

出口网络能促进对外直接投资吗

——基于中国的理论与经验分析

李捷瑜 李 杰 王兴棠

摘要：本文将企业出口网络引入企业对外直接投资的内生性选择模型，分析出口网络对企业进行绿地投资和跨国并购的影响。模型分析结果表明：在相同的生产率水平下，出口网络大小通过影响企业对外直接投资（绿地投资和跨国并购）所需生产率“阈值”，进而影响企业对外直接投资概率；当出口网络扩大对企业对外直接投资所需生产率“阈值”带来的正向效应大于负向效应时，网络扩大会提高企业的对外投资概率；而当出口网络扩大对企业对外直接投资所需生产率“阈值”带来的负向效应大于正向效应时，网络扩大会降低企业的对外投资概率；本文利用2001—2014年中国上市工业企业数据进行实证分析，发现出口网络扩大对工业上市企业的绿地投资以及跨国并购行为都有显著的正向影响，在考虑了出口网络的其他特征后，实证结论依然稳健。

关键词：出口网络；绿地投资；跨国并购

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 05-0102-15

引 言

企业不断演变的动态出口行为会给企业带来出口目的地的信息，这些信息可归结为经验和社会关系。已有研究表明，企业出口经验和社会关系的丰富性不仅体现在时间维度上的积累以及由此产生的学习效应上（Rauch and Watson's, 2002^[1]；Artopoulos et al., 2013^[2]；Albornoz et al., 2016^[3]），还体现在地理位置分布的广度上（Chaney, 2014^[4]；Albornoz et al., 2016），本文把后者称为出口网络。企业对外直接投资（OFDI）是中国与世界各国（地区）经济深度融合的桥梁，是企业参与经济全球化的重要途径，也是企业获取市场、资源和技术必然选择。在中国“走出去”政策以及“一带一路”倡议的大背景下，本文把研究的关注点放在出口网络与中国企业对外直接投资行为的关系上，研究出口网络的变化如何影响企业进

[收稿日期] 2019-03-29

[基金项目] 国家社会科学基金项目“粤港澳大湾区科技创新协同发展研究”（19BJY003）。

[作者信息] 李捷瑜：中山大学岭南学院副教授、硕士生导师；李杰：暨南大学产业经济研究院教授、博士生导师；王兴棠（通讯作者）：广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院讲师 510006 电子邮箱 wangxt603@163.com。

行绿地投资和跨国并购的概率。对这一问题的深入探讨有助于政府和企业了解出口网络所具有的价值,从而对企业的国际化扩展、转型升级以及政府未来贸易政策的制定都具有重要的意义。

把对外直接投资与出口联系起来,在已有文献中并不少见。大部分文献研究的是企业国际化过程中出口模式和对外直接投资模式两者之间是替代还是互补的问题(Grubert and Mutti, 1991^[5]; Blonigen, 2001^[6]; Conconi et al., 2016^[7])。而对于以出口导向型发展起来的许多新兴经济体,进行 OFDI 的企业往往已经是出口企业,动态演变形成的出口网络很可能是影响企业是否进行 OFDI 的关键因素。鉴于此,本文将企业出口网络引入对外直接投资的内生性选择模型,分析企业出口网络如何影响企业的对外直接投资行为。简单来说,大的出口网络代表丰富的社会关系和经验,降低了企业的投资搜寻成本,但提高了企业的网络维护成本。本文的模型分析表明,在相同的生产率水平下,出口网络大小影响了企业对外直接投资(跨国并购和绿地投资)所需的生产率“阈值”,继而影响企业对外直接投资概率。在经典理论文献框架下,生产率是对外直接投资的决定因素,只有生产率高的企业才有可能进行对外直接投资。打破这一结论往往需要外生环境的冲击,例如生产率或市场需求的负向冲击(Blonigen et al., 2014)^[8]。本文理论模型的贡献之一则是通过引入出口网络,发现出口网络的扩张会影响企业进行 OFDI 所需的生产率“阈值”,一方面,揭示了出口网络的价值所在,即出口网络的构建可能会在一定程度上弥补企业对外直接投资所需生产率的不足;另一方面,也增强了对外直接投资模型对中国现实的解释能力。

本文通过对工业上市公司子公司数据、证券数据公司(Securities Data Company, 简称 SDC)全球并购数据与海关数据三者的连接和整理,得到了刻画中国工业上市企业绿地投资行为、跨国并购行为以及出口网络的合适变量,从而能够更全面地分析企业的出口网络与对外直接投资行为的经验关系。实证结果表明,出口网络的增大能提高企业进行绿地投资和跨国并购的概率。为证明结论的稳健性,本文进一步考虑出口网络的其他两个异质性特征——出口网络人均 GDP 以及出口网络地理距离,发现出口网络的扩大依然可以增强企业对外直接投资概率。

一、文献评述

本文对出口网络和企业对外直接投资关系的研究主要与三类文献相关:第一类是社会关系与国际贸易的研究;第二类是出口经验与国际贸易的研究,这两类文献是本文一些基本假设的重要支撑,本文在这两类文献的基础上提出出口网络的概念并研究网络对 OFDI 的影响,从而揭示网络的价值;第三类是企业进行国际化经营的模式选择(即选择 OFDI 还是选择出口)及其决定因素的研究。

Rauch (2001)^[9]对早期社会关系与国际贸易方面的文献进行了回顾,指出企业所具有的国内社会网络以及移民网络等承载的社会关系能有效降低信息壁垒,促进国际贸易。沿用该框架的有关中国 social 网络对国际贸易的影响的代表性文献有

Rauch 和 Trindade (2002) 以及杨汝岱和李艳 (2016)^[10]。Chaney (2014) 把 Jackson 和 Rogers (2007)^[11] 的动态社会网络模型扩展到地理空间的维度上, 借此刻画企业进出口行为引致的体现在地理空间上的社会关系, 并利用出口企业国外市场数目刻画这些社会关系, 从理论和实证上解释了国际贸易所呈现的一些宏观模式。企业的出口行为在地理空间上的分布不但承载了社会关系, 也体现了出口经验的积累。有关经验与国际贸易方面的研究表明, 企业通过出口获取经验, 会更倾向于出口到与已有出口目的国地理毗邻的新市场 (Defever et al., 2015^[12]; 綦建红和冯晓洁, 2014^[13])。已有市场与新市场的相似性能缩短企业进入新市场的适应阶段, 显著减少出口的沉没成本 (Morales et al., 2011)^[14]。企业出口市场越多, 出口经验越丰富 (Albornoz et al., 2016)。

