

贸易壁垒对出口技术复杂度的影响

——机制与中国制造业的证据

戴魁早 方杰炜

摘要：出口贸易壁垒和进口贸易壁垒的实施如何影响中国制造业出口技术复杂度？本文在归纳贸易壁垒对出口技术复杂度的影响机制基础上，利用2000—2015年中国制造业25个细分行业的面板数据，运用多种计量方法对理论分析的结论进行了验证。研究发现：出口贸易壁垒在一定程度上促进了中国制造业出口技术复杂度的提高，这种促进作用主要是通过出口边际扩张和对外直接投资增加的传导机制实现的；进口贸易壁垒则阻碍了制造业出口技术复杂度的提高，这种影响主要源于对研发投入和中间品进口规模的抑制。进一步研究还发现，贸易壁垒对不同技术特征制造业细分行业出口技术复杂度的影响存在差异。本文的研究，明确了出口贸易壁垒和进口贸易壁垒对中国制造业出口技术复杂度的利与弊，对推进中国制造业提质升级或出口技术复杂度的提升具有一定的指导意义。

关键词：制造业提质升级；贸易壁垒；影响机制；行业差异

[中图分类号] F426 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 12-0136-19

引言

制造业是国民经济的支柱和经济发展的核心动力，也是衡量一个国家国际竞争力的重要标志。改革开放以来，中国制造业得到了快速发展，规模跃居世界第一，为中国的经济崛起做出了突出贡献。然而，目前中国制造业仍处在国际分工中低端，大而不强等问题突出，推动制造业提质升级的任务十分紧迫。随着中国经济进入转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期，制造业提质升级不仅成为深化供给侧结构性改革的重要内容，而且还决定着制造业能否迈上全球价值链中高端，对落实建设制造强国战略和建设现代化经济体系也非常重要。研究表明，制造业提质升级本质上是提升制造业国际竞争力，而产业国际竞争力主要由产业出口技术复杂度决定（Hausmann et al., 2007^[1]；周茂等，2016^[2]）。因而自然有这样的疑问，制造业出口技术复杂度是由哪些因素决定？

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“要素价格扭曲对中国高技术产业出口技术复杂度的影响机制及调控政策研究”（71773107）。

[作者信息] 戴魁早：湖南科技大学商学院教授 411201 电子信箱 daikz2007@aliyun.com；方杰炜：南开大学经济学院博士研究生。

文献检索结果显示,发达国家的产业出口技术复杂度受到收入水平、人力资本质量和研发投入等因素的驱动(Lall et al., 2006^[3]; Ermias, 2014^[4]),东南亚等发展中国家或地区的出口技术复杂度则主要由贸易自由化、关税和外商直接投资等因素决定(Katharina and Stephan, 2016^[5]; Xuan, 2016^[6]),而中国产业出口技术复杂度受到基础设施(王永进等, 2010)^[7]、金融发展(齐俊妍等, 2011)^[8]、对外直接投资(陈俊聪, 2015)^[9]、研发投入(陈晓华, 2012)^[10]、知识产权保护(代中强等, 2015)^[11]、中间品贸易自由化(盛斌和毛其淋, 2017)^[12]、技术市场发展(戴魁早, 2018)^[13]等多种因素的影响。

以上研究尽管从不同视角深刻解释了这些因素如何影响出口技术复杂度,却尚未关注贸易壁垒对产业出口技术复杂度的可能影响。20世纪90年代以来,中国积累的巨额贸易顺差为中国经济增长提供持续动力的同时,也导致了贸易摩擦的增加。以反倾销调查为例,2000—2015年间,中国累计遭遇世界反倾销调查925起,占世界调查总数比例高达26.06%^①。事实上,贸易壁垒对出口技术复杂度的一些决定因素(如出口边际、对外直接投资、研发活动和中间品进口)产生了直接且重要的影响(梁俊伟和魏浩, 2016^[14]; Belderbos et al., 2004^[15]; Teshima, 2009^[16]; 盛斌和毛其淋, 2017),因而,贸易壁垒可能是影响制造业出口技术复杂度的重要因素。在当前中美贸易摩擦可能升级以及中国制造业提质升级任务日益紧迫的背景下,能否找到贸易壁垒与出口技术复杂度提升之间的契合点,做到趋利避害,是值得研究的重大课题。由此迫切需要解答如下问题:出口贸易壁垒和进口贸易壁垒是否会影响制造业出口技术复杂度?如果是,其影响机制是什么?进一步地,什么样特征的行业,出口技术复杂度受到贸易壁垒的影响更加显著?

目前仅有少量文献涉及到贸易壁垒对出口技术复杂度的影响。如周茂等(2016)、戴翔(2016)^[17]关注了贸易自由化的影响,发现中国制成品出口技术复杂度随着贸易自由化的推进有着显著的提高;杨连星等(2017)^[18]考察了国外反倾销措施的影响,发现反倾销措施对中国出口技术复杂度的提升存在抑制作用;盛斌和毛其淋(2017)探究了进口关税下降的影响,研究证实,进口关税下降带来的贸易自由化加速了中国企业出口技术复杂度的提升。以上文献大多聚焦于贸易自由化对出口技术复杂度的影响,虽然明确了国外反倾销措施这一非关税贸易壁垒的作用,但并没有解答当前中美贸易摩擦导致的出口关税壁垒和进口关税壁垒对制造业出口技术复杂度的可能影响,也未回答后面两个问题。有鉴于此,本文着力探究出口贸易壁垒和进口贸易壁垒对中国制造业出口技术复杂度的影响及其作用机制,试图在中美贸易摩擦可能升级的背景下,从贸易壁垒的视角,探寻推进中国制造业提质升级的政策着力点。

与现有文献相比,本文的贡献主要体现在:(1)验证了出口贸易壁垒和进口贸易壁垒对中国制造业出口技术复杂度的影响及其作用机制,从贸易壁垒的视角为中国制造业提质升级(或出口技术复杂度提升)问题引入了一条新思路,具有重

^①根据 World Bank 临时贸易壁垒数据库(TTBD)的数据整理得到。

要的现实意义。(2) 深化了出口技术复杂度的研究内容。既有文献大多考察一些重要因素对出口技术复杂度的影响, 本文不仅检验了出口贸易壁垒和进口贸易壁垒对出口技术复杂度的影响, 还探究了这种影响的传导机制, 而且进一步探讨了出口贸易壁垒和进口贸易壁垒这种影响是否存在行业差异。(3) 启发了新的政策方向。本文的研究结论说明, 出口贸易壁垒和进口贸易壁垒对出口技术复杂度的影响, 不仅是通过对外直接投资、进口中间品和研发投入等机制实现的, 而且对不同技术特征行业存在着明显的差异。因此, 制造业的产业升级政策不仅需要与对外直接投资的促进政策、中间品贸易政策、研发激励政策相互协调与配合, 还需要根据不同技术特征行业的实际情况, 采取针对性的政策措施。

一、理论分析与研究假设

出口技术复杂度涵盖了出口产品的技术水平和生产效率等综合信息 (Hausmann et al., 2007), 其高低主要取决于技术创新和技术进步 (王永进等, 2010; 齐俊妍等, 2011)。事实上, 贸易壁垒会改变企业或行业创新决策的约束条件——企业或行业的成本和利润, 对企业或行业技术创新和技术进步产生着重要影响, 进而可能会影响着企业或行业的出口技术复杂度。在面对出口贸易壁垒 (或称国外贸易壁垒) 和进口贸易壁垒 (或称国内贸易壁垒) 等不同贸易壁垒时, 企业或行业的创新决策是不同的。通过梳理和归纳既有文献可以发现, 出口贸易壁垒可能通过深化出口边际和诱发对外直接投资等途径影响着企业或行业出口技术复杂度, 而进口贸易壁垒则可能通过影响创新活动和中间品进口规模作用于企业或行业出口技术复杂度。

(一) 出口贸易壁垒^①对出口技术复杂度的影响机制

出口贸易壁垒对出口边际的深化可能有助于出口技术复杂度的提升。依据 Melitz (2003)^[19]的企业异质性理论, 出口企业拥有较高的生产效率优势。出口边际深化意味着生产效率更高的企业出口规模扩大, 这使得出口产品中技术含量较高产品的份额会增加, 提高出口技术复杂度 (陈晓华, 2012)。事实上, 出口贸易壁垒可以从两个方面促进出口边际的深化: 一方面, 出于成本因素和投资风险考虑, 在遭受或面临贸易制裁威胁时, 企业会更倾向于沿着已有市场和贸易产品开展生产布局, 而放弃布局需要支付大量沉淀成本、风险较高的新产品与新市场, 这能够扩大已有产品的出口规模, 进而促进出口边际深化 (梁俊伟和魏浩, 2016)。另一方面, 出口贸易壁垒通过关税的显性成本和制裁威胁的隐性成本提高了出口企业的准入门槛, 在位企业特别是生产率较高的在位企业拥有持续出口优势, 从而深化出口边际。由此可以推测, 出口贸易壁垒的实施可能会重塑出口结构, 深化出口边际, 进而促进出口技术复杂度的提高。

出口贸易壁垒诱发的对外直接投资也可能有助于出口技术复杂度的提高。对外直接投资的逆向技术溢出, 能够帮助企业获取国际前沿的经营管理理念和产品研发能力, 有助于提升企业生产技术含量较高产品的能力和产品出口技术复杂度

^①本文涉及的出口贸易壁垒指的是出口产品的关税和出口产品的反倾销事件。

(Pradhan and Singh, 2009)^[20]。事实上,出口贸易壁垒实施产生的贸易限制,会诱使受影响的企业通过对外直接投资活动绕过贸易制裁,转移贸易壁垒可能造成的交易损失风险(杜凯和周勤,2010)^[21]。一方面,无论是关税壁垒还是非关税壁垒措施,都会增加出口企业的出口成本。因此,为了尽可能减少贸易壁垒对自身的冲击,受影响的企业会通过对外直接投资行为绕过贸易壁垒,打开出口目的国的市场(Belderbos et al., 2004)。另一方面,对外直接投资活动的投资周期较长而投资风险较大,只有在政权稳定、法制健全、金融系统发展成熟、商事环境优良的国家或地区,对外直接投资才能获得理想的预期收益。当具备上述投资要素的国家或地区采取贸易制裁措施时,母国企业通过对外直接投资跨越贸易壁垒的成本就较低。相应地,这些国家或地区的贸易壁垒措施容易触发受影响母国企业的对外直接投资活动。由此可以推测,出口贸易壁垒的实施带来的对外直接投资增加,可能会通过逆向技术溢出而促进母国出口技术复杂度的提高。

上述分析表明,出口贸易壁垒很可能会通过出口边际深化等机制对中国制造业出口技术复杂度产生提升效应。因此,出口贸易壁垒的提高或措施增加,可能会有助于中国制造业出口技术复杂度的提高。为了验证以上分析,本文提出如下有待验证的假设:

假设1:出口贸易壁垒可能会促进中国制造业出口技术复杂度的提高。

假设2:出口贸易壁垒对中国制造业出口技术复杂度产生的提升效应,可能是通过深化出口边际、增加对外直接投资等途径和机制实现的。

(二) 进口贸易壁垒^①对出口技术复杂度的影响机制

进口贸易壁垒对研发投入的抑制,可能会阻碍企业或行业出口技术复杂度的提升。研究表明,进口贸易制裁措施在抑制进口的同时,弱化了国内企业的国际竞争压力,削弱了企业的研发激励(林薛栋等,2017)^[22]。然而研发投入是产品技术含量提升的关键(齐俊妍等,2011;代中强等,2015)。一般来说,进口贸易壁垒对研发投入的抑制作用主要体现在:一方面,进口贸易壁垒的实施对本国特定行业的保护弱化了企业参与国际竞争的风险。在受到贸易壁垒保护的的环境下,企业容易滋生以逸待劳的惰性经营行为,减少研发活动支出(Teshima, 2009)。另一方面,研发活动的投资数额较大而创新成果转化率较低,具有投资的长期性和回报的不确定性特点,这也决定了企业在进行研发投入决策时,会考虑经济环境的稳定问题。当国内施行贸易壁垒制裁措施时,国内贸易环境的变化以及国外报复性制裁措施威胁都会影响贸易环境的稳定性,增加企业研发活动的投资风险。由此可以推测,国内施行的进口贸易壁垒措施可能会抑制企业或行业的研发投入,进而会阻碍出口技术复杂度的提升。

进口贸易壁垒对中间品进口的限制,可能不利于企业或行业出口技术复杂度的提高。研究表明,贸易开放是中间品进口贸易规模扩张的重要影响因素(盛斌和毛其淋,2017),而实施贸易壁垒等逆贸易自由化趋势措施,将对中间品进口产生不

