

# “一带一路”中我国企业海外投资 政治风险的邻国效应

唐礼智, 刘 玉

(厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005)

**内容提要:**本文创新性地引入“邻国”因素,构建了反映对外直接投资与政治风险内在联系的理论模型,从理论层面上揭示了邻国政治风险对东道国吸引海外投资的影响。理论模型结果显示,厂商最大的政治风险防备策略水平与邻国政治风险溢出效应呈现正相关,即邻国政治风险溢出效应越大时,厂商所采取政治风险防备策略水平越高,厂商的利润越低。因此,评估我国企业海外投资政治风险必须同时考虑邻国政治风险的溢出效应。进一步地,选取2003—2015年中国对“一带一路”沿线17个国家海外投资的相关统计数据,建立同时包含东道国政治风险因素和邻国政治风险因素的空间计量模型。实证结果表明,东道国腐败控制对中国海外投资具有显著的抑制作用。如果考虑到邻国空间溢出效应的作用,邻国的腐败程度控制、内部冲突减弱、外部冲突减缓以及宗教氛围自由都会对东道国产生正向的溢出效应,即能促进中国企业增加对东道国的投资;而邻国的政局稳定性较高、法制水平健全、与东道国建交时间长期稳定以及种族冲突缓和则对东道国产生了显著的负向溢出效应,即促进更多中国企业到邻国投资,相应地减少对东道国投资规模。

**关键词:**对外直接投资;政治风险;空间溢出;邻国

**中图分类号:**F752.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)11—0006—15

## 一、引言

在“一带一路”建设推动下,中国企业的海外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)正受到全世界广泛关注。统计数据显示,2014—2016年,中国对“一带一路”沿线国家投资累计超过500亿美元,并在20多个沿线国家建设56个经贸合作区,为有关国家创造近11亿美元税收和18万个就业岗位<sup>①</sup>。然而,中国企业的海外投资并非一帆风顺,投资风险问题越发突出。通常来说,企业海外投资面临的风险大致可分为政治风险和非政治风险两类,其中,非政治风险又可细分为商业风险和法律风险,属于企业在一定程度上可预测、可控制的风险;相对而言,政治风险则属于企业比较难以预测、不可控制的风险,具有突发性、破坏性和全局性的特点,往往会对相关投资项目带来非常惨重甚至致命的后果。目前,许多“一带一路”沿线国家,既受到外部大国博弈、邻国政治风险传导等困扰,又深陷内部民族宗教冲突、权力交替频繁、社会治安恶化等多重问题叠加,政治风险实质上已成为中国“一带一路”建设深入推进与中国企业“走出去”的最大风险。因此,加强海外投资政治风险防范与控制研究显得尤为迫切。

收稿日期:2017-08-21

**作者简介:**唐礼智(1970-),男,安徽马鞍山人,教授,理学博士,研究领域是投资经济、应用计量经济学, E-mail: tanglizhi2008@sina.com;刘玉(1990-),女,河南开封人,博士研究生,研究领域是空间计量经济学, E-mail: 1016473455@qq.com。  
通讯作者:唐礼智。

<sup>①</sup> 习近平总书记2017年5月14日在北京“一带一路”国际合作高峰论坛开幕式演讲稿《携手推进“一带一路”建设》。

## 二、文献综述

国际上关于国际投资中政治风险因素的研究最早可追溯到20世纪80年代。虽然理论分析普遍认为东道国政治风险对海外投资具有负面影响,但来自实证层面的研究却有着两种截然不同的结论。如 Al-Khouri & Khalik (2013) 通过对16个中东北非国家(MENA)的实证研究,发现政府结构的稳定性和军事冲突对吸引国外直接投资的影响最为显著;Bekaert 等(2014)通过定义政治风险利差来研究政治风险利差对国外直接投资的影响发现,政治风险利差有1%的减少时,将引起国外直接投资净流入12%的提高。不过,也有实证研究发现,政治风险指标并非总是对外资流入具有负面作用,有些甚至能成为吸引其流入的“引力”。如 Egger & Winner(2005)通过对1995—1999年73个样本国家的研究发现,腐败所带来的政治风险与跨国公司对外直接投资成正比,因为寻租行为使得腐败成为跨国公司可利用的“有利因素”,因此,使东道国吸引了更多的外商直接投资。Méon & Sekkat(2012)的研究则认为,当全球外商直接投资流量越大时,外商直接投资对于政治风险的敏感度越低,在世界范围内外商直接投资流量很大的年份,东道国的政治风险可以不予考虑,甚至会带来更大的外商直接投资流入。总之,从实证层面来看,东道国政治风险对海外投资的影响仍然没有形成统一的结论,政治风险对跨国公司投资决策的影响具有不确定性。

相比之下,国内的学者对政治风险与对外直接投资之间关系的研究则起步较晚,前期多为一些简单的定性分析和描述,2010年以后相关实证研究开始增多,其所得结论同样存在分歧。一些学者认为,中国企业的海外投资对政治风险的敏感性表现不强。钞鹏(2012)认为,中国企业对高政治风险并不敏感,主要原因在于作为海外投资主体的国有企业为了获取必须的资源而牺牲了一定的经济效益。张雨、戴翔(2013)的研究也认为,东道国的政治风险对中国企业“走出去”并未产生显著负面影响,并指出这一结果可能与中国企业“走出去”过程中对东道国政治风险意识不强、关注不够、认识不足有关。而另外一些学者认为,政治因素对中国企业海外投资影响较为明显。如孟醒、董有德(2015),崔鹤(2016)的研究均表明,两国之间的双边关系对中国的海外直接投资有着重要的影响;方英、池建宇(2015)研究发现,中国海外投资倾向于进入政治不稳定和建交时间较长的发展中国家市场;刘泽照等(2015)对丝绸之路经济带的城市研究发现,“新丝绸之路”区域发展受历史、民族、宗教、文化等因素影响;王晓芳、胡冰(2016)研究表明,中国与丝绸之路经济带沿线国家的金融合作有助于推进我国海外投资的深化。

之所以出现上述实证研究结论分歧的现象,主要归因于实证研究本身存在的缺陷。具体表现在:一是缺乏理论依据,因而结论说服力差;二是研究对象只集中在东道国层面,缺乏对其他因素特别是第三国因素影响的分析;三是数据来源上,多数研究采用的中高收入国家数据,而忽略了政治风险突出的低收入国家。实证研究的分歧使得未能对理论预期提供足够的支撑与说服力。针对以上的研究缺陷,本文力求能有所突破。

本文的创新之处在于:一是改变当前以经验研究、实证分析居多的局面,尝试建立揭示政治风险与对外直接投资内在联系的理论模型;二是改变当前研究仅局限于东道国政治风险单一视角,着重关注邻国政治风险对海外投资的作用机理;三是以中国对“一带一路”沿线国家投资作为实证分析对象,提升了研究的实用性和针对性。

## 三、理论模型

### 1. 消费者偏好

本文假设经济体中一个典型消费者具有式(1)的偏好:

$$V = U + PR \quad (1)$$

式中, $U$ 是效用函数, $PR$ 是该经济体的政治环境质量。同时,政治环境质量对该消费者的效用函数没有影响。本文采用 Dixit-Stiglitz 模型(1977)定义典型消费者的效用函数:

$$U = \left( \int_{\Omega} (x_i^c)^{(\sigma-1)/\sigma} d_i \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (2)$$

式中,  $x_i^c$  表示一个典型消费者消费商品  $i$  的数量,  $\Omega$  表示经济体中所有消费品构成的商品集合;  $\sigma > 1$  表示两种不同商品之间的相互替代弹性。

在这个经济体中, 一个典型的消费者购买商品的约束为:

$$\int_{\Omega} (p_i x_i^c) d_i = I \quad (3)$$

式中,  $I$  表示该消费者提供劳动之后赚取的可支配收入,  $p_i$  表示购买的商品  $i$  的价格。那么, 一个典型的消费者的效用最大化问题如式(4)所示:

$$\max U = \left( \int_{\Omega} (x_i^c)^{(\sigma-1)/\sigma} d_i \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad s. t. \quad \int_{\Omega} (p_i x_i^c) d_i = I \quad (4)$$

