

区域贸易自由化与中国企业的跨国并购

——基于企业微观并购数据的研究

谢建国 周雨婷*

摘要: 采用2000–2017年中国企业对116个国家与地区的跨国并购数据,本文研究了区域贸易协定的签署与贸易自由化对中国企业实施跨国并购意图的影响。结果显示,中国与贸易伙伴签订的自由贸易协定存在“缔约效应”,将增加中国企业对该缔约方110%的并购交易。但是,缔约效应的持续性效果呈逐年减弱趋势,且在劳动密集型企业和非国有企业中效果更为显著。文章的结果同时显示,新协约成员的加入具有“溢出效应”,但其作用效果较为有限,仅增加原投资东道国(地区)2%的交易。进一步的实证研究表明,缔约方与中国签订的自由贸易协定对中国企业与非协议签订方和现自由贸易协定的其他成员的跨国并购交易存在抑制效应。由此可见,贸易自由化便利了中国企业的跨国并购活动,是中国企业走出去的重要影响因素与途径之一。

关键词: 跨国并购;贸易自由化;自由贸易协定;缔约效应

一、引言

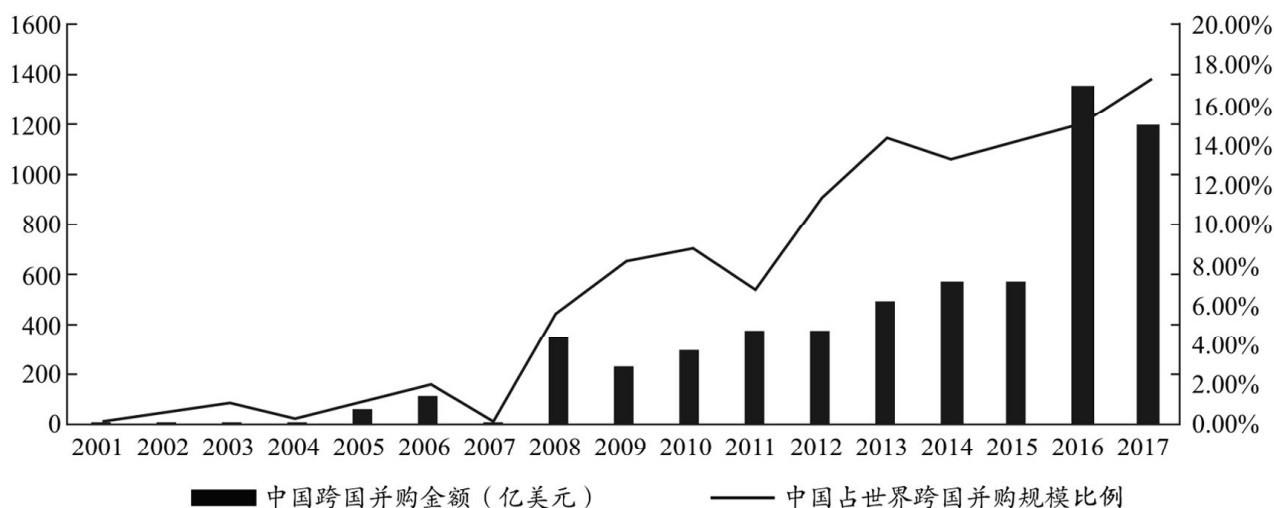
20世纪90年代以来,随着经济全球化迅猛发展,各国经济日趋不平衡,2008年全球金融危机,使得国家间的发展不平衡问题更加突出。为了在全球化分工体系中获得更好的竞争优势与竞争地位,世界贸易保护主义有重新抬头趋势。贸易自由化与贸易保护主义两股势力相互博弈,对各国经济与贸易产生了深远的影响。在全球化进程受到贸易保护主义势力阻碍,多边贸易谈判举步维艰的情况下,各国纷纷转而寻求通过双边与区域自由贸易协定以促进本国对外贸易发展。扩大自由贸易范围,坚持贸易自由化的道路是中国对外贸易可持续发展的基石之一。为促进中国对外贸易的持续快速发展,中国与众多的国家和地

*谢建国,南京大学国际经济贸易系,邮政编码:210093,电子信箱:xjg@nju.edu.cn;周雨婷,南京大学国际经济贸易系,邮政编码:210093,电子信箱:15162339171@163.com。

本文获得国家社科基金重大研究专项“推动‘一带一路’贸易和投资自由化便利化研究:量化评价与推进战略”(项目编号:18VDL014)、国家自然科学基金项目“强制性生育政策、低生育陷阱与中国经济的长期增长:微观机理与实证检验”(项目编号:71473118)以及教育部重点研究基地重大项目“长江三角洲全面建设小康社会中的开放发展研究”(项目编号:16JJD790025)的资助。作者感谢匿名审稿人在本文写作过程中提出的宝贵意见,当然文责自负。

区签订了双边与多边贸易协定。据商务部统计,截至2018年7月,中国与贸易伙伴已签署16个自由贸易协定,涉及24个国家与地区,正在谈判过程中的协定(包括新签署与原贸易协定的升级协定)13例,处于磋商阶段的自由贸易协定10例。中国已经成为贸易自由化的倡议者与领头羊。

随着全球化发展,产品生产与交换模式也发生深刻的变革,国际产品生产与交易已经从传统的产业间贸易,发展到产业内贸易,再到产品内贸易,再到全球化价值链分工,全球化生产使得各国经济日趋紧密地联系在一起。为在全球价值链生产中获得竞争优势,各国企业出现了新一轮的全球跨国并购浪潮。据联合国贸易和发展会议数据统计,全球跨国并购总额从1990年的1866亿美元增加到2017年6940亿美元,增加了2.7倍。近年来,跨国并购总额占全球直接投资的比重维持在50%左右。中国企业跨国投资起步较晚,21世纪前期中国企业跨国投资占对外直接投资比重不超过10%,2001年中国加入世界贸易组织后,中国政府在积极促进对外贸易发展的同时,也出台各种政策鼓励中国企业的对外直接投资,以绕过贸易保护主义对出口产品设置的种种障碍,避免贸易摩擦与贸易争端对中国出口的不利影响。在此背景下,中国企业的跨国并购逐渐进入加速发展阶段,中国企业的海外并购成为新世纪中国经济发展进程中的一道亮眼的风景。从2005-2008年,中国企业的跨国并购金额从68.41亿美元增长至358.78亿美元;2009年受到全球金融危机影响,跨国并购规模增速有所放缓,下滑至234.02亿美元,但在最近5年中国企业并购规模已经恢复至金融危机前水平(见图1),而且,跨国并购已经成为中国企业对外直接投资的主要形式。商务部数据显示,截至2017年,中国跨国并购占对外直接投资的比重为76%。



资料来源:根据联合国贸易和发展会议跨国并购交易数据库整理。

图1 中国跨国并购规模以及在世界并购规模中的占比

那么,区域经济一体化与贸易自由化对中国企业跨国并购交易具有什么样的影响,这种影响的大小与方向如何?在全球价值链生产深入发展的今天,中国政府应该采取何种对策以维持本土企业的竞争优势与竞争地位?这些问题的研究与解决,对当今的中国而言,无疑具有重要的意义。