^①本文涉及的进口贸易壁垒指的是中国的进口关税和对进口产品的反倾销措施。

利的影响。一般来说,进口贸易壁垒对中间品进口的制约主要源于:企业在追求利润最大化的过程中需要控制生产成本,有中间品需求的企业会综合国内外市场的价格信息和产品信息,以最低成本获取中间品,而进口贸易壁垒措施会增加进口中间品的成本,使得部分中间品进口企业放弃中间品进口,转而使用国内的替代中间品。事实上,进口贸易壁垒对中间品进口的这种不利影响,会制约进口中间品的种类效应、成本节约、技术溢出等效应的发挥,进而可能抑制出口技术复杂度的提高。

上述分析表明,进口贸易壁垒很可能会通过影响研发投入和中间品进口等途径和机制对企业或行业出口技术复杂度产生不利的影响。因此,进口贸易壁垒的提高或措施增加可能会阻碍中国制造业出口技术复杂度的提升。据此,我们提出如下假设:

假设3:进口贸易壁垒可能会阻碍中国制造业出口技术复杂度的提高。

假设4:进口贸易壁垒对中国制造业出口技术复杂度产生的抑制效应,可能是通过抑制研发活动、缩小中间品进口规模等机制实现的。

二、计量模型、变量与数据说明

(一) 计量模型

1. 基准模型设定

为了检验贸易壁垒对中国制造业出口技术复杂度的影响,借鉴该领域大多数文献的做法(齐俊妍等,2011;盛斌和毛其淋,2017),本文设定了如下计量模型:

$$EXPY_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TB_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*表示行业,*t*表示时间, λ_i 表示的是行业效应, ε_{it} 是随个体和时间而变化的随机扰动项,*EXPY*表示出口技术复杂度,*TB*表示贸易壁垒变量,为了较为全面地考察贸易壁垒的影响,本文选择出口关税水平(*Outtariff*)、进口关税水平(*Intariff*)、国外反倾销措施(*FADP*)以及国内反倾销措施(*DADP*)四个变量来反映。 α_0 为常数项, α_1 为贸易壁垒的系数, α_2 为控制变量(*X_{it}*)的系数向量。

参考既有文献,本文控制了如下变量:(1)企业规模(*Scale*),借鉴许家云等(2017)^[23]的做法,采用行业平均销售收入(规模以上企业销售收入/规模以上企业数)衡量。(2)融资约束(*Loan*),以行业利息支出与行业固定资产净值的比值进行度量。(3)外商直接投资(*FDI*),利用制造业各行业外商投资企业固定资产净值年平均余额度量。(4)利润水平(*Profit*),借鉴许家云等(2017)衡量利润率的方法,本文以行业平均利润率(行业利润总额/行业销售收入)进行利润水平的衡量。(5)劳动技能水平(*Labor*),利用行业平均工资衡量。(6)市场化水平(*Ownership*),采用国有工业企业销售产值占全部工业企业销售产值比重衡量。

2. 机制检验模型设定

借鉴盛斌和毛其淋(2017)、许家云等(2017)的做法,本文在基准模型中添加了贸易壁垒与影响机制变量的乘积项来检验影响机制。计量模型设定如下:

$$EXPY_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TB_{it} + \alpha_2 TB_{it} \times Med_{it} + \alpha_3 X_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中*TB* × *Med*为贸易壁垒与影响机制变量的乘积项,*Med*代表影响机制变量,包括出口深化(*Dexport*)、对外直接投资(*OFDI*)、研发投入(*RD*)和

中间品进口 (*Mimport*)。其余变量的符号与 (1) 式的相一致。

(二) 变量选取

1. 出口技术复杂度变量

本文借鉴学术界的通常做法, 基于 Hausmann 等 (2007) 的方法, 测算中国制造业细分行业出口技术复杂度。首先测算具体产品 q 的出口技术复杂度:

$$PRODY_q = \sum_c \frac{x_{cq}/X_c}{\sum_c x_{cq}/X_c} Y_c \quad (3)$$

式 (3) 中, q 表示 HS92 六分位的产品, c 代表一个国家或地区, x 表示产品出口额, X 是出口总额, Y 表示人均 GDP 水平。

在产品出口技术复杂度的基础上, 可以利用如下公式计算行业出口技术复杂度:

$$EXPY_i = \sum_q \frac{x_{iq}}{X_i} \times PRODY_q \quad (4)$$

式 (4) 中, x_{iq}/X_i 表示 i 行业 q 产品出口额占 i 行业出口总额的比重。

2. 贸易壁垒变量

本文采用进口关税和进口反倾销措施反映进口贸易壁垒, 出口关税和出口反倾销措施反映出口贸易壁垒。具体说明如下。

一是进出口关税。现有文献的关税指标大多采用行业产品税率的简单加权 (盛斌和毛其淋, 2017), 该方式计算时忽略了行业贸易规模对实际关税的影响, 对最终关税水平的衡量可能存在一定偏差。本文对此进行了改进, 参考陈维涛等 (2018)^[24] 利用贸易权重法测算实际关税水平, 采用产品贸易数据作为权重, 对制造业细分行业的实际关税水平进行测度。该方法在一定程度上控制了非关税因素造成的贸易结构变动对实际关税水平的影响, 有效捕捉了实际关税水平的动态变化。具体来说, 以产品贸易数据权重衡量的关税水平的测算, 可以分为两个步骤, 第一步采用以下公式测算产品平均关税:

$$Tariff_{qt} = \sum_c Tariff_{qct} \times \frac{Trade_{qct}}{\sum_c Trade_{qct}} \quad (5)$$

式 (5) 中, q 表示 HS 六分位产品, c 表示国家, $Tariff_{qct}$ 表示 t 时期中国向 c 国进口 q 产品的加权平均关税水平, 包括进口关税 (*Intariff*) 和出口关税 (*Outtariff*), $Trade_{qct}$ 表示 t 时期中国向 c 国进 (出) 口 q 产品的总额, $Tariff_{qt}$ 表示的是 t 时期 q 产品实际关税水平。在此基础上, 采用如下公式测算出行业实际关税水平:

$$Tariff_{jt} = \sum_q Tariff_{qt} \times Trade_{qt} / Trade_{jt} \quad (6)$$

式 (6) 中, $Trade_{qt}$ 表示 t 时期中国向各国进 (出) 口 q 产品的总额, $Trade_{jt}$ 表示 t 时期中国向各国进 (出) 口 j 行业产品的总额, $Tariff_{jt}$ 表示中国 t 时期 j 行业的实际关税水平。

二是非关税壁垒。本文使用反倾销数据作为非关税壁垒的衡量指标。出口非关税壁垒用世界对中国的反倾销措施衡量, 进口非关税壁垒用中国对世界各国的反倾销措施衡量。

3. 机制变量

(1) 出口深化。借鉴梁俊伟和魏浩(2016)的方法,用“相对出口权重法”(HK法)核算出口深化水平, $Dexport_{uvq} = \sum_{q \in Q_{uv}} x_{uvq} / \sum_{q \in Q_{uv}} x_{nvq}$ 。其中, u 为出口国, n 为参照国, 一般指所有出口国, v 为进口国, Q_{uv} 为 u 出口至 v 的产品种类, x 为出口额。本文进一步利用与中国贸易联系密切的30国的贸易数据, 测算了中国的出口深化指数, $Dexport_i = \sum_v (Dexport_{uvi} \times x_{uvi} / \sum_v x_{uvi})$ 。其中, x_{uvi} 为 i 行业 u 国向 v 国出口总额。(2) 对外直接投资。本文以历年制造业各行业作为收购方并购国外企业或在海外设立子公司的事件数衡量对外直接投资水平(数据来源于zephyr数据库)。(3) 研发投入。采用制造业各行业研发投入存量衡量研发活动, 在用永续盘存法核算研发资本存量时, 折旧率取15%。(4) 中间品进口。用历年制造业各行业中间品进口额衡量。这里参考许家云等(2017)的做法, 将BEC分类标准代码为111、121、21、22、31、322、42和53的进口产品视为中间品。

(三) 数据来源与描述性分析

本文的样本区间为2000—2015年, 涉及中国25个制造业细分行业。出口技术复杂度测算利用了153个国家(地区)HS92六分位分类的5000余种产品出口贸易数据, 数据来源于UN COMTRADE数据库。人均GDP数据来自于IMF, 并根据购买力平价做了相应调整。估算实际关税水平的HS六分位商品关税数据和商品贸易数据均来自世界银行TRAINS数据库。非关税壁垒数据来自世界银行临时贸易壁垒数据库(TTBD)。消费价格指数和固定资产平减指数来自于历年《中国统计年鉴》。其他数据均来自于历年《中国工业经济统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》以及《中国科技统计年鉴》。变量的简单描述性统计如表1所示。在数据处理过程中, 为了减轻异常值对估计结果可能产生的影响, 估计时对连续变量进行1%水平的缩尾处理。在估计时, 考虑到各变量绝对值的差异, 对被解释变量以及所有不存在零值和负值的控制变量以及中介变量采取了对数化处理。

表1 主要变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	出口技术复杂度	<i>EXPY</i>	22 101.08	5 014.50	9 139.44	34 380.06
核心解释变量	进口关税	<i>Intariff</i>	7.83	8.22	0.82	27.31
	出口关税	<i>Outtariff</i>	4.10	3.32	0.39	14.87
	国外反倾销	<i>FADP</i>	2.32	3.50	0.00	29.00
	国内反倾销	<i>DADP</i>	0.56	2.00	0.00	20.00
中介变量	出口深化	<i>Dexport</i>	0.21	0.36	0.01	2.58
	对外直接投资	<i>OFDI</i>	2.62	3.62	0.00	26.00
	中间品进口	<i>Mimport</i>	870.37	1 286.82	8.49	7 480.03
	研发投入	<i>RD</i>	0.14	0.09	0.02	0.46
控制变量	企业规模	<i>Scale</i>	1.49	1.98	0.16	14.51
	融资约束	<i>Loan</i>	0.04	0.01	-0.01	0.13
	外商直接投资	<i>FDI</i>	542.03	711.58	20.25	4 227.95
	企业利润水平	<i>Profit</i>	0.05	0.02	-0.04	0.12
	劳动技能水平	<i>Labor</i>	25 779.12	15 152.89	6 003.00	69 049.00
	市场化水平	<i>Ownership</i>	0.19	0.19	0.00	0.91

三、实证检验与结果解释

(一) 基准模型的结果分析

表2报告了基准模型式(1)的估计结果,其中,模型1—模型4分别为解释变量出口关税(*Outtariff*)、进口关税(*Intariff*)、国外反倾销措施(*FADP*)和国内反倾销措施(*DADP*)的估计结果。

1. 出口贸易壁垒的影响

从表2的模型1和模型3可以看出,解释变量为出口关税(*Outtariff*)和非关税贸易壁垒(*FADP*)时,估计系数分别为0.221和0.069,且都在1%显著性水平上通过检验,也就是说,出口贸易壁垒在一定程度上促进了中国制造业出口技术复杂度的提高,这就验证了假设1。

表2 基准回归结果

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
<i>Outtariff</i>	0.221*** (4.11)				0.205*** (3.99)		0.136** (2.21)
<i>Intariff</i>		-0.243*** (-13.70)				-0.190*** (-9.71)	-0.183*** (-8.99)
<i>FADP</i>			0.069*** (3.84)		0.053*** (3.55)		0.056*** (4.06)
<i>DADP</i>				-0.009 (-0.54)		0.030 (1.27)	0.016 (0.68)
<i>Size</i>	0.257*** (5.39)	0.131*** (3.74)	0.213*** (5.86)	0.238*** (6.20)	0.257*** (5.59)	0.150*** (4.44)	0.185*** (4.39)
<i>Loan</i>	-0.186** (-2.57)	-0.312*** (-5.51)	-0.171** (-2.32)	-0.073** (-2.66)	-0.055* (-1.97)	-0.062** (-2.22)	-0.058** (-2.18)
<i>FDI</i>	0.054* (1.90)	0.071** (2.63)	0.064** (2.28)	0.073* (2.51)**	0.159** (2.21)	0.295*** (5.09)	0.249*** (3.99)
<i>Profit</i>	0.189*** (6.73)	0.162*** (7.54)	0.217*** (7.16)	0.191*** (5.41)	0.198*** (7.74)	0.186*** (8.60)	0.183*** (11.29)
<i>Human</i>	0.098*** (3.78)	0.077** (2.88)	0.107*** (3.22)	0.125** (2.82)	0.107*** (3.87)	0.104** (2.72)	0.111*** (3.21)
<i>Ownership</i>	-0.448*** (-8.94)	-0.311*** (-7.13)	-0.391*** (-7.08)	-0.431*** (-7.75)	-0.424*** (-8.93)	-0.351*** (-5.996)	-0.346*** (-7.29)
估计方法	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
观测值	400	400	400	400	400	400	400
R ² 值	0.684	0.732	0.679	0.676	0.688	0.721	0.730

注:***、**和*分别表示统计值在1%、5%和10%的显著性水平下显著。圆括号内的数值为t值。为了便于不同模型间的比较,估计时对变量进行了标准化处理。表3、表4和表6同。