由式(4), 本文可以求得该消费者对商品的需求量:

$$x_i^c = P^{\sigma-1} p_i^{-\sigma} I \quad (5)$$

式中,  $P = \left( \int_{\Omega} p_i^{1-\sigma} d_i \right)^{1/(1-\sigma)}$  为商品集合  $\Omega$  的价格指数。假设该经济体中有  $L$  个具有相同偏好的消费者, 则  $L$  个消费者对商品  $i$  的需求  $x_i$  为:

$$x_i = P^{\sigma-1} p_i^{-\sigma} (LI) \quad (6)$$

## 2. 政治风险生产函数

假设劳动力是唯一的生产要素, 每个消费者提供一单位的劳动力。经济体中有许多不同生产规模的厂商, 每个厂商仅生产一种产品, 当一个厂商进入该经济体时, 它必须支付一个相关的准入固定费用  $f_e$  ( $f_e \geq 0$ ) 并选择一个生产力水平  $\varphi$  ( $\varphi > 0$ ),  $\varphi$  服从一个外生的函数分布且不随时间发生变化。

对于一个生产力水平为  $\varphi$  且规模报酬不变的厂商来说, 可以通过投入一定的劳动力, 如雇佣相应的公关人员或者增加安保人员来规避政治风险, 也可以通过向保险公司投保来规避政治风险, 所以, 本文定义一个政治风险生产函数:

$$z_{\varphi} = f_{\varphi}^{\frac{1}{\alpha}}(b) (1 - \theta_{\varphi})^{\frac{1}{\alpha}} l_{\varphi} \quad (7)$$

式中,  $f_{\varphi}^{\frac{1}{\alpha}}(b)$  是厂商采取的政治风险防备策略的效果, 满足凸性:  $f_{\varphi}(\cdot) > 0$ ,  $f_{\varphi}'(\cdot) < 0$ ,  $f_{\varphi}''(\cdot) > 0$ , 即厂商采取政治风险防备策略的边际效用是递减的;  $\alpha \in (0, 1)$  是厂商采取的政治风险防备策略的有效性;  $\theta_{\varphi} \in (0, 1)$  是厂商投入到政治风险防备上的劳动力占雇佣的总劳动力  $l_{\varphi}$  的比例。可知, 提高  $\alpha$  和  $\theta_{\varphi}$  厂商面对的政治风险  $z_{\varphi}$  将减小。

为简化起见, 本文令  $f_{\varphi}(b) = \frac{1+m}{b_{\varphi}}$ ,  $-1 \leq m \leq 1$ ,  $b_{\varphi} > 0$ 。其中,  $b_{\varphi}$  表示采取的政治风险防备策略的水平,  $b_{\varphi}$  越高, 厂商面临的政治风险  $z_{\varphi}$  越小。  $m$  表示东道国周边国家政治风险的溢出效应, 当  $-1 \leq m < 0$  时, 邻国政治风险对东道国具有负向的溢出效应, 即邻国政治风险的增加使得东道国厂商面临的政治风险减弱; 而当  $0 \leq m < 1$ , 邻国政治风险具有正向溢出效应, 即邻国政治风险的增高会传染并激增东道国的政治风险, 因此东道国厂商面临的政治风险增加。

同时, 本文定义一个成本函数  $c_{\varphi}(b)$  来描述采取政治风险防备策略的成本:

$$c_{\varphi}(b) = \beta \frac{b_{\varphi}}{1+m} \frac{x_{\varphi}}{\varphi} \quad (8)$$

式中,  $\beta$  是不变的政治风险防备策略的边际成本。由式(8)可知, 当厂商选定生产力水平  $\varphi$  和产出水平  $x_{\varphi}$  时, 采取政治防备策略的成本  $c_{\varphi}(b)$  和所采取的政治风险防备策略的水平  $b_{\varphi}$  线性相关, 并且和周边国家的政治溢出效应  $m$  负相关。

## 3. 政治风险税

本文认为, 面对经济体中不确定的政治环境, 厂商的成本包括对其所面临的政治风险缴税部分, 即政治

风险税。首先,假设一个生产力水平为  $\varphi$  的厂商支付政治风险从量税  $\tau_\varphi z_\varphi$  (税率  $\tau_\varphi$  外生给定,包括了一系列衡量政治风险的因素,不同的厂商面临着不同的  $\tau_\varphi$ )。为了排除经济体采取例如双边贸易协定或者政治风险理赔制度导致厂商不采取政治风险防范策略或不投入政治风险防范劳动力的情形,本文假设政治风险税率  $\tau_\varphi$  足够高,保证厂商采取额外的政治风险防范策略和投入一定的风险防范劳动力。其次,由于劳动力是唯一的生产要素,其中有  $\theta_\varphi l_\varphi$  的劳动力投入到政治风险防范中,仅有  $(1 - \theta_\varphi) l_\varphi$  的劳动力投入到产品的生产中。本文进一步假设厂商的生产函数为:

$$x_\varphi = \varphi(1 - \theta_\varphi) l_\varphi \quad (9)$$

结合式(7)和式(9),本文可以得到包含政治风险和劳动力的 Cobb-Douglas 联合生产函数:

$$x_\varphi = \frac{b_\varphi}{1 + m} \varphi z_\varphi^\alpha l_\varphi^{1-\alpha} \quad (10)$$

由式(10)可知,除了劳动  $l_\varphi$  以外,政治风险  $z_\varphi$  也作为一种额外的要素投入到了生产过程中,并且产出受厂商的生产水平  $\varphi$ 、采取的政治风险防范策略的水平  $b_\varphi$  以及邻国对东道国的政治风险溢出效应  $m$  共同影响。在一个充分竞争的劳动市场上,生产水平为  $\varphi$  的厂商以工资率  $w$  雇佣劳动并以税率  $\tau_\varphi$  支付政治风险税来生产产品。所以,厂商成本最小化问题为:

$$\min_{\{l, z\}} \{wl_\varphi + \tau_\varphi z_\varphi\} \quad s. t. \quad x_\varphi = \frac{b_\varphi}{1 + m} \varphi z_\varphi^\alpha l_\varphi^{1-\alpha} \quad (11)$$

求解上述最优化问题,本文得到生产厂商生产商品所需雇佣的最优的劳动力数量  $l_\varphi$  和此时面临的政治风险  $z_\varphi$  为:

$$l_\varphi = \frac{(1 + m)x_\varphi}{\varphi b_\varphi} \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha}\right)^{-\alpha} \left(\frac{w}{\tau_\varphi}\right)^{-\alpha} \quad (12)$$

$$z_\varphi = \frac{(1 + m)x_\varphi}{\varphi b_\varphi} \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{w}{\tau_\varphi}\right)^{1-\alpha} \quad (13)$$

#### 4. 厂商利润最大化

一个生产力水平为  $\varphi$  的厂商面对市场需求  $x_\varphi$ 、政治风险税率  $\tau_\varphi$  和工资率  $w$  时,有如下利润最大化问题:

$$\pi = \max_{\{p_\varphi, b_\varphi\}} \{p_\varphi x_\varphi - wl_\varphi - \tau_\varphi z_\varphi - c_\varphi - f_e\}$$

$$c_\varphi = \beta \frac{b_\varphi}{1 + m} \frac{x_\varphi}{\varphi}$$

$$x_\varphi = P^{\sigma-1} p^{-\sigma} (LI)$$

$$s. t. \quad l_\varphi = \frac{(1 + m)x_\varphi}{\varphi b_\varphi} \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha}\right)^{-\alpha} \left(\frac{w}{\tau_\varphi}\right)^{-\alpha}$$

$$z_\varphi = \frac{(1 + m)x_\varphi}{\varphi b_\varphi} \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{w}{\tau_\varphi}\right)^{1-\alpha}$$

