

来源国人均收入对来华留学生规模的双向作用

康 乐, 宋映泉

[摘 要] 来源国人均收入对留学生规模的影响在文献中一直缺乏明确的结论。本文提出了一个基于“收入效应”和“替代效应”的理论模型, 并利用重力方程以及1999—2013年间188个国家的来华留学生面板数据, 分析了来源国人均收入对来华留学生规模的影响。研究发现: 首先, 学历项目中“替代效应”占据了主导地位, 因此使用随机效应模型进行估计, 人均收入的作用是负的, 而非学历项目中只有“收入效应”, 因此人均收入的作用是正的; 其次, 奖学金项目的结果与学历项目大体一致, 自费项目的结果与非学历项目大体一致; 最后, 如果我们使用固定效应模型估计学历项目和奖学金项目, 人均收入的影响将会出现“逆转”。

[关键词] 来源国; 人均收入; 来华留学生; 双向作用

一、引言

伴随上个世纪后半叶的全球化浪潮, 学生的跨国流动已经成为二战以来教育领域最重要的现象之一。有记录显示, 1960年全球有238000名留学生(McMahon, 1992); 而根据联合国教科文组织的统计, 2010年全球高等教育市场上的留学生总数已经达到了3572840人(UNESCO, 2012)。如果这两个不同来源的数据大致上是可比的, 那么从1960年到2010年, 全球的留学生总数在半个世纪内增长到了之前的15倍。另外, 就各个国家而言, 这种增长也无处不在。在最大的发达国家美国, 留学生规模从1954年的36494人(Agarwal and Winkler, 1985), 增长到了2010年的684714人(UNESCO, 2012)。而在最大的发展中国家中国, 来华留学生的数量也从1979年的1278

[收稿日期] 2016-11-02

[作者简介] 康乐(通讯作者), 北京大学教育学院, 电子邮箱地址: lekang@pku.edu.cn; 宋映泉, 北京大学中国教育财政科学研究所, 电子邮箱地址: songyingquan@pku.edu.cn。

人(《中国教育年鉴》编辑部, 1984), 增长到了 2013 年的 356742 人(教育部国际合作与交流司, 2014), 几乎是 34 年前的 280 倍。

本文讨论的是来华留学生。来华留学生的历史源远流长, 最早可以追溯到一千多年前的隋代(公元 581—618 年)和唐代(公元 618—907 年)。当时的中国, 不仅仅在东亚, 甚至在全世界范围都是最发达的国家之一。而作为中国的近邻, 日本和朝鲜半岛的新罗多次派出使团来到中国, 这些使团被称之为“遣隋使”或者“遣唐使”。“遣隋使”和“遣唐使”中不仅包括了外交官员, 还包括了数目众多的留学生与留学僧。他们从中国带回了当时最先进的科学、技术、社会制度、历史、哲学、艺术、以及建筑学, 被认为是来华留学生最早的先驱。

然而, 随着工业革命在欧洲的兴起, 以及西方列国逐渐成为世界的主导力量, 中国丧失了从经济到文化的一系列优势, 开始派出自己的留学生前往海外学习。19 世纪中叶以来, 大量从欧美、日本、以及前苏联拿到学位的留学生, 在中国的发展中发挥了巨大作用。

新中国成立之后, 来华留学生的规模逐渐恢复。早期的来华留学生往往来自社会主义阵营, 并且由于中国各项政治运动的影响, 其发展受到一定限制。进入改革开放时期, 尤其是 21 世纪以来, 中国的来华留学事业有了突飞猛进的发展。如图 1 所示, 2013 年来华留学生数为 1999 年的 7.98 倍, 高于普通高校在校大学生数(6.04 倍)、货物进出口贸易(4.96 倍)以及国内生产总值(3.74 倍)的增长速度。

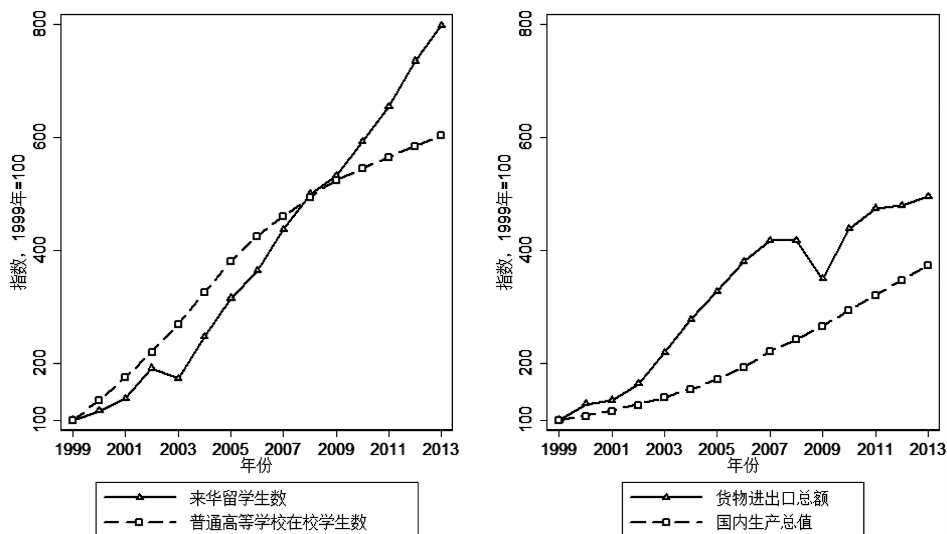


图 1 中国来学留学生数的增长(1999 年=100)