上述文献表明, 出口活动所演变出来的空间地理分布的大小承载了企业积累的出口经验和社会关系, 本文称之为出口网络。正因为这些出口经验和社会关系的存在, 本文模型假设, 大的出口网络有助于打破信息壁垒, 降低企业进行 OFDI 的搜寻成本, 但同时企业要付出较高的网络维护成本。Blonigen 等 (2014) 也使用了出口网络这一提法刻画企业所拥有的出口市场的数量, 他们发现出口网络较大的企业更容易受到并购方的青睐, 成为并购目标, 但是这一并购的实现需要目标企业受到负向的生产率冲击。与此不同, 本文研究的是拥有出口网络的企业如何对外进行绿地投资和跨国并购, 并通过理论和实证揭示了承载经验和社会关系的出口网络能降低企业进行 OFDI 所需的生产率“阈值”这一机制。

OFDI 作为企业走出国门服务国外市场、获取新技术和资源的重要手段和模式, 自 20 世纪 80 年代以来, 一直是国际贸易领域的研究重点。理论研究方面, 传统的就近集中取舍 (proximity-concentration tradeoff) 模型认为, 企业服务国外市场时选择出口还是 OFDI, 取决于两者收益的大小比较 (Markusen and Venables, 2000)^[15]。Helpman 等 (2004)^[16] 将企业异质性引入国际贸易理论模型, 发现生产率最高的企业才会进行对外直接投资, 而生产率较低的企业进行出口。因此, 生产率的高低成为企业是否进行 OFDI 的决定性因素 (Stepanok, 2015)^[17]。这一结论得到了一些经验证据的支持 (Yasar et al., 2007)^[18]。然而, 鲜有文献把企业的出口经验、社会关系等因素作为研究重点进行深入探讨。

Conconi 等 (2016) 引入时间维度上的出口经验, 探讨企业如何实现从出口到 OFDI 的转换。与此不同, 本文将空间地理维度上的出口网络引入企业进行 OFDI 的内生性选择模型中, 阐明了出口网络通过影响企业成本, 进而影响企业进行 OFDI 所需生产率“阈值”的作用机理。在此基础上, 本文结合中国的现实数据, 对理论模型的结果进行验证。

二、理论模型

假定世界是由 J 个国家组成的, 其中 j 国消费者的效用函数为: $U = \ln \left[\int_{l \in B_j} x_j(l) \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} dl \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ ($\varepsilon > 1$), $x_j(l)$ 表示产品消费量, B_j 表示 j 国产品消费种类, ε 表示

产品替代弹性。 E_j 表示*j*国的收入水平,则产品*l*在*j*国的需求为: $x_j(l) = \frac{p_j(l)^{-\varepsilon} Y_j}{P_j^{1-\varepsilon}}$,

其中, $p_j(l)$ 表示产品*l*在*j*国的价格, P_j 表示价格指数: $P_j = [\int_{l \in B_j} p_j(l)^{1-\varepsilon} dl]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ 。企

业生产一单位出口产品的成本为 ac_j ,其中, a 表示生产中遇到的技术阻碍,而 c_j 表示克服技术阻碍所花费的单位成本。 a 的倒数表示为企业的生产效率,即 a 越高企业生产率越低。对于所有出口企业而言,技术阻碍有相同的分布函数 $G_a(a)$,其中, $a \in [a_L, a_H]$ 。*j*国出口企业拥有自己的出口网络,可表示为: $N_j \in [N_L, N_H]$,其分布函数表示为 $G_N(N)$ 。

*j*国企业为了将其产品卖到*i*国,需支付维护由*j*国到*i*国出口网络的维护成本 bf_{ij} 以及运输成本 τ_{ij} ,不同国家间的网络维护成本以及运输成本存在差异。其中, $b_j(a, N_j)$ 表示*j*国出口网络维护成本系数。企业的出口网络 N_j 越大,企业维护成本越高; a 越小,企业生产效率越高,企业边际维护成本下降。运输成本 τ_{ij} 为冰山成本, $\tau_{ij} > (=) 1$,当 $i \neq (=) j$ 。

在垄断竞争行业中,*j*国一家生产技术阻碍为 a 的企业将产品卖到*i*国的价格为 $p_j(l) = \tau_{ij} \frac{\varepsilon ac_j}{\varepsilon - 1}$ 。由此可知,*j*国一家生产技术阻碍为 a 的企业在*i*国出口产品*l*的利

润为: $\pi^l_{ij} = [p_j(l) - \tau_{ij} ac_j] x_j(l) - bf_{ij} = \frac{Y_j}{\varepsilon} [\frac{\tau_{ij} ac_j}{P_j}]^{1-\varepsilon} - bf_{ij}$ 。进而可求得拥有出口网

络 N_j 的企业的总利润为: $V_j = \int_{N_j} \pi^l_{ij} di$ 。

*j*国企业可选择绿地投资(海外直接设厂)或并购国外企业进行OFDI。当*j*国企业选择绿地投资的时候,其出口网络 N_j 不会发生变化;而当*j*国企业选择并购*i*国企业的时候,并购后企业的出口网络会成为两家企业出口网络的“并集”,即 $N_j \cup N_i$ 。由于在两种OFDI模式上,出口网络会发生不同的变化,因此本文将企业的对外直接投资行为分为绿地投资和跨国并购两种模式进行分析。

(一) 企业进行绿地投资

企业进行绿地投资,即国内企业选择目标国(地区)进行绿地投资,建厂生产销售^①。假定*h*国一家生产产品*l*的企业,出口网络维护成本系数为 $b(a, N_h)$ 。企业寻找绿地投资设厂地的成本为 $\Phi(N_h)$,且满足 $\Phi'(N_h) < 0$ 。这表示企业出口网络越大,信息越完善,搜寻成本越低。*h*国企业在*j*国构建新的厂区生产产品*m*,建厂成本为 $Q_{hj}(a, N_h)$,且满足 $\partial Q_{hj}(a, N_h) / \partial N_h < 0$, $\partial Q_{hj}(a, N_h) / \partial a > 0$ 。企业建厂率可以表示为:

$$P_{hj} = \Pr[W_{hj}(a, N_h) - Q_{hj}(a, N_h) - \Phi(N_h) > V_h(a)] \quad (1)$$

其中, $W_{hj}(a, N_h) = \int_{N_h} [\pi^l_{ih}(a) + \pi^m_{ij}(a)] di$,表示企业建厂后拥有两个产区的