求解可得,生产力水平为  $\varphi$  的厂商采取的最优的政治风险防范策略水平  $b_\varphi^*$  和产品价格  $p_\varphi^*$  为:

$$b_\varphi^* = (1 + m)\beta^{-\frac{1}{2}} \alpha^{-\frac{\alpha}{2}} (1 - \alpha)^{-\frac{1-\alpha}{2}} w^{\frac{1-\alpha}{2}} \tau_\varphi^{\frac{\alpha}{2}} \quad (14)$$

$$p_\varphi^* = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{1 + \beta}{\varphi} \frac{b_\varphi^*}{1 + m} \quad (15)$$

当产品市场出清时,产品需求等于产品的供给,由式(6)可知,生产力水平为  $\varphi$  的厂商的产出为:

$$x_\varphi^* = P^{\sigma-1} \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{1 + \beta}{\varphi} \frac{b_\varphi^*}{1 + m}\right) (LI) \quad (16)$$

结合式(8)、式(12)、式(13)、式(15)和式(16),本文可以得到厂商的利润为:

$$\pi_\varphi^* = P^{\sigma-1} \sigma^{-\sigma} (\sigma - 1)^{\sigma-1} \left(\frac{1 + \beta}{\varphi} \frac{b_\varphi^*}{1 + m}\right)^{1-\sigma} (LI) - f_e \quad (17)$$

当  $\pi_{\varphi}^* \geq 0$  时, 厂商才会进入经济体中从事生产活动; 否则, 厂商将退出该经济体。因此, 本文可以得到, 最大政治风险防备策略水平  $b_{\varphi}^{\max}$  为:

$$b_{\varphi}^{\max} = (1+m) \frac{\varphi}{1+\beta} P \sigma^{-\frac{\sigma}{\sigma-1}} (\sigma-1) (LI)^{\frac{1}{\sigma-1}} f_{\varphi}^{-\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (18)$$

此时, 厂商得到的利润为 0, 面对的政治风险税率记为  $\tau_{\varphi}^{\max}$ 。所以, 当  $\tau_{\varphi} \leq \tau_{\varphi}^{\max}$  时, 生产厂商才会进入经济体中从事生产活动; 否则, 生产厂商将不进入或者退出该经济体。进一步分析式(18)可知, 厂商最大的政治风险防备策略水平  $b_{\varphi}^{\max}$  与邻国政治风险溢出效应  $m$  呈现正相关: 邻国政治风险溢出效应  $m$  值越大时, 厂商所采取政治风险防备策略水平越高, 厂商的利润越低, 因此, 评估我国企业对外直接投资的政治风险必须考虑邻国政治风险的溢出效应。

#### 四、实证分析

##### 1. 变量选取与数据来源

为了全面量化评估中国对“一带一路”沿线国家海外投资的政治风险, 本文进行如下变量设置:

(1) 被解释变量方面, 考虑到存量数据可以体现投资规模, 而对外投资流量因部分国家对中国进行反向投资导致数据为负, 不便于建模分析, 故选取对外直接投资存量进行分析(韦军亮、陈漓高, 2009; 高刚建, 2011)。

(2) 核心解释变量方面, 现有文献大多数是从某一个或几个方面为切入点来分析东道国的政治风险对我国对外直接投资的影响, 如王海军等(2012), 凌丹、张玉芳(2017)以政府稳定性作为东道国政治风险的度量; 张艳辉等(2016)以东道国内部冲突作为政治风险的测度; 王永钦等(2014)考察东道国外部冲突影响; 胡兵等(2013)研究东道国腐败对引资的影响; 刘亦乐、刘双芹(2015), 潘素昆、代丽(2014)分别引入宗教因素和种族因素; 陈培如等(2017)认为, 东道国与母国建交情况是影响母国投资的重要制度因素。为了全面考察政治风险的影响, 本文选取反映一国政治风险的八个指标作为解释变量, 分别是: 政府稳定性、内部冲突、外部冲突、腐败水平、宗教紧张度、种族紧张度、法制水平和与中国建交时间。其中, 政府稳定性、内部冲突、腐败水平、宗教紧张度、种族紧张度和法制水平反映了一国内部政治稳定情况, 而外部冲突和建交时间则体现了一国在国际大环境中的政治影响和地位。进一步地, 相关性检验表明, 上述八个指标不存在相关性。

(3) 控制变量方面, 东道国的经济发展水平越高(张雨、戴翔, 2013; 项本武, 2009)、科学技术水平越先进(张吉鹏、衣长军, 2014)、贸易越开放(张艳辉等, 2016; 游士兵、徐涛, 2016), 越能够吸引外资流入, 并将外资中所包含的先进技术和管理经验有效地内化为自身所用, 最终提高经济效益, 因此, 选取经济发展水平、技术水平和贸易开放度作为控制变量。此外, 为了考察“一带一路”倡议提出的政策影响, 本文设置虚拟变量  $PV$  加以分析。变量汇总如表 1 所示:

表 1 模型变量汇总表

变量类型	变量符号	变量涵义	变量解释与计算方式	数据来源
被解释变量	<i>OFDI</i>	对外直接投资存量	中国对外直接投资年末数额(万元)	中国对外直接投资统计公报
解释变量	<i>Govs</i>	政府稳定性	在 0~12 之间取值, 反映政府执行其政策的能力以及执政能力, 取值越大, 表明政府越稳定	ICRG
	<i>Inter</i>	内部冲突	在 0~12 之间取值, 反映一国政治暴力的水平及其对统治的潜在影响, 取值越大, 表明内部冲突越小	ICRG
	<i>Exter</i>	外部冲突	在 0~12 之间取值, 反映现任政府遭受到的来自国外的暴力或非暴力行为的压力, 取值越大, 表明外部冲突越小	ICRG

变量类型	变量符号	变量涵义	变量解释与计算方式	数据来源
解释变量	<i>Corr</i>	腐败水平	在0~6之间取值,反映一个政治系统的腐败程度,取值越小,表明腐败越严重	ICRG
	<i>Rel</i>	宗教紧张度	在0~6之间取值,反映政府或社会被某一个宗教团体统治或者控制的程度,取值越大,表明宗教氛围越自由	ICRG
	<i>Eth</i>	种族紧张度	在0~6之间取值,反映一国由于种族、国别或者语言分割引致的紧张程度,取值越小,表明种族问题越严重	ICRG
	<i>Law</i>	法制	在0~6之间取值,反映一国法律系统的执行力和公众对法律的遵守情况,取值越大,表明法制情况越好	ICRG
	<i>Edr</i>	建交时间	一国与中国建交时间,反映了两国间政治联系紧密程度	中国外交部
控制变量	<i>GDP</i>	经济发展水平	国内生产总值,反映一国的经济规模	世界银行数据库
	<i>Tech</i>	科技水平	科技论文数目,反映一国的科学技术水平	世界银行数据库
	<i>Open</i>	开放度	进出口总额/GDP,反映一国的贸易发展水平	世界银行数据库
	<i>PV</i>	政策性变量	“一带一路”倡议于2013年被首次提出,因此,本文设置虚拟变量检验该倡议的提出对中国对外直接投资的影响效应,变量设置如下: <i>PV</i> 在2013年以前取值0,2013年以后取值1	本文整理

注:文中所有名义变量均按照价格指数进行平减转换成实际变量,并且以2005年为基期;ICRG(International Country Risk Guide)是美国PRS(Political Risk Services)集团发布的国际风险指南

资料来源:本文整理

由于“一带一路”沿线许多国家存在政局动荡、内乱等问题,数据缺失较为严重,考虑到数据的可获得性、完整性以及中国海外投资的真实状况,本文选择也门、伊朗、卡塔尔、印度、印度尼西亚、哈萨克斯坦、土耳其、孟加拉国、巴基斯坦、新加坡、斯里兰卡、泰国、蒙古、越南、马来西亚、菲律宾、沙特阿拉伯17个“一带一路”沿线国家开展实证分析,同时,这17个国家也是中国目前在“一带一路”建设中投资额相对较大的热点地区。

