

来华留学教育对我国出口贸易的影响

哈巍, 陈东阳

[摘要] 到2017年,我国已经是亚洲最大留学目的地国家。随着公共财政投入不断增加,来华留学教育政策的社会经济影响也日益受到关注。基于国际经验和已有研究,本文试图从实证角度分析探讨来华留学教育对我国出口贸易发展的积极影响。利用1999—2017年间中国与178个国家的贸易面板数据,基于贸易引力方程和PPML(泊松拟最大似然估计)方法的分析,并通过工具变量方法进行稳健性检验,本文研究发现:来华留学教育对我国的出口贸易具有正向促进作用;分留学项目来看,相较于奖学金项目,自费项目留学生的促进作用更为明显;按不同国家收入水平来看,中低收入国家的来华留学生促进作用较强;按不同国家生源规模来看,主要生源国家的来华留学生群体表现出更明显的贸易促进作用。

[关键词] 来华留学教育;出口贸易;引力模型;PPML

一、引言

从国际经验来看,跨国的人力资本投资推动人才资源在世界范围内流动,对于东道国的经济发展有着诸多裨益。为推动来华留学工作进一步发展,2010年我国制定了《留学中国计划》,提出2020年我国来华留学人员总数要达到50万,并将我国建设成为亚洲最大留学目的地国家。近十余年来,来华留学教育发展迅速,到2018年,全国共有来自196个国家和地区的49.2万名留学生在华学习。我国一跃成为世界第三大、亚洲第一大留学目的地国家(IIE, 2019)。随着来华留学教育的财政投入逐年增加,各方主体愈发关注来华留学教育的社会效益,如何充分发掘来华留学教育的人才红利是当前亟待解决的研究问题。

[收稿日期] 2020—05—12

[基金项目] 教育部国际合作与交流司委托课题“来华留学教育的经济效益分析”。

[作者简介] 哈巍,北京大学教育学院/教育经济研究所,电子邮箱地址:wha@pku.edu.cn;陈东阳(通讯作者),北京大学教育学院,电子邮箱地址:dy.chen@pku.edu.cn。

在政策层面,来华留学教育一直承载着对外交流的美好政策愿景。2016年教育部牵头制定的《推进共建“一带一路”教育行动》中明确提出:“一带一路”沿线国家教育加强合作、共同行动,既是共建“一带一路”的重要组成部分,又为共建“一带一路”提供人才支撑。所谓人才支撑,即通过培养大批共建“一带一路”急需人才,支持沿线各国实现政策互通、设施联通、贸易畅通、资金融通。由此可见,来华留学教育已在某种程度上被寄予了促进双边贸易的政策期望。

另一方面,现有研究中并不乏有关国际移民与双边贸易的实证讨论,多数研究认为国际移民,特别是高技能国际移民的跨国流动显著促进了国际贸易的发展(赵永亮,2012;王云飞等,2015;张晓毅等,2019)。就本文主题而言,来华留学生群体作为特定高学历人群所具备的技能优势、年龄优势、人脉优势使其在双边贸易中拥有更好的表现预期。遗憾的是,在已有来华留学教育与我国双边贸易的相关实证研究中,讨论来华留学生的流入如何影响双边贸易发展的文章整体偏少,并且讨论并不充分,缺乏针对不同项目类型和生源地留学生群体的异质性分析,而这一点对于今后来华留学教育发展有着十分重要的政策意义,值得进一步探索。

基于此,本文以各国来华留学生数为代理变量,探讨来华留学教育对于我国出口贸易发展的贡献。相较于传统的 OLS 估计,本文基于贸易引力理论模型,使用对存在严重异方差和大量零值的国际贸易数据更合适的 PPML 估计方法,并在此基础上做更为细致的关于不同项目类型和不同生源国家来华留学生群体的异质性讨论。并且,为解决来华留学生数与双边贸易潜在的互为因果关系,本文还利用工具变量进行相应的稳健性检验。

二、文献综述

20 世纪 90 年代, Gould(1994)和 Head 等人(1998)尝试引入贸易引力模型,从理论和实证层面验证了国际移民流入具有贸易创造效应,为探讨国际人才流动所创造的贸易推动效应与影响因素开创了先河。就现有研究来看,经济学家和社会学家主要从社会网络的成本克服效应和消费偏好效应两种解释机制讨论移民流入对于国际双边贸易的促进作用。

一方面,移民社会网络的建立能够有效克服国际贸易中的贸易壁垒,降低企业进入目标市场的不确定性。国际贸易的过程是买卖双方相互寻找并匹配的过程,这一过程必然会带来信息和合同成本的执行问题,企业面临一系列非正式壁垒,使得贸易成本升高。移民网络的建立为两国贸易提供了社会

资本,这种社会资本可以分为互补的弱联结和强联结两种类型:弱联结能够提供目标市场的需求信息,这有利于企业了解市场供需情况,克服因为制度环境、语言差异和文化习惯带来的贸易壁垒,降低交易成本;强联结则提供信任,增强合同执行力。特别是在国际法律相对弱的环境下,联合惩罚规矩的建立,可以有效遏制国际贸易中的违约行为(Greif, 1993; Rauch, 2001; Dunlevy, 2006)。

另一方面,受消费习惯和情感因素影响,多数消费者对于本国产品有一定“消费偏好”,从而为来源国企业提供更大的市场空间,带动对来源国商品进口的大量增加(Girma and Yu, 2002; Wagner et al., 2002; Combes et al., 2005)。例如, Murat 等人(2006)认为,除了信息摩擦的克服之外,海外华侨对于中国产品的痴迷是中国商品对外出口增加的重要因素。