^① m 为不同产品,在消费者心中,即使同一品牌的产品,产地不同也会影响消费者的偏好。

利润。企业异质性理论表明,企业进行 OFDI 有一个生产率门槛 (Helpman et al., 2004)。因此,本文假定 $\tilde{a}_{hj}(N_h)$ 为 h 国企业在 j 国投资建厂的节点 (未建厂与建厂后利润相等的点)。则 $\tilde{a}_{hj}(N_h)$ 满足以下等式:

$$\int_{N_h} [\pi^l_{ih}(\tilde{a}_{hj}) + \pi^m_{ij}(\tilde{a}_{hj})] di \equiv \int_{N_h} \pi^l_{ih}(\tilde{a}_{hj}) di + Q_{hj}(\tilde{a}_{hj}, N_h) + L + \Phi(N_h) \quad (2)$$

通过式 (2), 可以进一步刻画企业进行投资建厂的概率:

$$\tilde{P}_{hj} = G_a[\tilde{a}_{hj}(N_h)] \quad (3)$$

由以上分析可知,虽然 h 国企业在 j 国建立新的厂区之后,出口网络并未发生变化,但出口网络会对企业进行绿地投资的概率产生影响。

命题 1: 在其他条件不变的情况下,当 $|\frac{\partial Q_{hj}(\tilde{a}_{hj}, N_h)}{\partial N_h} + \frac{\partial \Phi(N_h)}{\partial N_h}| \geq |\frac{\partial \pi^m_{ij}}{\partial b_j} \frac{\partial b_j}{\partial N_h}|$ 的时候,出口网络扩大会降低企业进行绿地投资所需的生产率“阈值”,进

而提高企业进行绿地投资的概率;而当 $|\frac{\partial Q_{hj}(\tilde{a}_{hj}, N_h)}{\partial N_h} + \frac{\partial \Phi(N_h)}{\partial N_h}| < |\frac{\partial \pi^m_{ij}}{\partial b_j} \frac{\partial b_j}{\partial N_h}|$ 的时候,出口网络扩大会提高企业进行绿地投资所需的生产率“阈值”,进而降低企业进行绿地投资的概率。

命题 1 说明,在其他条件相同的情况下,企业出口网络的扩大有可能推动了企业的绿地投资行为,也有可能抑制企业的绿地投资行为。企业是否进行绿地投资,取决于企业自身生产率水平与进行绿地投资所需的生产率“阈值”之间的大小。企业出口网络扩大,一方面,会扩大企业的社会关系,获取更多市场信息,降低企业建厂成本以及对投资目标的搜寻成本,这会降低企业进行绿地投资所需的生产率“阈值”,对企业进行绿地投资产生一个正向效应;另一方面,出口网络的扩大会带来网络维护成本的上升,提高企业进行绿地投资所需的生产率“阈值”,对企业进行绿地投资产生一个负向效应。当出口网络扩大带来的正向效应大于负向效应的时候,企业出口网络扩大会降低企业进行绿地投资所需的生产率“阈值”,即降低企业进行绿地投资的门槛,提高企业进行绿地投资的概率。反之,如果企业出口网络扩大引致的正向效应低于负向效应,则会降低企业进行绿地投资的概率。

(二) 企业进行跨国并购

当企业进行海外投资的时候,被并购企业的出口网络也会成为并购厂商出口网络的一部分。假定 h 国一家生产 m 的企业去并购 j 国一家生产 l 的企业。 h 国与 j 国企业网络维护成本系数分别为 $b_h(a, N_h)$ 和 $b_j(a', N_j)$ 。 h 国企业并购 j 国企业的执行价格为 $Q_{hj}(a, N_h, a', N_j)$, 并购后企业的网络维护成本系数为 $b_{hj}(a, N_h \cup N_j)$ 。

企业进行跨国并购同样有一个生产率门槛。与绿地投资不同,企业进行跨国并购有很多类型,例如资源获取型、技术获取型等。当企业跨国并购为资源获取型时,可能是本国生产率高的企业去并购生产率低的企业。而技术获取型企业,为获取先进技术,提高生产率,可能是生产率低的企业去并购生产率高的企业,实现逆向溢出效应。因此,

企业进行跨国并购，可能是生产率高的企业去并购生产率低的企业，也有可能是生产率低的企业去并购生产率高的企业。本文分别就这两种情况进行分析。

1. 生产率高的企业并购生产率低的企业

h 国生产率高的企业去并购 j 国生产率低的企业，由于并购后两家企业的生产率变为 h 国企业的生产率，故 h 国企业的生产率高在并购过程中起关键作用。假定 $a_{hj}(N_h, a_{jh}, N_j)$ 为 h 国企业是否并购 j 国企业的节点（未并购与并购后利润相等的点），其中， $a_{hj} < a_{jh}$ ，表示并购方的生产率高于被并购方。 h 国企业会去并购 j 国企业，其概率可以表示为：

$$P_{hj} = \Pr[Z_{hj}(a_{hj}, N_h, a_{jh}, N_j) - Q_{hj}(a_{hj}, N_h, a_{jh}, N_j) - \Phi(N_h) > V_h(a_{hj})] \quad (4)$$

$Z_{hj}(a_{hj}, N_h, a_{jh}, N_j) = \int_{i \in [N_h \cup N_j]} [\pi^l_{ih}(a_{hj}) + \pi^m_{ij}(a_{hj})] di$ ，表示企业并购后的利润。 $a_{hj}(N, a_{jh}, N_j)$ 满足：

$$\int_{i \in [N_h \cup N_j]} [\pi^l_{ih}(a_{hj}) + \pi^m_{ij}(a_{hj})] di \equiv \int_{i \in [N_h]} \pi^l_{ih}(a_{hj}) di + \int_{i \in [N_j]} \pi^m_{ij}(a_{jh}) di + I + \Phi(N_h) \quad (5)$$