## 2. 模型选择与估计

(1)模型的选择。Anselin(1988)提出,由空间溢出产生的空间效应促使空间计量经济学逐渐发展成为一个独立学科,但他并未深入地研究空间的溢出效应机制;LeSage & Pace(2009)则认为,空间溢出效应应当作为空间计量经济学模型估计的核心内容之一,同时认为“空间溢出效应是指单个空间单元某个变量变化所导致的空间影响”,这是“区别空间计量经济学与许多空间统计模型的关键”;LeSage(2014)提出,面对纷繁的空间计量模型,只有空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)以及空间杜宾误差模型(Spatial Durbin Error Model, SDEM)在实际应用中最具价值,并且SDM是唯一适合研究全局空间溢出效应的模型,因为SDM不仅包含因变量的空间滞后效应 $\rho W y$ ,能够反映源于空间相邻个体被解释变量 $y$ 的全局溢出效应和空间相关性,而且包含自变量的空间滞后效应 $W X \theta$ ,能够刻画源于空间相邻个体解释变量 $X$ 的空间影响。此外,随着空间面板模型的深入研究和发 展,部分学者开始研究动态空间面板模型,通过引入被解释变量的滞后项 $y_{t-1}$ 来刻画由于惯性或者部分调整所导致的个体行为取决于过去行为的特征,即时间滞后性。容易理解,中国对“一带一路”沿线各国对外直接投资存量的时间序列存在滞后效应,即本年的对外直接投资水平依赖于上一年的投资水平,一方面,由于对外直接投资存量的调整需要时间,本年的投资存量受到上年影响;另一方面,由于上一年的投资存量可以反映中国在东道国投资的经营经验和能力(韦军亮、陈漓高,2009),进而可作为一种积极效应促进本年度的投资。

综上分析,为了研究“一带一路”沿线东道国政治风险及其邻国政治风险对中国投资的影响,同时兼顾

对外直接投资的动态滞后性和空间相关性, 建立一个动态空间杜宾面板模型 (Dynamic Spatial Durbin Panel Model, DSDM) 具有理论必要性和实际合理性。模型具体形式如式 (19) 所示:

$$y = \tau y_{-1} + \rho W y + X_1 \beta + X_2 \gamma + W X_1 \theta + \varepsilon \quad (19)$$

其中, 面板数据先按时间排列 ( $t = 1, \dots, T$ ), 再按个体排列 ( $i = 1, \dots, N$ )。式 (19) 中,  $y = [y_1, \dots, y_T]'$  ( $y_t = [y_{1t}, \dots, y_{Nt}]'$ ) 表示被解释变量向量, 本文指中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 存量;  $\tau y_{-1}$  ( $y_{-1} = [y_0, \dots, y_{T-1}]'$ ) 表示滞后一期 OFDI 对本期 OFDI 的影响, 用以刻画中国企业在海外的经营经验对本期 OFDI 的积极作用以及对外直接投资存量调整的时滞性。如果  $\tau > 0$ , 则表明上一期的投资存量对本期产生促进作用, 中国在一国的投资经营经验有利于后续投资的进行;  $\rho$  表示空间自相关系数, 用来衡量邻国被解释变量  $W y$  对东道国被解释变量  $y$  的影响, 本文具体体现为我国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的空间相关性。如果  $\rho > 0$ , 则表明中国对“一带一路”沿线各国的投资在空间上呈现出正相关, 即当中国对一国的相邻国家投资额较高时, 相应地会促进中国对该国的投资, 否则,  $\rho < 0$ , 表明空间负相关;  $X_1 = [X'_{11}, \dots, X'_{1T}]'$  (其中,  $X_{1t} = [X_{11t}, \dots, X_{1Nt}]'$ , 并且  $X_{1it}$  是  $p$  维向量) 是所有解释变量集合, 本文考察东道国政治风险对我国 OFDI 的影响, 因此选取东道国政府稳定性、内部冲突、外部冲突、腐败水平、宗教紧张度、种族紧张度、法制和建交时间作为政治风险指标;  $X_2$  是控制变量集合 (定义类似于解释变量矩阵  $X_1$ ), 代表那些除了政治风险因素以外影响一个区域吸引外资水平的因素, 本文具体体现为东道国的经济发展水平、科技水平和贸易开放水平; 除此以外, 为了考察“一带一路”倡议对我国对“一带一路”沿线各国投资的影响, 加入政策性虚拟变量进行分析;  $W X_1$  表示邻国解释变量对东道国被解释变量  $y$  的影响, 本文主要关心空间相邻国家的政治风险 (政府稳定性、内部冲突、外部冲突、腐败水平、宗教紧张度、种族紧张度、法制和建交时间) 对东道国吸引 OFDI 水平的影响, 即政治风险的邻国效应。

(2) 模型的估计。空间计量模型的估计涉及到空间权重矩阵的选取、空间相关性检验和参数估计三个方面, 具体步骤如下所示:

①空间权重矩阵选取。在空间计量经济模型中, 空间权重矩阵的选取备受争议却又非常关键, 一方面, 空间权重矩阵是研究者根据所研究的问题主观、外生设定的, 不同研究者对同一研究课题往往采用不同的空间权重矩阵; 另一方面, 空间相关性的存在性和空间模型的参数估计都依赖于空间权重矩阵的选取, 保持其他条件不变, 选取不同的空间权重矩阵很可能导致变量的空间相关性检验结果不一致、模型参数估计结果大相径庭。因此, 在估计空间计量模型之前, 需要慎重地选取空间权重矩阵。

空间权重矩阵  $W = (w_{ij})_{N \times N}$  是一个  $N$  阶方阵, 元素  $w_{ij}$  用来测度空间个体之间相互影响的大小, 通常考虑将研究对象之间的空间距离和邻接矩阵纳入到空间权重矩阵的设定中 (Anselin, 1988), 即地理距离空间权重矩阵和邻接空间权重矩阵 (Rook 邻接阵和 Queen 邻接矩阵)。不过, 也有少数学者认为, 根据区域空间相邻关系定义的空间权重矩阵仅能够部分反映空间溢出的衰减特征, 空间溢出并不是仅由地理距离产生, 如林光平等 (2005) 分别采用地理空间权重矩阵和经济空间权重矩阵对区域经济收敛性进行建模。当前, 关于空间权重矩阵的选择并没有一致认可的客观方法, 比较稳妥的做法就是根据所研究的实际问题全面考察空间个体之间可能存在的空间相关性形式, 构建若干个空间权重进行比较分析, 通过建立一定的评价标准从中选取较为合适的空间权重矩阵。

因此, 为了保证研究的严谨性, 反映“一带一路”沿线各个国家之间的地理空间和社会经济联系, 减少由于空间权重矩阵选取主观性导致的参数估计偏差, 本文分别构建贸易距离空间权重矩阵、地理距离空间权重矩阵和 Rook 邻接空间权重矩阵, 进行空间相关性检验和空间模型参数估计, 以变量空间相关性最强和模型估计的极大似然值最大为准则, 选取最优的空间权重矩阵。在空间相关性检验和模型参数估计之前, 本文首先给出三种空间权重矩阵的定义形式。其中, 贸易距离反映两国之间贸易往来的密切程度, 可以用两国之间贸易出口额与所考察样本各国相互之间贸易出口额总和之比表示, 数值越大, 表明两国贸易往来越

频繁;地理距离用两国首都之间的距离的倒数表示,数值越大,表明两国地理距离越密切;Rook 邻接空间权重矩阵由 0 和 1 组成,反映空间单元的邻接关系。三种空间权重矩阵的具体计算公式如下:

贸易距离空间权重矩阵:

$$w_{ij} = \frac{trade_{ij}}{\sum_{j=1}^N trade_{ij}}$$

式中, $N$  是样本国家个数; $trade_{ij}$  表示第  $i$  国向第  $j$  国出口的贸易额大小; $\sum_{j=1}^N trade_{ij}$  表示第  $i$  国向所有“一带一路”沿线国家出口的贸易额之和。