数据来源: 教育部及国家统计局

教育部国际合作与交流司每年都会公布各个国家和地区的来华留学生数量,包括总数、学历与非学历学生数、以及中国政府奖学金留学生数等等。图2显示2013年来华留学生的分布(教育部国际合作与交流司,2014)。来自亚洲的来华留学生不出意料地占据了统治地位,其总数达到了219838人(61.62%),紧随其后的是欧洲的61512人(17.24%)、美洲的37047人(10.38%)与非洲的33359人(9.35%),而来自大洋洲的留学生最少,仅为4986人(1.39%)。此外,排名第一的国家为韩国,其数量为63029人(17.66%),超过了第二名的两倍。排名第二到第四位的国家分别是美国、泰国、日本和俄罗斯,其数量分别为25312人(7.09%)、20106人(5.63%)、17226人(4.82%)和15918人(4.46%)。

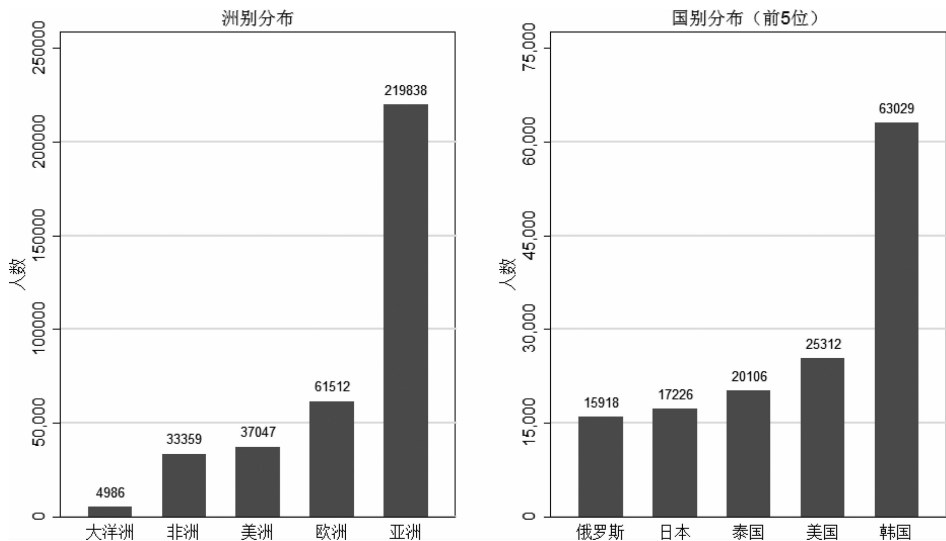


图2 来华留学生的分布(2013年)

数据来源:教育部

正如图2所展现的,不同来源地的来华留学生在规模上相去甚远。事实上,还有个别国家从未向中国派出过留学生,例如太平洋岛国图瓦卢。另外有一些国家的来华留学生一直是个位数,例如加勒比地区的圣文森特和格林纳丁斯,以及非洲的圣多美和普林西比等等。基于从数据中观察到的这些现象,一个自然而然的问题就是:为什么一些国家的来华留学生较多而另一些国家较少?或者换句话说,不同的留学生规模背后是什么因素在起作用?

事实上,研究国际高等教育的学者一直以来都试图回答这些问题。总体而言,他们总结了学生跨国流动背后的各种影响因素,例如经济、社会、文化、地理等方面的因素。但这些研究往往在以下三个方面存在着不足:首先,

对人均收入这个重要变量的作用,在理论上从未达成一致的意见,在实证上也很少得到稳定的结果。第二,由于数据的限制,几乎从未对不同类别的留学生,例如学历的和非学历的、奖学金的和自费的做出区分。而我们认为,区分学历和非学历留学生,恰恰可以帮助我们理解人均收入的真正作用。第三,这些研究讨论的对象通常是欧洲、美国或者是全球多个国家,除了岳芸(2013)、宋华盛和刘莉(2014)的研究之外,很少专门讨论其它地区,特别是以中国为目的地的学生流动。

本文利用重力方程以及 1999—2013 年间 188 个国家的来华留学生面板数据,讨论来源国人均收入对来华留学生规模的影响。我们对现有文献的贡献主要体现在以下三个方面:首先,从理论上提出了一个基于“收入效应”和“替代效应”的分析框架。我们的预言是:学历项目同时存在“收入效应”和“替代效应”,当“替代效应”占主导的时候,人均收入的影响是负的;而非学历项目仅仅存在“收入效应”,因此人均收入的影响总是正的。另外,如果获得奖学金的留学生以学历项目为主,自费留学生以非学历项目为主,那么人均收入对这两者的影响也分别与学历和非学历留学生一致。文章稍后的实证部分也证实了这一点。其次,教育部的来华留学生数据区分了不同类别的留学生,从技术上讲,这是文章实证部分的关键,也是我们对现有文献的一个重要补充。第三,文章讨论的是来华留学生,最近 15 年里,中国的来华留学生一直保持着年均 16% 的高速增长,而在不远的未来,中国很有可能继欧洲、美国之后,成为又一个学生跨国流动的中心,这也赋予了本文更为深远的意义。