二、文献综述

随着企业跨国并购浪潮的兴起,跨国并购吸引了国内外学者的广泛关注。现有关于企业跨国并购问题的研究大多集中在三方面:企业跨国并购动因、企业跨国并购经济效应以及企业跨国并购影响因素研究。关于企业跨国并购动因研究, Kim 和 Singal(1993)认为企业实施跨国并购源于企业扩张规模、获取垄断地位的需求, Buckley 等(2008)则认为企业实施跨国并购是为获取战略资产、自然资源以及实现效率增长、资本增值与经营效率最大化目标的驱使; Homburg 和 Bucerius(2005)认为由于企业内部开发新资源以及能力面临约束,为获取技术、专业化管理能力等无形资源,只能通过收购的方式获得; 谢孟军和郭艳茹(2013)从法律制度视角出发,指出中国企业为寻求东道国更加良好的法律制度运行环境以及产权保护制度,进行跨国并购投资。关于企业跨国并购经济效应的研究, Gazaniol 和 Peltrault(2013)基于法国企业数据验证了跨国并购对企业经营绩效的积极影响; Dang 和 Henry(2014)则通过将跨国并购和国内并购对比,发现并购企业股东在发生并购后能获得长期的股票收益。关于企业跨国并购影响因素的研究, Krugman(2000)认为紧缩的信贷与恶化的宏观经济会导致企业低价出售资产促进并购交易; 贾镜渝和李文(2015)以发展中国家为讨论背景,发现积累并购经验有助于提高企业并购成功率,且影响效果还受到非相关经验、国有股权以及政府层级影响; Banalieva 和 Dhanaraj(2013)、Malhotra 和 Gaur(2014)则指出,国家间正式制度距离、文化距离以及地理距离也会影响企业并购成功率。Buckley 和 Casson(1998)构建了一个双头垄断市场竞争模型,研究了不同成本因素变量对企业跨国并购投资方式选择的影响,发现高垄断租金成本的存在将促使企业选择跨国并购的对外直接投资方式。Horn 和 Persson(1998)研究发现企业进入方式的选择在于并购成本与并购节约效应的权衡,并且当关税壁垒超过一定程度,跨国并购比国内并购更可能发生。

以上研究从企业和市场角度探讨了企业跨国并购的动机、影响因素以及由此产生的经济效应,但是忽略了国家层面宏观经济政策与贸易政策的作用。跨国并购作为企业的国际直接投资行为,母国和东道国的经济社会环境与政策因素显然会影响企业的决策,如当一国贸易保护主义回流,企业出口成本增加时,企业有明显的动机通过直接投资规避贸易壁垒。Brainard(1993)发现美国的出口与对外直接投资存在替代关系; Feinberg 等(1998)发现美国与加拿大双边关税的下降会减少企业的对外直接投资活动。20世纪90年代以后,随着经济全球化的深入,各国贸易壁垒大幅下降,同时伴随着对外直接投资规模的迅猛增长,传统对外直接投资与出口互为替代的理论预期与经济现实出现了背离。此后,后续研究开始解释这一偏差。Norman(1996)提出贸易自由化通过成员国的出口传导作用,促进出口国的对外直接投资; Collie 和 David(2010)通过构建古诺双寡头模型,解释了多边贸易自由化促进对外直接投资的作用机制。

总的来说,企业跨国并购关乎企业实体的重要生存和发展决策,但目前关于跨国并购与贸易自由化问题的研究成果尚不充分,尤其是以中国企业为研究对象的实证研究存在较大的空缺,仍然有待于进一步的研究。

三、模型构建与变量描述

(一) 基础模型

为了考察区域贸易自由化对中国企业跨国并购行为的影响,我们将区域贸易自由化变量纳入企业实施跨国并购的模型中,建立一个分析企业跨国并购行为决定因素的面板模型,形式如下:

$$MA_{cj,t} = c + \alpha_1 FTA_{cj,t} + \alpha_2 TAR_{c,t-1} + \alpha_3 TAR_{j,t-1} + \beta_1 X_{cj,t} + \varepsilon_{cj,t}$$

上式中: c 表示并购企业母国,即中国; j 表示跨国并购东道国(地区); t 表示企业首次实施跨国并购交易的年份。 $MA_{cj,t}$ 表示第 t 年中国企业对 j 国(地区)公开实施并购交易意图的数量; $FTA_{cj,t}$ 表示第 t 年中国与 j 国(地区)是否为自由贸易协定伙伴关系,取值为1表示是,取值为0表示否; $TAR_{c,t-1}$ 表示第 $t-1$ 年中国的进口加权关税水平; $TAR_{j,t-1}$ 表示第 $t-1$ 年 j 国(地区)的进口加权关税水平; $X_{cj,t}$ 表示第 t 年交易双方的控制变量; $\varepsilon_{cj,t}$ 是残差项。

(二) 变量处理

跨国并购交易次数 $MA_{cj,t}$: 由于 Zephyr 并购交易库收录了大量非上市公司的并购交易以及尚在并购谈判过程的未完成交易,大部分并购金额都无法获取,仅 2 070 笔并购交易(占样本总数的 23%)金额可获得。为了尽可能充分利用原始数据,我们将跨国并购交易次数作为被解释变量,通过加总在 t 年(首次公开企业实施跨国并购交易的时间)中国企业对 j 国(地区)实施跨国并购的交易次数得到。为了研究贸易自由程度与非自由贸易缔约成员之间贸易关系的排他效应,同时将与非缔约成员的跨国交易次数、与中国签署自由贸易协定的其他成员之间的跨国交易次数、与非中国自由贸易协定成员的跨国交易次数作为被解释变量。包括:

(1) 与非缔约成员的跨国交易次数 $MA_{\bar{cj},t}$: t 年中国企业公开跨国并购意向的交易总数扣除该年与缔约方 j 的意向并购交易数量。

(2) 与现自由贸易协定其他成员的跨国交易次数 $MA_{cFTA,t}$: t 年中国企业向除 j 以外已签署自由贸易协定的其他成员公开跨国并购交易意向的数量。

(3) 与非自由贸易协定成员的跨国交易次数 $MA_{c\overline{FTA},t}$: t 年中国企业公开跨国并购意向的交易总数减去该年与自由贸易协约方的意向并购交易数量。

贸易自由程度。理论上分析,双边(多边)自由贸易协定对协定成员的市场准入规范、货物(金融服务)贸易的惠利待遇、外资投资环境及制度规范、海关程序的简化规定、知识产权环境以及技术卫生的规范等均作出了详细的规定,为协定成员之间的贸易、投资交易在制度层面创造了良好的交易环境,可以作为双边贸易自由化程度的一个重要度量指标,因此,本文采用区域贸易协定虚拟变量 $FTA_{cj,t}$ 来度量双边贸易自由化程度。另一方面,单边关税水平也是一国(地区)贸易自由化程度的重要显示指标之一,因此,我们也引入了关税水平 $TAR_{c,t}$ 与 $TAR_{j,t}$ 衡量一国(地区)贸易自由程度。单边关税水平一方面直接反映商品贸易的税收成本,同时也反映了该国(地区)的对外开放程度,我们采用每种产品在该国(地区)进口伙伴国(地区)的进口额中所占比例为权重对有效适用税率进行加权计

算得出关税平均数作为该国(地区)关税水平。进口权重根据联合国统计司的商品贸易(Comtrade)统计数据库中的相关统计数据计算得出。

参考现有研究,本文还引入了东道国(地区)与中国的经济规模、政治稳定性、年通胀率、失业率水平、资源禀赋以及出口贸易因素作为控制变量,这些变量涵盖经济、社会、政治、自然资源层面。理论上分析,经历了消费经济快速发展的四十年后,中国国内市场日趋饱和,为在竞争日益激烈的全球市场环境中谋求更好的生存与发展机会,中国企业具有较大的开拓海外市场的动力,因此反映东道国(地区)市场增长潜力的主要经济因素与社会因素可能直接影响中国企业对该国(地区)跨国并购交易的发生。另一方面,进入 20 世纪 90 年代,中国经济的长期持续性发展增加了对海外原材料和其他自然资源的需求,但全球主要资源市场呈现“卖方市场”特征,资源价格波动剧烈,为控制原材料的供应,获得生产与投资的战略资源,东道国(地区)与母国的资源禀赋特征可能影响两国(地区)跨国交易的发生。此外,由于受 2008 年金融危机的影响,全球投资环境恶化以及交易风险加剧,中国企业跨国并购交易数量打破 2000 年以来逐年增长的态势,在 2009 年交易次数减少。考虑到这一特殊时间因素对跨国并购数量的影响,本文引入 Y_{2008} 这一虚拟变量以控制 2008 年金融危机的影响, Y_{2008} 在 2008 年及以前年度取值为 0,2008 年以后年度取值为 1。