地理距离空间权重矩阵:

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}$$

式中, $d_{ij}$  表示  $i$  国与  $j$  国首都城市之间的地理距离。

Rook 空间权重矩阵:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当 } i \text{ 国与 } j \text{ 国相邻} \\ 0 & \text{当 } i \text{ 国和 } j \text{ 国不相邻} \end{cases}$$

并且设定上述三种空间权重矩阵在  $i=j$  时均满足  $w_{ii}=0$ ,即自身与自身不存在空间相关性。

②空间相关性检验。空间相关性的存在是建立空间计量模型的前提,在给定空间权重矩阵的条件下,本文需要检验空间相关性是否显著。一般情况下,当不同的观察对象同一个属性在空间中有某种规律可循时,可以借助全局空间自相关描述这种整体的关联情况和显著性,最常用的空间计量方法是 Moran 检验。

$$Moran I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y}) (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2} \quad (20)$$

如式(20)所示,  $\bar{y} = \sum_{i=1}^N y_i / N$ , Moran  $I$  指数取值范围是  $[-1, 1]$ , 当 Moran  $I$  指数大于零并且越接近 1 时,空间单元的某个变量特征  $y$  存在正相关性,即在空间中相似特征的观测值  $y$  趋于集聚(高值与高值、低值与低值相聚集);当 Moran  $I$  指数小于零并且越接近  $-1$  时,空间单元的某个变量特征  $y$  存在负相关性,即在空间中相似特征的观测值  $y$  趋于分散(高值与低值、低值与高值相聚集);当 Moran  $I$  指数接近于 0 时,表明空间单元之间不存在任何形式的相关性,分布具有随机性。并且 Moran  $I$  指数的绝对值越大,空间单元的相关程度(正相关或者负相关)越高。为了检验空间相关性的强弱和存在性,构建  $Z$  检验统计量:  $Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}}$ 。在大样本情形下,检验统计量  $Z$  渐近服从标准正态分布,当  $|Z| > 1.96$  时,表明 Moran  $I$  指数在显著性水平 5% 下拒绝原假设,即认为存在显著的空间相关性。 $E(I)$  是 Moran  $I$  指数的期望, $Var(I)$  是 Moran  $I$  指数的方差,计算公式如下:

$$E(I) = -\frac{1}{N-1}$$

$$Var(I) = \frac{N^2 w_1 - N w_2 + 3 w_0^2}{w_0^2 (N^2 - 1)} - (E(I))^2$$

式中,  $w_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}$  是空间权重矩阵  $W$  的所有元素之和,  $w_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (w_{ij} + w_{ji})^2$ ,  $w_2 = \sum_{i=1}^N (w_{.i} +$



$w_i)^2$ ,  $w_i$  和  $w_i$  分别表示空间权重矩阵的第  $i$  行和第  $i$  列的元素之和。

但是,上述空间相关性检验只适用于截面数据,对同时包含时间维度和截面维度的面板数据而言,目前可借鉴何江、张馨之(2006)的做法进行假设性检验。具体思路如下:首先采用分块矩阵法将原始的  $N$  阶空间权重矩阵  $W$  扩展为  $NT$  阶矩阵  $C$ ,其中, $C = I_T \otimes W$  ( $\otimes$  表示 Kronecker 乘积,  $I_T$  表示  $T$  阶单位矩阵),然后按照截面 Moran 检验  $Z$  统计量的构造原理计算面板情形下的  $Z$  检验统计量,进行面板空间相关性检验,最终实现截面数据 Moran 检验向面板数据 Moran 检验的推广。针对①中所构建的三种空间权重矩阵,本文依次得出相对应的面板空间权重矩阵  $C$ ,如下所示:

$$C = \begin{pmatrix} W_{2003} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & W_{2004} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & W_{2015} \end{pmatrix}$$

其中, $W_{2003}$ 、 $W_{2004} \sim W_{2015}$  分别对应于每一年中  $N$  个所考察样本国家的空间权重矩阵,依据各种空间权重的定义易知:对于贸易距离空间权重矩阵而言,由于不同时期各国之间出口贸易活动的频繁程度不同,进而导致每一年的贸易距离矩阵可能不相同,即  $W_{2003} \neq \cdots, \neq W_{2015}$ 。而对于地理距离空间权重矩阵和 Rook 邻接空间权重矩阵而言,因各国首都之间的地理位置和各国之间的邻接关系相对稳定,一般不会随着时间的推移发生改变,因而地理空间权重矩阵和 Rook 空间权重矩阵满足  $W_{2003} = W_{2004} = \cdots = W_{2015}$ ,即各年的空间权重矩阵相同。

综合上述分析,分别在贸易距离空间权重矩阵、地理距离空间权重矩阵和 Rook 邻接空间权重矩阵设定下,对“一带一路”沿线各个国家吸引中国对外直接投资存量数据进行截面空间 Moran 检验和面板空间 Moran 检验。检验结果显示,Rook 邻接空间权重矩阵是三种空间权重矩阵中最优的:不论是 OFDI 的截面 Moran 检验还是面板 Moran 检验均表现出较强的空间正相关性,因此,本文给出 Rook 邻接空间权重下的 Moran 检验结果,如表 2 和表 3 所示。

由表 2 可知,2003 年、2004 年和 2011 年  $Z$  统计量显著大于 0(分别在 5%、5% 和 10% 的显著性水平下显著),表明所考察“一带一路”沿线国家 OFDI 存在显著的空间正相关性,其余年份均存在弱空间正相关性。

表 2 截面数据空间 Moran 检验

年份	Moran 指数	Z 值	年份	Moran 指数	Z 值
2003	0.5159	2.2333 **	2010	0.3659	1.3344
2004	0.5005	2.1739 **	2011	0.3104	1.6504 *
2005	0.2520	1.2145	2012	0.3099	1.4399
2006	0.1064	0.6524	2013	0.2534	1.4381
2007	0.2742	1.1270	2014	0.2302	1.2199
2008	0.3410	1.3001	2015	0.1164	0.6910
2009	0.2831	1.5580	—	/	/

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在显著性 10%、5%、1% 下显著

资料来源:本文计算整理

总体而言,2003—2015 年 17 个沿线国家 OFDI 的 Moran 指数处于波动之中,但均大于 0,即存在一定程度的空间正相关性,如图 1 所示。

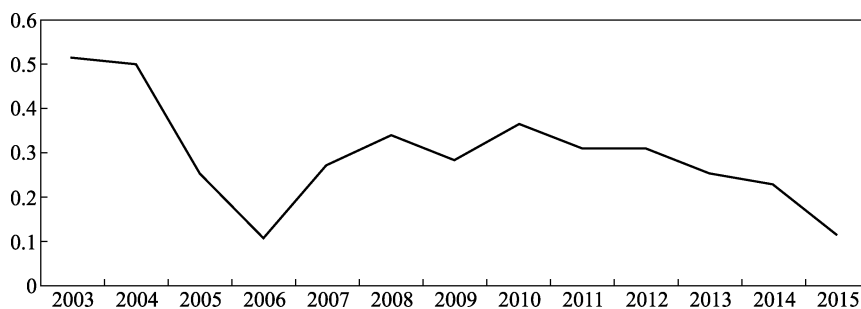


图1 2003—2015年我国对外直接投资 Moran 指数波动

资料来源:本文计算绘制

由表3可知,面板 OFDI 数据通过了1%的显著性检验,即总体而言,中国对“一带一路”沿线各个国家投资规模在空间中表现出明显的高值与高值或者低值与低值集聚的特征,对外直接投资存量存在显著的空间正相关性。