这个结论意味着,随着出口关税水平的提高,中国制造业出口技术复杂度也会持续提升。数据显示,2000—2015年间,中国制造业细分行业的出口关税水平按照年均1.01%速度在增加,而同一时期制造业细分行业出口技术复杂度以年均2.38%增速在提高。这印证了出口关税壁垒对制造业出口技术复杂度的促进作用。

上述结论还意味着,随着国外针对中国制造业反倾销措施的增加,中国制造业出口技术复杂度也会提高;或者说,遭遇国外反倾销措施较多的制造业细分行业,出口技术复杂度水平也会相对较高。这个结论得到了相关数据的支持:(1)自2000年以来,中国遭遇的反倾销调查由年均40余起增长至近年来年均60余起,在此期间,中国制造业出口技术复杂度累计增长了44.42%。(2)以黑色金属冶炼及压延加工业、化学原料及化学制品制造业和电气机械及器材制造业为例,在样本期间,这三个行业累计遭遇国外反倾销调查较高,分别为219起、174起和41起,而这些行业出口技术复杂度也较高,均值分别为23725美元、25996美元和25396美元。

2. 进口贸易壁垒的影响

从表2模型2可以看出,进口关税(Intariff)对出口技术复杂度的影响系数在1%的水平上显著为负(值为-0.243),说明进口关税对中国制造业出口技术复杂度产生了负向影响。这意味着,随着进口关税水平的提高,中国制造业出口技术复杂度会出现下降的趋势;反之,随着进口关税水平的下降,中国制造业出口技术复杂度会得到提高。对此可能的解释是:一方面,提高进口关税会抑制国外出口商的出口水平,既会抑制中国制造业企业从贸易自由化中获得经济利益,又会减弱国内企业的竞争压力,导致国内制造业企业创新动能不足,从而不利于制造业出口技术复杂度的提升。另一方面,在当前全球分工体系下,中间品进口在进口总额的份额不断扩大,而进口关税水平的提高会缩小中间品进口规模,进而会抑制中间品进口的技术溢出作用,这也不利于出口技术复杂度的提高。

表2模型4显示,中国采取反倾销措施(DADP)对出口技术复杂度的影响系数为负(-0.009),但没有通过10%水平的显著性检验(t值仅为-0.54),这说明以产业保护为出发点的反倾销保护措施对制造业出口技术复杂度并没有明显的影响,或者说,反倾销措施这一进口非关税贸易壁垒并没有改变中国制造业的出口技术复杂度。对此可能的解释是:一方面,反倾销措施产生贸易限制效应的同时,也会伴生贸易转移效应,因此,通过反倾销措施对本国特定产业进行保护,作用是有限的。这一有限性保护对国内制造业企业研发活动和中间品进口的影响不确定,因而没有显著地改变制造业出口技术复杂度。这个结论具有重要的政策含义,即在提升中国制造业出口技术复杂度方面,相对于关税保护而言,采用反倾销措施进行保护是更好的选择。^①

采用四个解释变量分别回归分析可能会降低各变量系数的可比性。为了进一步增加上述结论的稳健性,我们将进口贸易壁垒、出口贸易壁垒以及所有贸易壁垒分别统一到回归方程中估计各变量的系数,估计结果如表2模型5—模型7所示。可以看出,将各变量纳入统一模型后,出口关税、进口关税和出口反倾销的系数方向和显著性水平均没有发生显著变化,而且进口反倾销也仍然不显著,说明原离散式回归的结果仍然是具有解释力的。

^①从表2可以发现,控制变量的估计系数大多显著。各个控制变量的影响与预期的相一致,鉴于本文的篇幅限制,控制变量的相关分析未在文中报告。

(二) 影响机制分析

根据前文的理论机制分析, 出口贸易壁垒可能会通过出口边际深化效应和对外直接投资效应等途径促进制造业出口技术复杂度的提高, 而进口贸易壁垒则通过抑制研发投入和缩小中间品进口规模等途径和机制阻碍制造业出口技术复杂度的提高。这里进一步检验上述影响机制是否存在, 即利用式(2)验证假设2和假设4。

1. 出口贸易壁垒对出口技术复杂度的影响机制

表3模型1和模型2估计结果显示, 出口关税与出口边际深化交叉项($Outtariff \times Dexport$)、国外反倾销与出口边际深化交叉项($FADP \times Dexport$)的估计系数均显著为正, 值分别是0.012和0.111, 表明出口贸易壁垒可以通过深化出口边际对出口技术复杂度产生促进作用, 这与理论预期一致。

表3 出口贸易壁垒的传导机制检验

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>Outtariff</i>	0.184 ** (2.72)		0.216 *** (3.68)	
<i>Outtariff</i> × <i>Dexport</i>	0.012 ** (2.45)			
<i>FADP</i>		0.050 *** (2.98)		0.040 ** (2.37)
<i>FADP</i> × <i>Dexport</i>		0.111 *** (3.16)		
<i>Outtariff</i> × <i>OFDI</i>			0.020 ** (2.49)	
<i>FADP</i> × <i>OFDI</i>				0.054 *** (3.84)
<i>Dexport</i>	0.302 *** (9.58)	0.274 (6.06)		
<i>OFDI</i>			0.027 ** (2.33)	0.025 * (1.83)
<i>Size</i>	0.281 *** (6.63)	0.252 *** (6.92)	0.277 *** (5.55)	0.229 *** (6.05)
<i>Loan</i>	-0.066 *** (-3.05)	-0.055 ** (-2.44)	-0.074 ** (2.64)	-0.072 ** (-2.55)
<i>FDI</i>	0.108 *** (3.17)	0.104 *** (3.22)	0.063 ** (2.22)	0.062 ** (2.27)
<i>Profit</i>	0.144 *** (3.88)	0.163 *** (4.96)	0.174 *** (5.96)	0.216 *** (6.11)
<i>Human</i>	0.111 *** (3.18)	0.125 *** (2.93)	0.105 ** (2.86)	0.119 ** (2.59)
<i>Ownership</i>	-0.354 *** (-8.15)	-0.294 *** (-7.88)	-0.461 *** (-10.23)	-0.383 *** (-6.54)
模型	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
样本量	400	400	400	400
R ²	0.708	0.721	0.679	0.682

数据显示, 2000—2015年, 中国制造业出口关税水平呈增长趋势(年均增速为1.01%), 而且中国2015年遭遇的国外反倾销事件比2000年增加了88.89%

(其中2000年为36起、2015年为68起),同期的出口深化水平也以年均6.60%的速度增长,与此同时,制造业的出口技术复杂度也以年均2.48%的幅度提高。这印证了出口贸易壁垒的提高会深化中国制造业的出口边际,进而提高出口技术复杂度水平。本文的结果也印证了梁俊伟和魏浩(2016)的结论,也就是说,出于远期风险的考虑,在预期遭遇贸易壁垒的风险增加时,企业更倾向于扩大已有产品的生产出口,从而扩张出口边际。

从表3的模型3和模型4可以看出,出口关税与对外直接投资交叉项($Outtariff \times OFDI$)、国外反倾销与对外直接投资交叉项($FADP \times OFDI$)的系数均显著为正,其值分别为0.020和0.054,说明出口贸易壁垒通过激励对外直接投资进而对中国制造业出口技术复杂度产生了提升效应;也就是说,对外直接投资也是出口贸易壁垒影响出口技术复杂度的机制之一,这验证了假设2。

这个结论意味着,出口关税水平较高的行业,对外直接投资也较多,出口技术复杂度水平也较高。如化学原料及化学制品制造业和交通运输设备制造业2000—2015年间的出口关税水平较高(年均值分别是3.92%和4.53%),对外直接投资较多(累计是76起和119起),出口技术复杂度也较高(年均值分别是25996美元和20166美元);而木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业和家具制造业出口关税水平较低(年均值是3.13和1.51%),对外直接投资也较小(累计是11起和6起),对应的出口技术复杂度也较低(年均值分别是17144美元和19532美元)。

上述结论还意味着,随着国外针对中国制造业反倾销措施的增加,对外直接投资也会上升,出口技术复杂度也会提高;或者说,遭遇国外反倾销措施较多的制造业细分行业,对外直接投资会较多,出口技术复杂度水平也会相对较高。

2. 进口贸易壁垒对出口技术复杂度的影响机制

基准回归结果表明,中国实施反倾销措施没有显著地影响到制造业出口技术复杂度,因而,相应的影响机制也不存在。这里检验进口关税影响制造业出口技术复杂度的机制。

从表4模型1和模型2可以看出,进口关税与中间品进口交叉项($Intariff \times Mimport$)、进口关税与研发资本存量交叉项($Intariff \times RD$)的估计系数都显著为负,值分别为-0.079和-0.028,这表明进口关税壁垒通过中间品进口和研发投入等途径和机制,对中国制造业出口技术复杂度产生了负向影响;或者说,中间品进口和研发投入在进口关税壁垒抑制中国制造业出口技术复杂度提升的过程中起到了中介效应的效果,这在一定程度上验证了假设4。

这个结论意味着,随着进口关税壁垒的提高,制造业研发投入会下降,进口中间品会减少,进而导致制造业出口技术复杂度下降;反之,随着进口关税水平的降低,研发投入和进口中间品都会增加,制造业出口技术复杂度也会不断得到提高。这个结论得到了数据支持:2000—2015年间,随着中国制造业的进口关税水平累计下降57.98%,制造业中间品进口规模扩大了3.76倍、研发资本存量增长了13.46倍,制造业出口技术复杂度累计提高了44.42%。

上述结论还意味着,在进口关税壁垒较高的行业,研发投入和进口中间品较

少,因而出口技术复杂度水平相对较低。反之亦然。这个结论得到了行业层面数据的印证:如纺织业、纺织服装等制造业和皮革等制品业的进口关税水平较高(年均值分别为10.85%、13.67%、7.15%),中间品进口规模较小(年均值分别为528.13亿元和374.38亿元和240.86亿元),研发投入也较低(研发资本年均值分别为139.72亿元、20.49亿元和74.46亿元),对应的出口技术复杂度水平也较低(年均值分别为16261美元、11226美元和14620美元)。黑色金属冶炼及压延加工业、仪器仪表制造业、电气机械及器材制造业的进口关税水平较低(年均值分别为5.24%、5.70%和2.30%),中间品进口规模也较大(年均值分别为790.78亿元、726.20亿元和3691.44亿元)、研发投入也较多(年均值分别为1629.78亿元、426.80亿元和1194.36亿元),这些行业出口技术复杂度水平也较高(年均值分别为23725美元、27334美元和25396美元)。

表4 进口贸易壁垒的传导机制检验

解释变量	模型1	模型2
<i>Intariff</i>	-0.185*** (-9.49)	-0.204*** (-8.25)
<i>Intariff</i> × <i>Mimport</i>	-0.079** (-2.28)	
<i>Intariff</i> × <i>RD</i>		-0.028* (-2.07)
<i>Mimport</i>	0.033*** (3.11)	
<i>RD</i>		0.240*** (5.18)
<i>Size</i>	0.188*** (5.16)	0.132*** (4.35)
<i>Loan</i>	-0.105** (-2.90)	-0.104*** (3.81)
<i>FDI</i>	0.074** (2.77)	0.057** (2.46)
<i>Profit</i>	0.163*** (7.49)	0.122*** (6.15)
<i>Human</i>	0.136*** (3.06)	0.120*** (3.65)
<i>Ownership</i>	-0.367*** (-6.27)	-0.283*** (-6.89)
模型	固定效应	固定效应
样本量	400	400
R ²	0.721	0.722

综上所述,出口关税壁垒和出口反倾销措施通过深化出口边际和扩大对外直接投资规模促进了中国制造业出口技术复杂度的提升。进口关税壁垒主要通过减少中间品进口和研发投入等途径和机制阻碍了中国出口技术复杂度的提高。

(三) 稳健性检验

1. 主要变量的重新选取

(1) 根据产品质量差异重新测算出口技术复杂度。基于 HS 六分位产品的出口技术复杂度测算,可能存在因国家不同而存在产品质量差异 (Xu, 2007^[25]; 盛斌和毛其淋, 2017)。因此,这里将前文出口技术复杂度指标根据产品可能存在的质量差异进行调整。首先用相对价格作为产品质量代理指标: $P_{cq} = Average_{cq} / \sum_n (r_{cq} \times Average_{cq}) P_{cq}$, 其中, *Average* 表示平均出口价格, *r* 表示出口比例; 其次, 根据相对价格指标对产品出口技术复杂度进行调整: $PRODY_{qnew} = (P_{cq})^\lambda PRODY_q$, 参考 Xu (2007) 的做法, 将 λ 设定为 0.2; 最后, 测算出行业出口技术复杂度: $EXPY_{inew} = \sum_q x_{iq} / X_i \times PRODY_{qnew}$ 。(2) 剔除进口中间品的出口技术复杂度。根据姚洋和张晔 (2008)^[26]的做法, 剔除中间品进口信息, 在式 (4) 的基础上进一步地将出口技术复杂度分离成中间品技术含量和制造环节创造的技术含量两部分内容: $EXPY_i = \sum_j \rho_{ij} \times EXPY_j + (1 - \sum_j \rho_{ij}) EXPY_i$, 其中 ρ_{ij} 表示 *i* 部门对 *j* 部门的直接消耗系数。进一步地, 可以获得国内技术复杂度: $EXPY_i^D = \sum_i \rho_{ij} (1 - \lambda_{ij}) EXPY_j + (1 - \sum_i \rho_{ij}) EXPY_i$, 其中, λ_{ij} 表示投入到 *i* 部门中的 *j* 部门中间产品的进口比例, 中间品进口比例 = 进口 / (总产值 + 进口 - 出口), 核算数据来自中国投入产出协会编算的投入产出表。(3) 进口关税指标。这里采用学术界的通常做法, 用简单加权关税水平衡量进口关税水平: $Tariff_{new} = \sum_q (item_{iq} \times Tariff_{iq}) / \sum_q item_{iq}$, 其中, *Tariff* 表示进口关税水平, *item* 表示产品税则数。(4) 非关税指标的重新选择。基准模型中反倾销措施使用的是发起的调查数据, 这里分别使用反倾销确认数、确认构成损害数及发起损害赔偿数替换原模型中的反倾销调查数。对非关税指标调整后的估计结果中,^① 各解释变量的系数及显著性水平和影响方向与上文大多保持一致, 说明上文的相关结论具有稳健性。