(三) 数据来源

Zephyr 全球并购分析交易库是国际并购领域知名的并购分析库,实时收录全球各企业公开跨国并购意图的交易,交易数据可追溯至 1997 年,并涵盖中国企业的交易记录。本文样本包含了 2000–2017 年中国企业对 116 个国家(或地区)实施的 14 291 次跨国并购数据。考虑到中国企业对外投资中经常会将香港地区、澳门地区、开曼群岛、英属维尔京群岛、百慕大群岛、卢森堡等避税港作为投资中转地,这些投资中转地用于避税、会计记账等目的,并不涉及企业的实体生产经营活动,因此本文剔除对以上国家与地区的跨国并购交易。最终获取并购交易样本交易数为 9 038 笔。

本文分析所用的区域贸易协定数据来源于中国自由贸易区服务网,这些公开数据包括各个自由贸易协定签订、生效时间、成员信息以及协定内容。根据中国自由贸易区服务网数据,截至 2017 年底,与中国签署自由贸易协定的国家(或地区)有 24 个,包括:澳大利亚、孟加拉国、瑞士、智利等国家与地区。表 1 显示了变量定义与数据来源,表 2 显示了各变量的描述性统计量。

表 1 变量定义与数据来源

变量	变量名	变量解释	数据来源
被解释变量	$MA_{qj,t}$	t 年中国对 j 国(地区)的单向意向并购交易次数	Zephyr 并购交易库
	$MA_{\bar{qj},t}$	t 年中国对 j 国(地区)外其他非缔约方的单向意向交易次数	
	$MA_{cFTA,t}$	t 年中国对与中国有 FTA 协议成员的单向跨国交易次数	
	$MA_{c\overline{FTA},t}$	t 年中国对与中国无 FTA 协议国家(地区)的单向跨国交易次数	

续表 1

变量定义与数据来源

变量	变量名	变量解释	数据来源
解释变量	$FTA_{cj,t}$	t 年中国是否与 j 国(地区)签订自由贸易协定	中国自由贸易区服务网
	$FTA_{N,t}$	t 年中国新签自由贸易协定数量	
	$TAR_{c,t}/TAR_{j,t}$	t 年中国、进口国(地区)加权平均关税水平	世界贸易组织 WGI 数据库
控制变量	$GDP_{c,t}/GDP_{j,t}$	以 2010 年不变美元计算的中国、投资目的地国内生产总值的对数值	世界贸易组织 WGI 数据库
	$POP_{c,t}/POP_{j,t}$	中国、投资目的地总人口的对数值	
	$EXP_{c,t}/EXP_{j,t}$	中国、投资目的地对外出口量占 GDP 的比值	
	$POL_{c,t}/POL_{j,t}$	中国、投资目的地政治稳定性	
	$EMP_{c,t}/EMP_{j,t}$	中国、投资目的地失业率	
	$PRI_{c,t}/PRI_{j,t}$	中国、投资目的地年通胀水平的对数值	
	$REC_{c,t}/REC_{j,t}$	中国、投资目的地矿石及金属出口占商品总出口的比值	
	Y_{2008}	虚拟变量,2008 年及以前为 0,以后为 1	

由表 2 可知,2000–2017 年期间,中国企业平均每年对每一跨国并购国(地区)发起 4 次跨国并购交易,实施跨国并购交易的意向国涉及 116 个国家(地区)。其中,自由贸易协定伙伴占比为 13.8%,且有 1/3 的跨国并购交易发生在自由贸易协定协约方。

表 2

变量描述性统计结果

变量	均值	最大值	最小值	方差	观测数量
$MA_{cj,t}$	4.368	262	0	15.485	2 087
$MA_{\bar{c}j,t}$	498.351	1401	45	391.974	2 087
$MA_{cFTA,t}$	169.912	558	0	169.912	2 087
$MA_{c\overline{FTA},t}$	332.808	843	73	241.541	2 087
$FTA_{cj,t}$	0.138	1	0	0.344	2 087
$FTA_{N,t}$	1.001	10	0	0.110	2 087
TAR	5.860	33.510	0	5.102	2 004
GDP	25.075	30.482	19.992	1.986	2 087
POP	16.278	20.985	12.128	2.738	2 087
EXP	45.097	231.194	0	32.786	2 087
POL	49.985	105.238	-0.476	28.831	2 087
EMP	8.043	31.100	0.160	5.498	2 087
PRI	3.884	10.106	1.920	0.307	2 087
REC	9.998	0.000	95.677	16.839	2 087
Y_{2008}	0.500	1	0	0.500	2 087

注:以上描述统计数据包括了母国中国的统计数据,回归模型中截面国家(地区)为 116 个。

四、实证分析与结果

(一) 基础模型回归

分析贸易自由化与中国企业跨国并购关系时,需要对面板数据模型类型进行选择,以确保回归模型能够适用模型数据类型特点。我们首先分别建立了混合效应模型、随机效应

模型、固定效应模型,然后采用 F 检验与 Hausman 检验分别判别实际模型为混合模型还是个体效应模型,以及当模型存在个体效应时,应该选择随机效应模型还是固定效应模型,最终检验结果中,F 检验的 P 值小于 5%,Hausman 检验的 P 值小于 5%,说明我们应该建立固定效应模型。表 3 显示了基础模型的回归结果:

表 3 模型 1-3 回归结果显示,自由贸易协定的签订显著促进了中国企业对自由贸易协定成员的跨国并购,使得中国企业对缔约方的并购频次平均增加 4.79 次,结合表 2 的描述性统计结果,中国企业对每一协定成员的并购交易数的平均值为 4.368,也就是说,自由贸易协定签署的缔约效应可量化为 110%。

表 3 结果同时显示,中国的贸易开放程度对中国企业的跨国并购有显著的推动作用,但是东道国(地区)单边的对外开放程度对中国企业跨国交易的影响显著性不强,这一结果的可能原因是加权平均关税水平可以衡量一国单边开放程度,但这一加权关税的高低并不一定能准确反映东道国(地区)对特定国家(地区)的贸易开放或限制水平;而对中国而言,回归结果显示,低关税政策与自由贸易协定政策下的贸易环境能够有效驱动中国企业的跨国并购,这一结果与传统直接投资理论的主张并不一致,Brainard(1993)认为,一国(地区)企业在规避交易成本的收益超过在多个市场维持生产能力的成本时,该国(地区)的企业便会增加对外直接投资,即所谓的就近集中权衡理论(proximity-concentration trade-off)。而 Neary(2009)指出,Brainard 理论与 90 年代以后出现的贸易壁垒减少而对外直接投资激增的现象相背,原因之一是传统理论重点讨论绿地投资为主要方式的对外直接投资,企业实施跨国并购的出发点并非将降低生产成本作为主要出发点,而是基于战略动机以及效率动机进行并购交易。Neary 引入寡头垄断的跨国合并模型,从理论上证明了贸易自由化会促进以跨国并购为主要方式的对外投资的结论。本文实证结论与 Neary 理论预期相同。

表 3 基础模型的回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$FTA_{cj,t}$		4.553 * (1.925)	4.790 ** (1.973)	4.756 ** (1.976)
$TAR_{j,t-1}$	0.139 (1.476)		0.168 * (1.659)	0.167 * (1.641)
$TAR_{c,t-1}$	-0.473 ** (-2.400)		-0.476 ** (-2.491)	-0.423 ** (-2.417)
$FTA_{N,t}$				0.091 ** (2.171)
$GDP_{j,t}$	4.970 *** (20.195)	4.980 *** (18.991)	4.992 *** (20.552)	4.990 *** (20.560)
$GDP_{c,t}$	0.257 *** (3.061)	0.192 *** (2.992)	0.286 *** (3.132)	0.312 *** (3.090)
$POP_{j,t}$	-1.500 *** (-4.111)	-1.650 *** (-4.121)	-1.550 *** (-3.972)	-1.551 *** (-3.980)
$POP_{c,t}$	-1.600 *** (-2.732)	-0.892 ** (-2.331)	-1.890 ** (-2.869)	-1.970 ** (-2.851)
$EXP_{j,t}$	0.060 (1.002)	0.053 (1.041)	0.065 (1.131)	0.066 (1.142)
$EXP_{c,t}$	-0.108 (-0.961)	-0.022 (-0.294)	-0.106 (-0.940)	-0.089 (-0.822)