表3 面板数据空间 Moran 检验

变量	Moran 指数	Z 值
OFDI	0.6660	8.8331***

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在显著性 10%、5%、1% 下显著

资料来源:本文计算整理

③实证模型建立与参数估计。当对外直接投资存量数据满足①和②时,即表明中国对“一带一路”沿线各国的对外直接投资通过了空间相关性检验,总体呈现出较强的空间相关性,因而实证模型中引入对外直接投资存量的空间相关性和政治风险的邻国效应具有合理性和必要性。进一步地,考虑对外直接投资存量的时间滞后性,本文建立 2003—2015 年中国对“一带一路”沿线 17 个国家海外投资政治风险研究的动态空间杜宾面板模型(DSDM),如下所示:

$$\ln OFDI = \rho C \ln OFDI + \tau \ln OFDI_{-1} + (\ln Govs, \ln Inter, \ln Exter, \ln Corr, \ln Rel, \ln Eth, \ln Law, \ln Edr) \beta + (\ln GDP, \ln Open, \ln Tech, PV) \gamma + C (\ln Govs, \ln Inter, \ln Exter, \ln Corr, \ln Rel, \ln Eth, \ln Law, \ln Edr) \theta + \alpha + \varepsilon \quad (21)$$

式(21)中,C代表NT阶面板空间权重矩阵,与②中定义相一致。首先,中国对“一带一路”沿线国家的对外直接投资存量 OFDI 具有空间相关性,如果参数  $\rho > 0$  显著成立,则表明当与一国相邻的国家吸收中国对外投资越多时,该国受其邻国正向促进作用的影响也会吸引中国更大规模的投资。其次,中国对东道国的投资规模不仅受制于该东道国自身的政治风险水平,而且还受到其邻国政治风险水平的影响,如果参数  $\theta$  显著不为零,则表明邻国的政治风险确实对该国的政治风险产生了溢出效应(正向或者负向),进而促进或者抑制中国对该东道国的投资规模。再次,东道国的经济发展水平、技术水平、贸易开放程度以及滞后期 OFDI 存量也是决定该国吸引外资规模的重要因素,应该加以控制。最后,本文加入个体效应  $\alpha$  来控制不同国家的个体差异性, $\varepsilon$  表示不可观测的扰动项因素。

下面对式(21)进行参数估计。动态空间面板模型(21)存在一定的内生性问题,主要原因在于因变量的时间滞后项  $\ln OFDI_{-1}$  和因变量的空间滞后项  $W \ln OFDI$  作为解释变量同时出现在方程右边。其中,因变量的时间滞后项  $\ln OFDI_{-1}$  体现了模型的动态性,因变量的空间滞后项  $W \ln OFDI$  体现了模型的空间相关性,两者共同组成了时空动态面板模型的关键要素。并且个体效应  $\alpha$  既可能是固定效应,亦可能是随机效应,当  $\alpha$  与扰动项相关时,本文称之为固定效应模型;当  $\alpha$  与扰动项相互独立时,本文称之为随机效应模型。

在一定条件下,式(21)可以转化为两类常见模型。第一类是动态非空间面板模型: $\tau \neq 0, \rho = 0, \theta = 0$ ;

第二类是空间非动态面板模型： $\tau = 0, \rho \neq 0, \theta \neq 0$ 。不论动态非空间面板模型还是空间非动态面板模型，都包含固定效应和随机效应两种设定。对于空间非动态固定效应模型而言，可采用组内离差变换消除固定效应，然后进行极大似然 ML 估计；对于空间非动态随机效应模型，可采用广义离差变换然后进行 ML 估计。总之，极大似然估计是估计静态空间计量模型最常用的方法。对于动态非空间面板模型，常用的估计方法是广义矩估计 GMM。相比之下，式(21)是形式更为一般的时空动态模型，由于动态滞后项的存在使得常用的极大似然估计方法产生偏误，目前文献采用较多的是偏误修正的极大似然估计 ML 或者拟极大似然估计 QML，如 Elhorst(2005)、Yu 等(2008)对固定效应动态空间面板模型进行研究，首先消除固定效应，然后构建了极大似然或者拟极大似然估计量；Su & Yang(2015)对随机效应动态面板模型构建了拟极大似然估计量。因此，本文根据已有研究，借助 Stata 面板空间计量模型程序包，估计包含被解释变量动态滞后项的空间杜宾面板模型，并通过 Hausman 检验在固定效应和随机效应之间进行选择。为了进一步确定合适的空间权重矩阵，本文依次选取贸易距离空间权重矩阵、地理距离空间权重矩阵和 Rook 邻接空间权重矩阵对式(21)进行估计，按照似然值最大准则选取最优的空间权重矩阵并估计相应空间权重矩阵下的模型参数。

通过计算，Hausman 检验表明个体固定效应是合适的模型，并且 Rook 邻接矩阵参数估计效果最佳、模型的极大似然值最大，再次证实了前文中选取 Rook 邻接空间权重矩阵的结论。之所以 Rook 邻接空间权重矩阵是最合适的选择，本文认为，主要原因在于政治风险的邻国效应是研究关注的重点，也即从各国的空间地理位置分析，是否地理相邻的国家能够产生政治风险的溢出效应，故 Rook 邻接矩阵应该是空间位置关系最直接的反映。至于贸易距离空间权重矩阵，因其在一定程度上反映的是两国之间的贸易往来情况，很大程度上易受两国贸易开放政策的影响，可能出现某两个国家之间地理位置并不相邻但是贸易活动却相当频繁的情形，一定程度上造成了政治风险邻国效应分析的扭曲。而以首都城市之间距离构建的地理距离空间权重矩阵则具有片面性，很可能存在一个国家有两个邻接国家，但是该国与这两个邻国首都之间的距离受到国土面积的影响而差异很大，进而导致空间权重矩阵不能客观反映两个国家之间的邻接关系。综上分析，本文仅给出 Rook 邻接空间权重矩阵的参数估计结果，如表 4 所示：

表 4 模型参数估计表

变量	估计值	变量	估计值
<i>lnOFDI</i> <sub>-1</sub>	0.5957 ***	<i>WlnOFDI</i>	0.0854 ***
<i>lnCorr</i>	-0.3398 *	<i>WlnCorr</i>	0.7610 ***
<i>lnInter</i>	-0.3654	<i>WlnInter</i>	0.3885
<i>lnExter</i>	-0.0136	<i>WlnExter</i>	0.2241
<i>lnGovs</i>	-0.0138	<i>WlnGovs</i>	-0.4113 *
<i>lnRel</i>	0.0937	<i>WlnRel</i>	1.4467 ***
<i>lnEdr</i>	0.2704	<i>WlnEdr</i>	-2.4036 ***
<i>lnLaw</i>	0.3339	<i>WlnLaw</i>	-1.5620 ***
<i>lnEth</i>	-0.0789	<i>WlnEth</i>	-0.4733 *
<i>lnGDP</i>	1.1659 ***	<i>WlnGDP</i>	-0.8040
<i>lnOpen</i>	-0.1695	<i>WlnOpen</i>	0.0313
<i>lnTech</i>	0.1192	<i>WlnTech</i>	0.6607 ***
<i>PV</i>	0.0941	<i>Loglikelihood</i>	-78.0040

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在显著性 10%、5%、1% 下显著

资料来源：本文计算整理

### 3. 结果与分析

由表4可知,就东道国而言,东道国的经济规模( $\ln GDP$ )是影响中国海外投资的最显著因素,即经济发展实力强的国家越能吸引中国对其投资,这一点与项本武(2009),张雨、戴翔(2013)的研究结论相似,因为东道国的国内生产总值 GDP 不仅反映了其经济规模大小,而且体现人口的总体规模,是东道国购买力的重要体现。值得一提的是,在政治风险指标体系中,除腐败程度外,其他各项均没有通过显著性检验。其中,东道国的腐败程度( $\ln Corr$ )前的系数为负,并且是在10%的显著性水平下显著,表示东道国腐败程度增加( $Corr$ 数值越高代表政府越清廉)反而会促进中国的对外投资,这在一定程度上支持了所谓“腐败有效论”(Leff, 1964; Lui, 1985; Beck & Maher, 1986)的观点,再联系到中国海外投资的实践,本文认为,鉴于“一带一路”倡议地区不少是经济发展水平较低、腐败频率高的国家,腐败在某种程度上可以提高所在国政府行政效率,减少投资阻力。而本文课题组在2014—2016年对东南亚、南亚34家中资机构实地调研时也发现,我国海外企业普遍存在一种矛盾心态,即一方面希望东道国腐败能得到强有力控制,使企业在规范的环境中得到发展;另一方面,一旦东道国存在寻租可能性时又往往会积极争取。