两个企业并购后生产率同步为生产率较高企业的生产率，即 a_{hj} 。 $i \in [N_h \cup N_j]$ 表示 h 国企业并购 j 国企业后，企业的出口网络成为两者的“并集”($N_h \cup N_j$)。结合式 (4)，可以进一步刻画 h 国企业会去并购 j 国生产效率低的企业概率：

$$P_{hj} = \int_{a_L N_L}^{a_H N_H} G_a(a_{hj}(N_h, a_{jh}, N_j)) dG_N(N_j) dG_a(a_{jh}) \quad (6)$$

2. 生产率低的企业去并购生产率高的企业

生产率水平比较低的 h 国企业去并购生产率比较高的 j 国企业，由于并购后两家企业的生产率变为 j 国企业的生产率，故 j 国企业的生产率高在并购过程中起关键作用。假定 j 国技术阻碍低于 $a_{jh}(N_h, N_j)$ 时， h 国企业才有动机并购 j 国企业。 h 国企业会去并购 j 国企业，其概率可以表示为：

$$P'_{hj} = \Pr[Z_{hj}(a_{hj}, N_h, a_{jh}, N_j) - Q_{hj}(a_{hj}, N_h, a_{jh}, N_j) - \Phi(N_h) > V_h(a_{hj})] \quad (7)$$

$Z_{hj}(a_{hj}, N_h, a_{jh}, N_j) = \int_{i \in [N_h \cup N_j]} [\pi^l_{ih}(a_{jh}) + \pi^m_{ij}(a_{jh})] di$ ，表示企业并购后的利润； $a_{jh}(N, a_{hj}, N_j)$ 满足：

$$\int_{i \in [N_h \cup N_j]} [\pi^l_{ih}(a_{jh}) + \pi^m_{ij}(a_{jh})] di \equiv \int_{i \in [N_h]} \pi^l_{ih}(a_{hj}) di + \int_{i \in [N_j]} \pi^m_{ij}(a_{jh}) di + I + \Phi(N_h) \quad (8)$$

通过式 (8)，可以进一步刻画企业去并购生产率比较高的企业的概率：

$$P'_{hj} = \int_{a_L N_L}^{a_H N_H} G_a[a_{jh}(a_{hj}, N_h, N_j)] dG_N(N_j) dG_a(a_{hj}) \quad (9)$$

通过上述分析，本文发现企业并购后出口网络会对企业进行跨国并购的概率产生影响。

命题 2：在其他条件不变的情况下，当 $|\frac{\partial \Phi(N_h)}{\partial N_h}| \geq |\int_{i \in [N_h \cup N_j]} [\frac{\partial \pi^l_{ih}}{\partial b_{hj}} \frac{\partial b_{hj}}{\partial N_h} + \frac{\partial \pi^m_{ij}}{\partial b_{hj}} \frac{\partial b_{hj}}{\partial N_h}] di - \int_{i \in N_h} \frac{\partial \pi^l_{ih}}{\partial b_h} \frac{\partial b_{hj}}{\partial N_h} di|$ 的时候，出口网络扩大会降低企业进行跨国并购所

需的生产率“阈值”，进而提高企业进行绿地投资的概率；而当 $|\frac{\partial \Phi(N_h)}{\partial N_h}| < |$

$\int_{i \in [N_h \cup N_j]} [\frac{\partial \pi^l_{ih}}{\partial b_{hj}} \frac{\partial b_{hj}}{\partial N_h} + \frac{\partial \pi^m_{ij}}{\partial b_{hj}} \frac{\partial b_{hj}}{\partial N_h}] di - \int_{i \in N_h} \frac{\partial \pi^l_{ih}}{\partial b_h} \frac{\partial b_{hj}}{\partial N_h} di|$ 的时候，出口网络扩大会提高企业进行跨国并购所需的生产率“阈值”，进而降低企业进行绿地投资的概率。

命题 2 说明，在其他条件不变的情况下，无论是生产率高的国内企业去并购生产率低的海外企业，还是生产率低的国内企业去并购国外生产率高的企业，企业出口网络的扩大有可能促进企业的跨国并购行为，也有可能抑制企业的跨国并购行为。

三、实证分析

(一) 计量模型和估计方法

本文的模型表明，出口网络会影响企业进行 OFDI 的阈值，继而影响进行 OFDI 的概率，但影响的总效果是正还是负，则需要实证分析。本文建立了企业 d 在时间 t 发生对外直接投资 (OFDI) 的概率模型：

$$Y_{dt} = P(OFDI = 1 | \Phi_{dt}^*, \ln LP, X, D_y, D_s, D_r) = \Lambda(Z_{dt}^*) \quad (10)$$

$$Z_{dt}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln LP_{dt-1} - \Phi_{dt}^* + X_{dt-1} \beta + D_t + D_s + D_r \quad (11)$$

其中， Z_{dt}^* 是决定企业是否进行 OFDI 的不可观测的潜变量；当 $Z_{dt}^* \geq 0$ 时，OFDI 取 1，反之取 0； $\ln LP_{dt-1}$ 是企业生产率； X_{dt-1} 是影响 Z_{dt}^* 的其他影响因素，诸如以往出口经验、劳动力成本和公司规模等； D_t 、 D_s 、 D_r 分别是时间、行业和省份固定效应，都是实证中可观测的变量； Φ_{dt}^* 是理论模型企业的生产率阈值。在实证中，生产率阈值不可观测，但是会受到出口网络大小的影响，因此，本文对其进行线性建模：

$$\Phi_{dt}^* = \varphi_0 + \varphi_1 \ln ExNet_{dt-1} \quad (12)$$

将方程 (12) 代入方程 (11)，可得：

$$Z_{dt}^* = \theta_0 + \theta_1 \ln ExNet_{dt-1} + \alpha_1 \ln LP_{dt-1} + X_{dt-1} \beta + D_t + D_s + D_r \quad (13)$$

其中， $\theta_0 = \alpha_0 - \varphi_0$ ， $\theta_1 = -\varphi_1$ 。理论模型表明，在企业生产率 $\ln LP_{dt-1}$ 等条件不变的情况下，出口网络 $\ln ExNet_{dt-1}$ 会通过降低生产率阈值 Φ_{dt}^* 来增大 Z_{dt}^* ，从而使得企业进行 OFDI 的可能性增大。这等价于方程 (13) 中出口网络系数 θ_1 大于零。因此，本文可以通过检验 θ_1 是否显著大于零来验证命题 1 和命题 2 中到底哪种情况成立。若 θ_1 显著大于零，则有关出口网络大小显著提高企业 OFDI 概率的相关结