多数研究表明,建立移民网络有效促进了两国双边贸易发展。仅就华人移民网络的分析来看, Rauch 和 Trindade(2002)利用 1980 年、1990 年 63 个样本国家数据,使用 Tobit 检验发现华人网络使得异质商品双边贸易平均增长 60%。Greenaway 等人(2007)采用 1990—2000 年 152 个样本国家数据,基于 PPML 方法发现海外华人对中国进出口贸易均有一定的促进作用。綦建红和鞠磊(2008)利用 1980—2006 年的数据,采用协整分析和格兰杰因果检验发现中国对外贸易和华人网络存在着正相关关系,并且二者为双向因果联系。蒙英华和黄建忠(2008)选取中国与亚洲 12 国 5 年的双边贸易数据,使用面板广义最小二乘估计法(PGLS)发现华人网络强度每增加 1%,分别促进中国进出口量增长 2.11%与 2.04%。赵永亮和刘德学(2009)利用 25 个国家 6 年的海外华侨数据,基于 Tobit 方法检验发现进出口贸易中移民社会网络的弹性系数分别为 0.18 和 0.14。

具体到影响效果的差异,不同国家和地区、不同贸易产品类型、不同的语言使用和文化习惯都会使得海外华人促进双边贸易的效果有所不同(王云飞和杨希燕, 2015)。相较于扩展边际,移民网络对于集约边际的促进作用更为显著,并且对欠发达国家、最不发达国家的集约边际促进作用大于发达国家。高技能移民对出口二元边际的影响要远高于非技能移民(杨汝岱和李艳, 2016; 张晓毅和刘文, 2017)。并且,华人移民网络的成本克服效应在新兴经济体(拉美和非洲)更为显著,而消费偏好的扩散效应则在亚洲和北美更为突出,这主要与海外移民集聚规模有关(赵永亮, 2012)。

总体而言,尽管已有不少研究讨论国际移民对我国进出口贸易的影响,但现有研究多关注国际移民的流出对我国贸易开放的影响,至于国际移民的流入则鲜有讨论。与之不同的是,本文将研究视角转向国际移民的流入,并

且以来华留学教育的发展为出发点,分析来华留学生这类十分特殊的国际移民群体。

就本文研究主题而言,来华留学教育可以视作国际移民网络的一类特殊类型,它推动了我国与其他国家之间的人才跨境流动,从而有利于降低国际贸易中的机会成本和交易成本,推动我国对外贸易规模和质量提升:一方面中国所培养的优秀留学生有利于人力资本积累,优化市场环境;另一方面,来华留学生与其母国有着天然的联系和了解,教育间的合作往来促进了两国民间交流,有利于积累对外贸易的网络资本(巩雪和熊峰,2018; Flisi and Murat, 2011)。从已有的实证研究来看,运用工具变量法和双向固定效应模型, Murat(2014)基于1999—2009年英国与167个国家的贸易面板数据发现赴英留学生的增长拉动了英国进出口贸易的增长,并且这种促进作用在中东地区国家和欧盟新成员国家中表现的尤为明显。魏浩等人(2015; 2017)利用省级面板数据发现来华留学生群体的流入显著促进了我国进出口贸易的增长,并且不同地区、不同贸易方式的影响存在一定异质性。

尽管已经有文献关注来华留学教育对我国对外贸易的影响,但一方面相关研究仍旧较为缺乏,另一方面现有研究中也缺乏针对来华留学生群体的异质性分析,而这类讨论对于今后如何发挥来华留学教育的对外贸易效益有着重要启示。与早前研究所不同的是,本文在国别一级层次补充了现有关于来华留学教育贸易推动效益的讨论,并丰富了不同项目和生源地来华留学生群体的异质性讨论,以期将来华留学教育未来发展战略的调整提供实证依据。

三、理论模型与回归方法

在国际贸易领域引力模型是测算贸易潜力最为广泛的理论模型之一。这一模型最早由 Tinbergen(1962)提出,其基本思想为双边贸易水平与贸易国的国内生产总值成正比,与双边距离成反比。Anderson(1979)运用常替代弹性的效用函数为引力方程提供了理论上的微观基础,并成为后续相关研究的标准模式。由于这些分析忽视了多边阻力的存在,Anderson 和 Wincoop(2003)在标准垄断竞争贸易模型基础之上,基于消费者效用最大化和企业利润最大化推导出一个存在多边阻力的引力方程如式(1)。参考赵永亮(2012)、王云飞等(2015)、刘爱兰等(2018)的研究,本文后续分析将以这一模型为基础并做适当转换。模型的基本形式为:

$$X_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y^w} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (1)$$

这里, X_{ij} 表示 j 国从 i 国进口的产品总值, Y_i 和 Y_j 分别为国家 i 和国家 j 的 GDP, Y^w 表示世界总产出, P_j 表示 j 国的产品价格指数。 P_i 为 i 国的一般物价指数, Anderson 和 Wincoop(2003)认为 P_i 能够反映影响 i 国和 j 国双边贸易的“多边阻力”(即 i 国与其他贸易对象国的交易成本), 而多边阻力这一个概念的引入也是 A&W 引力方程与早年研究最根本的区别。

t_{ij}^k 则反映两国贸易的冰山成本, 包括政策关联型成本、地理因素型成本和信息关联型成本三类。政策关联型成本与自由贸易协定 FTA 有关; 地理因素成本包括地理距离 Dist、语言距离 Langdis 和文化距离 Cultdis。本文将来华留学生数(Forestu)作为信息关联型成本引入模型中, 无论是上文分析中所提及的成本克服效应抑或偏好扩散效应, 其实质都是缓解贸易过程中的信息摩擦来降低贸易成本、促进双边贸易。最终, t_{ij}^k 可表现为式(2)的函数形式, 并且满足连乘积的关系模式。

$$t_{ij}^k = f(\text{FTA}_{ij}, \text{Dist}_{ij}, \text{Langdis}_{ij}, \text{Cultdis}_{ij}, \text{Forestu}_{ij}) \quad (2)$$