文章分为六个部分:第一章是引言,第二章是文章的研究框架,第三章是数据以及相关的描述统计,第四章是回归结果,第五章是最后的结论。

二、研究框架

(一)文献回顾

Altbach(1998)最早总结了被称为“推拉模型(push-pull model)”的一系列理论。Altbach 认为,国际学生的跨国流动总是被来源国不如意的教育状况所推动,同时又被目的国更好的教育机会所吸引。前者被称为跨国流动的推动因素(push factors),后者则是跨国流动的拉动因素(pull factors)。

在此基础上,有两类不同的实证文章对影响来华留学生的因素进行了探讨。第一类的研究对象是个体,学者们使用访谈、问卷调查等方法,研究个人或者家庭决策背后的影响因素,即讨论的是对于微观个体而言,究竟哪些推动或者拉动因素在起作用。这一类研究包括 Mazzarol 和 Soutar(2002)、

Findlay等(2006)、Li和Bray(2007)、Maringe和Carter(2007)、Kondakci(2011)、丁笑炯(2010)、刘扬等(2013)、以及李立国等(2015)。

第二类的研究对象则通常是国家,将学生流动看作是一种“跨国流量”(cross-border flow),从而使用国际贸易与移民研究中流行的重力方程,对其做加总意义上的探讨。事实上,高等教育可以被看作是一种服务贸易,而留学海外也是一类短期的人口迁移。换言之,将“推拉模型”的思想与重力方程这一实证工具结合了起来。

我们知道,如果A国有更多的人口,那么给定其它条件不变,A国有可能派出更多的留学生;如果B国恰好离A国很近,那么给定其它条件不变,A国的留学生会更倾向于前往B国而不是其它国家。这种朴素的认识,恰恰类似于国际贸易中的著名命题——重力方程。即:如果A国与B国拥有更多的经济总量,或者A国与B国之间距离更近,那么给定其它条件不变,它们之间也会发生更多的贸易。

重力方程最早来源于牛顿开创的经典物理学。Tinbergen(1962)和Pöyhönen(1963)将其引入了国际贸易领域,之后学者们开始利用这个工具讨论国际贸易中的实证问题。随着重力方程在国际贸易中的成功运用,许多学者开始将其运用于更多的领域,尤其是国际移民。例如Lewer和Berg(2008)就认为,重力模型在国际贸易研究中非常流行,并且在检验贸易影响因素方面做出了相当大的贡献,因此很可能也适用于国际移民。而本文的最终结果显示,这一判断无疑是正确的。

接下来我们重点讨论第二类文献,特别是其中与来源国人均收入有关的部分。总的来说,在这些以重力方程为工具的研究中^①,有的认为人均收入的影响是正的,但没有得到足够的证据支持,有的则一开始态度就模棱两可,还有的认为这个变量根本就不重要。

首先, Lee和Tan(1984)考察了1979年前后103个发展中国家流向美国、法国、英国等发达国家的留学生数量,McMahon(1992)讨论了上个世纪60和70年代18个发展中国家向外流出的国际学生规模, Naidoo(2007)则研究了1985—2003年间9个国家前往英国的留学生数量。这些研究事先都预期来源国的人均收入对此有着正向影响,但在实证分析中却很难证明这一点。其次, Agarwal和Winkler(1985)考察了1954—1973年间15个东半球国家在美国的留学生规模,魏浩等(2012)讨论了1999—2008年间48个国家之间的学生流动数量, Perkins和Neumayr(2014)则研究了2004—2009年间从151

^① 尽管有时候他们对这一工具并未明确的说明。

个来源国到105个目的国的留学生规模。这些研究或者认为人均收入的影响是不确定的,或者事先并没有给出预期的符号(实证检验表明,人均收入的估计往往是不显著的、甚至是前后不一致的)。最后,González等(2011)、Van Bouwel和Veugelers(2013)以及Beine等(2014)并不认为来源国人均收入是影响学生跨国流动的重要因素,因此也没有在实证研究中加以讨论。

另外,在以中国为留学生目的国的研究中,岳芸(2013)认为现有研究在这一问题上没有定论,但回归结果却显示中国和来源国的人均收入差距与来华留学生规模呈正相关,即来源国人均收入的影响是负的。宋华盛和刘莉(2014)讨论的则是来源国的总收入而非人均收入,他们事先预测总收入的符号是不确定的,然而最后却得到了正向的估计结果。

我们认为,上述研究之所以未能达成一致意见,原因在于人均收入对留学生规模事实上存在两个方向相反的作用,而这一点恰恰被之前的研究者忽视了。

(二)理论模型

我们提出一个基于“收入效应”与“替代效应”的理论模型,来分析来源国人均收入对留学生规模的影响。所谓“收入效应”,是指真实收入变化对消费产生的作用;所谓“替代效应”,则是指不同商品间相对价格变化对消费产生的作用。

首先,更高的来源国人均收入,意味着该国学生在购买国外教育服务上拥有更高的购买力。换言之,给定其他条件不变,人均收入越高则购买的国外教育服务也越多。此处我们称之为“收入效应”。其次,本国的教育质量在学生的留学决策中非常重要,本国教育质量越高,学生前往海外留学的机会成本往往也就越大;更重要的是,教育质量在统计上又很难衡量,一旦教育质量没有被很好的控制,与之高度相关的来源国人均收入就会“吸收”其影响。从这个角度而言,人均收入的增加事实上提高了国外教育服务的“价格”,反而会减少对国外教育的消费。此处我们称之为“替代效应”。

