在回归模型中加入了高管平均年龄对数(M_Age)、男性高管比例(Gender)、高管平均受教育水平(Edu)等反映高管特征的变量。其次在回归中加入高管是否有海外经历这一虚拟变量。高管海外经历能够帮助企业了解海外市场，也会对其投资风格产生一定影响（宿晓和王豪峻，2016；袁蓉丽等，2020）。最后参照刘晓光和杨连星（2016）的研究，以世界银行编制的世界治理指标(WGI)来衡量东道国的制度水平，并将其加入回归模型。表9的回归结果表明，在加入高管特征、海外经历、东道国制度水平等一系列变量来

① Baker与Davis几位学者测算的经济政策不确定性指数数据来源于网站<http://www.policyuncertainty.com/>，Huang和Luk测算的经济政策不确定性指数数据来源于网站<https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/>

表 9 稳健性检验——遗漏变量

变量	高管特征	海外经历	东道国制度
	OFDI (23)	OFDI (24)	OFDI (25)
L.EPU	0.237*** (0.079)	0.313*** (0.106)	0.233*** (0.079)
L.TPU	-1.041*** (0.325)	-1.135*** (0.438)	-1.072*** (0.326)
M_Age	-1.932* (1.097)		
Gender	-0.903 (0.639)		
Edu	-0.003 (0.063)		
Oversea		0.910*** (0.188)	
WGI			-0.324 (0.248)
常数项	-745.998*** (28.657)	-791.484*** (37.062)	-755.408*** (28.895)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
东道国固定效应	YES	YES	YES
观测值	24,157	14,191	24,160
调整后R ²	0.598	0.613	0.598
F统计量	370.8	229.9	407.8

降低模型的内生性问题对于结果的影响，本文将自然灾害数据作为内外部经济政策不确定性的工具变量。在解决了内生性问题之后，影响的结果仍然与前文保持一致。与此同时，本文还以Baker等多位学者测算的指数替换原有的指标重新进行分析，以保证结果的稳健性。

本文的实证结果表明国内政策不确定性上升促进了我国企业的OFDI行为，其主要来自企业规避风险的动机，而这种投资动机的投资行为可能并不持久，对我国竞争力的提升也无太大裨益。因此政府应当意识到高政策不确定性会导致风险规避型OFDI。所以，政府首先应尽量保持政策的稳定性，为企业提供稳定的国内经营环境，改善企业对市场的预期并提升其发展信心；同时政府也要注重对风险规避型投资动机的监督与引导，避免国内投资的流失。其次，在当前这“百年未有之大变局”之下，无论国家还是企业，都要懂得在危机中育新机，化阻力为动力。英国脱欧、中美经贸摩擦、新冠肺炎疫情等事件的发生，都预示着未来世界经济的发展会面临更为严峻的不确定性挑战。作为政策的制定者，政府应当继续毫不动摇地将对外开放作为基本国策，继续发挥政策优势，鼓励企业OFDI，尤其是技术寻求型OFDI这类对我国掌握核心技术和发展高新产业存在促进作用的国际投资。最后，外部政策不确定性的抑制效果也提醒我们稳定贸易环境的重要性。政府应当加强与各国的贸易交流，积极同他国探讨自由贸易区的设立，签订自由贸易协定，降低出口关税不确定性，为企业营造稳定的国际贸易环境。

缓解遗漏变量的问题后，本文的结论依然保持稳健，内外部政策不确定性对于OFDI的影响结果与前文保持一致。

五、结论与政策建议

本文以2005~2016年中国企业OFDI数据，实证检验了内外部经济政策不确定性对于企业OFDI的影响，结果发现内部经济政策不确定性的提升增加了企业OFDI的规模，而外部经济政策不确定性抑制了企业OFDI。机制分析发现，不确定性规避是内部政策不确定性的主要影响渠道，而出口规模则是外部政策不确定性影响OFDI的渠道之一。为