2. 考虑经济波动的影响

经济波动的冲击可能影响模型设定的准确性, 从而产生估计误差。为此, 我们对模型进行了传统的邹检验。各模型的 F 值如表 5 所示, 结果显示, 表 2 各个模型均存在一定程度的结构性冲击。这里通过设定虚拟变量考察经济冲击对估计结果是否存在影响, 即在基准模型中添加了 *Dummy*^② 与各贸易壁垒变量的交互项。控制结构性冲击变量后的估计结果显示^③, 解释变量的系数值、显著性水平与上文大多保持一致, 说明上文结论具有稳健性。

①限于篇幅, 稳健性检验结果未报告, 结果备索。

②如果 year 小于 2009, 则 dummy 取值为 0, 否则取值为 1。

③限于篇幅, 稳健性检验结果未报告, 结果备索。

表5 邹检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
F 值	6.60	5.49	3.50	3.95

3. 内生性问题

前文通过控制企业规模、融资约束和外商直接投资等变量以尽量避免遗漏变量可能造成的估计误差。由于出口技术复杂度的提升意味着产品竞争力的增强，相应地会提高一国出口产品的国际市场份额，可能会引起竞争性贸易摩擦，从而导致贸易壁垒与出口技术复杂度存在双向因果关系，因而，前文模型可能存在内生性问题。为了控制内生性问题的影响，这里采用 2SLS 工具变量法和 GMM 两种方法进行稳健性检验。

关于 2SLS 工具变量法，考虑到工具变量的可得性和有效性，这里用贸易壁垒的滞后一阶和滞后二阶作为工具变量。Cragg-Donald Wald F、Kleibergen-Paap rk LM、Hansen J 检验结果表明，以出口关税、进口关税、国外反倾销和中国反倾销滞后项作为工具变量均不存在过度识别和弱工具变量的问题，说明工具变量选择是有效的。

关于 GMM 方法，考虑到样本观察值的有限性，这里以解释变量的一阶滞后项作为工具变量。鉴于差分广义矩估计方法（DIF-GMM）仍存在弱工具变量的问题，以及两步估计比一步估计更为有效，这里采用两步 SYS-GMM 进行稳健性检验。Hansen 检验和 AB 检验均满足 GMM 估计的要求，表明工具变量合理有效，也不存在工具变量的过度识别问题。

两种稳健性检验的结果显示，在控制了内生性问题后，估计结果各个解释变量的系数及显著性水平和影响方向与上文大多保持一致，说明上文的相关结论具有稳健性。^①

四、扩展分析：行业技术特征的影响

一般而言，技术层次较高的企业或行业能够更好地依据外部形势调整产品出口技术复杂度（戴魁早，2018）。由此可以推测，面对贸易壁垒变化，不同技术层次的行业调整出口技术复杂度的能力可能存在差异；或者说，在不同技术特征的行业中，贸易壁垒对出口技术复杂度的影响程度可能不同。对这个问题进行解答，有助于深化对贸易壁垒影响中国制造业出口技术复杂度内在规律的认识和理解，在政策层面具有更明确的指导意义。基于此，这里进一步探讨这个问题。参照李小平（2015）^[27]的行业分类方法，在分析时，本文将制造业按技术层次划分为高技术行业、中等技术行业 and 低技术行业三个层次。表 6 报告了不同技术行业的回归结果。

^①限于篇幅，稳健性检验结果未报告，结果备索。

(一) 出口贸易壁垒对不同技术特征行业的影响差异

表6中,解释变量为 *Outtariff* 和 *FADP* 为出口贸易壁垒的影响估计结果,这些结果有三点需要强调:(1)对于不同技术特征行业来说,出口关税壁垒 (*Outtariff*) 的系数值都大于相应的出口非关税壁垒 (*FADP*) 系数值;而且,出口非关税壁垒 (*FADP*) 的系数值未通过显著性检验,关税壁垒 (*Outtariff*) 仅对中等技术行业的系数值未通过显著性检验。这说明,出口关税壁垒对不同技术特征制造业出口技术复杂度的影响显著高于国外反倾销调查。(2)出口关税壁垒 (*Outtariff*) 和出口非关税壁垒 (*FADP*) 对高技术行业、中等技术行业的系数都为正(值分别为0.200和0.206、0.013和0.021),而对低技术行业的影响系数都为负(值分别为-0.427和-0.011),说明出口贸易壁垒对不同技术特征行业出口技术复杂度的影响存在明显的差异,这印证了理论预期,即技术层次较高行业能够根据出口贸易壁垒变化,更好地调整产品出口技术复杂度。(3)从显著性检验结果来看,仅有出口关税壁垒 (*Outtariff*) 对高技术行业和低技术行业的系数显著,对前者显著为正(值为0.200),对后者显著为负(值为-0.427),这说明出口关税壁垒对高技术行业出口技术复杂度产生了显著的提升效应,对低技术行业出口技术复杂度产生了显著的抑制效应(对中等技术行业的影响并不显著)。

表6 贸易壁垒对不同技术特征行业的影响结果

解释变量	高技术行业				中等技术行业				低技术行业			
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11	模型12
<i>Outtariff</i>	0.200** (2.34)				0.206 (1.56)				-0.427*** (3.07)			
<i>Intariff</i>		-0.032 (-1.20)				-0.237** (-2.35)				-0.210*** (-3.70)		
<i>FADP</i>			0.013 (0.53)				0.021 (0.61)				-0.011 (-0.24)	
<i>DADP</i>				0.008 (0.31)				0.011 (0.50)				-0.092* (-1.85)
<i>Size</i>	0.019** (2.13)	0.145*** (311)	0.124*** (2.96)	0.116*** (2.73)	0.170*** (3.44)	0.067*** (3.05)	0.121*** (5.08)	0.119*** (5.52)	0.766** (2.15)	0.506* (1.81)	0.642* (1.96)	0.642*** (3.10)
<i>Loan</i>	-0.011** (-2.46)	-0.003* (-1.92)	-0.002 (-1.06)	-0.003 (-1.09)	-0.007 (-0.47)	-0.015** (-2.02)	-0.013* (-1.93)	-0.011*** (-3.94)	-0.107* (-1.98)	-0.024 (-0.22)	-0.088 (-0.75)	-0.095*** (-2.83)
<i>FDI</i>	0.017** (2.43)	0.045** (2.05)	0.034** (2.32)	0.040* (1.90)	0.878*** (5.53)	0.678*** (3.93)	0.939*** (5.23)	0.942*** (5.54)	0.053 (0.24)	0.339** (2.86)	0.148 (0.67)	0.165 (0.79)
<i>Profu</i>	0.184*** (4.94)	0.206*** (4.78)	0.200*** (4.87)	0.198*** (4.99)	0.021*** (3.73)	0.003** (2.10)	0.011 (0.44)	0.014 (0.54)	0.491*** (5.46)	0.315*** (4.07)	0.447*** (5.88)	0.448*** (5.78)
<i>Human</i>	0.202*** (3.86)	0.203*** (3.22)	0.200*** (3.24)	0.210*** (3.34)	0.060 (1.69)	0.066* (1.93)	0.060 (1.32)	0.061 (1.25)	0.712** (2.14)	0.422 (1.47)	0.635* (1.86)	0.678* (1.88)
<i>Ownership</i>	-0.226* (-2.13)	-0.191* (-1.83)	-0.196* (-1.81)	-0.203* (-1.97)	-0.454*** (-6.77)	-0.280*** (-3.96)	-0.419*** (-6.97)	-0.424*** (-7.13)	-0.142 (-1.11)	-0.271*** (-3.43)	-0.268** (-2.65)	-0.266** (-2.51)
估计方法	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
样本量	128	128	128	128	128	128	128	128	144	144	144	144
R ²	0.778	0.767	0.765	0.765	0.876	0.885	0.868	0.868	0.720	0.737	0.697	0.702

出口贸易壁垒的行业异质性影响具有深刻的现实意义。首先,出口关税水平上升和国外反倾销调查增加在短期内会降低制造业的出口水平,但对高技术行业和中等技术行业的出口技术复杂度有着积极影响。其次,应对出口关税壁垒和国外反倾销调查需要有所侧重,应对国外反倾销调查时侧重于出口规模,应对出口关税壁垒时可以侧重于出口技术复杂度的变化。再次,应对不同技术特征行业的出口贸易壁垒应该有所区别。低技术行业面对出口贸易壁垒时,需要力求降低出口关税水平和减少国外反倾销调查,并在政策上引导这类行业采用和推广先进适宜性技术,以促进技术水平和提高生产效率。最后,为了提升高技术行业和中等技术行业的出口技术复杂度,应对出口贸易壁垒的政策措施,需要与促进对外直接投资、改善对外直接投资效果、深化出口边际等政策相互协调和配合。

(二) 进口贸易壁垒对不同技术特征行业的影响差异

表6中报告的解释变量为 *Intariff* 和 *DADP* 的相关模型,反映的是进口贸易壁垒的影响。对这些估计结果进行分析,可以发现:(1)对于不同技术特征的行业来说,进口关税壁垒 (*Intariff*) 的系数绝对值都大于相应的进口非关税壁垒 (*DADP*)。这说明,进口关税壁垒对不同技术特征制造业出口技术复杂度的影响大于国内反倾销调查。(2)进口关税壁垒 (*Intariff*) 对不同技术特征行业出口技术复杂度的影响存在明显的差异,对高技术行业的影响虽为负但不显著(值为-0.032),对中等技术和低技术行业的影响显著为负(值分别为-0.237和-0.210),表明进口关税壁垒对中等技术和低技术行业出口技术复杂度产生了抑制效应,而对高技术行业则有着不明显的促进作用。这再次印证了前文的理论预期,即高技术行业能够更好地应对贸易壁垒变化对出口技术复杂度的影响。(3)进口非关税壁垒 (*DADP*) 对不同技术特征行业的影响存在着差异,对高技术和中等技术行业的影响不显著为正(值分别为0.008和0.011),而对低技术行业的影响则显著为负(值为-0.092),表明国内反倾销措施对低技术行业出口技术复杂度产生了抑制效应,而对高技术和中等技术行业有着不明显的促进作用。

进口贸易壁垒的行业异质性影响也具有深刻的现实意义。首先,进口关税水平提高和国内反倾销调查增加的确能够保护国内制造业,但也会在一定程度上抑制制造业出口技术复杂度的提高,对中等技术和低技术行业产生的抑制效应尤其显著。其次,保护国内制造业的进口关税调整和反倾销调查需要有所区别。鉴于反倾销调查对制造业出口技术复杂度的负向影响较弱,因而可能是更为适合采用的进口保护措施。最后,为了提升制造业的出口技术复杂度,对不同技术特征行业的进口贸易保护措施需要具有针对性。具体来说,对于高技术行业来说,在采用提高进口关税水平和反倾销调查进行保护时,需要与研发激励政策、促进中间品进口政策相互配合与协调;对于中等技术行业来说,更适合采用反倾销调查进行保护,并需要将适当降低进口关税的措施与研发激励政策、中间品进口政策进行协调和配合;对于低技术行业来说,需要将贸易自由化的政策措施与先进适宜性技术的推广与应用政策进行协调与配合。