但需要特别留意的是,“替代效应”并非在所有时候都会成立。我们假设教育机构提供的产品可以分为“标准知识”与“当地知识”,前者主要包括数学、生物学、经济学等普遍意义上的自然和社会规律,后者则主要包括某些特定国家的语言、历史和文化等等。

进一步,我们将留学教育分为学历项目与非学历项目两类。就学历项目而言,教育机构提供的大部分都是“标准知识”。海外与本国的学历项目在教学内容大致接近,然而在教育质量上有所差别,学生更倾向于选择教育质量更高的一方。与此同时,更富裕的国家往往又拥有更高的教育质量。因此本

国的人均收入越高,学生前往海外留学的机会成本越大,此时“替代效应”是成立的。就非学历项目而言,教育机构提供的大部分都是“当地知识”。学生们的各个国家中学习语言,或者了解其历史与文化等等,此时海外与本国的非学历项目其质量根本无从比较,或者至少不随人均收入变化而变化。例如尼泊尔是一个非常贫穷的国家,但就尼泊尔本身的语言、历史、文化而言,其质量却远远胜过了其它各国。因此本国的人均收入越高,学生前往海外留学的机会成本并不一定越大,此时“替代效应”就不成立。

图3以非常直观的方式展现了来源国人均收入对学历项目的影响。图3的左侧为初始状态:一个典型消费者的无差异曲线为 U_0 ,预算约束线为 BD_0 ,两者在 E_0 处相切,此时海外教育消费为 X_0 ,国内教育消费为 Y_0 。图3的右侧则为人均收入增加之后的情况。首先考虑“收入效应”,如果收入提高,预算约束线从 BD_0 向上平移到 BD_{1A} ,均衡从 E_0 移动至 E_{1A} ,此时海外教育消费为 X_{1A} ,国内教育消费为 Y_{1A} ,且 $X_{1A} > X_0$, $Y_{1A} > Y_0$ 。换言之,“收入效应”使得海外教育消费与国内教育消费同时增加。其次考虑“替代效应”,因为相对价格发生了变化,预算约束线由 BD_{1A} 转动至 BD_{1B} ,均衡从 E_{1A} 移动至 E_{1B} ,此时海外教育消费为 X_{1B} ,国内教育消费为 Y_{1B} ,且 $X_{1B} < X_{1A}$, $Y_{1B} > Y_{1A}$ 。换言之,“替代效应”使得海外教育消费减少,国内教育消费增加。值得注意的是,如果“替代效应”占据主导地位,海外教育消费将比初始状态下更少,即 $X_{1B} < X_0 < X_{1A}$ 。

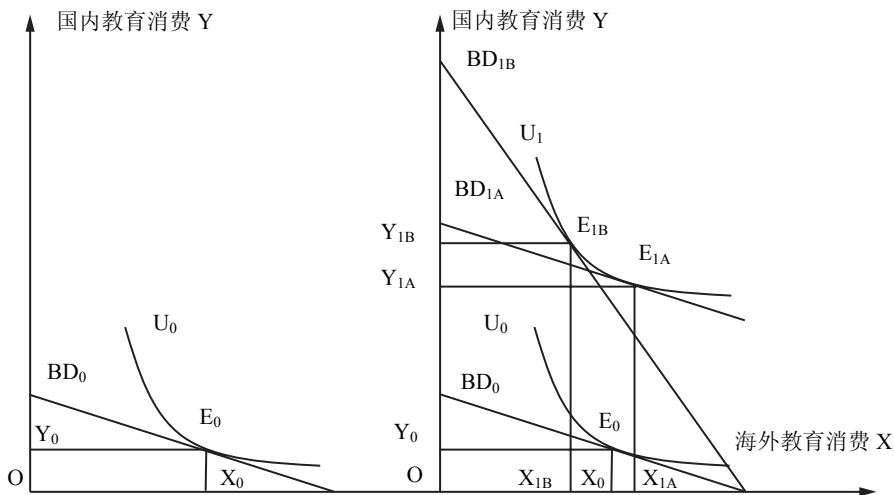


图3 来源国人均收入对学历项目的影响

图4展现的则是来源国人均收入对非学历项目的影响。在非学历项目中,本国的人均收入越高,学生前往海外留学的机会成本并不一定越大。因此相

对价格保持不变, 预算约束线本身并不会转动。换言之, 整个逻辑与学历项目的前半部分完全一致, 最终的均衡位于 E_{1A} , “收入效应”使得海外教育消费与国内教育消费同时增加。