在实证研究中, P_j 的作用主要反映在其他自变量中。而反映多边阻力的 P_j 在传统引力模型中无法直接观测, 研究者一般通过固定效应模型进行控制(Baier and Bergstrand, 2009)。在此基础上, 根据 Anderson 和 Wincoop(2003)的研究我们对(1)式进行对数线性化, 可得方程如式(3)所示。其中, τ_{ij} 为国家间的固定效应, 用以控制双边贸易不随年份变化的固有差异的影响, 例如, 美日韩等国家长期是我国主要贸易出口国。 ω_t 为年份固定效应, 用以控制伙伴国的双边贸易随年份而发生的集体波动, 例如, 2001 年加入 WTO、2008 年金融危机对我国整体出口贸易产生的影响。借助双向固定效应方程, 我们实质上是在控制国别差异后比较同一时间范围内来华留学生数平均每一单位变动所带来的出口贸易额变化。

$$\ln X_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln \text{FTA}_{ijt} + \beta_4 \ln \text{Dist}_{ijt} + \beta_5 \ln \text{Langdis}_{ijt} + \beta_6 \ln \text{Cultdis}_{ijt} + \beta_7 \ln \text{Forestu}_{ijt-1} + \tau_{ij} + \omega_t + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

传统国际贸易引力模型的实证研究中主要使用 OLS 回归方法, 但 Silva 和 Tenreyro (2006)认为在对(1)式线性对数化后, 采用 OLS 估计将会导致回归结果的有偏性和非一致性, 这是因为: (1)当贸易流存在零值时, 已有的利用 Tobit 模型、直接忽略零值或者将贸易流转化为 $(T_{ij}+1)$ 等处理方法都会带来估计的不一致; (2)因为 Jensen 不等式的存在, 在求解各变量系数过程中含有固定效应的 OLS 估计会给予方差大的数据更多权重, 而国际贸易数据中异方差问题非常普遍。为获得无偏估计的回归结果, 本研究主要借鉴 Silva 和 Tenreyro 提出的 PPML 方法进行估计检验。PPML 方法对所有数据给予相同权重, 在异方差情况下确保计算出来的结果更加有效无偏, 同时也能处理商

品贸易中普遍存在的零值问题。

本文主要考虑来华留学教育对于我国同其他国家出口贸易的影响。为此,我们对(3)式进一步转化得到回归方程(4)^①:

$$\begin{aligned} \text{Export}_{jt} = \exp\{ & \beta'_0 + \beta'_1 \ln \text{Forestu}_{jt-1} + \beta'_2 \ln \text{PERGDP}_{jt} + \beta'_3 \ln \text{Pop}_{jt} + \\ & \beta'_4 \text{Ledu}_{jt} + \beta'_5 \ln \text{FTA}_{jt} + \beta'_6 \ln \text{Dist}_{jt} + \beta'_7 \ln \text{Langdis}_{jt} + \\ & \beta'_8 \text{Cultdis}_{jt} + \tau'_j + \omega'_t + \epsilon'_{jt} \} \end{aligned} \quad (4)$$

这里,变量 Export 为中国出口到其他国家的贸易额。本文主要关注来华留学生数 Forestu, 即系数 β'_1 的影响。为减少内生性,同时也考虑到来华留学生数的影响效果有一定滞后性,模型中将这一变量滞后一期处理。由于本研究侧重关注贸易伙伴国的购买力对中国商品出口的影响,因此在模型中使用人均 GDP,而非 GDP。为此,模型中还加入了进口国的人口总数 Pop 和劳动力教育水平 Ledu, 人口规模在一定程度上反映了该国市场潜力的大小,而劳动力教育水平作为人力资本的代理变量,能够反映该国的产品生产水平。最后,根据本文研究问题,方程(4)中的下标 i 取值是唯一的,即中国,为简便起见在方程中省略了该下标。

考虑到来华留学教育与我国双边贸易之间存在双向因果关系,即来华留学生规模的扩大一方面受到中国与其他贸易伙伴国双边关系的影响,同时反过来也会进一步促进两国的贸易关系,两者是相互作用的过程。为此,本文进一步使用工具变量方法进行稳健性检验。我们主要选取各国赴日韩留学生数及前一期来华自费学历项目的国际留学生数作为工具变量。^② 首先,日韩两国在文化、语言习惯和地缘上均与我国较为接近,在吸引国际留学生方面同我国有诸多相似之处;其次,各国赴日韩留学生数与同时期中国同其他国家的贸易往来并不存在明显的直接影响,故而符合工具变量选取的两个标准。考虑到以赴日韩留学数作为工具变量,只是考虑到了地缘和文化相近因素的影响,容易出现所谓的局部平均处理效应(LATE)的问题。为增强估计有效性,同时在过度识别的条件下进行检验工具变量外生性的过度识别检验,我们在模型中加入前一期自费学历项目来华留学生数作为工具变量。相较于奖

① 相较于方程(3),方程(4)中省略了中国 GDP_{it} 这一协变量。这是因为本文主要考虑中国对其他国家出口贸易的影响因素,而对于任意进口国 j 而言,出口国 i 在本文中是固定的,即中国,从而在某一年份出口国的 GDP 取值对于所有进口国而言是唯一的,又因为方程中已经控制了年份固定效应,在实际的回归分析过程中,这部分的影响将反映到年份虚拟变量的回归系数中,故而本文在此将其省略。同理,方程(4)中其他未反映的中国方面的“拉力因素”,最终都可由年份固定效应和个体固定效应所控制。

② 数据来源于联合国教科文组织可持续发展指标: <http://data.uis.unesco.org/#>。

学金项目和非学历项目的来华留学生群体, 自费学历项目的来华留学生数更能反映中国同其他国家之间由于办学水平差异所导致的来华留学生数增长。并且因为是在前一期已经发生的前定变量, 从当期角度看取值已经固定, 可以认为与当期的扰动项不相关, 从而也符合工具变量选取的原则。