五、主要结论与政策启示

本文以出口技术复杂度衡量制造业提质升级状况,在理论层面归纳出口贸易壁垒和进口贸易壁垒对出口技术复杂度的影响机制的基础上,利用测算的中国2000—2015年25个制造业细分行业的出口技术复杂度和贸易壁垒的相关数据,运用多种计量方法对理论预期进行了检验,并进一步探讨了贸易壁垒的影响是否存在行业异质性。本文的研究发现:第一,出口关税壁垒和非关税壁垒显著地促进了中国制造业出口技术复杂度的提高,这种促进作用主要通过扩大出口边际和增加对外直接投资的传导机制实现的。第二,进口关税水平的提高对制造业出口技术复杂度产生了显著的抑制效应,这种影响主要源于进口关税壁垒导致的研发投入减少和中间品进口规模下降;而国内反倾销调查这一非关税壁垒并没有显著影响到制造业的出口技术复杂度。第三,贸易壁垒对不同技术特征行业出口技术复杂度的影响存在明显的差异。具体来说,出口关税壁垒提升了高技术行业出口技术复杂度,但对低技术行业产生了抑制效应,而对中等技术行业的影响不明显;进口关税壁垒阻碍了中等技术和低技术行业出口技术复杂度的提高,但并没有对高技术行业产生明显的影响;反倾销调查对不同技术特征行业的影响大多不明显,仅国内反倾销调查对低技术行业产生了抑制效应。此外,关税壁垒对不同技术特征行业的影响大于反倾销调查这一非关税壁垒。

党的十九大报告强调,供给侧结构性改革需要加快建设制造强国战略、促进产业迈向全球价值链中高端,这些目标的实现离不开制造业提质升级。本文从贸易壁垒视角,验证了贸易摩擦时双方可能采取的贸易保护措施对制造业提质升级(由出口技术复杂度衡量)的影响,明确了出口贸易壁垒和进口贸易壁垒对制造业提质升级的利与弊。

本文的研究结论,从政策层面来看具有以下意义:首先,政府在制定制造业提质升级政策时,应考虑出口贸易壁垒对出口技术复杂度的影响。在面对出口贸易壁垒时要统揽全局,不要将注意力局限于其对制造业出口规模的短期不利影响,还要注重其对制造业出口技术复杂度的积极影响。而为了有效地推进中国制造业提质升级,政府的产业升级政策需要与对外投资促进政策相互协调与配合。促进对外投资政策包括:利用多双边经贸政策、外汇优惠政策、出口信贷优惠政策等途径鼓励有实力的制造业企业理性对外投资,着力为企业提供对外投资的相关资源与信息,精简和便利对外直接投资的审查与审核程序等。其次,从进口贸易壁垒来看,鉴于非关税壁垒对制造业出口技术复杂度的负向影响不显著,在对制造业进行保护时,应尽量采用非关税措施。与此同时,需要根据制造业发展的实际情况,分阶段有序地降低进口关税水平,而且这些关税措施需要与中间品进口政策、研发政策相互配合与协调。相关的政策措施包括:推行中间品进口贸易自由化政策,通过双边和多边谈判,减免中间品进口关税,在具体行业或产品领域试行单边自由化政策以活跃进口中间品市场,扩大中间品进口规模;完善企业研发的财税优惠力度和企业研发投入税前抵扣比例等政策,以激励制造业企业增加研发投入。最后,政府的政策措

施应考虑贸易壁垒对不同技术特征行业出口技术复杂度的影响差异。应对不同技术特征行业的出口贸易壁垒需要有所区别,低技术行业需要力求降低出口关税水平和减少国外反倾销调查,并在政策上引导这类行业采用和推广先进适宜性技术,以提高技术水平和生产效率;高技术和中等技术行业应对出口贸易壁垒的政策措施,需要与促进对外直接投资、改善对外直接投资效果、深化出口边际等政策相互协调和配合。此外,从进口贸易壁垒来看,制造业细分行业的提质升级政策也需要具有针对性,对于高技术行业来说,在采用提高进口关税水平和反倾销调查进行保护时,需要与研发激励政策、促进中间品进口政策相互配合与协调;对于中等技术行业来说,更适合采用反倾销调查进行保护,并将适当降低进口关税的措施与研发激励政策、中间品进口政策进行协调和配合;对于低技术行业来说,需要将贸易自由化的政策措施与先进适宜性技术的推广与应用政策协调与配合。

[参考文献]

- [1] HAUSMANN D, HWANG J, RODRIK D. What You Export Matters[J]. *Journal of Economic Growth*, 2007, 12(1): 1-25.
- [2] 周茂,陆毅,符大海. 贸易自由化与中国产业升级:事实与机制[J]. *世界经济*, 2016(10): 78-102.
- [3] LALL S, WEJSS J, ZHANG J. The Sophistication of Exports: A New Trade Measure[J]. *World Development*, 2006, 34(2): 222-237.
- [4] ERMIAS W. Technology, Trade Costs and Export Sophistication[J]. *European Economic Review*, 1995, 39(5): 859-887.
- [5] KATHARINA E, STEPHAN H. Product Sophistication and Spillovers from Foreign Direct Investment[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2016, 49(4): 1658-1684.
- [6] XUAN N D. Trade Liberalization and Export Sophistication in Vietnam[J]. *Journal of International Trade and Economic Development*, 2016, 25(8): 1071-1089.
- [7] 王永进,盛丹,施炳展,李坤望. 基础设施如何提升了出口技术复杂度[J]. *经济研究*, 2010(7): 103-115.
- [8] 齐俊妍,王永进,施炳展,盛丹. 金融发展与出口技术复杂度[J]. *世界经济*, 2011(7): 91-118.
- [9] 陈俊聪,黄繁华. 对外直接投资与出口技术复杂度[J]. *世界经济研究*, 2013(11): 74-79.
- [10] 陈晓华. 产业出口复杂度演进的动因与效应研究[D]. 浙江杭州:浙江大学, 2012.
- [11] 代中强,梁俊伟,孙琪. 知识产权保护、经济发展与服务贸易出口技术复杂度[J]. *财贸经济*, 2015(7): 109-122.
- [12] 盛斌,毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度[J]. *世界经济*, 2017(12): 52-75.
- [13] 戴魁早. 技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其作用机制[J]. *中国工业经济*, 2018(7): 117-135.
- [14] 梁俊伟,魏浩. 非关税措施与中国出口边际[J]. *数量经济技术经济研究*, 2016(3): 3-22.
- [15] BELDERBOS R, VANDENBUSSCHE H, VEUGELERS R. Antidumping Duties, Undertakings, and Foreign Direct Investment in the EU[J]. *European Economic Review*, 2004, 48(2): 429-53.
- [16] TESHIMA K. Import Competition and Innovation at the Plant Level: Evidence from Mexico[R]. *Columbia University Working Paper*, 2009.
- [17] 戴翔. 服务贸易自由化是否影响中国制成品出口复杂度[J]. *世界经济*, 2016(3): 1-9.
- [18] 杨连星,张秀敏,王孝松. 反倾销如何影响了出口技术复杂度? [J]. *中国经济问题*, 2017(5): 64-75.
- [19] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(1): 1695-1725.
- [20] PRADHAN J P, SINGH N. Outward FDI and Knowledge Flows: A Study of the Indian Automotive Sector[J].

- Mpra Paper, 2009(1): 156-187.
- [21] 杜凯, 周勤. 中国对外直接投资、贸易壁垒诱发的跨越行为[J]. 南开经济研究, 2010(2): 44-63.
- [22] 林薛栋, 魏浩, 李飏. 进口贸易自由化与中国的企业创新——来自中国制造业企业的证据[J]. 国际贸易问题, 2017(2): 97-106.
- [23] 许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级: 基于中国证据的研究[J]. 世界经济, 2017(3): 52-75.
- [24] 陈维涛, 严伟涛, 庄尚文. 进口贸易自由化、企业创新与全要素生产率[J]. 世界经济研究, 2018(8): 62-73.
- [25] XU B. Measuring China's Export Sophistication [R]. China Europe International Business School Working Paper, 2007.
- [26] 姚洋, 张晔. 中国出口品国内技术含量升级的动态研究——来自全国及江苏省、广东省的证据[J]. 中国社会科学, 2008(2): 67-82.
- [27] 李小平, 周纪顺, 王树柏. 中国制造业出口复杂度的提升和制造业增长[J]. 世界经济, 2015(2): 31-57.

(责任编辑 武 齐)

The Impact of Trade Barriers on Export Technical Sophistication — Mechanisms and Evidence of China's Manufacturing Industry

DAI Kuizao FANG Jiewei

Abstract: How does the implementation of export barriers and import barriers affect the export technological complexity (ETC) of China's manufacturing industry? Based on the theoretical analysis of the mechanism of influence of trade barriers on ETC, panel data from 25 sub-sectors of China's manufacturing industry from 2000 to 2015 were used to verify the theoretical analysis by a variety of econometric methods. The results show that export trade barriers promote the ETC of China's manufacturing industry, mainly as a result of the transmission mechanism of increasing foreign direct investment. Moreover, due to the suppression of innovative activities and import scale of intermediate goods, import trade barriers hinder the promotion of ETC of the manufacturing industry. Further research finds that trade barriers have different effects on ETC of industries with different technical characteristics. The advantages and disadvantages of export trade barriers and import trade barriers to ETC of China's manufacturing industry are clarified. This not only has a certain guiding significance for the upgrading of China's manufacturing industry (or promotion of ETC), but also provides a reference for countermeasures when the Sino-US trade conflict intensifies.

Keywords: Upgrading of Manufacturing Industry; Export Technical Sophistication; Influence Mechanism; Industry Differences

多维文化异质性如何影响了跨境贸易人民币结算

——基于双边贸易流和专业化分工双重视角

李金凯

摘要：本文基于 Hofstede 提出的国家维度文化理论和马氏距离法测算多维文化异质性指数，并采用 Heckman 两阶段选择模型、中介效应模型实证检验文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响及其传导机制。研究发现，文化异质性对跨境贸易人民币结算具有显著的抑制作用，文化异质性的影响程度甚至大于汇率波动和自由贸易协定等，忽略文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响将可能导致模型存在一定的偏误，以及结算货币选择模型的解释能力不足；在传导机制方面，文化异质性主要通过双边贸易流和专业化分工对跨境贸易人民币结算产生影响，文化异质性对双边贸易流产生了负向影响，抑制了跨境贸易人民币结算，文化异质性对专业化分工产生了正作用，促进了跨境贸易人民币结算，且双边贸易流机制的作用强度约为专业化分工的 3 倍。在以上分析的基础上，进一步考察了文化异质性对跨境贸易人民币结算的异质性效应，研究发现自由贸易协定显著减弱了文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响；本币互换在一定程度上降低了文化异质性对跨境贸易人民币结算的负效应但影响有限。

关键词：文化异质性；跨境贸易人民币结算；Heckman 两阶段选择模型；中介效应模型

[中图分类号] F821 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 12-0155-14

引言

自 2009 年 7 月启动跨境贸易人民币结算业务以来，跨境贸易人民币结算增速从 2010 年的 353.85% 下降到 2015 年的 10.43%，甚至在 2016 年出现了负增长^①。

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“人民币国际化对中国国际收支的动态影响及调节政策研究”(15BJY154)；中国博士后科学基金第 66 批面上项目“金融开放背景下商业银行效率与风险研究”(2019M660899)。

[作者信息] 李金凯：中国农业银行博士后科研工作站，北京邮电大学博士后流动站博士后 100005 电子信箱 lijinkai8888@126.com。

①数据来源：中国人民银行《人民币国际化报告(2016)》。

贸易结算货币对一国货币国际化水平有着重要影响,从主要国际货币的发展历程来看,均是先成为主要结算货币后,才逐渐发挥计价职能和价值储藏职能的,成为跨境贸易结算货币是任何国家货币成为主要国际货币的较早步骤之一(Ito and Kawai, 2016^[1]; 赵然和伍聪, 2014^[2])。因此,如何防止跨境贸易人民币结算增速进一步下滑,保持跨境人民币结算平稳增长,对稳步推进人民币国际化进程具有重要意义。

然而,交易成本对结算货币选择具有的重要影响,并未得到学者的广泛关注。只有少数学者受国际贸易理论中引力模型的启发,将地理因素进行控制研究了地理位置因素导致的交易成本上升对结算货币选择的影响。如邓富华和霍伟东(2017)^[3]发现地理距离对跨境贸易人民币结算具有显著的负影响,与之类似,Flandreau 和 Jobst (2009)^[4]发现地理距离与英镑交易成本显著正相关,而交易成本上升则会导致选择英镑结算的比例下降。但是仅用地理距离难以表示交易成本(Tadesse and White, 2010)^[5],如马来西亚、新加坡与中国的地理距离基本一样,但是文化异质性却相差较大,中国与两国微观经济主体交往过程中产生的交易成本必然存在较大差异,故贸易伙伴之间文化异质性导致的交易成本并不能通过地理距离准确反映出来。可能囿于数据可得性,目前在结算货币选择的影响因素分析中,文化异质性带来交易成本上升进而影响跨境贸易结算这一选题却没有引起学界的足够重视。在此背景下,本文从多维文化异质性视角出发,识别出文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响方向、大小及其传导机制,为跨境贸易人民币结算政策调整提供新的经验研究证据。