续表 3 基础模型的回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$POL_{j,t}$	0.001 (0.041)	-0.001 (-0.150)	-0.001 (-0.144)	-0.001 (-0.121)
$POL_{c,t}$	0.026 (0.491)	0.006 (0.120)	0.014 (0.260)	0.030 (0.573)
$EMP_{j,t}$	0.011 (0.082)	0.015 (0.124)	-0.001 (-0.014)	-0.002 (-0.021)
$EMP_{c,t}$	2.304* (1.844)	0.769 (0.836)	2.202* (1.802)	1.047 (1.190)
$PRI_{j,t}$	0.811*** (2.933)	0.895*** (3.123)	0.812*** (2.902)	0.819*** (2.902)
$PRI_{c,t}$	-0.361** (-3.158)	-0.339** (-3.219)	-0.373*** (-3.220)	-0.410*** (-3.148)
$REC_{j,t}$	0.107 (1.279)	0.098 (1.252)	0.100 (1.241)	0.100 (1.251)
$REC_{c,t}$	-1.236** (-2.005)	-1.153** (-1.914)	-1.497** (-2.201)	-1.832** (-2.541)
Y_{2008}	2.981*** (3.009)	2.848*** (3.028)	3.103*** (3.029)	3.160*** (3.013)
调整 R^2	0.486	0.485	0.492	0.493
地区效应	是	是	是	是
观测量	1 986	1 986	1 986	1 986
截面国家(地区)	116	116	116	116
F 值	21.000***	21.473***	20.801***	20.800***

注:(1)*、**、*** 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%;(2)F 检验与 Hausman 检验确认了以上模型均采用固定效应模型;(3)括号中的数值表示估计系数的 t 值。

表 3 的回归结果同时显示,本国和投资对象的宏观经济和社会现状是中国企业实施跨国并购的重要影响因素,此外中国的资源禀赋稀缺也会促使中国企业实施跨国并购交易,但中国企业的投资并购行为较少受到投资目的地政治环境的影响。这个结果可能的原因是:第一,经济、社会环境直接影响中国及投资目的地的需求,进而影响企业的预期投资收益,因此会成为中国企业实施跨国并购的重要影响因素;第二,中国现有自然资源有限,对石油、煤炭、天然气等能源的需求较强,也体现了中国企业出于获取自然资源的战略动机;第三,中国企业并购目的地政治环境一般较为稳定,中国企业对该国(地区)进行投资时对其政治社会的关注度较低(杨宏恩等,2016)。

2008 年是中国企业对外跨国并购数量的转折年,回归结果显示这一转折年的虚拟变量系数值显著且为正值,说明 2008 年金融危机以后中国企业跨国并购交易的数量显著回升。这可能是因为金融危机对市场的负向冲击影响了企业行为,如:金融危机后企业以更低的价格出售,从而增强了并购方的并购动机(Te Velde, 2009)。Rao Nicholson 和 Salaber(2016)发现,2008 年后并购交易中的欧洲企业获得的超额收益大于 2008 年以前。

(二) 贸易自由化跨国并购的溢出效应与缔约效应的持续性

上文我们得出自由贸易协定对缔约成员具有显著的缔约效应,为进一步研究贸易自由化对中国企业跨国并购的影响,我们在基础回归模型基础上研究当第三方与中国缔结

新自由贸易协定时,是否也能促进中国企业对原跨国并购 j 国(地区)的并购交易量,即新自贸协定的“溢出效应”是否存在;其次,我们研究自由贸易协定的签署对缔约方实施跨国并购的滞后影响,即“缔约效应”的可持续性。

1. 自由贸易协定的溢出效应

为了研究新签署自由贸易协定成员对原跨国并购国(地区)交易量的影响,在表3的基础模型中引入变量 $FTA_{N,t}$,回归结果为表3模型4,研究自由贸易协定的溢出效应。

由模型4可以看出, $FTA_{N,t}$ 系数显著,且为正值,说明新协约成员的加入会对中国 and 原投资目的地之间的并购交易产生促进作用,即溢出效应。从数值上看,每新增一个自由贸易协定成员,中国企业会对原投资东道国(j 国或地区)的并购交易增加0.091次,但仅占中国企业对协定成员并购交易均值数(4.3682次)的2%,即“溢出效应”的量化结果为2%。相较于模型3“缔约效应”的结果可知,溢出效应的作用效果不到缔约效应效果的2%,可见该效应可以忽略不计。

2. 自由贸易协定的缔约效应的持续性

本文在表3基础回归模型的基础上引入签署自由贸易协定的滞后变量,滞后期分为为1年、2年、3年、4年,探究“缔约效应”的有效作用时间,结果见表4。

表4 缔约效应持续时间的回归模型

变量	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
$TAR_{j,t-1}$	0.168* (1.659)	0.163* (1.651)	0.171* (1.912)	0.138** (2.056)	0.093* (1.621)
$TAR_{c,t-1}$	-0.476** (-2.491)	-0.449** (-2.371)	-0.557*** (-2.652)	-0.390** (-2.558)	-0.105 (-1.273)
$FTA_{cj,t}$	4.790*** (1.973)				
$FTA_{cj,t-1}$		4.311** (2.111)			
$FTA_{cj,t-2}$			3.390** (2.050)		
$FTA_{cj,t-3}$				2.758 (1.270)	
$FTA_{cj,t-4}$					2.166 (0.710)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	是	是	是	是	是
调整的 R^2	0.492	0.495	0.498	0.495	0.463
观测量	1 986	1 986	1 874	1 762	1 648
截面国家(地区)	116	116	115	115	115
F 值	21.142***	20.701***	18.418***	20.401***	18.760***

注:(1)*、**、***分别表示显著性水平为1%、5%、10%;(2)括号中的数值表示估计系数的 t 值。

与表3结果相比,表4模型加入滞后变量后模型主要变量的回归结果仍然保持稳定。表4回归结果显示,滞后1年的自由贸易协定变量显著为正,但相比当年自由贸易协定变量(系数值为4.79),其系数值减少至4.311,说明自由贸易协定签署的缔约效应在第二年仍然

存在,但是较当年有所减弱,降低至 90%。表 4 结果同时显示,滞后 2 年的自由贸易协定变量仍然显著,其系数值为 3.39,小于滞后 1 期的协定变量系数值,缔约效应相比于上年进一步减弱至 69%。但滞后 3 年、4 年的自由贸易协定变量均不再显著。这一结果表明,对中国企业跨国并购而言,自由贸易协定签署的缔约效应有效持续时间为 2 年。表 4 结果表明,虽然协定签订在当年和其后 2 年能显著增加中国企业对签约成员的跨国并购,但从长期看,这种对签约成员跨国并购的高增长并没有长期持续,这个问题必须引起高度关注。

3.不同行业与所有制特征下自由贸易协定缔约效应的异质性研究

根据中国商务部 2013–2017 年对外投资统计公报公布的中国企业跨国并购相关统计数据发现,中国企业跨国并购在行业分布上存在显著差异:以采矿业为主的资源密集型行业的并购规模庞大,但是并购次数较少;以制造业为主的劳动密集型行业是中国企业跨国并购交易数量与金额最为庞大的行业,且规模不断扩大;以信息传输、软件和信息技术服务业为主的资本密集型行业无论是在跨国并购金额还是交易数量上仅次于劳动密集型行业,且包含较大比例由国有企业主导的跨国并购。同时也有研究(杨波、张佳琦,2017)表明,国有企业相较于非国有企业有更大的跨国并购动机,但是,企业的行业与所有制特性是否在 FTA 缔约效应中也存在显著差异我们不得而知。为此,本文进一步研究 FTA 缔约效应在异质性企业中的差异。我们将 Zephyr 跨国并购数据库原始的 4 位 SIC Code 行业分类代码参照韩燕和钱春海(2008)采用的资源集约度产业分类办法,依次对照分类,最终分为资源密集型、劳动密集型、资本密集型三类行业,研究不同行业的跨国并购企业是否存在差异化的 FTA 缔约效应。同时,将跨国并购企业按照所有权分为国有企业与非国有企业,研究不同所有制特征是否会影响 FTA 缔约效应,实证结果见表 5。