四、数据说明与描述统计

基于上述模型, 我们将所涉及的各符号定义及数据来源整理如表 1 所示。其中, 被解释变量出口贸易额(按 2010 年不变价美元计算)来源于国家统计局官方网站。对于本文的核心解释变量来华留学生数, 这里以当年各国来华留学生数为代理变量。人均 GDP(按 2010 年不变价美元计算)和人口总数数据来源于世界银行开放数据库。劳动力教育水平通过各国劳动力平均受教育年限进行衡量, 这一数据来源于联合国开发计划署人类发展指标(Human Development Index), 通过计算不同教育层次的受教育年限分别乘以人口占比所得, 这一方法也是目前认可度较广的计算平均受教育年限的方法。签署自由贸易协定的数据则来源于中国自由贸易区服务网。文化距离则通过是否同属东亚文化圈进行衡量, 这一数据主要通过参考维基百科整理所得。^① 地理距离和语言距离的衡量, 则直接来源于法国 CEPII 数据库, 其中地理距离为两国人口最多城市之间的距离。与传统 0, 1 取值的二分变量不同, 这里的语言距离变量是由该机构所计算的两国居民使用语言的相近指数, 该指数取值区间为 $[0, 1]$, 若指数取值越接近于 1 则代表语言距离越相近。

表 1 变量说明与数据来源

符号	定义	来源
Export	出口贸易额	国家统计局官网
Forestu	来华留学生数	《来华留学生简明统计》
PERGDP	人均国内生产总值	世界银行开放数据库
Pop	各国人口总数	世界银行开放数据库
Ledu	劳动力教育水平	联合国开发计划署
FTA	是否签署自由贸易协定	《中国自由贸易区服务网》整理所得
Cultdis	文化距离	参考维基百科整理所得

^① 具体指日本、韩国、朝鲜、越南及新加坡、马来西亚、印尼、泰国、菲律宾、缅甸、蒙古等历史上深受或曾受过汉文化影响的国家。

续表		
符号	定义	来源
Dist	地理距离	CEPII 数据库
Langdis	语言距离	CEPII 数据库

本文考察的时间范围为 1999—2017 年，在剔除缺失值后共获得 3382 条面板数据，共计 178 个国家。主要变量的基本描述统计如表 2 所示。这其中，因变量出口贸易额并不存在零值问题，但数据离散程度较高。从人数构成来看，非学历项目留学生人数要多于学历项目留学生人数，自费项目留学生人数要多于奖学金项目留学生人数。两个哑变量自由贸易协定和文化距离的均值则表示样本中对应变量取值为 1 的比例。各解释变量中，除自由贸易协定、文化距离等哑变量和劳动力教育水平外均取对数形式，用以适当消除异方差的影响。

表 2 基本描述统计

变量名	样本数	均值	标准差	极小值	极大值
出口贸易额(亿美元)	3382	63.743	253.981	0.001	4537.257
来华留学生总数对数(人)	3382	4.620	2.402	0.000	11.164
来华学历项目留学生数对数(人)	3382	3.757	2.262	0.000	10.204
来华非学历项目留学生数对数(人)	3382	3.796	2.481	0.000	10.757
来华奖学金项目留学生数对数(人)	3382	3.232	1.869	0.000	8.859
来华自费项目留学生数对数(人)	3382	4.114	2.608	0.000	11.146
来华自费学历项目留学生数对数(人)	3382	3.010	2.412	0.000	10.165
人均 GDP 对数(美元)	3382	8.449	1.492	5.260	11.626
人口总数对数(万人)	3382	6.372	2.001	1.015	11.805
劳动力教育水平(年)	3382	7.758	3.168	1.100	14.100
自由贸易协定	3382	0.041	0.199	0.000	1.000
文化距离	3382	0.073	0.260	0.000	1.000
地理距离对数(千米)	3382	9.013	0.504	6.863	9.868
语言距离对数	3382	0.049	0.040	0.000	0.386
赴日韩留学生数对数(人)	3382	3.209	2.125	0.000	10.355

在此基础上，本文绘制了 2017 年中国出口各国的贸易额对数和来华留学生数对数散点图(如图 1)，这表明二者可能为正向相关关系，来华留学教育发展与中国出口贸易繁荣的关系紧密。但由于直观的分析容易受到各类遗漏变量偏误的影响，并且也无法解决上文所提及的内生性问题，为此我们将进一步通过适当的回归分析方法深入探究二者的相互关系。

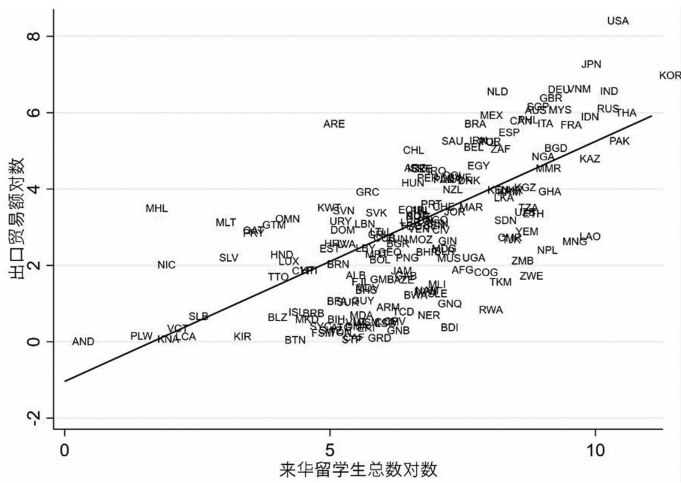


图 1 2017 年中国出口各国贸易额与来华留学生数散点图

五、回归结果与分析

(一)初始回归结果

初始回归结果如表 3 所示。从表格前两列的回归结果来看，无论是使用 OLS 估计还是 PPML 估计方法，来华留学生数均表现出了显著的正向促进作用。此外，各国人均 GDP、人口总数、劳动力教育水平及自由贸易协定、语言相近距离等也对我国出口贸易的发展具有显著正向影响，表明出口国的市场潜力、两国贸易的冰山成本是影响我国出口贸易发展的重要因素，这与早前的研究结论保持一致。在第二列基础上，表格的第三列进一步加入年份和国别的固定效应，目的在于控制中国同各贸易伙伴国之间的多边阻力、历史偏好、波动趋势以及其他不可观测因素的影响。而在加入双向固定效应后，来华留学生数的系数绝对值明显减小，但依然显著为正，这说明在控制了不可观测因素的干扰之后，我们仍然可以认为来华留学教育对我国出口贸易发展具有积极促进作用。