Tesar 和 Werner (1995)^[6]指出信息获取成本会随着文化异质性的增大而显著增加。Flandreau 和 Jobst (2009)发现民主宪政、议会制和法律规则等文化因素影响本国货币的国际使用。在此基础上,He 等(2016)^[7]对26个国家外汇市场上主要国际货币交易份额的影响因素进行分析后发现,外汇市场中主要国际货币交易份额并不受地理距离的影响,反而是文化因素显著影响着国际货币的使用。并且,目前仅有少数文献采用共同语言、共同殖民地或法律起源等作为文化的替代变量考察文化因素对国际货币使用的影响。虽然这些替代变量与文化异质性具有一定的相关性,但也难以概括文化全貌。因此,本文在Hofstede (1980)^[8]多维文化理论的基础上,采用马氏距离法测算文化异质性指数,更加准确、全面地研究了文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响及其传导机制。

本文可能的创新点有:(1)尝试将文化异质性纳入到结算货币选择的理论分析框架中,减弱了由此带来的偏误,既丰富了跨境贸易结算货币选择理论,又为当前继续深入推进跨境贸易人民币结算提供理论支持;(2)采用马氏距离法测算了102个国家与中国的文化异质性指标,该方法利用协方差矩阵去掉了量纲的影响,且排除了不同文化维度之间相关性带来的干扰;(3)采用中介效应模型识别了文化异质性对跨境贸易人民币结算的两条核心传导渠道——双边贸易流和专业化分工,并对其进行了严格的实证检验。

一、理论机制和研究假说

(一) 文化异质性对跨境贸易人民币结算的直接影响

文化异质性作为经济主体之间相互作用或交流的主要障碍,对双边关系的确立具有重要的作用,是影响国际经济关系的一个组成部分。由于文化异质性不利于国家间企业关系的融洽以及相互信任关系的建立,导致在双方结算货币选择谈判过程中,文化异质性通过信息不对称增加了合同双方信息收集、谈判以及执行方面的额外成本(Beneish and Yohn, 2008)^[9],进而影响跨境贸易结算货币的选择。因此文化异质性越大,信息不对称越严重,交易成本越高,跨境贸易人民币结算比例越低。此外,文化异质性不利于建立人民币的“流出一回流”机制,阻碍人民币的跨境使用。根据Portes和Rey(2005)^[10],在市场无摩擦的情况下,文化异质性较大的国家之间经济周期协同性往往较差,投资者基于“多样化动机”通常选择这些国家进行资产配置,但文化异质性导致的信息不对称使其出现了与理论相悖的现象,即“本地偏好之谜”:市场参与者到文化异质性较大的国家进行投资或资产配置,获取的收益小于用来获取评估金融资产信息(比如会计实务、企业文化、政治事件和资本市场结构等)的成本,文化异质性反而抑制了资本流动和配置。因此,由于文化异质性的存在,国外微观经济主体获得人民币资产后到中国进行证券投资、外商直接投资时需要支付较高的信息搜寻成本,抑制了人民币回流,阻碍了人民币跨境使用。综上所述,文化异质性会通过信息不对称产生的额外成本和阻碍回流机制抑制跨境贸易人民币结算,对跨境贸易人民币结算产生直接影响。因此,提出研究假设1。

H1: 文化异质性对跨境贸易人民币结算具有直接的降低效应。

(二) 文化异质性对跨境贸易人民币结算的间接影响

1. 文化异质性通过抑制双边贸易流对跨境贸易人民币结算具有负效应

最近的研究强调了交易成本在国际贸易中的重要性,忽略文化异质性往往会导致解释双边贸易流变化方面存在偏误(Deardorff, 2014)^[11],因此,众多学者研究了文化异质性对国际贸易带来的影响。但由于样本选取、研究方法等不同,文化异质性对双边贸易流的影响并没有得出一致结论。

(1) 文化异质性对双边贸易流产生抑制作用

文化异质性会增加出口商出口目的地的搜索成本,并使得贸易双方缺乏信任,降低双边贸易发生的概率和规模。具体而言,了解任何一个国家(地区)的市场状况是需要成本的,尤其是与本国文化异质性较大的国家(地区)。Allen(2014)^[12]将信息不对称纳入到了异质性企业贸易理论中,得出信息不对称对企业出口目的地选择具有重要作用,并指出信息不对称大约是近一半企业不同国家(地区)价格不一致的主要原因。此外,国家间文化差异导致的信息不对称和不确定性使得双方缺乏信任或承诺,难以达成、履行和完成交易合约。如Guiso等(2005)^[13]采用15个欧洲国家的世界价值观数据库中本国居民对外国居民的印象衡量国家间居民的相互信任度,发现相互信任度较低的国家间贸易的频率和幅度明显较低。从这个角度来看,文化异质性会阻碍双边企业之间融洽关系和相互信任关系

的建立,对交易条约的完成带来不利影响,文化异质性的增加会降低交易发生的概率,并在已经发生的情况下减少贸易规模和贸易频率。

(2) 文化异质性对双边贸易流产生促进作用,但可能得不到显现

文化异质性会通过“消费者多样化选择”促进贸易增长。文化异质性差异较大的国家,往往民族风俗、生活习惯差异较大,进口国对我国产品具有较强的好奇心和兴趣,从我国进口更多产品,反之文化异质性的存在会使得我国从该国进口更多的产品以满足消费多样性需求,称为“消费者多样化选择路径”(曲如晓和韩丽丽,2010)^[14]。但也有研究认为,“消费者多样化选择路径”可能对大部分商品来说并不成立(张军和陈磊,2015)^[15]。仅是对特定少数商品而言,外国消费者对于文化差异较大的商品具有一定程度的偏好性,但对大部分商品而言,外国消费者对文化差异较大的商品偏好性并不明显,导致文化异质性通过消费者多样性渠道对双边贸易流促进作用不显著。

此外,还有文献认为,文化异质性会通过“贸易替代 FDI 机制”促进贸易增长。对于两个文化异质性较大国家的企业,其更倾向于通过出口贸易而非在当地设立分厂的方式服务当地市场,在这种机制下,文化异质性较大的两个国家贸易更为紧密(Lankhuizen et al., 2011)^[16]。因为文化异质性较大国家,其公司间组织结构、管理方式存在较大差异,母公司管理位于文化差距较大国家的子公司会非常困难且需要较高的成本,文化异质性的存在导致“贸易替代 FDI 机制”(Larimo, 2003)^[17]。故从公司服务文化差异较大的外国市场的战略选择来看,出口可能会随着文化异质性的增加而增加。

但是,本文通过梳理文化异质性对 FDI 方面的文献发现,“贸易替代 FDI 机制”的影响比较有限,甚至可能并不存在。如 Guiso 等(2005)同时估计了文化异质性对双边贸易和 FDI 的影响,发现文化异质性对双边贸易和 FDI 均呈现了抑制作用,并没有得出抑制 FDI 而促进出口的结论。此外,各国(地区)跨国企业在国外设定子公司时,文化异质性只是其考虑的一个方面,并不是主要方面,如跨国企业到中国设立子公司可能更多考虑的是较低的劳动力成本和较为优惠的政策安排等。即使文化异质性导致交易成本上升给跨国企业带来风险,但跨国企业仍可以通过合资方式进入文化异质性较大的国家,以此来降低文化差异带来的不确定性。根据以上分析,提出假设 2。

H2: 文化异质性对双边贸易流的影响具有不确定性,若以“贸易成本路径”为主,则会抑制跨境贸易人民币结算,若以“消费者多样化选择”和“贸易替代 FDI 机制”为主,则会促进跨境贸易人民币结算。

2. 文化异质性通过促进专业化分工对跨境贸易人民币结算产生正效应

分工能否深化取决于交易成本大小,文化相近的微观经济主体之间信任度较高,交易成本较低,促进了专业化分工,产品差异程度高。反之,文化异质性越大,交易成本越高,阻碍专业化分工,产品差异程度低(高翔和龙小宁,2016)^[18]。但是,文化差异意味着相对优势差异,文化异质性的存在增加了国家间产品差异程度,提高了专业化分工水平,这种现象被称为“产品差异化优势路径”

(Cyrus, 2012)^[19]。基于此, 本文认为文化异质性与专业化分工可能并不是非正即负的关系, 二者具有非线性关系, 这一观点得到了 Lankhuizen 和 De - Groot (2016)^[20]的证明。文化异质性较小时, 比较优势得不到发挥, 文化异质性越大, 专业化分工越低, 产品差异程度越小, 但是文化异质性一旦越过特定门限值, 文化异质性带来相对优势差异的收益便显现出来, 文化异质性越大, 专业化分工越高, 产品差异程度越大。具体地, 在文化异质性较低阶段, 文化异质性越大, 中国与伙伴国(地区)企业间交易成本越高, 当国内生产同一种产品的成本小于与伙伴国(地区)外部交易成本时, 则在国内生产, 专业化分工降低, 进而使得产品差异程度降低。但在文化异质性较高阶段, 文化异质性带来的比较优势的好处大于交易成本带来的弊端时, 专业化分工增强, 产品差异化程度上升。因此, 文化异质性较低阶段交易成本作用凸显, 文化异质性较高阶段比较优势发挥主要作用, 文化异质性与专业化分工呈现“U”型关系(唐东波, 2013)^[21]。

根据结算货币选择理论, 具有较高产品差异化程度的出口商往往具有较高竞争力, 有利于出口商在谈判过程中掌握结算货币选择主动权, 提高本国货币结算比例, 降低第三方媒介货币的使用, 促进跨境贸易人民币结算(Ito and Chinn, 2014)^[22]。因此, 文化异质性可以通过增强中国与伙伴国(地区)间的产品差异程度来提升跨境贸易人民币结算的比例。故提出假设3。

H3: 文化异质性一旦达到特定门限值, 便可以通过文化异质性增强专业化分工水平, 促进跨境贸易人民币结算。

二、研究设计

(一) 模型设定

根据 He 等(2016)、邓富华和霍伟东(2016), 将贸易的引力模型扩展到跨境贸易结算货币选择模型中, 构建中介效应模型, 如式(1) - (4)。

$$CTS_{cit} = \beta_0 + \beta_1 CD_{ci} + X'_{cit} \gamma + \sum Continent + \sum Year + \mu_{it} \quad (1)$$

$$W_{cit} = \omega_0 + \omega CD_{ci} + X'_{cit} \gamma + \sum Continent + \sum Year + \mu_{it} \quad (2)$$

$$CTS_{cit} = \rho_0 + \rho W_{cit} + X'_{cit} \gamma + \sum Continent + \sum Year + \mu_{it} \quad (3)$$

$$CTS_{cit} = c_0 + c_1 CD_{ci} + c_2 W_{cit} + X'_{cit} \gamma + \sum Continent + \sum Year + \mu_{it} \quad (4)$$

其中, 下标 c 表示中国, i 表示伙伴国(地区), t 为时间, CTS 为跨境贸易人民币结算额, 根据贸易类型, 将 CTS 细分为跨境货物贸易人民币结算(CTS_G)和跨境服务贸易人民币结算(CTS_S), 核心解释变量 CD 为中国与伙伴国(地区)的文化异质性指数, 控制变量 X 分别包含: 中国的经济发展水平($CGDP$)、伙伴国(地区)的经济发展水平($FGDP$)、地理距离(GD)、汇率波动(EW)、是否接壤($Border$)、是否签署自由贸易协定(FTA)、区域效应($Continent$)、时间效应($Year$)。 W 为中介变量, 指 $Trade$ 和 VA , 分别表示中国和伙伴国(地区)的双边贸易流、专业化分工程度。

根据中介效应模型，第1步对式(1)进行回归，检验文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响是否存在，若 β_1 显著，则说明文化异质性对跨境贸易人民币结算具有影响，称之为“综合效应”，包含了直接效应和间接效应；第2步对式(2)进行回归，考察文化异质性对中介变量的影响关系，若系数 ω 显著，则证明文化异质性对中介变量有影响；第3步对方程(3)进行估计得到 ρ ，若系数 ρ 显著，则 $\omega\rho$ 为中介效应；第4步通过对方程(4)进行回归，考察双边贸易流和专业化分工的中介效应是否完全，即是否存在直接效应，若 c_2 显著但 c_1 不显著则说明存在完全中介效应，存在间接效应，不存在直接效应，若 c_2 和 c_1 均显著，则说明存在部分中介效应，间接效应和直接效应均存在。需要说明的是在该部分，为了比较直接效应和间接效应以及各变量影响程度，在对式(1)一式(4)进行估计之前，对所有变量均做标准化处理。

(二) 变量测算和数据来源

1. 跨境贸易人民币结算

搜集了2009—2014年中国与178个国家(地区)的跨境贸易人民币结算数据，数据来自邓富华和霍伟东(2017)所用数据^①。

2. 文化异质性指数

首先，在Geert Hofstede官网搜集103个国家(地区)6个维度文化分指标数值。然后，基于Berry等(2010)^[23]，采用马氏距离法测算全球102个国家(地区)与中国的文化异质性，如式(5)所示。

$$CD_{ci} = \sqrt{(X_i - X_c) V^{-1} (X_i - X_c)^T} \tag{5}$$

其中， CD_{ci} 为文化异质性， $X_i = (x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, x_{i4}, x_{i5}, x_{i6})$ 表示*i*国6个文化维度得分向量， x_{ij} 为*i*国第*j*个维度的得分，同理， $X_c = (x_{c1}, x_{c2}, x_{c3}, x_{c4}, x_{c5}, x_{c6})$ 表示中国6个文化维度得分向量，方阵*V*为协方差矩阵。