表 5 按行业与所有制分类回归结果

变量	样本总体	按行业分类			按所有制分类	
		资源密集型	劳动密集型	资本密集型	国有企业	非国有企业
$TAR_{j,t-1}$	0.168 * (1.659)	0.208 (0.731)	0.391 * (1.731)	0.239 ** (2.411)	0.255 (1.023)	0.297 (0.941)
$TAR_{c,t-1}$	-0.476 ** (-2.491)	-0.012 (-0.02)	-0.456 *** (-2.601)	-0.154 (-0.574)	-0.213 *** (-2.316)	-0.349 *** (-2.761)
$FTA_{cj,t}$	4.790 ** (1.973)	2.599 (0.851)	5.128 ** (2.684)	4.248 *** (3.300)	3.666 *** (3.072)	6.298 *** (3.900)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	是	是	是	是	是	是
调整的 R^2	0.492	0.537	0.288	0.482	0.418	0.492
观测量	1 986	336	1 094	554	617	1 369
截面国家(地区)	116	49	116	92	59	82
F 值	20.801 ***	16.992 ***	17.300 ***	16.368 ***	21.321 ***	17.580 ***

注:(1) *、**、*** 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%;(2) 括号中的数值表示估计系数的 t 值。

表 5 回归结果显示,自由贸易协定的缔结对劳动密集型与资本密集型行业的跨国并购产生了显著的影响,但是,对资源密集型行业企业跨国并购数量影响并不显著。这一结果的原因在于,由于自然资源禀赋全球分布的差异,中国资源密集型行业的跨国并购多发生于南

美与非洲国家,而这些国家甚少与中国签订有自由贸易协定,多数与中国签订有自由贸易协定国家(地区),如东南亚与环太平洋国家(地区),并非资源禀赋密集国家(地区),从而使得自由贸易协定的签订与资源密集型行业的跨国并购表现出较弱的相关性。

表5按所有制分类的回归结果显示,无论是国有企业还是非国有企业的跨国并购活动同本国单边关税水平以及自由贸易协定的签订存在显著相关性,与样本总体特性保持一致。从系数统计值上看,非国有企业实施跨国并购交易对自由贸易协定签署有更强的敏感性,反映出非国有企业的投资行为受到外部投资环境以及政策环境的影响更大,除此以外可以推测,非国有企业在中国经济实体中的活力较强,且日益增强的影响力和话语权也促使越来越多的企业有走出去的勇气。

(三) 缔约效应模型的内生性检验

我们在理论和实证上均说明了自由贸易协定的签订会促进缔约成员双方企业的跨国并购,但是事实上,两国(或地区)并购交易活动越活跃,投资者也越有可能促使双边政府签订自由贸易协定,因此使得缔约效应模型存在反向因果导致的内生性问题。通常解决解释变量内生性的方法有:固定效应法、引入解释变量的滞后变量以及寻找工具变量法。虽然本文沿用了研究者们最初普遍采用的固定效应模型,但这样只能减小共生性偏误,并不能完全克服反向因果问题。Busse 和 Nunnenkamp(2010)的研究使用了解释变量的滞后变量来处理变量的内生性问题,但是,由于 FTA 虚拟变量的特殊性,将 FTA 的滞后期变量纳入模型只能在一定程度上减小内生性。本文最终借鉴 Baier 和 Bergstrand(2007)的研究中使用的工具变量,即用缔约双方地理经济因素构造的两国(或地区)签订 FTA 的概率来消除 FTA 内生性的影响。构建工具变量 IV 过程如下:

$$P(FTA = 1 | Y) = \Phi(\alpha Y) = \int_{-\infty}^{\alpha Y} \varphi(z) dz$$

上式中:地理社会因素 Y 包括缔约成员间的地理距离 DIS 、与亚洲其他贸易伙伴的偏远度 REM 、缔约成员国内生产总值的加总 $GGDP$,以及要素禀赋对均值水平的偏离度 DKL 。由于上述地理社会因素是相对稳定的客观要素,与中国企业的跨国并购交易数量无明显相关性,而工具变量 $IVFTA$ 是虚拟变量 FTA 对上述4因素的非线性拟合值,具有直接相关性,因此判断该工具变量适用于解决本模型的反向因果问题。 Y 的构成要素计算如下:

(1) DIS_{cj} 表示中国与缔约成员 j 国(地区)之间地理距离的对数值。

(2) REM_{cj} 表示在同一洲(由于 c 国表示中国,故 j 表示亚洲国家或地区)情况下, c 国(中国,下同)与亚洲除 j 国(地区)以外国家或地区之间的地理距离均值的对数值和 j 国(地区)与亚洲除 c 国以外国家或地区之间地理距离均值的对数值的平均数;若 j 非亚洲国家或地区,则该值取 0。

$$REM_{cj} = CON_{cj} \times \left\{ \left[\ln \left(\sum_{K=1, K \neq j}^N DIS_{kj} / (N-1) \right) + \ln \left(\sum_{K=1, K \neq c}^N DIS_{kc} / (N-1) \right) \right] \div 2 \right\}$$

上式中 CON_{cj} 取 1 表示相同大陆,取 0 表示不同大陆。

(3) $GGDP_{cj}$ 表示 c 国与缔约成员 j 之间国内生产总值(名义值)的对数值之和。

(4) DKL_{cj} 表示 c 国与缔约成员 j 的资本-劳动比率的对数值与所有资本-劳动比率均值

的对数值之差(绝对值水平)的平均值。

$$DKL_{cjt} = \left[\left| \ln \left(\sum_{K=1}^N K_{kt} / \sum_{K=1}^N L_{kt} \right) - \ln(K_{jt} / L_{jt}) \right| + \left| \ln \left(\sum_{K=1}^N K_{kt} / \sum_{K=1}^N L_{kt} \right) - \ln(K_{ct} / L_{ct}) \right| \right] \div 2$$

双边地理距离数据来源于 CEPII 数据库。国内生产总值、资本-劳动要素数据均来源于世界银行。

将以上因素的线性组合在正态累计分布函数 $\varphi(z)$ 上的累积概率与虚拟变量 FTA 进行非线性拟合,拟合值作为构建的工具变量 $IVFTA_{cj}$ 。

使用工具变量法的第一个前提是模型存在内生解释变量,因此我们首先采用 Hausman 内生变量检验,检验结果 P 值 = 0.022,在 5% 的置信度水平下拒绝解释变量为外生变量的原假设。考虑到可能存在异方差情形,采用 Durbin-Wu-Hausman 检验,检验统计量 P 值 = 0.000,同样拒绝解释变量为外生变量的原假设(如表 6)。使用工具变量法的第二个前提是工具变量的有效性,为此需要进行过度识别检验,但由于本文使用唯一的工具变量,不存在过度识别的问题。故直接采用该工具变量回归原模型,对第一阶段回归结果做弱工具变量检验, F 统计量的 P 值为 0.000,拒绝弱工具变量的原假设。表 7 显示了内生性检验回归结果。

表 6 内生性检验统计量

检验方法	统计量	P 值
Hausman	14.84	0.022
Durbin-Wu-Hausman	64.902	0.000
Weak Identification	18.657	0.000

表 7 内生性检验回归结果

变量	OLS	IV	IV-GMM
$FTA_{cj,t}$	4.790 ** (1.973)	5.199 *** (5.658)	5.223 *** (5.055)
$TAR_{j,t-1}$	0.168 * (1.659)	0.048 (0.773)	0.063 * (1.875)
$TAR_{c,t-1}$	-0.476 ** (-2.491)	-0.490 * (-1.781)	-0.505 ** (-2.212)
$GDP_{j,t}$	4.992 *** (20.552)	5.901 *** (31.180)	6.248 *** (9.073)
$GDP_{c,t}$	0.286 *** (3.132)	3.395 * (1.881)	3.422 ** (2.123)
$POP_{j,t}$	-1.550 *** (-3.972)	-9.011 *** (-3.506)	-8.486 *** (-2.294)
$POP_{c,t}$	-1.890 ** (-2.869)	-1.651 (-1.240)	-1.656 (-1.432)
$EXP_{j,t}$	0.065 (1.131)	0.109 *** (11.444)	0.112 *** (5.119)
$EXP_{c,t}$	-0.106 (-0.940)	-0.142 (-0.639)	-0.157 (-0.849)
$POL_{j,t}$	-0.001 (-0.144)	0.007 (0.660)	0.004 (0.513)