表 3 初始回归结果

	OLS	PPML	PPML
来华留学生数对数	0.287*** (0.025)	0.379*** (0.075)	0.122*** (0.039)
人均 GDP 对数	0.453*** (0.061)	0.413*** (0.098)	1.391*** (0.224)

续表

	OLS	PPML	PPML
人口总数对数	0.424*** (0.033)	0.551*** (0.052)	1.372*** (0.227)
劳动力教育水平对数	0.043* (0.025)	0.095*** (0.035)	-0.018 (0.037)
自由贸易协定	0.515*** (0.150)	0.295** (0.140)	0.037 (0.070)
文化距离	0.267 (0.215)	0.085 (0.250)	—
地理距离对数	0.019 (0.119)	0.121 (0.184)	—
语言距离对数	1.520 (1.117)	3.094*** (0.626)	—
年份固定效应	否	否	是
国别固定效应	否	否	是
常数项	-6.205*** (1.185)	-8.562*** (1.512)	-20.699*** (3.900)
样本量	3, 204	3, 204	3, 204
R方	0.808	0.898	0.979
Log pseudo-likelihood	—	-41007.00	-8563.47

注：1. 当使用 OLS 方法时，模型的因变量是出口贸易额的对数形式；2. 表中来华留学生数均滞后一期，下表同；3. 括号内为以国家为聚类变量的稳健标准误，下表同；4. ***： $p < 0.01$ ，**： $p < 0.05$ ，*： $p < 0.1$ ，下表同。

我们将表 3 中的来华留学生总数再细分成不同项目的来华留学生数放入回归方程中，用以进一步探索学历项目与非学历项目、奖学金项目与自费项目不同来华留学生群体对我国出口贸易的影响差异，回归结果如表 4 所示。首先，不同项目来华留学生均表现出了显著的积极影响。其次，学历项目与非学历项目的来华留学生群体影响效果并未表现出显著差异。最后，相较于自费项目而言，奖学金项目虽然也表现出了积极影响，但影响效果相对较弱，并且不具备统计显著性。我们查看了《来华留学生简明统计》2013—2015 年更为详细的数据，发现奖学金留学生项目中，工科专业的留学生数量最多，而在自费留学生群体中，有较大比例是以汉语言专业为主的非学历项目留学生。而这些汉语言专业的非学历自费留学生在华接受教育的时间更为紧凑、学习内容较为集中、目的性也更为明确，回国后能够较快融入到对华贸易相关工作中，因而有望在短期内产生更为直接的促进作用。此外，从表 2 描述统计

的结果来看, 获得政府奖学金的来华留学生数要远低于自费来华留学生数, 这也是其影响效果远不如自费来华留学生群体可能的原因。

表 4 不同项目类型来华留学生对我国出口贸易的影响 (PPML)

	学历项目	非学历项目	奖学金项目	自费项目
来华留学生数对数	0.093*** (0.029)	0.098** (0.040)	0.045 (0.029)	0.107*** (0.036)
人均 GDP 对数	1.507*** (0.203)	1.440*** (0.223)	1.490*** (0.204)	1.386*** (0.229)
人口总数对数	1.642*** (0.207)	1.449*** (0.229)	1.810*** (0.304)	1.379*** (0.235)
劳动力教育水平对数	0.001 (0.033)	-0.026 (0.039)	-0.010 (0.040)	-0.020 (0.039)
自由贸易协定	0.049 (0.069)	0.022 (0.073)	-0.001 (0.069)	0.044 (0.070)
文化距离	—	—	—	—
地理距离对数	—	—	—	—
语言距离对数	—	—	—	—
年份固定效应	是	是	是	是
国别固定效应	是	是	是	是
常数项	-24.064*** (3.510)	-21.549*** (3.933)	-24.874*** (4.098)	-20.562*** (4.030)
样本量	3, 204	3, 204	3, 204	3, 204
R 方	0.979	0.979	0.979	0.979
Log pseudo-likelihood	-8583.27	-8615.78	-8708.46	-8567.12

(二) 分样本回归

表 5 进一步考虑不同生源国家来华留学生群体的异质性。首先考虑不同国家购买力水平的高低可能会影响来华留学教育的作用效果。根据世行的分类标准, 本文将样本国家分为中低收入组(含低收入国家和中低收入国家)、中高收入组、高收入组进行分样本回归。回归表明, 中低收入和高收入组的来华留学生数具备显著正向影响, 其系数大小分别为 0.064 和 0.147, 并且

均在 0.01 水平上具备统计显著性。而中高收入组则并未表现出正向促进作用,其系数值为负,并且不具备统计显著性。我们进一步通过费舍尔组合检验(Fisher's Permutation Test)对各组回归系数的差异进行了比较,检验结果表明高收入组和中高收入组、高收入组和中低收入组、中高收入组和中低收入组之间来华留学生数的回归系数均存在显著差异,对应 p 值均小于 0.005。对于高收入国家组而言,其组别回归系数较大,原因可能在于其国内市场购买力较强,来华留学生有更多机会参与到双边贸易过程中。至于中低收入组国家,一方面其国内市场体量较小,贸易增长的弹性较大;另一方面其国内市场体制相对不健全,来华留学生能够凭借信息差的优势降低跨国贸易成本,促进双边贸易的发展。