毋庸置疑,国家内部政治风险对外资的投资决策和经济发展的影响具有非常重要的作用,各国政治势力和人民也都希望并致力于推动内部政治稳定。然而,在地区一体化组织当道的今天,如在“一带一路”沿线就存在东盟、欧盟、阿拉伯国家联盟、独联体联盟、南亚国家联盟等各类区域性组织,区域内部一国政治风险往往通过各种制度性或非制度性的一体化安排迅速传导蔓延到邻国,严重影响邻国的政治稳定性。相比于国家内部政治风险,这类外部性政治风险具有不可预测性、快速传染性和重大危害性等显著特点,应更加受到关注。例如,2016年英国脱欧的“黑天鹅事件”,使得意大利、法国和德国的政治稳定接连遭遇民粹主义势力的强劲挑战,对欧洲政治经济稳定形成难以估量的创伤;2010年发生在突尼斯的“阿拉伯之春运动”,迅速激发了阿尔及利亚、埃及、利比亚、叙利亚等邻近各国内部的抗议活动,相继出现埃及革命、利比亚战争、也门起义、巴林示威、叙利亚内战等标志性政治事件,席卷整个阿拉伯世界。本文的实证结果也证明了这种政治风险邻国溢出效应的显著性。由表4可知,考虑到邻国空间溢出效应的作用,不少政治风险指标通过显著性水平检验。其中,邻国的腐败程度( $W\ln Corr$ )控制、内部冲突( $W\ln Inter$ )减弱、外部冲突( $W\ln Exter$ )缓和以及宗教氛围( $W\ln Rel$ )自由,都会对东道国产生正向的溢出效应,致使东道国政治风险相应降低,进而能促进中国企业增加对东道国的投资。但是,需要说明的是,内部冲突和外部冲突是不显著的;而邻国的政局稳定性( $W\ln Govs$ )较高、法制水平( $W\ln Law$ )健全、与东道国建交时间( $W\ln Edr$ )长期稳定以及种族冲突( $W\ln Eth$ )缓和,则对东道国产生了显著的负向溢出效应,此时,邻国相对于东道国具有更低的政治风险,吸引更多中国企业到邻国投资,相应地减少对东道国投资规模。需要指出的是,邻国腐败控制( $W\ln Corr$ )与东道国吸引中国投资存在正相关关系,这和 Egger & Winner(2005)的研究结果相似,即当其他国家行政管制较为严格、政府对市场的干预活动力度较大时,寻租行为的存在,使得东道国“腐败”可能成为跨国公司可利用的“有利因素”,从而成为吸引资本流入的一种“优势因素”。这实质上同时也验证了前面的研究结果,即东道国的腐败水平控制反而会抑制中国对其进行投资的结论。

另外,模型验证了中国对“一带一路”沿线各国对外直接投资存量存在显著的空间正相关性( $\rho > 0$ 在1%显著性水平下成立),即当中国对一国的相邻国家投资规模提高时,中国同样会增加对该国的投资规模,反之亦然。并且,对外直接投资存量的时间滞后性也通过了显著性水平为1%的统计检验, $\tau > 0$ 表明,本年度对外直接投资规模与上一年度对外直接投资规模正相关,究其原因,一方面可能在于对外直接投资存量的调整具有时滞性;另一方面,在于上一年度的对外直接投资规模某种程度上反映了中国在东道国投资的管理经验和经营水平,因此,决定了本年度是否继续投资或者增加投资规模。最后,模型中考察政策有效性的虚拟变量  $PV$  并不显著,原因在于“一带一路”战略从提出到现在仅有四年时间,其政策影响力和国际认可度的扩大,相关项目的启动、实施和成效显现都需要一定的时间。

## 五、结论

本文构建了反映对外直接投资与政治风险内在联系的理论模型。首先,创新性地构造了包含“邻国”因素的政治风险生产函数,并将政治风险作为一种要素投入推导出包含政治风险和劳动两种要素的联合 Cobb-Douglas 生产函数。然后,引入政治风险税作为厂商的成本,通过求解消费者需求和生产者供给平衡时的利润最大化问题,得出厂商最大的政治风险防备策略水平与邻国政治风险溢出相关,从理论层面上揭示了邻国政治风险对东道国吸引海外投资的影响。进一步地,对 2003—2015 年中国对“一带一路”沿线 17 个国家海外投资的相关统计数据进行分析,选取“一带一路”建设中中国海外投资存量 *OFDI* 为被解释变量,选取东道国的政府稳定性 *Govs*、内部冲突 *Inter*、外部冲突 *Exter*、腐败水平 *Corr*、宗教紧张度 *Rel*、种族紧张度 *Eth*、法制建设 *Law* 和与中国建交时间 *Edr* 为核心解释变量,选取东道国经济规模 *GDP*、科学技术水平 *Tech* 和贸易开放程度 *Open* 为控制变量,建立同时包含东道国政治风险因素、邻国政治风险因素、对外直接投资的空间滞后性以及时间动态性的空间杜宾动态面板模型。依次对贸易距离空间权重矩阵、地理距离空间权重矩阵和 Rook 空间邻接权重矩阵进行空间相关性检验和空间模型参数估计,得出 Rook 空间权重矩阵下模型估计效果最优。实证结果证实了理论模型的结论,主要结论总结如下:

一是理论模型结果显示,厂商最大的政治风险防备策略水平与邻国政治风险溢出效应呈现正相关,即邻国政治风险溢出效应越大时,厂商所采取政治风险防备策略水平越高,厂商的利润越低,因此,评估我国企业对外直接投资的政治风险必须同时考虑邻国政治风险的溢出效应。

二是实证研究结果表明,东道国腐败控制对吸引中国海外投资具有显著的抑制作用,这一实证结果支持了“腐败有效论”。依据这一结论,本文认为,腐败的积极作用依赖于—国的制度环境和经济水平,特别是在“一带一路”沿线地区的经济发展水平普遍不高,政府行政效率相对较低的情形下,腐败在一定程度上会减少投资阻力。此外,东道国的经济规模 *GDP* 显著地提高了吸引外资的规模,这一结论证实了东道国特征对外资引入的重要性。如果考虑到邻国空间溢出效应的作用,邻国的腐败程度控制、内部冲突减弱、外部冲突减缓以及宗教氛围自由,都会对东道国产生正向的溢出效应,即能促进中国企业增加对东道国的投资;而邻国的政局稳定性较高、法制水平健全、与东道国建交时间长期稳定以及种族冲突缓和,则对东道国产生了显著的负向溢出效应,即促进更多中国企业到邻国投资,相应地减少对东道国投资规模。可以看出,政治风险的邻国效应相较于东道国政治风险效应更加显著,是中国对外直接投资活动中不容忽视的关键因素。

## 参考文献:

- [1] Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*[M]. Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [2] Al-Khoury R, Khalik M U A. Does Political Risk Affect the Flow of Foreign Direct Investment Into the Middle East North African Region? [J]. *Journal of Global Business and Technology*, 2013, (2): 47 - 59.
- [3] Bekaert G, Harvey C R, Lundblad C T et al. Political Risk Spreads[J]. *Journal of International Business Studies*, 2014, (4): 471 - 493.
- [4] Egger P, Winner H. Evidence on Corruption as An Incentive for Foreign Direct Investment[J]. *European Journal of Political Economy*, 2005, (4): 932 - 952.
- [5] Elhorst J P. Unconditional Maximum Likelihood Estimation of Linear and Log-Linear Dynamic Models for Spatial Panels[J]. *Geographical Analysis*, 2005, (1): 85 - 106.
- [6] LeSage J P, Pace R K. *Introduction to Spatial Econometrics*[M]. CRC Press, 2009.
- [7] LeSage J P. What Regional Scientists Need to Know About Spatial Econometrics[J]. *The Review of Regional Studies*, 2014,

(1):13-32.