参考文献

- [1] 才国伟, 吴华强, 徐信忠. 政策不确定性对公司投融资行为的影响研究[J]. 金融研究, 2018(3):89–104.
- [2] 陈胤默, 孙乾坤, 文雯, 黄雨婷. 母国经济政策不确定性、融资约束与企业对外直接投资[J]. 国际贸易问题, 2019(6):133–144.
- [3] 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.
- [4] 刘贯春, 段玉柱, 刘媛媛. 经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J]. 经济研究, 2019, 54(8):53–70.
- [5] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 程天笑. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 金融研究, 2015(8):124–140.
- [6] 刘晓光, 杨连星. 双边政治关系、东道国制度环境与对外直接投资[J]. 金融研究, 2016(12):17–31.
- [7] 鲁晓东, 刘京军. 不确定性与中国出口增长[J]. 经济研究, 2017(9):39–54.
- [8] 卢馨, 张乐乐, 李慧敏, 丁艳平. 高管团队背景特征与投资效率——基于高管激励的调节效应研究[J]. 审计与经济研究, 2017(2):66–77.
- [9] 欧阳艳艳, 黄新飞, 钟林明. 企业对外直接投资对母国环境污染的影响: 本地效应与空间溢出[J]. 中国工业经济, 2020(2):98–121.
- [10] 钱学锋, 王菊蓉, 黄云湖, 王胜. 出口与中国工业企业的生产率——自我选择效应还是出口学习效应?[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(2):37–51.
- [11] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究, 2012(7):113–126.
- [12] 宿晓, 王豪峻. 高管海外背景、政治关联与企业对外直接投资决策——基于中国上市公司的实证分析[J]. 南京财经大学学报, 2016(6):63–73.
- [13] 田巍, 余森杰. 汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资[J]. 世界经济, 2017(11):23–46.
- [14] 王朝阳, 张雪兰, 包慧娜. 经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆[J]. 中国工业经济, 2018(12):134–151.
- [15] 吴先明, 黄春桃. 中国企业对外直接投资的动因: 逆向投资与顺向投资的比较研究[J]. 中国工业经济, 2016(1):99–113.
- [16] 杨晨, 韩庆潇. 出口规模、出口地理方向与中国服务业企业生产率——基于动态面板数据的实证分析[J]. 世界经济研究, 2015(11):50–60+128.
- [17] 杨海生, 才国伟, 李泽楨. 政策不连续性与财政效率损失——来自地方官员变更的经验证据[J]. 管理世界, 2015(12):12–23+187.
- [18] 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.
- [19] 袁蓉丽, 夏圣洁, 李瑞敬. 高管的海外经历如何帮助企业“走出去”[J]. 财务研究, 2020(1):38–51.
- [20] 宗芳宇, 路江涌, 武常岐. 双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择[J]. 经济研究, 2012(5):71–82+146.
- [21] Ali, U., J. J. Wang, “Does Outbound Foreign Direct Investment Crowd Out Domestic Investment in China? Evidence from Time Series Analysis”, *Global Economic Review*, 2018, 47(4): 419–433.
- [22] Baker, S. R., N. Bloom, S. J. Davis, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593–1636.
- [23] Bchir, M. H. et al., “Binding Overhang and Tariff-cutting Formulas”, *Review of World Economics*, 2006, 142(2): 207–232.
- [24] Bloom, N., “The Impact of Uncertainty Shocks”, *Econometrica*, 2009, 77(3): 623–685.
- [25] Bloom, N., “Fluctuations in Uncertainty”, *Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28(2): 153–76.
- [26] Bloom, N., et al., “Really Uncertain Business Cycles”, *Econometrica*, 2018, 86(3): 1031–1065.
- [27] Capel, J., “How to Service a Foreign Market under Uncertainty: A Real Option Approach”, *European Journal of Political Economy*, 1992, 8(3): 455–475.
- [28] Conconi, P., A. Sapir, M. Zanardi, “The Internationalization Process of Firms: From Exports to FDI”, *Journal of International Economics*, 2016, 99: 16–30.
- [29] Dang, M., N. V. Nguyen, M. Mazur, P. Puwanenthiren, N.T. Nguyen, “Global Policy Uncertainty and