其次考虑不同生源规模的影响。受经济、地理及文化等方面因素的综合影响,不同国家来华留学生数存在较为明显的差异,这一点在表 2 中也有所体现。为此,我们将样本国家分为主要生源国家和非主要生源国家两组进行分样本回归。其中,主要生源国家是指在分析时间段内来华留学生数年度排名前 20 的生源国家,经统计这类国家共 29 个,而其余 149 个国家则为非主要生源国。^① 这两个子样本的分组回归系数分别为 0.138 和 0.046,并且主要生源国家的回归系数在 0.01 具备统计显著性。进一步费舍尔组合检验的结果表明两组回归系数在 0.000 水平上具备统计显著性差异。这一结果一方面从主要生源国家的角度验证了上文表 3 回归结果所得出的初步结论;另一方面表明主要生源国家来华留学生对于我国出口贸易的促进作用有可能强于非主要生源国家的来华留学生,原因可能在于主要生源国家的来华留学生群体已具备一定的集聚规模效应,但也可能是由于主要生源国家中有不少国家也是我国主要的出口贸易伙伴国,需要后续进一步分析。

表 5 分样本回归(PPML)

	按收入水平分组			按生源规模分组	
	中低收入组	中高收入组	高收入组	主要国家	非主要国家
来华留学生数对数	0.064** (0.031)	-0.009 (0.032)	0.147*** (0.037)	0.138*** (0.049)	0.046 (0.041)
人均 GDP 对数	1.406***	0.335**	1.166***	1.511***	1.279***

① 具体而言,包括以下国家:俄罗斯、加拿大、印度、印度尼西亚、哈萨克斯坦、韩国、巴基斯坦、德国、意大利、新加坡、日本、法国、泰国、澳大利亚、美国、英国、菲律宾、蒙古、越南、马来西亚、尼泊尔、老挝、也门、加纳、孟加拉、尼日利亚、瑞典、荷兰、缅甸。

续表

	按收入水平分组			按生源规模分组	
	中低收入组	中高收入组	高收入组	主要国家	非主要国家
	(0.132)	(0.157)	(0.262)	(0.343)	(0.285)
人口总数对数	1.366***	1.389***	1.236***	0.809	1.195***
	(0.280)	(0.413)	(0.220)	(0.746)	(0.261)
劳动力教育水平对数	0.031	-0.097**	-0.044	-0.075	0.052
	(0.055)	(0.038)	(0.044)	(0.059)	(0.048)
自由贸易协定	0.280***	0.038	-0.087	0.051	0.087
	(0.062)	(0.050)	(0.086)	(0.055)	(0.137)
文化距离	—	—	—	—	—
	—	—	—	—	—
地理距离对数	—	—	—	—	—
	—	—	—	—	—
语言距离对数	—	—	—	—	—
	—	—	—	—	—
年份固定效应	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-19.178***	-8.941**	-17.498***	-16.522**	-17.516***
	(3.173)	(4.072)	(4.845)	(7.479)	(4.395)
样本量	1,368	882	954	522	2,682
R 方	0.9476	0.954	0.986	0.919	0.982
Log pseudo-likelihood	-2813.43	-2161.85	-3151.27	-5690.23	-2658.43

(三) 稳健性检验

尽管来华留学教育促进了我国出口贸易的发展,但留学生来华留学抉择本身也受到双边贸易关系的影响。为此,我们进一步使用工具变量方法进行稳健性检验。这里所使用的工具变量包括同期各国赴日韩留学生数及前一期各国来华自费学历项目留学生数的对数形式。考虑到数据存在异方差和自相关的问题,回归采用广义矩估计(GMM)的方法,最终结果如表6和表7所示。两张表格中所汇报的各项检验结果也在一定程度上证明本文所选取的工具变量是合理有效的。此外,从两个工具变量与来华留学生数这一内生解释变量的回归结果来看,二者的回归系数均为正,与上文选取工具变量时所提

出的预期假设相符。^①

整体来看,使用工具变量法所估计的各方程回归系数要大于上文利用PPML法所估计的回归系数,但研究发现仍与上文回归结果基本保持一致:即来华留学生群体的流入整体促进了我国出口贸易的发展。具体到各个方程的回归分析来看,表格6的回归结果仍与表格4的结果保持一致,自费项目来华留学生的回归系数要大于奖学金项目,并且表格6的结果还发现非学历项目来华留学生的回归系数要大于学历项目来华留学生的回归系数。表格7的回归结果则与表格5的回归结果基本保持一致。按收入水平来看,中低收入国家的分组回归系数最大,而高收入组国家的分组回归系数仍然为正,但不具备统计显著性。按生源规模来看,相较于表格5的回归结果,表格7中主要生源国家的分组回归系数仍为正,并且具备统计显著性,但其与非主要生源国家的分组回归系数大小已不存在明显差异。这可能是通过工具变量法,回归方程中控制了一部分内生性因素的影响。由此,利用工具变量方法进行的分析同样验证了上文异质性讨论的结果:首先,自费来华留学生相较于奖学金项目来华留学生对我国出口贸易的促进作用更强;其次,中低收入国家的来华留学生具有较强的促进作用;最后,主要生源国家来华留学生影响较为明显。

需要说明的是,尽管本文通过工具变量方法一定程度上解决了来华留学生数与我国出口贸易的内生性问题,但目前尚无法得到十分完美的估计结果。本文在此并不刻意回避二者的内生性问题,而是意在论证来华留学教育在这一过程中所扮演的积极角色,从而呼应本研究挖掘来华留学教育国际人才红利的初衷。

表6 稳健性检验 I (IV-GMM)

	整体	学历	非学历	奖学金
来华留学生数对数	0.239*** (0.073)	0.181*** (0.052)	0.276*** (0.086)	0.032 (0.042)
人均GDP对数	0.624*** (0.183)	0.773*** (0.168)	0.434** (0.209)	0.203*** (0.064)
人口总数对数	0.726*** (0.258)	0.975*** (0.215)	0.470 (0.350)	0.235*** (0.049)
劳动力教育水平对数	0.121* (0.065)	0.104* (0.062)	0.145** (0.065)	0.025* (0.014)