[8] Méon P G, Sekkat K. FDI Waves, Waves of Neglect of Political Risk [J]. World Development, 2012, 40, (11): 2194-2205.

[9] Su L J, Yang Z L. QML Estimation of Dynamic Panel Data Models with Spatial Errors [J]. Journal of Econometrics, 2015, (1): 230-258.

[10] Yu J H, Jong R D, Lee L F. Quasi-maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both  $n$  and  $T$  are Large [J]. Journal of Econometrics, 2008, (1): 118-134.

[11] 崔鸽. 比较优势下深化中国与东盟各国贸易发展的路径分析 [J]. 新乡: 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2016, (6).

[12] 钞鹏. 政治风险对中国企业对外投资影响的实证分析 [J]. 昆明: 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2012, (4).

[13] 陈培茹, 冼国明, 马骆茹. 制度环境与中国对外直接投资——基于扩展边际的分析视角 [J]. 上海: 世界经济研究, 2017, (2).

[14] 方英, 池建宇. 政治风险对中国对外直接投资意愿和规模的影响——基于实物期权和交易成本的视角 [J]. 昆明: 经济问题探索, 2015, (7).

[15] 高刚建. 经济一体化、政治风险和第三国效应对中国 OFDI 的影响 [J]. 蚌埠: 财贸研究, 2011, (5).

[16] 何江, 张馨之. 中国区域经济增长及其收敛性: 空间面板数据分析 [J]. 广州: 南方经济, 2006, (5).

[17] 胡兵, 乔晶. 中国对外直接投资的贸易效应——基于动态面板模型系统 GMM 方法 [J]. 北京: 经济管理, 2013, (4).

[18] 凌丹, 张玉芳. 政治风险和政治关系毒地“一带一路”沿线国家直接投资的影响研究 [J]. 武汉: 武汉理工大学学报, 2017, (1).

[19] 林光平, 龙志和, 吴梅. 我国地区经济收敛的空间计量实证分析: 1978—2002 年 [J]. 北京: 经济学(季刊), 2005, (1).

[20] 刘亦乐, 刘双芹. 东道国政治风险对我国在亚洲国家对外直接投资的影响——基于区位选择分析视角 [J]. 哈尔滨: 商业研究, 2015, (8).

[21] 刘泽照, 黄杰, 陈名. 丝绸之路经济带(中国段)节点城市空间差异及发展布局 [J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2015, (5).

[22] 孟醒, 董有德. 社会政治风险与中国企业对外直接投资的区位选择 [J]. 北京: 国际贸易问题, 2015, (4).

[23] 潘素坤, 代丽. 政治风险对我国企业对外直接投资的影响研究 [J]. 北京: 北方工业大学学报, 2014, (4).

[24] 王海军. 政治风险与中国企业对外直接投资——基于东道国与母国两个维度的实证分析 [J]. 蚌埠: 财贸研究, 2012, (1).

[25] 王晓芳, 胡冰. 丝绸之路经济带人民币国际化问题研究——基于金融合作下的货币选择与竞争博弈 [J]. 新乡: 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2016, (6).

[26] 王永钦, 杜巨澜, 王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋 [J]. 北京: 经济研究, 2014, (12).

[27] 韦军亮, 陈漓高. 政治风险对中国对外直接投资的影响——基于动态面板模型的实证研究 [J]. 武汉: 经济评论, 2009, (4).

[28] 项本武. 东道国特征与中国对外直接投资的实证研究 [J]. 北京: 数量经济技术经济研究, 2009, (7).

[29] 游士兵, 徐涛. 腐败、投资与经济增长——基于 1997—2013 年省级面板数据的分析 [J]. 广州: 产经评论, 2016, (1).

[30] 张吉鹏, 衣长军. 东道国技术禀赋与中国企业 OFDI 区位选择——文化距离的调节作用 [J]. 长春: 工业技术经济, 2014, (4).

[31] 张雨, 戴翔. 政治风险影响了中国企业“走出去”吗 [J]. 广州: 国际经贸探索, 2013, (5).

[32] 张艳辉, 杜念茹, 李宗伟, 石泉. 国家政治风险对我国对外直接投资的影响研究——来自 112 个国家的经验证据 [J]. 北京: 投资研究, 2016, (2).

## A Study on the Neighborhood Effect of Chinese Enterprises' Overseas Investment Political Risks in the Construction of “One Belt One Road”

TANG Li-zhi, LIU Yu

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

**Abstract:** “One Belt One Road” construction will become China’s long-term strategy in reform and opening-up policy. Driven by this, China’s OFDI program is gaining worldwide attention. Statistics show that from 2014 to 2016, China has accumulated more than MYM 50 billion in investment along the “One Belt One Road”, and has built 56 economic and trade cooperation zones in more than 20 countries to create nearly US MYM 1.1 billion in taxes and 18 Million jobs. However, the overseas investment of Chinese enterprises is not smooth sailing, investment risk problems become more prominent.

Generally speaking, the risks faced by enterprises’ overseas investment can be divided into two types: political risk and non-political risk. Among them, non-political risk can be subdivided into business risk and legal risk, which can be predictable and controllable to a certain extent; Relatively speaking, the political risk is more difficult to predict and uncontrollable, with sudden, destructive and overall characteristics, often brings very heavy or even fatal consequences. At present, many countries along the “One Belt One Road” on the one hand are faced with the external big country game and the political crisis of neighboring countries; On the other hand, deep internal and ethnic conflicts, frequent power alternation, social security and other multiple problems superimposed. In essence, political risk has become China’s biggest problem to further promote the construction of “One Belt One Road”, and also the biggest challenge of Chinese enterprises to go out. Therefore, it is urgent to strengthen the research on the prevention and control of political risk in overseas investment.

In this paper, we creatively construct the theoretical model which reflects the internal relation between foreign direct investment and political risk by introducing the “neighboring country” factor and political risk tax. After that, we derive a production function which includes both labor and political risk as its input factors. Then by solving the optimization problem of consumers and manufacturers, we come to an equation that reveals the influence of neighboring political risk on attracting overseas investment of the host country from the theoretical level. The theoretical model shows that the maximum level of political risk prevention strategy is positively related to the spillover effect of political risk in neighboring countries, that is, the greater the effect of political risk spillovers in neighboring countries, the higher the level of political risk prevention strategies adopted by firms, the lower the profits of firms, therefore, to assess the political risk of overseas investment of Chinese enterprises, we must also consider the spillover effect of neighboring countries’ political risk.

Furthermore, we select the relevant statistics of China’s overseas investment in 17 countries along the “One Belt, One Road” from 2003 to 2015, and establish a dynamic spatial Durbin panel model that includes the political risk factors of the host country, the political risk factors of neighboring countries, the spatial lag of outward foreign direct investment and the time lag of outward foreign direct investment. With the construction of spatial weight matrices and the Moran tests of spatial effects, we get the estimation of the model. The empirical results show that only the corruption control of the host country has a significant inhibitory effect on China’s overseas investment, while other political risk factors have no significant effect on China’s investment. If we take into account the role of spatial spillover effect in neighboring countries, the control of corruption, the weakening of internal conflicts, the slowdown of external conflicts and the freedom of religious atmosphere in neighboring countries will have a positive spillover effect on the host countries, which will promote Chinese enterprises to increase their investment in host countries. When the neighboring countries have high political stability, sound level of legal system, long-term diplomatic relationship with China and relax ethnic conflict, it will produce negative effects on host country’s political risk, in this situation, China will invest more in the neighboring countries, corresponding to reduce the size of the host country investment.

**Key Words:** outward foreign direct investment; political risk; spatial spillover; neighboring countries

**JEL Classification:** F21, F61, O19

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2017.11.001

(责任编辑:文 川)