- Cross-border Acquisitions” , *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2021, 80(5): 224–235.
- [30] Das, K. C., “Home Country Determinants of Outward FDI from Developing Countries” , *The Journal of Applied Economic Research*, 2013, 7(1): 93–116.
- [31] Davis, S. J., D. Liu, X. S. Sheng, “Economic Policy Uncertainty in China since 1949” , *The View from Mainland Newspapers*, Work Pap, 2019: 1–35.
- [32] Goh, S. K., K. N. Wong, “Could Inward FDI Offset the Substitution Effect of OFDI on Domestic Investment? Evidence from Malaysia” , *Prague Economic Papers*, 2014, 23(4): 413–425.
- [33] Gulen, H., M. Ion, “Policy Uncertainty and Corporate Investment” , *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 523–564.
- [34] Handley, K., “Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence” , *Journal of International Economics*, 2014, 94(1): 50–66.
- [35] Huang, Y., P. Luk, “Measuring Economic Policy Uncertainty in China” , *China Economic Review*, 2020, 59: 101367.
- [36] Knight, F. H., “Risk, Uncertainty and Profit” , книга, 1921.
- [37] Madhok, A., M. Keyhani, “Acquisitions as Entrepreneurship: Asymmetries, Opportunities, and the Internationalization of Multinationals from Emerging Economies” , *Global Strategy Journal*, 2012, 2(1): 26–40.
- [38] Osnago, A., R. Piermartini, N. Rocha, “Trade Policy Uncertainty as Barrier to Trade” , WTO Staff Working Paper, 2015.
- [39] Slangen, A. H. L., “Greenfield or Acquisition Entry? The Roles of Policy Uncertainty and MNE Legitimacy in Host Countries” , *Global Strategy Journal*, 2013, 3(3): 262–280.
- [40] Wang, H., H. Shen, X. Tang, Z. Wu, S. Ma, “Trade Policy Uncertainty and Firm Risk Taking” , *Economic Analysis and Policy*, 2021, 70(C): 351–364.
- [41] Witt, M. A., A. Y. Lewin, “Outward Foreign Direct Investment as Escape Response to Home Country Institutional Constraints” , *Journal of International Business Studies*, 2007, 38(4): 579–594.
- [42] Yu, J., X. Shi, D. Guo, L. Yang, “Economic Policy Uncertainty (EPU) and Firm Carbon Emissions: Evidence using a China Provincial EPU Index” , *Energy Economics*, 2021, 94, 105071.

【作者简介】欧阳艳艳：中山大学国际金融学院副教授，硕士生导师，经济学博士。研究方向：国际直接投资、行业关联。

施养劲：中山大学国际金融学院研究生毕业，现供职于中华人民共和国财政部政策研究室。研究方向：国际直接投资。

Internal, External Economic Policy Uncertainty and Enterprises' OFDI: Risk Avoidance or Export Reduction?

OUYANG Yan-yan & SHI Yang-jin

(International School of Business and Finance, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: This paper uses China's provincial EPU index and tariff uncertainty index as proxy variables for internal and external uncertainties, combined with the OFDI data of listed companies from 2005 to 2016, to empirically test the impact of internal and external policy uncertainty on corporates' OFDI. The results show that EPU pushes companies to increase the level of risk avoidance, which in turn has increased outward direct investment. While TPU significantly reduces the scale of import and export, which in turn has inhibited Chinese firms "going out". Furthermore, this paper uses natural disasters as an instrumental variable to eliminate endogenous problems and find that the original results remain robust. Under the complex new situation, the relevant departments should establish a positive and friendly business environment, and the companies should fully consider the risk, both of them can promote the sustainable and healthy development of China's foreign direct investment.

Keywords: economic policy; trade policy; uncertainty; OFDI

(责任编辑：吴素梅)