① 为节省空间,这里不再单独详细汇报两个工具变量与内生解释变量的回归结果。

续表

	整体	学历	非学历	奖学金
自由贸易协定	0.423*** (0.098)	0.393*** (0.094)	0.432*** (0.104)	0.067** (0.030)
文化距离	—	—	—	—
地理距离对数	—	—	—	—
语言距离对数	—	—	—	—
年份固定效应	是	是	是	是
国别固定效应	是	是	是	是
识别不足检验	35.413***	40.940***	35.651***	10.696***
弱工具变量检验	60.077 {19.93}	97.928 {19.93}	34.719 {19.93}	6.767 {8.68}
过度识别检验	0.038	0.989	0.322	1.138
样本量	3026	3026	3026	3026
R 方	0.744	0.762	0.744	0.941

注：1. 工具变量识别不足检验汇报的是 Kleibergen-Paap rk LM 统计量，检验的原假设是工具变量识别不足，下表同；2. 弱工具变量检验汇报的是 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量，检验的原假设是工具变量为弱识别，大括号内数据为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值，下表同；3. 过度识别检验汇报的是 Hansen 统计量，检验的原假设是在模型至少是恰好识别的前提下，所有工具都是外生的，下表同。

表 7 稳健性检验 II (IV-GMM)

	按收入水平分组			按生源规模分组	
	中低收入组	中高收入组	高收入组	主要国家	非主要国家
来华留学生数对数	0.392*** (0.101)	0.100 (0.114)	0.208 (0.147)	0.212*** (0.040)	0.194** (0.085)
人均 GDP 对数	0.792*** (0.300)	0.707** (0.304)	1.028*** (0.306)	0.711*** (0.174)	0.647*** (0.207)
人口总数对数	0.523 (0.701)	1.665** (0.762)	0.935*** (0.173)	-0.178 (0.406)	0.938*** (0.251)
劳动力教育水平对数	-0.021 (0.140)	0.131 (0.112)	0.111 (0.080)	0.090 (0.061)	0.124* (0.070)
自由贸易协定	0.694*** (0.161)	0.404** (0.168)	0.164 (0.191)	0.181*** (0.056)	0.441*** (0.165)

续表

	按收入水平分组			按生源规模分组	
	中低收入组	中高收入组	高收入组	主要国家	非主要国家
文化距离	—	—	—	—	—
	—	—	—	—	—
地理距离对数	—	—	—	—	—
	—	—	—	—	—
语言距离对数	—	—	—	—	—
	—	—	—	—	—
年份固定效应	是	是	是	是	是
国别固定效应	是	是	是	是	是
识别不足检验	13.505***	13.113***	12.673***	8.484**	30.575***
弱工具变量检验	21.333	22.549	17.147	350.139	43.512
	{19.93}	{19.93}	{8.68}	{19.93}	{19.93}
过度识别检验	1.137	0.282	1.259	0.013	0.069
样本量	1292	833	901	493	2533
R方	0.712	0.744	0.821	0.952	0.715

六、结论与启示

党的十九大报告指出“坚持对外开放基本国策，推动形成全面开放新格局，推动建设开放型世界经济”。随着我国对外开放水平不断提高，高等教育“引进来”与“走出去”已同等重要。但另一方面，随着来华留学教育规模不断扩大，相应的公共财政投入不断增加。有关来华留学教育政策的影响评估也已成为社会各界关注的热门议题。借鉴国际经验和前人研究成果，本文侧重从国际贸易的角度讨论来华留学教育对我国经济发展的积极影响。研究结果一方面验证了既有关于国际留学教育与双边贸易的研究结论，另一方面进一步补充了关于来华留学生群体异质性的讨论，对不同项目类型、不同生源地来华留学生群体的影响效果进行了比较。这也为后续来华留学教育的发展决策提供了参考依据。

基于1999—2017年我国与178个国家的出口面板数据，本文借鉴国际贸易理论研究中常用的贸易引力模型，并使用对存在严重异方差的国际贸易数据更为合适的PPML估计方法，在控制了贸易伙伴国和年份固定效应的基础

上考察来华留学教育对我国出口贸易的影响。为解决来华留学生规模与出口贸易之间潜在的内生性问题,本文还进一步通过工具变量方法进行稳健性检验。回归估计的结果表明:1. 来华留学生群体的进入对我国出口贸易有显著正向影响;2. 分不同项目来看,相较于奖学金项目,自费项目留学生的促进作用更为明显;3. 按收入水平来看,来自中低收入国家来华留学生群体的促进作用更为明显;4. 按生源规模来看,来自主要生源国家的来华留学生群体表现出了较强的促进作用。基于上述研究发现,我们得出如下启示和建议。

首先,结合不同项目来华留学生群体间的差异,有针对性地制定培养目标。做精学历项目留学生教育,提高教学评估标准和教学培养质量;做强非学历项目和自费项目留学生教育,提供多元化和以应用实务为导向的培养方案,完善和做好学生管理工作的各项环节,为良好和谐的跨国留学网络建立提供有力支持。发挥奖学金项目的示范引领和政策导向作用,明确战略定位,积极配合国家“一带一路”重大战略部署,引领对外开放新格局。

其次,对于不同收入水平国家的来华留学生群体,配合我国出口贸易的市场开发战略,实施多元化的留学政策导向。吸引总体经济规模较大但人均 GDP 水平不高的新兴市场国家留学生来华学习。

再次,对于来自主要生源国家的来华留学生,应密切关注群体内留学目的地的区域分布,做好管理和引导工作,注重发挥集聚规模效应,提升来华留学生群体在双边贸易中的促进作用;对于来自非主要生源国家的来华留学生,在确保生源质量的同时,可继续有针对性地吸引一批优秀学子来华学习。

最后,强化来华留学网络建设,深入开展我国同其他国家教育、科技、文化的民间平等友好交流。充分利用来华留学教育所积累的跨国资本,强化校友联系,积极为在华留学生提供就业指导、拓宽实习渠道,促进来华留学教育网络进一步孵化成长为我国贸易开放网络的重要根基。

[参考文献]