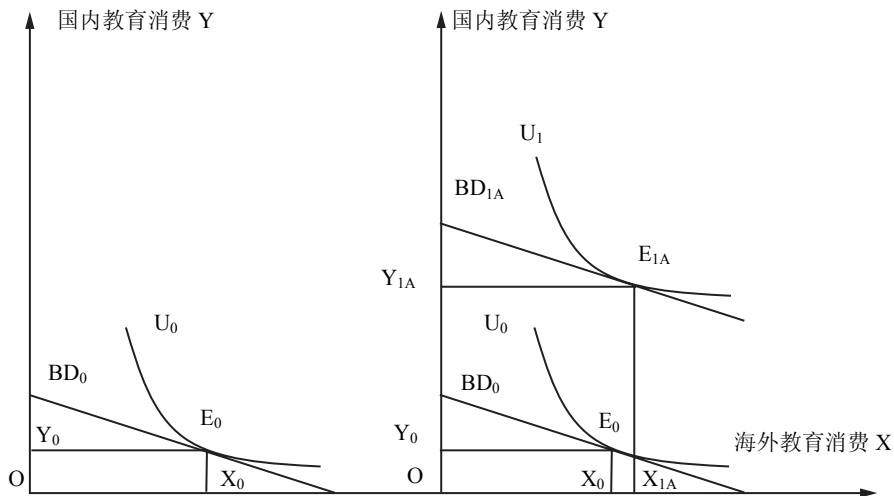


图 4 来源国人均收入对非学历项目的影响

综上所述, 我们认为“替代效应”的成立依赖于两个前提: 一是教育质量在统计上很难衡量, 二是人均收入与教育质量高度相关。对于学历项目, 同时存在“收入效应”与“替代效应”, 所以人均收入的影响是不确定的, 而当“替代效应”占主导地位时, 人均收入的影响是负的。对于非学历项目, 仅仅存在“收入效应”, 所以人均收入的影响总是正的。

(三) 实证策略

我们已经预言了来源国人均收入对不同类别来华留学生的不同影响, 接下来从实证角度进行验证。

第一步, 我们讨论人均收入对学历与非学历项目来华留学生数的影响, 作为初始结果。考虑如下的随机效应方程^①:

$$\begin{aligned} \text{Ln Students}_{\text{degree}_i} \text{ or } \text{Ln Students}_{\text{nondegree}_i} = & \beta_0 + \\ & \beta_1 \text{Ln GDPpc}_i + \beta_2 \text{Ln Population}_i + \beta_3 \text{Ln Trade}_i + \\ & \beta_4 \text{Diplomatic}_i + \beta_5 \text{Ln Distance}_{\text{Beijing}_i} + \beta_6 \text{Border}_{\text{land}_i} + \\ & \beta_7 \text{Border}_{\text{sea}_i} + T_i + v_i + u_i \end{aligned} \quad (1)$$

^① 之所以首先使用随机效应, 是为了与稍后第三步的固定效应进行对比, 并通过人均收入符号的变化揭示其中的逻辑。

在因变量中, $Students_degree$ 表示学历项目的来华留学生, $Students_nondegree$ 表示非学历项目的来华留学生, 下标 i 表示国家, j 表示年份(下同)。在自变量中, $GDPpc$ 表示来源国的人均收入, $Population$ 表示来源国的人口, $Trade$ 表示来源国与中国的双边贸易, $Diplomatic$ 是一个虚拟变量, 表示来源国与中国是否存在外交关系, $Distance_Beijing$ 表示来源国与中国之间的距离, $Border_land$ 和 $Border_sea$ 分别表示来源国与中国是否在陆地上以及海洋上相邻。另外, T 是用于表示年份的变量, 我们将先后考虑三种不同的处理方法: 首先假设没有时间趋势; 其次假设存在线性时间趋势 $Year$, 以及虚拟变量 $SARS$ ($SARS$ 在 2003 年时取 1, 其余年份取 0); 最后假设时间趋势是非线性的, 此时 T 代表一组表示各自年份的虚拟变量, 以 1999 年为基准组。 v_i 和 u_{it} 都是误差项, 其中前者不随时间的变化而变化。

可以从两个角度理解方程(1)。

首先是理论上的。根据之前的理论模型, 因为“替代效应”存在、甚至有可能占主导地位, 因此对于学历留学生, 我们有可能观察到人均收入的符号为负。而因为只有“收入效应”存在, 因此对于非学历留学生, 我们应该会观察到人均收入的符号为正。

其次是技术上的。方程(1)中并未包含教育质量, 假设教育质量在一段时间内大体保持不变, 那么它就被放在了误差项 v_i 中。而根据我们之前所讨论的, 人均收入在学历项目中与教育质量相关, 在非学历项目中与教育质量无关, 因此学历项目的回归事实上违背了经典的高斯-马尔科夫假定, 从而会得到有偏的, 也就是“吸收”教育质量影响之后、为负的结果。

第二步, 讨论人均收入对奖学金与自费来华留学生数的影响, 作为进一步的检验。

如图 5 所示, 在 1999—2013 年间, 我国的奖学金项目以学历留学生为主, 其比例一直在 50% 以上; 自费项目以非学历留学生为主, 其比例从未低于过 60%。于是我们判断, 奖学金项目中人均收入的影响应当与学历项目大体一致, 自费项目中人均收入的影响应与非学历项目大体一致。因此考虑如下随机效应方程:

$$\begin{aligned} \ln Students_scholarship_{it} \text{ or } \ln Students_selffinanced_{it} = & \beta_0 + \\ & \beta_1 \ln GDPpc_{it} + \beta_2 \ln Population_{it} + \beta_3 \ln Trade_{it} + \\ & \beta_4 Diplomatic_{it} + \beta_5 \ln Distance_Beijing_i + \beta_6 Border_land_i + \\ & \beta_7 Border_sea_i + T_t + v_i + u_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