3. 其他变量

中国和伙伴国(地区)双边贸易流(*Trade*)来自联合国商品贸易数据库(UN Comtrade)数据库，专业化分工(*VA*)根据Imbs(2004)^[24]方法^②测算，数据来自联合国National Accounts Main Aggregates Database数据库，中国GDP(*CGDP*)、伙伴国GDP(*FGDP*)来自世界银行数据库，地理距离(*GD*)、是否接壤(*Border*)来自CEPII数据库，汇率波动(*EW*)来自IMF数据库，是否签署自由贸易协定(*FTA*)来自中国商务部网站。为了保证变量平稳性，本文对除了哑变量之

①参见在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件下载。

②采用 $VA_{cit} = \sum_{n=1}^N \left| \frac{VA_{cn}^t}{Y_{ct}} - \frac{VA_{in}^t}{Y_{it}} \right|$ 对各国专业化分工进行度量。其中， VA_{cn}^t 和 VA_{in}^t 分别表示*t*时期中国和伙伴国(地区)*i*部门*n*的产业增加值，*n*为部门分类(产业分类)， Y_{ct} 和 Y_{it} 分别为*t*时期中国和伙伴国(地区)*i*的名义总产出。在National Accounts Main Aggregates Database中可以获得7种根据国际标准工业分类法(ISIC, International Standard Industrial Classification)进行分类的产业类别，具体为：农业、狩猎业、林业、渔业(ISIC A-B)，采矿业、制造业、公用事业(ISIC C-E)，制造业(ISIC D)，建筑业(ISIC F)，批发业、零售贸易业、餐饮和酒店业(ISIC G-H)，交通运输业(ISIC I)，其他行业(ISIC J-P)。

外的其他变量，如 *CTS*、*Trade*、*VA*、*CGDP*、*FGDP*、*GD*、*EW* 进行对数化处理。

三、实证结果与分析

(一) 文化异质性对跨境贸易人民币结算的综合效应

对式 (1) 进行回归得到综合效应，如表 1。文化异质性 (*CD*) 对跨境贸易人民币结算 (*CTS*) 综合效应在 1% 显著水平下为 -0.248，表明文化异质性增加 1 个标准差，导致跨境贸易人民币结算降低 0.248 个标准差。与其他变量估计系数对比发现，中国和伙伴国（地区）经济规模 (*CGDP* 和 *FGDP*) 变动 1 个标准差对跨境贸易人民币规模的影响程度大于文化异质性，但文化异质性 (*CD*) 变动 1 个标准差对跨境贸易人民币结算的影响程度大于地理距离 (*GD*)、汇率波动 (*EW*)、是否接壤 (*Border*) 和自由贸易协定 (*FTA*) 变动 1 个标准差对跨境贸易人民币结算的影响程度。这间接证明了文化异质性在跨境贸易人民币结算进程中起到了较为重要的作用，然而在目前的研究中鲜有文献考虑文化异质性对结算货币选择的影响，将其忽略可能会导致模型存在一定偏误或者模型解释能力不足。跨境货物贸易人民币结算 (*CTS_G*) 和跨境服务贸易人民币结算 (*CTS_S*) 模型估计结果基本与跨境贸易人民币结算模型一致。因此，文化异质性对跨境（货物和服务）贸易人民币结算的综合效应以负向影响为主。

表 1 文化异质性对跨境贸易人民币结算的综合效应 (Heckman)

变量名称	<i>CTS</i>		<i>CTS_G</i>		<i>CTS_S</i>	
	选择方程	响应方程	选择方程	响应方程	选择方程	响应方程
<i>CD</i>	-0.387** (-2.49)	-0.248*** (-6.48)	-0.406*** (-2.66)	-0.222*** (-6.18)	-0.162* (-1.70)	-0.219** (-2.44)
<i>CGDP</i>	6.60e+04*** (12.15e+04)	0.901*** (6.60)	3.734 (0.02)	0.649*** (4.71)	1.501*** (9.36)	1.286*** (3.05)
<i>FGDP</i>	0.919*** (5.20)	0.612*** (16.20)	0.942*** (5.33)	0.640*** (18.13)	0.729*** (7.57)	0.787*** (5.65)
<i>GD</i>	0.299 (0.90)	-0.160** (-2.04)	0.085 (0.27)	-0.169** (-2.32)	0.162 (0.77)	-0.158 (-0.92)
<i>EW</i>	-0.227 (-1.63)	-0.130*** (-3.62)	-0.124 (-0.89)	-0.124*** (-3.69)	-0.104 (-1.23)	-0.190** (-2.36)
<i>Border</i>	0.179 (1.04)	0.001 (0.03)	0.047 (0.30)	0.041 (1.07)	0.118 (1.04)	-0.019 (-0.21)
<i>FTA</i>	-0.040 (-0.24)	0.063* (1.88)	-0.013 (-0.08)	0.099*** (3.15)	0.056 (0.61)	0.007 (0.10)
<i>mills</i>						
$\lambda(\cdot)$	0.564*** (3.06)		-0.060 (-0.32)		1.360*** (2.99)	
N	522		522		522	

注：(1) 括号中为估计参数对应的 *t* 值，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。(2) 表格中所有的估计均控制了区域固定效应和时间固定效应，限于篇幅，表格中没有报告常数项的估计结果。

(二) 文化异质性对跨境贸易人民币结算的间接效应

对式(2)和式(3)进行回归,验证文化异质性是否会通过双边贸易流和专业化分工对跨境贸易人民币结算产生间接影响。其中,表2为文化异质性对双边贸易流、专业化分工的影响,表3为双边贸易流、专业化分工对跨境贸易人民币结算的影响。

由表2可得,文化异质性对双边贸易流的估计系数在1%水平下显著为负。文化异质性对中国与伙伴国(地区)双边贸易流影响主要以“贸易成本路径”为主,文化异质性越大,双边企业的信息搜集、谈判成本等越高,文化异质性减弱了双方的贸易意愿,降低了贸易发生的概率。而“贸易替代FDI机制”和“消费者多样化选择路径”的影响比较有限,进一步说明了各国跨国企业在外国设定子公司时,文化异质性只是其考虑的一个方面,并不是主要方面。另外,对于特定少数商品,消费者偏好文化差异较大的产品,但对于大部分商品,消费者偏好效应并不明显。因此,文化异质性对双边贸易流以抑制作用为主。

文化异质性对专业化分工的二次项系数在1%水平下显著为正,印证了Lankhuizen和De-Groot(2016)的结论。标准化后的文化异质性(CD)在-0.836处达到门限值^①,当标准化后的CD小于门限值时,文化异质性越大,专业化分工程度越低,一旦CD越过门限值,文化异质性越大,专业化分工越高,产品差异程度越大,即文化异质性和专业化分工之间呈现“U”型特征。因此,标准化后的文化异质性(CD)一旦达到门槛值,文化异质性便可促进专业化分工水平^②。为了分析方便,本文求解了每个CD值处边际效应的平均值(平均边际效应)为0.205(t=3.29),并将平均边际效应作为文化异质性对专业化分工的影响系数。

表2 文化异质性对双边贸易流、专业化分工的影响 (Pooled OLS)

变量名称	文化异质性→双边贸易流		文化异质性→专业化分工	
	Trade	Trade	VA	VA
CD	-0.170*** (-3.71)	-0.129*** (-6.60)	0.294*** (4.66)	0.234*** (3.97)
CD×CD			0.144*** (6.33)	0.140*** (6.41)
控制变量	N	Y	N	Y
N	522	522	522	522
R ²	0.111	0.854	0.153	0.272

注:控制变量指CGDP、FGDP、GD、EW、Border、FTA、区域效应和时间效应,其他与上表类似。

进一步地,通过表3可得,双边贸易流和专业化分工对跨境(货物或服务)贸易人民币结算的影响均在1%水平上显著为正。对比回归系数不难发现,双边贸

①因为 $\frac{\partial VA}{\partial CD} = 2 \times 0.140CD + 0.234$, 当 $CD = -0.836$ 时, $\frac{\partial VA}{\partial CD} = 0$, $CD > -0.836$ 时, $\frac{\partial VA}{\partial CD} > 0$, CD对VA具有正影响,且CD越大, $\frac{\partial VA}{\partial CD}$ 越大,即CD的边际效应越来越大。

②样本中仅有8个国家(地区)文化异质性小于门槛值-0.836,其余79个国家(地区)达到了门槛值。

易流对跨境（货物或服务）贸易人民币结算的作用强度约为专业化分工的4—5倍。根据文化异质性对双边贸易流的影响系数-0.129，可以得出“文化异质性→双边贸易流→跨境贸易人民币结算”传导机制的作用强度为-0.108（ -0.129×0.840 ），“文化异质性→双边贸易流→跨境货物、服务贸易人民币结算”传导机制的强度分别为-0.097和-0.136，相比较而言，该机制对跨境服务贸易人民币结算的影响较大。因此，文化异质性对双边贸易流的影响以“贸易成本路径”为主，通过抑制双边贸易流进而降低了跨境贸易人民币结算，即研究假设2得以验证。

相应地，根据文化异质性对专业化分工的影响系数0.205进行测算，可得“文化异质性→专业化分工→跨境贸易人民币结算”传导机制的作用强度为0.034（ 0.205×0.165 ），同理，文化异质性通过促进专业化分工进而对跨境货物、服务贸易人民币结算传导机制的强度分别为0.033和0.045。相比较而言，该机制对跨境服务贸易人民币结算的正向作用较大。整体而言，文化异质性通过专业化分工这一传导机制促进了跨境贸易人民币结算，即研究假设3得以证明。由此可见，作为跨境贸易人民币结算的两条核心机制，双边贸易流的中介作用强于专业化分工。

表3 双边贸易流、专业化分工对跨境贸易人民币结算的影响（Heckman）

变量名称	双边贸易流→跨境贸易人民币结算			专业化分工→跨境贸易人民币结算		
	CTS	CTS_G	CTS_S	CTS	CTS_G	CTS_S
响应方程						
Trade	0.840*** (8.04)	0.753*** (9.68)	1.054*** (5.18)			
VA				0.165*** (3.73)	0.162*** (4.65)	0.221*** (3.06)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
选择方程						
Trade	1.504*** (3.63)	0.928*** (2.66)	1.050*** (4.59)			
VA				-0.022 (-0.15)	-0.086 (-0.61)	0.109 (1.22)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>mills</i>						
$\lambda(\cdot)$	0.786*** (3.77)	0.254 (1.39)	1.150*** (3.43)	0.802*** (3.39)	0.144 (0.65)	1.218*** (2.98)
N	522	522	522	522	522	522

注：同上表。

（三）双边贸易流和专业化分工的中介效应检验

为了检验双边贸易流和专业化分工是否为完全中介效应，对式（4）进行估计，如表4所示。明显地，将双边贸易流纳入到基准回归方程中后，文化异质性对跨境贸易人民币结算和跨境货物贸易人民币结算的系数仍在1%水平下显著，且影响系数均小于表1的回归系数，即存在部分中介效应，文化异质性对跨境服务贸易人民币结算系数在10%水平下仍不显著，存在完全中介效应。同理，将专业化分工纳入到基准回归方程中后，文化异质性对跨境（货物和服务）贸易人民币结算

的影响系数均在5%水平下显著，且影响系数略大于表1中的回归系数，存在部分中介效应。根据以上分析，文化异质性对跨境（货物和服务）贸易人民币结算存在显著为负的直接影响，研究假设1得以证明。

表4 双边贸易流和专业化分工的中介效应检验 (Heckman)

变量名称	双边贸易流			专业化分工		
	CTS	CTS_G	CTS_S	CTS	CTS_G	CTS_S
响应方程						
CD	-0.163*** (-3.86)	-0.153*** (-4.51)	-0.095 (-1.26)	-0.245*** (-6.45)	-0.219*** (-6.28)	-0.207** (-2.46)
Trade	0.735*** (7.68)	0.650*** (8.34)	0.999*** (4.93)			
VA				0.161*** (4.48)	0.156*** (4.71)	0.219*** (2.87)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
选择方程						
CD	-0.265 (-1.58)	-0.317** (-1.97)	-0.085 (-0.84)	-0.388** (-2.50)	-0.410*** (-2.70)	-0.166* (-1.72)
Trade	1.382*** (3.19)	0.720* (1.93)	1.024*** (4.42)			
VA				-0.041 (-0.27)	-0.111 (-0.76)	0.113 (1.25)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
mills						
$\lambda(\cdot)$	0.700*** (3.87)	0.130 (0.76)	1.138*** (3.50)	0.648*** (3.64)	-0.006 (-0.03)	1.276*** (3.12)
N	522	522	522	522	522	522