- 巩雪、熊峰,2018:《来华留学生教育的对外投资驱动效应研究》,《南京理工大学学报(社会科学版)》第3期。
- 刘爱兰、王智烜、黄梅波,2018:《文化差异比制度差异更重要吗?来自中国对非洲出口的经验证据》,《世界经济研究》第10期。
- 蒙英华、黄建忠,2008:《信息成本与国际贸易:亚洲华商网络与 ICT 对中国对外贸易影

- 响的面板数据分析》，《南开经济研究》第1期。
- 綦建红、鞠磊，2008：《对外贸易与国际移民：以中国为例》，《山东大学学报(哲学社会科学版)》第4期。
- 王云飞、杨希燕，2015：《社会网络促进我国对外贸易了吗？——基于移民网络视角的检验》，《世界经济研究》第10期。
- 魏浩、陈开军，2015：《国际人才流入对中国出口贸易影响的实证分析》，《中国人口科学》第4期。
- 魏浩、袁然，2017：《国际人才流入与中国进口贸易发展》，《世界经济与政治论坛》第1期。
- 杨汝岱、李艳，2016：《移民网络与企业出口边界动态演变》，《经济研究》第3期。
- 袁清，2019：《刍议来华留学生教育对我国的影响效应——以“一带一路”沿线国家贸易关系为例》，《浙江社会科学》第4期。
- 张晓毅、刘文，2017：《海外移民网络对中国出口二元边际的影响》，《贵州社会科学》第11期。
- 张晓毅、刘文，2019：《中国海外移民网络对“一带一路”沿线国家出口贸易的影响》，《山东社会科学》第6期。
- 赵永亮、刘德学，2009：《海外社会网络与中国进出口贸易》，《世界经济研究》第3期。
- 赵永亮，2012：《移民网络与贸易创造效应》，《世界经济研究》第5期。
- Anderson, J. E., 1979, “A Theoretical Foundation for the Gravity Equation”, *American Economic Review*, 69(1): 106—116.
- Anderson, J. E. and E. Van Wincoop, 2003, “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review*, 93(1): 170—192.
- Baier, S. L. and J. H. Bergstrand, 2009, “Bonus Vetus OLS: A Simple Method for Approximating International Trade—Cost Effects Using the Gravity Equation”, *Journal of International Economics*, 77(1): 77—85.
- Combes, P. P., M. Lafourcade, and T. Mayer, 2005, “The Trade-Creating Effects of Business and Social Networks: Evidence from France”, *Journal of International Economics*, 66(1): 1—29.
- Dunlevy, J. A., 2006, “The Influence of Corruption and Language on The Protrade Effect of Immigrants: Evidence from The American States”, *Review of Economics and Statistics*, 88(1): 182—186.
- Flisi, S. and M. Murat, 2011, “The Hub Continent. Immigrant Networks, Emigrant Diasporas and FDI”, *The Journal of Socio-Economics*, 40(6): 796—805.
- Girma, S. and Z. Yu, 2002, “The Link Between Immigration and Trade: Evidence from The United Kingdom”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 138(1): 115—130.

- Gould, D. M. , 1994, “Immigrant Links to The Home Country: Empirical Implications For US Bilateral Trade Flows”, *The Review of Economics and Statistics* , 302—316.
- Greenaway, D. , P. A. Mahabir, and C. Milner, 2007, “Does the Presence of Ethnic Chinese in Trading Partner Countries Influence Bilateral Trade Flows with China?”, *Leverhulme Centre for Research in Globalisation and Economic Policy, University of Nottingham Working Paper*.
- Greif, A. , 1993, “Contract Enforceability and Economic Institutions in Early Trade: The Maghribi Traders’ Coalition”, *American Economic Review* , 525—548.
- Head, K. and J. Ries, 1998, “Immigration and Trade Creation: Econometric Evidence from Canada”, *Canadian Journal of Economics* , 47—62.
- IIE, Project Atlas—Infographics and Data[EB/OL]. (2019-10-06) <https://www.iie.org/Research-and-Insights/Project-Atlas/Explore-Data/Current-Infographics>.
- Murat, M. and B. Pistoreshi, 2006, “Links between Migration and Trade: Evidence from Italy”, in *Workshop on the Economics of Diversity, Migration and Culture*.
- Murat, M. , 2014, “Out of Sight, Not Out of Mind. Education Networks and International Trade”, *World Development* , 58: 53—66.
- Rauch, J. E. and V. Trindade, 2002, “Ethnic Chinese Networks in International Trade”, *Review of Economics and Statistics* , 84(1): 116—130.
- Rauch, J. E. , 2001, “Business and Social Networks in International Trade”, *Journal of Economic Literature* , 39(4): 1177—1203.
- Silva, J. S. and S. Tenreyro, 2006, “The Log of Gravity”, *The Review of Economics and Statistics* , 88(4): 641—658.
- Tinbergen, J. J. , 1962, “Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy”, 264.
- Wagner, D. , K. Head, and J. Ries, 2002, “Immigration and the Trade of Provinces”, *Scottish Journal of Political Economy* , 49(5): 507—525.

Education of Foreign Students and Export Trade in China

HA Wei¹, CHEN Dong-yang²

(1. Graduate School of Education/Institute of Economics of Education, Peking University;

2. Graduate School of Education, Peking University)

Abstract: Since 2017, China has been the largest destination country for studying abroad in Asia. With the consistent growth of public financial, the economic effects of the

education policy of foreign students in China has become increasingly concerned. Based on international cases and previous research, this article attempts to argue that education of foreign students in China has positive impact on China's export trade. Using the trade panel data between China and 178 countries from 1999 to 2017, based on the trade gravity equation, the PPML (Poisson Quasi-Maximum Likelihood) method, and the robustness test with the instrumental variables method, we found that: Education of foreign students in China has promoted China's export trade; compared with scholarship programs, the foreign students of self-funded programs have a stronger promotion effect; concerned the income levels of different countries, the foreign students from low and lower middle income countries have a stronger promotion effect; concerned the proportion of foreign students from different countries in China, those foreign students from main source countries have shown a more positive effect.

Key words: education of foreign students in China; export trade; gravity equation; PPML

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 胡咏梅)