在因变量中, $Students_scholarship$ 表示奖学金项目的来华留学生, $Students_selffinanced$ 表示自费项目的来华留学生, 其余变量的含义与之前

一致。我们猜测：对于前者，人均收入的符号同样也是负的，但考虑到其中夹杂有非学历项目的影响，其绝对值较学历项目应当略小；对于后者，人均收入的符号同样也是正的，但考虑到其中夹杂有学历项目的影响，其绝对值较非学历项目也应当略小。

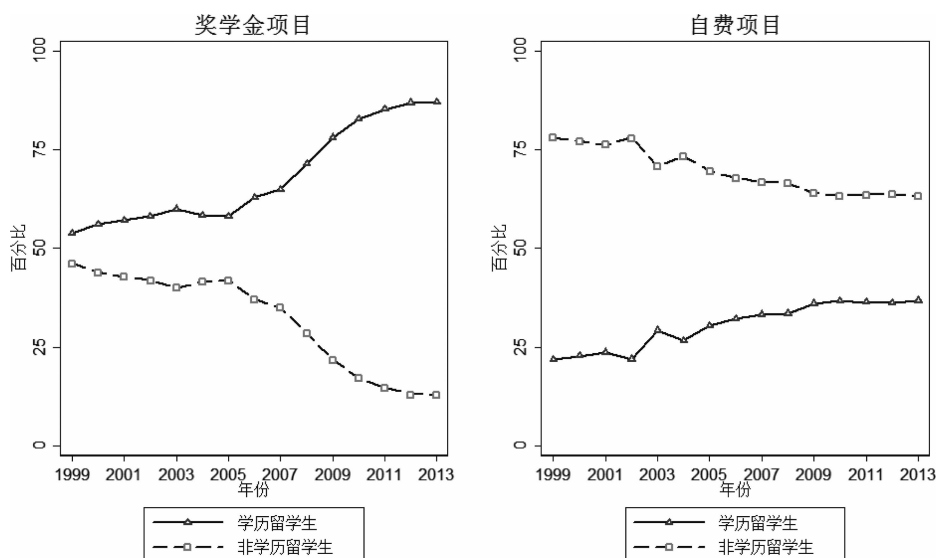


图5 奖学金与自费项目的学生结构

第三步，使用固定效应模型讨论人均收入对奖学金与自费来华留学生数的影响，作为再次的检验。

我们在方程中加入来源国的固定效应 X_i 。如果假设来源国的教育质量在最近 15 年内没有太大变化，那么控制来源国的固定效应也就控制了教育质量，事实上这个做法与 Naidoo(2007)也是一致的。考虑如下的回归方程：

$$\begin{aligned} \ln Students_degree_{it} \text{ or } \ln Students_scholarship_{it} = & \beta_0 + \\ & \beta_1 \ln GDPpc_{it} + \beta_2 \ln Population_{it} + \beta_3 \ln Trade_{it} + \\ & \beta_4 Diplomatic_{it} + T_t + X_i + u_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

此时我们也可以从两个角度理解方程(3)。

首先是理论上的。根据文章之前的逻辑，“替代效应”成立依赖于两个前提，一是教育质量在统计上很难衡量，二是人均收入与教育质量高度相关。方程(3)中加入固定效应破坏了第一个前提，那么人均收入的“替代效应”将会被“剔除”，剩下仅仅是“收入效应”。换言之，我们预测之前为负的人均收入将变得截然不同，此时都会是正的。

其次是技术上的。在方程(3)中我们使用待估计的参数 X_i 替换掉了误差项 v_i ，再加上之前教育质量在一段时间内大体保持不变的假设，那么教育质

量事实上就放在了 X_i 中。因此,无论是在学历项目还是在奖学金项目中,人均收入都不再与误差项相关,从而就不再违背经典的高斯—马尔科夫假定,得到将会是无偏的、“剔除”了教育质量影响之后、为正的结果。

综上所述,如果在第一步的随机效应回归中,发现了学历留学生中人均收入的符号为负,而非学历留学生中截然相反;在第二步的随机效应回归中,发现了奖学金留学生中人均收入的符号为负,而自费留学生中截然相反,并且系数的绝对值略微变小;在第三步的固定效应回归中,之前为负的、人均收入对学历留学生和奖学金留学生的影响都出现了“逆转”,那么我们的整个逻辑也就得到了有力的证实。

三、数据

(一)数据来源

本文使用的各项数据分别来自教育部、国家统计局、世界银行、谷歌地图以及外交部。

来华留学生的各项统计数据来自教育部国际合作与交流司。在其非正式出版的《来华留学生简明统计》中,国际合作与交流司提供了各个国家和地区的历年来华留学生数量,包括总数、学历与非学历学生数、以及中国政府奖学金留学生数^①。在其前言中国际合作与交流司指出:此数据“根据经各省、自治区、直辖市教育厅(教委)确认的高等院校和其他机构报送的统计数据整理汇编而成”。