论得证。利用这一计量框架,本文依次对 OFDI 的两种方式——跨国并购决策和绿地投资决策进行实证分析,概率模型用 Logit 估计^①。

在稳健性分析上,本文做了多方面的尝试:第一,使用三个不同的代理变量刻画出口网络大小,基于不同的样本点计算出口网络的边际效应;第二,考虑样本是否排除无出口行为观测值的两种情形;第三,考虑网络的其他特征是否会剥夺出口网络的影响力;第四,检验出口网络对更为狭义的生产型绿地投资的影响。

(二) 数据来源与样本

本文的数据有四个来源:一是 SDC 全球并购数据库,用于构造跨国并购决策变量。本文从该数据库抽取了 2002 年 1 月 1 日—2014 年 12 月 31 日间宣告的中国工业上市企业的跨国并购事件,同时要求并购事件前后持股比例的变化满足从低于 45% 到高于 45% 的条件。在该数据中,共有 129 家中国工业上市企业在不同年份进行了跨境并购。二是万得(Wind)金融数据库中上市企业的历年子公司列表,用于构造绿地投资变量。通过程序和手动识别的方式将 2002 年 1 月 1 日—2014 年 12 月 31 日间工业上市企业的子公司区分为国外子公司和国内子公司,利用已整理好的并购数据排除以并购方式进入的国外子公司,再用这些国外子公司首次进入上市企业的年份统计确定上市企业每年绿地投资的情况。在该数据中,共有 626 家上市企业在不同的年份发生了绿地投资。三是企业海关数据库,将其与万得金融数据库中工业上市企业及其子公司进行连接,得到工业上市企业从 2001 年 1 月 1 日—2013 年 12 月 31 日的出口情况,包括商品代码、出口国家、出口商品数量和金额,这些信息用于计算企业出口网络的各种指标。四是涵盖了上市企业财务数据的国泰安数据库。

通过股票编号和年份连接上述四个数据集,再根据无出口行为的观测值是否纳入样本的条件,本文得到两个最终样本——样本 1 和样本 2。样本 1 排除了无出口行为的观测值。由于本文研究对象原则上是具有出口网络的企业,研究这些网络大小变化的影响,因此无出口行为的观测值不纳入样本具有理论上的合理性。另外,样本 1 还能保证实证结果不会被大量无出口行为的观测值所主导。作为稳健性检验,本文在回归分析中也考虑了样本 2 的情形,即允许样本包含无出口行为的观测值。

(三) 变量选择

1. 被解释变量

本文的被解释变量分别是绿地投资决策变量 *GREEN* 以及跨国并购决策变量 *MA*,两者都是二值变量。如果有以新增的非并购方式进入的国外子公司则说明当年该上市企业发生了绿地投资,*GREEN* 赋值为 1,否则赋值为 0。如果企业当年发生跨国并购,*MA* 赋值为 1,反之为 0。

^①本文提交的实证代码中还呈现了 Probit 模型和线性概率模型(LPM)的结果,结果非常稳健,由于篇幅所限,正文省略,备索。

2. 解释变量

(1) 出口网络。在大部分的分析中,本文采用变量 $\ln ExNet$ 作为出口网络的代理变量,衡量出口网络空间分布的大小。在样本 1 中,定义为 \log (企业出口国家数量);在样本 2 中,由于企业有可能在当年没有任何出口,因此为了使得 $\ln ExNet$ 总有意义,定义其为 \log (企业出口国家数量+1)。为了增强稳健性,适当扩展出口网络大小涵义的外延性,本文还采用企业出口产品种类的对数 $\ln ExNetP$ 以及 $\ln ExNet$ 与 $\ln ExNetP$ 的乘积 $\ln ExNetCP$ 衡量出口网络的大小。产品分类采用 HS6 位编码。

(2) 生产率 ($\ln LP$)。本文采用劳动生产率衡量企业生产率,定义为上市企业的销售收入除以雇员人数的对数。在本文理论模型中,生产率是企业异质性的重要体现,对企业的 OFDI 行为产生直接影响。只有在控制了生产率的情况下,网络大小通过降低生产率阈值来提高企业进行 OFDI 的可能性这一机制才能得到验证,因此,它是本文重要的控制变量。

(3) 以往经验 ($\ln exper$)。与出口网络代表的横向广度不同,以往经验是企业的前期决策行为的经验累积,代表了企业经验在时间这一纵向维度上的积累。本文将以往经验定义为企业在当年出口的“年龄”,即当年及以前年度出口的年份次数之和再取对数。

(4) 劳动力成本 ($\ln wages$)。劳动力成本用工资衡量,定义为上市企业当期应付工资除以雇员人数的对数。工资越高,企业越有动机为了寻求更低廉的劳动力成本而进行 OFDI。

(5) 托宾 Q ($\ln Tobq$)。托宾 Q 定义为上市企业市值除以资产的对数,衡量了企业的成长性。高成长性的企业在快速扩张的过程中,可能具有更强的进行 OFDI 的动机。

(6) 企业规模 ($\ln size$)。该变量定义为总资产的对数,企业规模会对企业外部融资产生重要影响,因此企业规模也是常见的影响 OFDI 的控制因素之一。

(7) 企业性质 ($ownership$)。该变量是一个二值变量,当实际控制者为国有企业时赋值为 1,否则赋值为零。国有企业是中国经济的重要主体,本文以此控制收购方国有属性对企业 OFDI 的影响。

(8) 出口网络人均 GDP ($\ln gdp$) 和出口网络地理距离 ($\ln dist$)。这两个变量衡量了出口网络除了空间大小外的其他重要网络特征。以出口到各国的价值作为权重, $\ln gdp$ 定义为网络出口国家(地区)的加权人均 GDP 的对数, $\ln dist$ 定义为中国距离各出口国家的加权地理距离的对数。国家人均 GDP 数据来源于宾夕法尼亚大学世界数据库 (Penn World Table), 地理距离数据来源于国际预测研究中心 (CEPII) 数据库。