表 7 内生性检验回归结果

变量	OLS	IV	IV-GMM
$POL_{c,t}$	0.014 (0.260)	0.026 (0.130)	0.029 (0.173)
$EMP_{j,t}$	-0.001 (-0.014)	-0.024 (-0.453)	-0.018 (-0.776)
$EMP_{c,t}$	2.202* (1.802)	1.596 (0.595)	1.641 (0.824)
$PRI_{j,t}$	0.812*** (2.902)	0.000*** (2.340)	0.000*** (2.604)
$PRI_{c,t}$	-0.373*** (-3.220)	-0.349* (-1.784)	-0.356* (-2.335)
$REC_{j,t}$	0.100 (1.241)	0.056*** (3.383)	0.057*** (4.066)
$REC_{c,t}$	-1.497** (-2.201)	-0.908 (-0.318)	-0.856 (-0.462)
Y_{2008}	3.103*** (3.029)	3.819*** (2.495)	3.975*** (2.875)
调整 R^2	0.492	0.440	0.439
地区效应	是	是	是
观测量	1 986	1 986	1 986
截面国家(地区)	116	116	116

注:(1)*、**、*** 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%;(2)括号中的数值表示估计系数的 t 值。

表 7 结果显示,与基准模型结果相同,在克服模型内生性问题后,2SLS 模型自由贸易协定的签订对中国企业跨国并购交易量影响仍然显著。同样地,考虑到异方差问题,为了稳健起见使用更有效率的 GMM 估计,GMM 的系数估计值与 2SLS 很接近,原模型结果仍然稳健。

(四) 自由贸易协定签署对第三国(地区)的排他效应

随着世界各国单边关税的降低,多边自由贸易与区域贸易自由化的进一步融合,故有的相对独立的亚洲、北美洲、欧洲三大区域贸易集团已经相互重叠交叉,构成了模糊、复杂交错的世界贸易体系。Baldwin(2010)认为,FTA 关系网络通过影响跨国公司在全球并购、生产、投资等商业行为同时影响着 FTA 的缔约国和非缔约国。前文研究表明,中国企业对单一投资目的地的并购交易会受中国与该国(地区)是否签订自由贸易协定影响,那么,作为东道国(地区)的缔约方和中国签订的自由贸易协定对并购对象为除 j 国(地区)以外的非缔约成员的交易数量是否存在影响? 区域自由贸易协定是否存在排他效应? 本文对排他效应对象“第三国(地区)”进行了三种分类:非本协议签订成员、自由贸易协定成员以及非自由贸易协定成员,分别构建三个固定效应回归模型,探讨三种情况下的排他效应。

1. 自由贸易协定签署对非本协议签订成员并购影响

为了研究中国与 j 国(地区)签订的自由贸易协定对非本协议签订国(地区)的影响,我们构建回归模型为:

$$MA_{\bar{c},t} = c + \alpha_1 FTA_{c,t} + \alpha_2 TAR_{c,t-1} + \alpha_3 TAR_{\bar{j},t-1} + \beta_1 GDP_{c,t} + \beta_2 EXP_{c,t} + \beta_3 IMP_{c,t} + \beta_4 POL_{c,t} + \beta_5 EMP_{c,t} + \beta_6 PRI_{c,t} + \beta_7 REC_{c,t} + \beta_8 POP_{\bar{j},t} + \beta_9 GDP_{\bar{j},t} + \beta_{10} EXP_{\bar{j},t} + \beta_{11} IMP_{\bar{j},t} +$$

$$\beta_{12}POL_{j,t} + \beta_{13}EMP_{j,t} + \beta_{14}PRI_{j,t} + \beta_{15}REC_{j,t} + \beta_{16}POP_{j,t} + \beta_{17}Y_{2008} + \mu_i + \varepsilon_{cj,t}$$

其中:

$$MA_{cj,t} = \sum_{i=1}^{116} MA_{ci,t} - MA_{cj,t}$$

回归结果如表 8 所示:

表 8 自由贸易协定对非协议签订国(地区)的排他效应

变量	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13
$TAR_{j,t-1}$	-0.066 *** (-26.312)	-0.066 *** (-26.210)	-0.090 *** (-11.250)	-0.068 *** (-10.881)
$TAR_{c,t-1}$	6.362 (0.720)	6.067 (0.692)	27.215 * (1.822)	-34.675 *** (-2.723)
$FTA_{cj,t}$	-7.611 * (-1.931)			
$FTA_{cj,t-1}$		-7.394 * (-1.730)		
$FTA_{cj,t-2}$			-6.873 (-1.480)	
$FTA_{cj,t-3}$				-6.215 (-1.481)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区效应	是	是	是	是
调整的 R^2	0.589	0.590	0.475	0.285
观测量	1 993	1 993	1 881	1 768
截面国家(地区)	116	116	115	115
F 值	12.970 ***	12.960 ***	11.820 ***	13.830 ***

注:(1) *、**、*** 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%;(2)括号中的数值表示估计系数的 t 值。

从模型 10 的回归结果来看,自由贸易协议变量系数为负值且显著,说明中国与 j 国(地区)签订自由贸易协定将减少中国企业与非本协议签订成员的并购交易,证明了双边贸易协定存在显著的排他效应。从数值上看,该变量的系数绝对值为 7.611,由表 2 的描述性统计结果可知,非本协议签订国(地区)的并购交易总数均值为 498.351,从可量化的平均作用效果来看,该排他效应的总影响力为 1.5%,排他效果相对有限。

模型 11-13 分别将中国与单一国家(地区)自由贸易协定签订的滞后 1 年、滞后 2 年、滞后 3 年变量纳入回归模型,结果发现滞后 1 年的自由贸易协定变量依旧显著为负,但是相较于未滞后的当年变量系数绝对值减少至 7.394,可见排他作用较当年有所减弱。模型 12-13 显示滞后 2 年、3 年的自由贸易协定变量均不再显著。这一结果表明,对中国企业跨国并购而言,自由贸易协定的签署对非本协议协定成员的排他效应的有效持续时间为 1 年,且排他效应的影响力十分有限。

2. 自由贸易协定签署对现自由贸易协定成员并购影响

排他效应的对象为现自由贸易协定其他成员的情形。回归模型为:

$$MA_{cFTA,t} = c + \alpha_1 FTA_{cj,t} + \alpha_2 TAR_{c,t-1} + \alpha_3 TAR_{FTA,t-1} + \beta_1 GDP_{c,t} + \beta_2 EXP_{c,t} + \beta_3 IMP_{c,t} +$$

$$\begin{aligned} & \beta_4 POL_{c,t} + \beta_5 EMP_{c,t} + \beta_6 PRI_{c,t} + \beta_7 REC_{c,t} + \beta_8 POP_{c,t} + \beta_9 GDP_{FTA,t} + \\ & \beta_{10} EXP_{FTA,t} + \beta_{11} IMP_{FTA,t} + \beta_{12} POL_{FTA,t} + \beta_{13} EMP_{FTA,t} + \beta_{14} PRI_{FTA,t} + \beta_{15} REC_{FTA,t} + \\ & \beta_{16} POP_{FTA,t} + \beta_{17} Y_{2008} + \mu_i + \varepsilon_{cFTA,t} \end{aligned}$$

其中:

$$MA_{cFTA,t} = \sum_{i \in FTA} MA_{ci,t} - MA_{cj,t}$$

回归结果如表 9 所示:

表 9 自由贸易协定对现自由贸易协定成员的排他效应

变量	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17
$TAR_{FTA,t-1}$	4.153 *** (13.022)	4.143 *** (13.063)	4.513 *** (12.051)	1.242 *** (3.710)
$TAR_{c,t-1}$	-35.835 *** (-15.89)	-35.905 *** (-15.876)	-36.009 *** (-14.932)	-19.411 *** (-7.980)
$FTA_{cj,t}$	-7.291 * (-1.712)			
$FTA_{cj,t-1}$		-8.439 ** (-2.121)		
$FTA_{cj,t-2}$			-6.339 (-1.343)	
$FTA_{cj,t-3}$				-1.965 (-0.609)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区效应	是	是	是	是
调整的 R^2	0.700	0.701	0.603	0.350
观测量	1 986	1 986	1 874	1 762
截面国家(地区)	116	116	115	115
F 值	15.666 ***	15.601 ***	15.853 ***	14.071 ***

注:(1) *、**、*** 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%;(2) 括号中的数值表示估计系数的 t 值。

从模型 14 的回归结果来看,与第一种情形类似,自由贸易协议变量 $FTA_{cj,t}$ 的系数依旧显著,且为负值,说明中国与贸易伙伴签订自由贸易协定对中国企业与现自由贸易协定其他成员的并购交易也存在显著的排他效应。从系数值上看,该变量的系数绝对值为 7.291,由表 2 的描述性统计结果可知,自由贸易协定其他成员的并购交易总数均值为 169.912,因此排他效应的影响可量化为 4.3%。

模型 15-17 分别将自由贸易协定签订的 1 年、2 年、3 年滞后变量纳入回归模型,结果发现滞后 1 年的系数依旧显著,而滞后 2 年及以后的变量均不再显著。从模型 15 的系数上看,绝对值为 8.439,排他效应由 4.3%提高至 5%。滞后 2 年及以后的变量系数均不再显著。

结合第一种情形给出的结果,我们可以认为,自由贸易协定的排他效应的主要作用对象为现有自由贸易协定的其他成员,且排他效应在自由贸易协定签订后的后一年作用效果最大,将在原平均并购交易次数基础上减少 5%,但在此之后,作用效果不再显著。

3. 自由贸易协定签署对非自由贸易协定成员并购影响

排他效应的对象为非自由贸易协定成员的情形。回归模型为:

$$\begin{aligned}
MA_{c\overline{FTA},t} = & c + \alpha_1 FTA_{cj,t} + \alpha_2 TAR_{c,t-1} + \alpha_3 TAR_{\overline{FTA},t-1} + \beta_1 GDP_{c,t} + \beta_2 EXP_{c,t} + \beta_3 IMP_{c,t} + \\
& \beta_4 POL_{c,t} + \beta_5 EMP_{c,t} + \beta_6 PRI_{c,t} + \beta_7 REC_{c,t} + \beta_8 POP_{\overline{FTA},t} + \beta_9 GDP_{\overline{FTA},t} + \\
& \beta_{10} EXP_{\overline{FTA},t} + \beta_{11} IMP_{\overline{FTA},t} + \beta_{12} POL_{\overline{FTA},t} + \beta_{13} EMP_{\overline{FTA},t} + \beta_{14} PRI_{\overline{FTA},t} + \beta_{15} REC_{\overline{FTA},t} + \\
& \beta_{16} POP_{\overline{FTA},t} + \beta_{17} Y_{2008} + \mu_i + \varepsilon_{c\overline{FTA},t}
\end{aligned}$$

其中:

$$MA_{c\overline{FTA},t} = \sum_{i=1}^{116} MA_{ci,t} - MA_{c\overline{FTA},t}$$

回归结果如表 10 所示:

表 10 自由贸易协定对非自由贸易协定成员的排他效应

变量	模型 18	模型 19	模型 20	模型 21
$TAR_{\overline{FTA},t-1}$	0.007 (1.593)	0.007 (1.601)	0.766 (0.901)	0.002 (0.503)
$TAR_{c,t-1}$	-23.765 *** (-3.361)	-23.784 ** (-3.376)	-17.854 *** (-3.113)	-8.776 (-1.062)
$FTA_{cj,t}$	-0.269 (-0.163)			
$FTA_{cj,t-1}$		-2.008 (-1.101)		
$FTA_{cj,t-2}$			-10.171 (-0.723)	
$FTA_{cj,t-3}$				-0.836 (-0.330)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区效应	是	是	是	是
调整的 R^2	0.470	0.470	0.337	0.377
观测量	1 986	1 986	1 874	1 762
截面国家(地区)	116	116	116	115
F 值	13.500 ***	13.511 ***	9.850 ***	11.887 ***

注:(1) *、**、*** 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%;(2) 括号中的数值表示估计系数的 t 值。

从模型 18-21 的回归结果来看,自由贸易协议变量 $FTA_{cj,t}$ 系数并不显著,且自由贸易协定签订的 1 年、2 年、3 年滞后变量也不显著。说明中国与 j 国(地区)签订自由贸易协定对中国企业与非自由贸易协定成员的并购交易不会产生显著性影响,证明了自由贸易协定对非自由贸易协定成员在当年及以后年份均不存在排他效应。Nocke 和 Yeaple(2007)认为,资本可自由流动的跨国企业倾向于投资与其母国签订自由贸易协定的成员国,但并未区分对缔约国和非缔约国的影响。本文通过以上回归表明,自由贸易协定签订对非缔约成员的排他效应存在异质性影响,表现为:其他自由贸易协定伙伴的排他效应影响显著,但非自由贸易协定成员的排他效应并不显著。该结论表明,对于资本可自由流动的跨国企业来说,它们在增加与其母国新签订自由贸易协定的国家(地区)的跨国并购交易的同时,由于投资资本总量有限,会减少对原有自由贸易协定伙伴的跨国并购交易。对非自由贸易协定伙伴的并购交易数量则并不受影响。

最后,比较模型 10-21 的回归结果,除模型 12 外,有一个共性特征:反映中国单边贸易自由化程度的变量系数都保持较高一致性,即中国的加权平均关税水平越低,中国企业对三种情况下(多个对象情形)的并购交易总次数则越高,这一结论与基础回归模型中讨论单一对象(j 国或地区的情形)结果是一致的。但各投资目的地的加权平均关税水平的加权值对中国企业的并购交易意图的影响结果并不一致,且多数结果为不显著。由此说明,中国对外贸易自由化能够有效促进中国企业走出去,实施跨国并购交易。

五、结论

采用 2000-2017 年中国企业在 116 个国家(地区)的公开跨国并购交易数据,本文研究了区域贸易自由化对中国企业跨国并购交易的影响。回归结果表明,贸易自由化程度显著的促进了中国企业的海外并购行为,自由贸易协定的“缔约效应”将使得中国与缔约成员并购交易平均增加 110%。文章的结果同时显示,并购地的加权平均关税水平会对双方并购交易数量产生显著负向的影响,而并购对象的关税水平影响并不显著。说明并购国(中国)的对外贸易政策开放程度能够有效促进中国企业走出去,增强本国企业实施跨国并购的交易动机。

本文进一步研究了区域贸易协定“缔约效应”的持续时间以及对第三方的影响。结果表明“缔约效应”仅具有短期效应,显著期限为两年且促进效果呈逐年减弱,此外该效应在不同行业与所有制企业中存在异质性特征,非国有企业和劳动密集型企业的缔约效应最强;而与第三方签订新自由贸易协定会促进中国企业对原投资国(地区)的并购交易,这种“溢出效应”的作用效果将增加对原投资国(地区)2%的并购交易。文章的结果同时显示,中国新签订的自由贸易协定对非本协议协定成员、现自由贸易协定其他成员均存在“排他效应”,新贸易协定的签订将分别减少与非本协议签订成员 1.5%的并购交易、与现自由贸易协定其他成员 4.3%的并购交易,且分别存在 2 年递减和 1 年增强的持续影响。以上综合分析结果表明,自由贸易协定的签订在促进了中国企业对签署成员跨国并购的同时降低了对非协定签署成员跨国并购数量。