需要注意的是,我们在文章中使用的具体数据与教育部的原始版本稍有不同。首先,与联合国的主权成员国列表一致,我们从样本中删除了全部非主权的地区,包括巴勒斯坦、法属南部领地、法罗群岛、百慕大、波多黎各、法属圭亚那、瓜德罗普、马提尼克、开曼群岛、特克斯和凯科斯群岛、英属维尔京群岛、法属波利尼西亚、库克群岛、美国本土外小岛屿、以及美属萨摩亚。其次,来自前南斯拉夫、前塞尔维亚和黑山的数据并未包括在内。第三,为了保证面板数据的平衡性,我们放弃了来自东帝汶、塞尔维亚、黑山、以及南苏丹的观测值,因为在最早的1999年它们都不存在。第四,2004年的原始数据中包括两个哥斯达黎加,其中一个被标注为美洲国家,另一个被标注为大洋洲国家——后者是一个明显的地理错误,于是我们删除了这个观测值;最后,来自太平洋的岛国图瓦卢从未在教育部的数据中出现过,因此

^① 很自然地,总数减去奖学金留学生即为自费留学生数。

我们认为图瓦卢的来华留学生数量一直都是 0。总结起来,联合国有 193 个主权成员国,除了东帝汶、塞尔维亚、黑山、南苏丹以及中国本身,我们的观测值来自其中的 188 个。

各国的人均收入和人口的数据来自世界银行的在线数据库(data.worldbank.org)。我们根据在线数据库中的各国的名义 GDP,以及实际 GDP 增长率计算了平减指数,因此文章使用的人均收入是经平减指数调整后的实际值。这里需要特别指出的是:人均收入与人均 GDP 严格来说并不能完全等同,一国的国民收入(National Income)要加上折旧以及间接税才等于其 GDP。但两者的差别非常小,跨国研究通常都用后者作为前者的近似,包括之前提及的留学生相关文献也都是如此,所以我们对此将不做区分。

双边贸易的数据来自国家统计局的在线数据库(data.stats.gov.cn)。对于一个给定的贸易伙伴,中国与之的双边贸易等于出口额与进口额之和。类似地,我们也使用了 GDP 平减指数将其调整为实际值。

中国与各国之间距离的数据由作者自行计算。为了方便起见,我们假设各国与中国的距离可以用其首都与北京之间地球大圆的劣弧代表。其中各国首都以及北京的经纬度来自谷歌地图(maps.google.com),我们编写了一个小程序,之后从谷歌地图提供的 API 接口获取了这些数据。

各国是否与中国陆地相邻或者隔海相望的数据同样来自谷歌地图。前者包括蒙古、俄罗斯、朝鲜、越南、老挝、缅甸、印度、不丹、尼泊尔、巴基斯坦、阿富汗、塔吉克斯坦、吉尔吉斯斯坦、以及哈萨克斯坦;后者包括朝鲜、韩国、日本、菲律宾、马来西亚、文莱、印度尼西亚、以及越南。

是否与中国拥有外交关系的数据来自外交部网站(www.fmprc.gov.cn)的“国家与组织”一栏。外交部在这里报告了所有国家与中国的建交年份,如果当前年份大于建交年份,我们认为拥有外交关系的虚拟变量取 1,否则取 0。

与之前研究遇到的困难类似,我们很难找到一个指标可以完美地描述教育质量,尤其是对那些欠发达国家而言。Perkins 和 Neumayer(2014)尝试使用了来源国进入“世界大学排名”(World University Rankings, WUR)前 200 位和“世界大学学术排名”(Academic Ranking of World Universities, ARWU)前 500 位大学的数量,事实上这也是一种控制教育质量的做法,但对于那些较为落后的来源国要求还是太高了。例如我们考虑人均收入从 200 美元到 2000 美元的超过 50 个欠发达国家,它们都没有大学进入这两个排行榜。最终我们只能对教育质量不加控制,此时与之高度相关的人均收入也就“吸收”了其影响。但值得一提的是,我们恰恰利用了这一点,才能在文章的稍后部分揭示人均收入的真正作用。

(二)描述统计

表 1 提供了主要变量的描述统计。以各个年份人均收入的中位数为标准，我们将这 188 个国家分为上下半区。就人均收入而言，上下半区的均值分别为 20234 与 1121 美元，两者之比接近 20 比 1。但就学历留学生的数量而言，上下半区的均值却分别为 347.6 和 337.0 人，差距几乎可以忽略不计。我们猜测这是负向的“替代效应”抵消掉了正向的“收入效应”。而与之形成鲜明对比的是非学历留学生，上下半区的均值分别达到了 912.0 和 243.8 人，两者之比接近 4：1。我们猜测这是仅有的、正向的“收入效应”在起作用。

表 1 按“人均收入高于/低于中位数”分类的描述统计

	人均收入高于中位数的国家			人均收入低于中位数的国家		
	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
留学生	1466	1260	5760	1354	580.8	1848
学历留学生	1466	347.6	2040	1354	337.0	1165
非学历留学生	1466	912.0	3861	1354	243.8	911.9
奖学金留学生	1466	59.97	154.7	1354	83.69	173.6
自费留学生	1466	1200	5657	1354	497.1	1728
人均收入	1355	20234	21141	1354	1121	839.6
人口	1451	2070	4241	1354	3468	12158
双边贸易	1466	106.6	355.6	1354	16.97	50.37
两国距离	1466	9189	3833	1354	8850	3682
陆地邻国	1466	0.0416	0.200	1354	0.110	0.313
海上邻国	1466	0.0512	0.220	1354	0.0332	0.179
外交关系	1466	0.900	0.300	1354	0.832	0.374