表 1 给出了上述主要变量的统计描述。可以看到,样本期内,中国工业企业绿地投资和跨国并购的频率都不高,特别是跨国并购活动。在样本 1 和样本 2 中, $\ln ExNet$ 的均值为 2.696 和 1.489,这说明平均而言,拥有出口行为的中国工业上市企业每年的出口国家(地区)数大约为 14;考虑了大量无出口行为的观测值后,中国工业上市企业每年的出口国家(地区)数大约为 5。

表1 主要变量的描述性统计

变量	定义	样本 1		样本 2	
		均值	标准差	均值	标准差
<i>GREEN</i>	是否发生绿地投资	0.106	0.308	0.087	0.282
<i>MA</i>	是否发生跨国并购	0.013	0.115	0.013	0.113
<i>lnExNet</i>	以出口国家数量衡量网络	2.696	1.28	1.489	1.629
<i>lnExNetCP</i>	以国家-产品维度衡量网络	7.375	6.382	4.163	5.944
<i>lnExNetP</i>	以出口产品数量衡量网络	2.275	1.438	1.296	1.536
<i>lnexper</i>	以往经验	1.379	0.954	0.905	1.013
<i>lnLP</i>	生产率	13.303	0.919	13.323	0.988
<i>lntobq</i>	企业成长性	1.125	0.364	1.191	0.43
<i>lnwages</i>	劳动力成本	8.648	1.234	8.717	1.279
<i>lnsize</i>	企业规模	21.565	1.151	21.592	1.245
<i>ownership</i>	所有权属性	0.529	0.499	0.488	0.5
<i>lngdp</i>	加权人均 <i>gdp</i> 取对数	10.169	0.577	10.169	0.577
<i>lndist</i>	加权平均地理距离取对数	8.606	0.524	8.606	0.524

四、实证结果

(一) 出口网络与绿地投资

表2给出了绿地投资Logit模型的回归结果。列(1)—列(3)是网络的三种衡量方式*lnExNet*、*lnExNetCP*、*lnExNetP*在样本1的表现；列(4)—列(6)是出口网络指标在样本2的表现。为消除异方差，全部模型使用了异方差稳健标准误。

从表2可以看到，估计结果在系数的方向以及显著性水平上都给出了高度相似的结果。无论是出口网络的哪种衡量方式，样本1中出口网络的系数都显著为正。这说明在控制了生产率以及其他影响因素后，出口网络能够通过降低生产率阈值对潜变量 Z_{it}^* 产生正向影响，从而使得企业进行绿地投资的概率显著增大。把大量无出口行为的观测值纳入分析后，这一结果在样本2中依然稳健，命题1得证，出口网络大的企业进行绿地投资的概率更高。

表2的最后两行给出了网络指标在样本中位数和均值处的边际效应，两者结果相近。对应列(1)—列(6)，所有边际效应都能以1%的显著性水平显著为正。具体看列(1)，样本1中*lnExNet*对绿地投资概率的边际效应在均值处是0.0127。这意味着假设企业的出口网络由1个国家增加到14个国家^①，那么工业上市企业的绿地投资概率将增加约0.17。同样，样本2在均值处的边际效应是0.0098，即如果企业的出口网络从1个国家增加到5个国家，那么工业上市企业的OFDI概率将增加0.04^②。

①国家数量14是*lnExNet*在样本1均值处对应的出口国家数。

②正文中均值处或中位数处的边际效应可理解为“平均边际效应”，用以粗略地理解国家数变化所引起的概率变化大小所蕴含的经济意义上的显著性。由于概率模型是非线性模型，国家数变化所引起的概率变化更为精确的计算可以考虑样本点的不同取值。

表2 不同出口网络指标与绿地投资的Logit模型估计

变量	绿地投资					
	样本1: 排除无出口的观测值			样本2: 不排除无出口的观测值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnExNet</i>	0.2186*** (0.036)			0.2556*** (0.030)		
<i>lnExNetCP</i>		0.0442*** (0.006)			0.0510*** (0.006)	
<i>lnExNetP</i>			0.2003*** (0.031)			0.2345*** (0.028)
<i>lnexper</i>	0.0464 (0.042)	0.0635 (0.042)	0.0601 (0.042)	0.0619 (0.039)	0.1230*** (0.037)	0.0952** (0.038)
<i>lnLP</i>	0.1244** (0.055)	0.1100** (0.054)	0.1027* (0.054)	0.1337*** (0.049)	0.1138** (0.049)	0.1118** (0.049)
<i>lnwages</i>	-0.0328 (0.034)	-0.0355 (0.034)	-0.0347 (0.034)	-0.0182 (0.031)	-0.0211 (0.030)	-0.0205 (0.030)
<i>lntobq</i>	0.9713*** (0.136)	0.9626*** (0.136)	0.9574*** (0.136)	0.8924*** (0.124)	0.8787*** (0.123)	0.8772*** (0.124)
<i>firmsize</i>	0.7700*** (0.046)	0.7310*** (0.048)	0.7443*** (0.048)	0.7311*** (0.043)	0.7065*** (0.044)	0.7122*** (0.044)
<i>ownership</i>	-0.9072*** (0.090)	-0.9178*** (0.090)	-0.9150*** (0.090)	-0.8863*** (0.083)	-0.8985*** (0.084)	-0.8947*** (0.084)
常数项	-24.6779*** (1.633)	-23.1828*** (1.660)	-23.5406*** (1.662)	-23.9772*** (1.397)	-22.8677*** (1.421)	-23.0682*** (1.421)
N	9 800	9 800	9 800	14 202	14 202	14 202
Pseudo_R ²	0.1868	0.1881	0.1876	0.2064	0.2062	0.2064
chi ²	945.3942	947.4044	959.9073	1 206.9231	1 219.4695	1 227.6918
出口网络的边际效应						
中位数处	0.0112***	0.0021***	0.0098***	0.0085***	0.0015***	0.0073***
均值处	0.0127***	0.0026***	0.0117***	0.0098***	0.0020***	0.0091***

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上著;回归中已经控制了年度效应、行业效应和省份效应,表中省略;下表同。