注：同上表。

(四) 内生性处理和稳健性检验^①

本文对上述估计系数和结论进行了大量稳健性检验，首先，采用IV-Heckman方法对可能存在遗漏部分变量等导致的内生性问题尽可能处理，借鉴黄新飞(2013)^[25]的研究，采用1500年民族间遗传距离作为文化异质性的工具变量进行估计。然后，采用欧氏距离法、KS方法重新测算文化异质性，以及采用分位数回归方法对模型重新估计，发现上述检验结果中，文化异质性对跨境贸易人民币结算影响系数显著性、方向均与表1保持一致。

四、进一步分析：如何减弱文化异质性的负向影响

根据前面分析可知，文化异质性显著抑制了跨境（货物和服务）贸易人民币结算，然而自由贸易协定（FTA）和本币互换（CE）^②由政府或官方部门推动，可以在一定程度上消除贸易壁垒，降低商品、服务和生产要素在国际间流动的成本，

^①篇幅限制，内生性处理和稳健性检验结果省略，如有需要，可向作者索取。

^②资料来源：中国人民银行。

进而降低交易成本，同时能够给企业等微观经济主体传递一种合作、信任的信号，增强交流、交往和相互信任，在一定程度上突破文化隔阂，减少交易的风险和不确定性，进而提升对跨境贸易人民币结算的正向影响以及降低文化异质性对跨境贸易人民币结算的负效应（Lai and Yu, 2015）^[26]。因此，本文将自由贸易协定和本币互换与文化异质性的交互项加入到基准模型中，探究能否通过自由贸易协定和本币互换两种制度安排减弱文化异质性的负向影响？找出能够降低文化异质性负向影响的制度安排，对于顺利推进跨境贸易人民币结算，减弱文化异质性的负面影响具有重要的政策含义。结果如表5所示。

表5 文化异质性对跨境贸易人民币结算的异质性影响（Heckman）

变量名称	自由贸易协定			本币互换		
	CTS	CTS_G	CTS_S	CTS	CTS_G	CTS_S
FTA 或 CE=0	-2.802*** (-6.25)	-2.763*** (-6.56)	-2.825** (-2.34)	-2.808*** (-6.22)	-2.781*** (-6.52)	-2.746** (-2.34)
FTA 或 CE=1	-2.223*** (-4.31)	-2.010*** (-4.14)	-2.821** (-2.03)	-2.548*** (-4.97)	-2.554*** (-5.27)	-2.421* (-1.81)
组间系数差异	0.578** (2.35)	0.752*** (3.24)	0.004 (0.01)	0.260 (1.14)	0.227 (1.06)	0.325 (0.56)

注：同上表。

表5中分别报告了FTA或CE=0的一组 and FTA或CE=1的一组以及两组之间系数差异值及其t值。其中，FTA=0代表双方没有签署自由贸易协定，FTA=1代表双方签署了自由贸易协定，同理，CE=0表示双方没有签署本币互换协议，CE=1表示双方签署本币互换协议。结果显示，签订自由贸易协定和本币互换协议的组别负向影响程度均小于没有签订自由贸易协定和本币互换协议的组别，然而通过组间系数差异估计结果发现，FTA显著减弱了文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响，但对跨境服务贸易人民币结算影响不显著。如前文所述，这与我国当前签订的自由贸易协定中以生产性服务贸易的国家间互惠机制为主有关。CE组间系数差异均不显著，但跨境贸易人民币结算的t值均在1.10左右，对应的p值约为0.26，即本币互换能够在一定程度上降低文化异质性对跨境贸易人民币结算的负向影响，但作用较为有限。因此，自由贸易协定有利于减弱文化异质性的负向影响，本币互换的作用相对有限。

五、结论和政策启示

基于Hofstede提出的国家维度文化理论和马氏距离法，本文全面、准确地测度了中国与102个伙伴国（地区）的文化异质性指标，并采用Heckman两阶段选择模型实证检验了文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响和传导机制。研究结论如下：文化异质性是跨境贸易人民币结算的重要影响因素，对跨境贸易人民币结算具有显著抑制作用，随着文化异质性的扩大，跨境贸易人民币结算规模呈现下降态势。文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响程度甚至大于地理距离、汇率

波动、是否接壤和自由贸易协定等文献中认为较为重要变量的影响程度。中介效应估计结果显示,文化异质性对中国与伙伴国(地区)双边贸易流产生影响主要以“贸易成本路径”为主,文化异质性减弱了双方的贸易意愿,降低了贸易发生的概率,而“贸易替代 FDI 机制”和“消费者多样化选择路径”的影响比较有限。文化异质性与专业化分工正相关,和线性模型相比,捕捉到了文化异质性对专业化分工的影响系数越来越大这一现象。双边贸易流和专业化分工对跨境贸易人民币结算的影响均显著为正。“文化异质性→双边贸易流→跨境贸易人民币结算”传导机制的作用强度为-0.108,而“文化异质性→专业化分工→跨境贸易人民币结算”传导机制的作用强度仅为0.034,影响程度相差3倍多,故作为跨境贸易人民币结算的两条核心机制,双边贸易流的中介作用强于专业化分工。中介效应检验结果表明,双边贸易流和专业化分工基本上存在部分中介效应,文化异质性对跨境贸易人民币结算存在显著为负的直接影响。异质性分析结果表明,FTA显著减弱了文化异质性对跨境贸易人民币结算的影响,对跨境服务贸易人民币结算影响不显著;本币互换能够在一定程度上降低文化异质性对跨境贸易人民币结算的负向影响,但作用较为有限。

目前,随着人民币国际化程度持续加深,跨境贸易人民币结算仍是人民币国际化的主要动力,降低文化异质性对跨境贸易人民币结算的负向影响对于保持跨境贸易人民币结算平稳增长、稳步推进人民币国际化进程具有重要意义。本文认为降低文化异质性对跨境贸易人民币结算的负效应不能单纯依靠市场机制,还需要政府进行制度安排或者适当补位。主要的政策启示如下:充分认识到文化异质性对人民币国际化的重要性,应该通过跨文化交流、文化“走出去”等方式,降低文化异质性对跨境贸易人民币结算的负向影响。在跨文化交流方面,由于文化差异的客观存在,应该正确认识不同国家(地区)的文化异质性,实施科学、有效的跨文化交际。通过“跨文化适应”不断使得不同主体相互理解、彼此尊重,延伸互相接受的空间,从而实现“理解——尊重——接受”的良性互动机制。在文化“走出去”方面,通过举办中国文化节、设立孔子学院等各种文化传播途径或交流形式,让世界各国了解中国、认识中国,拉近与伙伴国(地区)的关系,增强对中华文化的认同感。注重自由贸易协定(FTA)对文化异质性抑制作用的制度安排。应该依托“一带一路”倡议背景,在综合考虑国际贸易格局、地缘政治等多重因素的基础上,尽可能与更多国家或地区签署双边、多边自由贸易协定,增强自由贸易区的广度。

[参考文献]

- [1] ITO H, KAWAI M. Trade Invoicing in Major Currencies in the 1970s-1990s: Lessons for Renminbi Internationalization[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2016, 42(12): 123-145.
- [2] 赵然, 伍聪. 结算货币选择理论研究评述[J]. 经济理论与经济管理, 2014(7): 64-75.
- [3] 邓富华, 霍伟东. 自由贸易协定、制度环境与跨境贸易人民币结算[J]. 中国工业经济, 2017(5): 75-93.
- [4] FLANDREAU M, JOBST C. The Empirics of International Currencies: Network Externalities, History and

- Persistence[J]. *Economic Journal*,2009,119(537): 643-664.
- [5]TADESSE B,WHITE R. Cultural Distance as A Determinant of Bilateral Trade Flows; Do Immigrants Counter the Effect of Cultural Differences? [J]. *Applied Economics Letters*,2010,17(2): 147-152.
- [6]TESAR L L,WERNER I M. Home Bias and High Turnover[J]. *Journal of International Money and Finance*,1995,14(4): 467-492.
- [7]HE Q,KORHONEN I,GUO J,LIU F. The Geographic Distribution of International Currencies and RMB Internationalization[J]. *International Review of Economics and Finance*,2016,42(4): 442-458.
- [8]HOFSTEDE G H. *Culture's Consequences: International Differences in Work-related Values*[M]. Sage Publications,1980.
- [9]BENEISH M D,YOHN T L. Information Friction and Investor Home Bias: A Perspective on the Effect of Global IFRS Adoption on the Extent of Equity Home Bias[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*,2008,27(6): 433-443.
- [10]PORTES R,REY H. The Determinants of Cross-border Equity Flows[J]. *Journal of International Economics*,2005,65(2): 269-296.
- [11]DEARDORFF A V. Local Comparative Advantage: Trade Costs and the Pattern of Trade[J]. *International Journal of Economic Theory*,2014,10(1): 9-35.
- [12]ALLEN T. Information Frictions in Trade[J]. *Econometrica*,2014,82(6): 2041-2083.
- [13]GUISSO L,SAPIENZA P,ZINGALES L. Cultural Biases in Economic Exchange[J]. *Quarterly Journal of Economics*,2005,124(3): 1095-1131.
- [14]曲如晓,韩丽丽. 中国文化商品贸易影响因素的实证研究[J]. *中国软科学*,2010(11): 19-31.
- [15]张军,陈磊. 中国出口贸易文化异质性效应研究——来自主要贸易伙伴国的经验证据[J]. *财贸经济*,2015(7): 123-136.
- [16]LANKHUIZEN M B M,DE-GROOT H L F,LINDERS G J M. The Trade-off between Foreign Direct Investments and Exports: The Role of Multiple Dimensions of Distance[J]. *The World Economy*,2011,34(8): 1395-1416.
- [17]LARIMO J. Form of Investment by Nordic Firms in World Markets[J]. *Journal of Business Research*,2003,56(10): 791-803.
- [18]高翔,龙小宁. 省级行政区划造成的文化分割会影响区域经济吗? [J]. *经济学(季刊)*,2016(2): 647-674.
- [19]CYRUS T L. Cultural Distance and Bilateral Trade[J]. *Global Economy Journal*,2012,12(4): 1-25.
- [20]LANKHUIZEN M B M,DE-GROOT H L F. Cultural Distance and International Trade: A Non-linear Relationship [J]. *Letters in Spatial and Resource Sciences*,2016,9(1): 19-25.
- [21]唐东波. 市场规模、交易成本与垂直专业化分工——来自中国工业行业的证据[J]. *金融研究*,2013(5): 181-193.
- [22]ITO H,CHINN M D. The Rise of the 'Redback' and the People's Republic of China's Capital Account Liberalization: An Empirical Analysis of the Determinants of Invoicing Currencies[R]. ADBI Working Paper,2014.
- [23]BERRY H,GUILLEN M F,ZHOU N. An Institutional Approach to Cross-national Distance[J]. *Journal of International Business Studies*,2010,41(9): 1460-1480.
- [24]IMBS J. Trade, Finance, Specialization, and Synchronization [J]. *Review of Economics and Statistics*,2004,86(3): 723-734.
- [25]黄新飞,翟爱梅,李腾. 双边贸易距离有多远? ——一个文化异质性的思考[J]. *国际贸易问题*,2013(9): 28-36.
- [26]LAI L C,YU X R. Invoicing Currency in International Trade: An Empirical Investigation and Some Implications for the Renminbi[J]. *The World Economy*,2015,38(1): 193-229.

How Cultural Heterogeneity Affects Cross-border
Trade RMB Settlement
— Based on the Perspectives of Bilateral Trade
Flow and Specialized Division

LI Jinkai

Abstract: Based on the theory of national dimension culture proposed by Hofstede and the Mahalanobis distance method, this paper calculated the multi-dimensional cultural heterogeneity index. By utilizing the Heckman two stage selection model and the mediating effect model, the influence of cultural heterogeneity on cross-border trade RMB settlement and its transmission mechanisms were analyzed. The results show that cultural heterogeneity has a significant inhibitory effect on cross-border trade RMB settlement, and its influence is even greater than that of exchange rate fluctuation and free trade agreement. Ignoring the influence of cultural heterogeneity on cross-border trade RMB settlement may lead to model bias and insufficient explanatory power of the established model. With respect to the conduction mechanism, cultural heterogeneity mainly influences cross-border RMB settlement through bilateral trade flows and specialized division. Specifically, cultural heterogeneity has a negative effect on bilateral trade flows and restrains cross-border RMB settlement. Cultural heterogeneity has a positive effect on the specialized division and promotes cross-border trade RMB settlement, and the effect intensity of bilateral trade flow mechanism is about three times of specialized division. Based on the above analysis, this paper further studied the heterogeneous effect of cultural heterogeneity on cross-border trade RMB settlement. It is revealed that free trade agreements significantly reduce the impact of cultural heterogeneity on cross-border trade RMB settlement. Local currency swap reduces the negative effect of cultural heterogeneity on cross-border trade RMB settlement to some extent, but the impact is relatively limited.

Keywords: Cultural Heterogeneity; Cross-border Trade RMB Settlement; Heckman Two Stage Selection Model; Mediating Effect Model