近年来,在多边贸易自由化谈判陷入停滞、多边合作举步维艰的情况下,各国纷纷转向双边与区域贸易合作。通过双边与区域合作,继续扩大开放、深化改革成为中国政府的现实选择。本文研究了贸易自由化与中国企业跨国并购的关系,文章的结果表明,推动贸易自由化进程、加强区域贸易合作是促进中国企业对外直接投资的切实可行的途径,这一结果也证实了中国政府目前降低贸易关税,进一步扩大开放战略方向的正确性。此外,本文结论同时也表明,非自由贸易协定成员尤其是现自由贸易协定其他成员将会在区域贸易自由化下的跨国并购中处于交易劣势。因此,从促进中国企业走出去、扩大中国企业的竞争优势角度出发,中国政府应该积极主动与贸易伙伴发展双边与多边贸易合作的升级,进一步缔结各种区域贸易协定与互惠贸易安排以应对日趋严重的贸易保护主义,切实增强中国企业与中国经济在全球经济中的影响力。对此,第一,中国应当在世界贸易组织《贸易便利化协定》框架下,积极参与促进贸易自由化的谈判中,发挥大国的国际职责,推进双边以及多边贸易自由化进程。第二,深化与现有贸易协定伙伴国的双边贸易关系,升级原有贸易协定,进一步消

除投资、贸易壁垒。第三,适当开放资本对外投资的管制,简化审批、登记、备案等手续,拓宽企业融资筹资渠道,充分运用金融工具为企业跨国投资提供资金便利与支持,为中国企业走出去创造良好的投资环境。

参考文献:

- 1.韩燕、钱春海,2008:《FDI 对我国工业部门经济增长影响的差异性——基于要素密集度的行业分类研究》,《南开经济研究》第 5 期。
- 2.贾镜渝、李文,2015:《经验与中国企业跨国并购成败——基于非相关经验与政府因素的调节作用》,《世界经济研究》第 8 期。
- 3.杨波、张佳琦,2017:《海外并购与绿地投资选择研究:基于企业异质性视角》,《国际贸易问题》第 12 期。
- 4.杨宏恩、孟庆强、王晶、李浩,2016:《双边投资协定对中国对外直接投资的影响:基于投资协定异质性的视角》,《管理世界》第 4 期。
- 5.谢孟军、郭艳茹,2013:《法律制度质量对中国对外直接投资区位选择影响研究——基于投资动机视角的面板数据实证检验》,《国际经贸探索》第 6 期。
- 6.Baier, S. L., and J. H. Bergstrand. 2007. "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?" *Journal of International Economics* 71(1): 72-95.
- 7.Baldwin, R. E. 2010. "Multilateralising Regionalism: Spaghetti Bowls as Building Blocs on the Path to Global Free Trade." *World Economy* 29(11): 1451-1518.
- 8.Banalieva, E. R., and C. Dhanaraj. 2013. "Home-region Orientation in International Expansion Strategies." *Journal of International Business Studies* 44(2): 89-116.
- 9.Brainard, S. L.1993. "An Empirical Assessment of the Factor Proportions Explanation of Multi-National Sales." NBER Working Papers 4583.
- 10.Buckley, P. J., and M. C. Casson. 1998. "Analyzing Foreign Market Entry Strategies: Extending the Internalization Approach." *Journal of International Business Studies* 29(3): 539-561.
- 11.Buckley, P. J., A. R. Cross, H. Tan, L. Xin, and H. Voss. 2008. "Historic and Emergent Trends in Chinese Outward Direct Investment." *Management International Review* 48(6): 715-748.
- 12.Busse, M., and J. K. Nunnenkamp. 2010. "Fdi Promotion through Bilateral Investment Treaties: More Than a Bit?" *Review of World Economics / Weltwirtschaftliches Archiv* 146(1): 147-177.
- 13.Collie, and R. David. 2010. "Multilateral Trade Liberalisation, Foreign Direct Investment and the Volume of World Trade." *Economics Letters* 113(1): 47-49.
- 14.Dang, M., and D. Henry. 2014. *Do Cross-border and Domestic Target Firms Perform Differently? Evidence on Motivations for Partial Acquisitions*. Social Science Electronic Publishing.
- 15.Feinberg, S. E., M. P. Keane, and M. F. Bognanno. 1998. "Trade Liberalization and Delocalization: New Evidence from Firm-Level Panel Data." *Canadian Journal of Economics* 31(4): 749-777.
- 16.Gazaniol, A., and Frédéric Peltrault. 2013. "Outward Fdi, Performance and Group Affiliation: Evidence from French Matched Firms." *Economics Bulletin* 33(2): 891-904.
- 17.Homburg, C., and M. Bucerius. 2005. "A Marketing Perspective on Mergers and Acquisitions: How Marketing Integration Affects Postmerger Performance." *Journal of Marketing* 69(1): 95-113.
- 18.Horn, H., and L. Persson. 1998. "Endogenous Mergers in Concentrated Markets." *International Journal of Industrial Organization* 19(8): 1213-1244.
- 19.Kim, E. H., and V. Singal. 1993. "Mergers and Market Power: Evidence from the Airline Industry." *American Economic Review* 83(3): 549-569.

- 20.Krugman, P. R. 2000. "Introduction to 'Currency Crises'." In *Currency Crises*. Edited by Paul Krugman. Chicago: University of Chicago Press.
- 21.Malhotra, S., and A. S. Gaur. 2014. "Spatial Geography and Control in Foreign Acquisitions." *Journal of International Business Studies* 45(2): 191-210.
- 22.Neary, J. P. 2009. "Trade Costs and Foreign Direct Investment." *International Review of Economics and Finance* 18(2): 207-218.
- 23.Nocke, V., and S. Yeaple. 2007. "Cross-border Mergers and Acquisitions vs. Greenfield Foreign Direct Investment: The Role of Firm Heterogeneity." *Journal of International Economics* 72(2): 336-365.
- 24.Norman, M. G. 1996. "Does Economic Integration Cause Foreign Direct Investment?" *International Economic Review* 37(4): 757-783.
- 25.Rao-Nicholson, R., and J. Salaber. 2016. "Impact of the Financial Crisis on Cross-border Mergers and Acquisitions and Concentration in the Global Banking Industry." *Thunderbird International Business Review* 58(2): 161-173.
- 26.Te Velde, D. W., C. Ackah, O. Ajakaiye, E. Aryeetey, D. Bhattacharya, M. Cali, T. Fakiyesi, A. G. Fulbert, H. Jalilian, and L. C. Jemio. 2009. "The Global Financial Crisis and Developing Countries." Overseas Development Institute, Working Paper, No.316.

Regional Trade Liberalization and Cross-border Mergers and Acquisitions of Chinese Enterprises: An Analysis Based on Micro Data of Enterprises

Xie Jianguo and Zhou Yuting

(Department of International Economics and Trade, Nanjing University)

Abstract: Using the cross-border mergers and acquisitions data of Chinese enterprises among 116 countries and regions from 2000 to 2017, this paper studies the impacts of regional trade agreements and trade liberalization on the intentions of Chinese enterprises to conduct cross-border mergers and acquisitions. The study finds that the free trade agreements signed between China and trade partners has "contracting effect", which would increase the number of mergers and acquisitions of Chinese enterprises by 110%. However, the continuous effect of such effect is decreasing year by year and is more significant among the labor-intensive and non-state enterprises. The study also shows that the free trade agreements have an "overflow effect" brought by the newcomers of the treaty. But its effect is limited, which will increase mergers and acquisitions in the original contracting states just 2%. Further empirical study shows that the free trade agreements restrain the cross-border mergers and acquisitions between Chinese enterprises and non-signatories as well as other contracting states. In conclusion, trade liberalization facilitates cross-border mergers and acquisitions of Chinese enterprises and is one of the most important influencing factors and approaches for Chinese enterprises' globalization.

Keywords: Cross-border Mergers and Acquisitions, Trade Liberalization, Free Trade Agreements, Contracting Effects

JEL Classification: F14, F15, F21

(责任编辑:惠利、陈永清)