再看其他解释变量,随着以往出口经验的增加,企业进行绿地投资的可能性增大,但只有部分显著。劳动生产率的系数显著为正,表明生产率越高,企业越有动机进行绿地投资;工资变量的系数不显著,表明劳动力成本很可能不是目前中国工业出口企业进行绿地投资的主要考虑因素;托宾Q和企业规模都显著为正,这与预期一致;是否国有的虚拟变量对绿地投资有显著的负面影响,这意味着相对于国有工业企业,中国民营工业企业更有可能进行绿地投资,背后的原因很可能是国有企业受到来自东道国更大的阻力。

(二) 出口网络与企业跨国并购

表3的被解释变量是衡量企业是否进行了跨国并购的二值变量MA。列(1)一(3)显示,出口网络对企业进行跨国并购的概率具有显著正的影响。列(4)一(6)是不排除无出口行为的样本2的情况,结果仍然稳健,这验证了命题2,即企业出口网络越大,将越有动机进行跨国并购活动。

关于出口网络对跨国并购的边际效应。表3的最后两行显示,边际效应显著为

正。在样本1的均值处, $\ln ExNet$ 对跨国并购的边际效应是 0.0024。与绿地投资决策相比, 出口网络对跨国并购的边际效应较小。这主要是因为跨国并购相对于绿地投资来说, 是发生概率很小的事件, 这从表1的统计描述可以看到。因此, 出口国家数从1个增加到14个所引致的概率增加 0.03, 对于跨国并购来说是具有经济意义的。

表3 不同出口网络指标与跨国并购的 Logit 模型估计

变量	跨国并购					
	样本1: 排除无出口的观测值			样本2: 不排除无出口的观测值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln ExNet$	0.3032*** (0.090)			0.2686*** (0.073)		
$\ln ExNetCP$		0.0404*** (0.014)			0.0466*** (0.013)	
$\ln ExNetP$			0.1825** (0.072)			0.2119*** (0.063)
$\ln exper$	-0.0920 (0.100)	-0.0729 (0.101)	-0.0739 (0.102)	-0.0738 (0.092)	-0.0129 (0.091)	-0.0388 (0.095)
$\ln LP$	0.0600 (0.118)	0.0297 (0.115)	0.0227 (0.116)	-0.0060 (0.102)	-0.0291 (0.097)	-0.0304 (0.098)
$\ln wages$	-0.0129 (0.071)	-0.0121 (0.070)	-0.0128 (0.070)	0.0051 (0.063)	0.0035 (0.063)	0.0043 (0.063)
$\ln tobq$	0.9772*** (0.267)	0.9281*** (0.266)	0.9242*** (0.268)	0.7677*** (0.241)	0.7345*** (0.240)	0.7327*** (0.245)
$firmsize$	0.4793*** (0.101)	0.4703*** (0.106)	0.4925*** (0.102)	0.4682*** (0.098)	0.4485*** (0.103)	0.4644*** (0.099)
$ownership$	-1.0599*** (0.230)	-1.0247*** (0.228)	-1.0249*** (0.228)	-1.0743*** (0.211)	-1.0448*** (0.209)	-1.0537*** (0.209)
常数项	-15.9941*** (2.302)	-14.9529*** (2.473)	-15.4514*** (2.428)	-15.4910*** (2.377)	-14.4131*** (2.528)	-14.8010*** (2.446)
N	8 347	8 347	8 347	11 314	11 314	11 314
Pseudo_R ²	0.1253	0.1216	0.1209	0.1223	0.1201	0.1199
χ^2	378.3141	349.1925	331.1572	327.3661	336.3267	302.8300
出口网络的边际效应						
中位数处	0.0022***	0.0003***	0.0012**	0.0017***	0.0003***	0.0013***
均值处	0.0024***	0.0003***	0.0015**	0.0018***	0.0006***	0.0015***

综上所述, 命题1和命题2都得到了经验证据的支持, 即出口网络的增大能提高企业进行绿地投资或跨国并购的概率。

(三) 出口网络其他特征的影响——出口网络人均GDP和出口网络地理距离

动态演变出来的出口网络还会呈现与空间分布大小相关的其他异质性特征。那么, 这些网络特征是否会剥夺出口网络大小的影响力, 从而影响结论的稳健性? 为了回答这一问题, 本文构建了出口网络人均GDP和出口网络地理距离这两个影响因素, 并把它们加入OFDI的概率模型。出口网络人均GDP ($\ln gdp$) 定义为网络所包括的所有出口国(地区)的人均GDP的加权平均, 其中权重是企业在每个出口国(地区)的出口价值。应用类似方法, 本文还构建了出口网络地理距离变量

(*lnDist*)，用以刻画企业拥有的出口网络距离中国的远近。已有研究表明，出口市场在扩张时表现为“走相似的路”，企业在选择新目标市场时，往往还会考虑那些与曾经出口市场地理毗邻、经济情况相当的市场（綦建红和冯晓洁，2014）。因此，在出口网络大小相同的情况下，出口网络演变的历史路径不同可能也会引致网络具有其他不同的异质性特点。本文尝试用出口网络人均GDP以及出口网络地理距离变量捕捉文献中通常考虑的经济情况和地理因素。

由于篇幅所限，加入 *lnGdp* 和 *lnDist* 两个网络特征变量的 Logit 回归表格不在正文列示。其结果表明，无论是跨国并购还是绿地投资，代表出口网络大小的变量 *lnExNet* 都显著为正，说明在控制了网络的人均GDP特征以及距离特征后，出口网络的大小仍然是影响企业对外直接投资的重要因素。变量 *lnGdp* 的系数不显著，说明出口网络所具有的进入高收入国家的经验和社会关系，并没有促使企业进行更多的 OFDI 活动。有趣的是，变量 *lnDist* 在绿地投资的情况下显著正相关，而在跨国并购情形不显著。也就是说，在绿地投资情形下，企业已有的出口网络越远，那么企业越有可能进行绿地投资。由于地理距离在已有文献中代表的是贸易成本，因此，本文认为这一结果反映了企业为了减少交易成本而尝试用绿地投资替代出口、规避该贸易成本的动机；然而减少贸易成本并不是目前中国工业企业进行跨国并购的主要动机。

本文还发现，在控制了 *lnGdp* 和 *lnDist* 后，*lnExNet* 的边际效应仍然高度显著。与表2中 *lnExNet* 的边际效应比较，在绿地投资情形下，*lnExNet* 的边际效应稍有减少，这很可能是因为大的出口网络往往具有更远的网络距离，因此在控制了网络距离这一对绿地投资有显著影响的因素后，*lnExNet* 的边际效应就会有所减少。相比之下，在跨国并购情形下，*lnExNet* 的边际效应变化很小。

（四）生产型绿地投资的影响

从子公司业务的自我披露发现，在绿地投资的样本中，部分子公司为纯粹的销售或贸易企业，这与绿地投资的严格定义不是很相符。为了结果的稳健性，本文通过识别业务介绍中是否含有“售”“营”“贸易”“服务”等关键字来进一步排除这些非生产型的国外子公司，以此构建更为狭义的生产型绿地投资决策变量。回归结果表明，在排除了一些单纯只为进出口贸易服务的子公司后，本文的结果仍然稳健，即出口网络对生产型绿地投资决策具有显著正向影响。

五、结论与政策建议

本文将企业出口网络引入企业对外直接投资的内生性选择模型，同时把对外直接投资活动具体分为绿地投资和跨国并购两种情况，分析出口网络对企业进行对外直接投资的影响。结果表明：第一，出口网络通过影响企业对外直接投资所需的生产率“阈值”进而影响企业对外直接投资概率，当企业出口网络扩大带来的网络维护成本提升幅度低于投资搜寻成本下降时，出口网络扩大会增强企业对外直接投资的概率，反之降低企业对外直接投资的概率；第二，在上述机制作用下，无需生产率或需求的冲击，随着需求网络的扩大，国内企业进行对外直接投资的概率可能

会得到提升。

本文利用2001—2014年中国工业上市企业数据对模型进行检验,验证了企业的出口网络扩大对企业进行绿地投资以及跨国并购都有显著正向影响的结论。同时,进一步的实证分析表明,在控制了出口网络地理距离和出口网络人均GDP后,本文的结论依然稳健。

本文结论对于“走出去”战略与“一带一路”倡议的政策含义如下:首先,政府实行贸易自由化政策,能为企业国际化提供便利条件,“一带一路”倡议将大大降低中国与其他国家(地区)的贸易成本,有利于企业进入出口市场构建和扩展出口网络,这对于“走出去”战略的成功实施是一个促进作用;其次,政府在制定贸易政策和推出金融风险工具时,应考虑有助于企业维护其出口网络的措施,同时,也要警惕贸易保护主义对我国企业出口网络的破坏。

[参考文献]

- [1] RAUCH J E, TRINDADE V. Ethnic Chinese Networks in International Trade [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2002, 84 (1): 116-130.
- [2] ARTOPOULOS A, FRIEL D, HALLAK J C. Export Emergence of Differentiated Goods from Developing Countries: Export Pioneers and Business Practices in Argentina [J]. *Journal of Development Economics*, 2013 (105): 19-35.
- [3] ALBORNOZ F, FANELLI S, HALLAK J C. Survival in Export Markets [J]. *Journal of International Economics*, 2016 (102): 262-281.
- [4] CHANEY T. The Network Structure of International Trade [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (11): 3600-3634.
- [5] GRUBERT H, MUTTI J. Taxes, Tariffs and Transfer Pricing in Multinational Corporate Decision Making [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1991, 73 (2): 285-293.
- [6] BLONIGNEN B A. In Search of Substitution between Foreign Production and Exports [J]. *Journal of International Economics*, 2001, 53 (1): 81-104.
- [7] CONCONI P, SAPIR A, ZANARDI M. The Internationalization Process of Firms: From Exports to FDI [J]. *Journal of International Economics*, 2016 (99): 16-30.
- [8] BLONIGNEN B A, FONTAGNE L, SLY N, et al. Cherries for Sale: The Incidence and Timing of Cross-border M&A [J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94 (2): 341-357.
- [9] RAUCH J E. Business and Social Networks in International Trade [J]. *Journal of Economic Literature*, 2001, 39 (4): 1177-1203.
- [10] 杨汝岱, 李艳. 移民网络与企业出口边界动态演变 [J]. *经济研究*, 2016, 51 (3): 163-175.
- [11] JACKSON M O, ROGERS B W. Meeting Strangers and Friends of Friends: How Random Are Social Networks? [J]. *American Economic Review*, 2007, 97 (3): 890-915.
- [12] DEFEVER F, HEID B, LARCH M. Spatial Exporters [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (1): 145-156.
- [13] 綦建红, 冯晓洁. 市场相似性、路径依赖与出口市场扩张——基于2000—2011年中国海关HS-6产品数据的检验 [J]. *南方经济*, 2014 (11): 25-42.
- [14] MORALES E, SHEU G, ZAHLER A. Gravity and Extended Gravity: Estimating a Structural Model of Export Entry [R]. MPRA Paper, 2011, 30311.
- [15] MARKUSEN J R, VENABLES A J. The Theory of Endowment, Intra-industry and Multi-national Trade [J].

- Journal of International Economics, 2000, 52 (2): 209-234.
- [16] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. American Economic Review, 2004, 94 (1): 300-316.
- [17] STEPANOK I. Cross - border Mergers and Greenfield Foreign Direct Investment [J]. Review of International Economics, 2015, 23 (1): 111-136.
- [18] YASAR M, PAUL C J M. International Linkages and Productivity at The Plant Level: Foreign Direct Investment, Exports, Imports and Licensing [J]. Journal of International Economics, 2007, 71 (2): 373-388.

(责任编辑 王 瀛)

Can Export Networks Promote OFDI

— Based on China's Theory and Experience Analysis

LI Jieyu LI Jie WANG Xingtang

Abstract: In this paper, corporate export network was introduced into the endogenous preference model for corporate outward direct investment to analyze the impact of export network on corporate greenfield investment and cross-border M&A. The model analysis shows that at the same level of productivity, the size of export network affects the productivity threshold required by OFDI (greenfield investment and cross-border M&A) and thus the probability of OFDI by enterprises. The expansion of export network will increase the probability of corporate outward investment when its positive effect is greater than its negative effect on the productivity threshold required by OFDI, and vice versa. An empirical analysis of the 2001-2014 data of China's listed industrial enterprises also finds that for China's listed companies, the expansion of export network has significant positive effects on corporate behaviors of greenfield investment and cross-border M&A; the empirical findings are still robust when other characteristics of export network are taken into account.

Keywords: Export Network; Cross-border M&A; Greenfield Investment