值得注意的是，以上均值之间的比较很容易受到极大、极小值的影响。图 6 则显示了人均收入低于和高于中位数的国家中，学历和非学历留学生规模的具体分布。在这里我们去掉了第一四分位数之下或者第三四分位数之上，超过 1.5 倍四分位距的观测值。结果显示，人均收入较低的国家拥有更多的学历项目来华留学生数^①，而人均收入较高的国家拥有更多的非学历项目来华留学生数。换言之，来源国人均收入很有可能对学历留学生有负的影响，对非学历留学生有正的影响。其原因正如我们之前提到的，学历项目中负向的“替代效应”占据了主导地位，另外非学历项目中只存在正向的“收入效应”。

① 由于受到极大、极小值的影响，这一点在之前均值比较中并未清晰地体现出来。

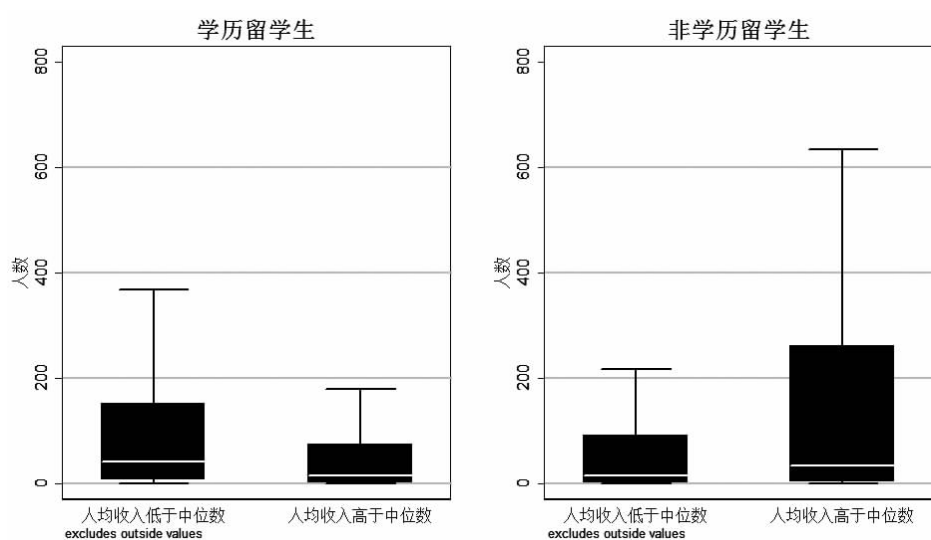


图 6 来源国人均收入与来华留学生数(学历与非学历)

数据来源：教育部及世界银行(World Bank)

四、回归结果

(一)初始结果：学历与非学历留学生

在这一部分中，我们使用随机效应模型估计方程(1)，发现对于学历项目留学生，来源国的人均收入有显著的负向作用，而对于非学历项目留学生，结果恰恰相反。

具体而言，表 2 提供了相关的估计结果。在模型 A1-RE 和 B1-RE 中，没有控制时间相关的变量；在模型 A2-RE 和 B2-RE 中，控制了时间趋势以及 2003 年的 SARS；而在模型 A3-RE 和 B3-RE 中则控制了年份的虚拟变量。回归结果显示：对于学历留学生，来源国人均收入的系数分别为 -0.38 、 -0.12 、 -0.13 ，且至少在 10% 的显著性水平上显著；而对于非学历留学生，来源国人均收入的系数分别为 0.27 、 0.51 、 0.50 ，且至少在 5% 的显著性水平上显著。换言之，使用随机效应模型进行估计，学历留学生人均收入的符号是负的，而非学历留学生截然相反，回归结果证实了我们的预言。

另外，在其它控制变量中，来源国人口的系数分别是 -0.19 、 0.40 、 0.38 和 0.17 、 0.71 、 0.70 ，双边贸易的系数分别是 0.79 、 0.03 、 0.04 和 0.76 、 0.08 、 0.08 ，外交关系的系数分别是 1.66 、 1.51 、 1.47 和 0.72 、

0.57、0.56, 两国距离的系数分别是 0.05、-0.51、-0.51 和 -0.22、-0.72、-0.73, 陆地邻国的系数分别是 1.61、1.09、1.09 和 1.38、0.91、0.90, 海上邻国的系数分别是 0.73、1.72、1.71 和 0.20、1.07、1.07, 除去模型 A1-RE 中的人口、两国距离之外, 其余都符合我们的预期, 并且绝大多数都是显著的。

表 2 学历与非学历留学生的回归结果: 随机效应(RE)

	(A1-RE)	(A2-RE)	(A3-RE)	(B1-RE)	(B2-RE)	(B3-RE)
	学历 留学生	学历 留学生	学历 留学生	非学历 留学生	非学历 留学生	非学历 留学生
人均收入	-0.38*** (0.10)	-0.12* (0.07)	-0.13* (0.07)	0.27** (0.12)	0.51*** (0.07)	0.50*** (0.07)
人口	-0.19** (0.09)	0.40*** (0.07)	0.38*** (0.07)	0.17* (0.09)	0.71*** (0.06)	0.70*** (0.06)
双边贸易	0.79*** (0.05)	0.03 (0.04)	0.04 (0.05)	0.76*** (0.06)	0.08* (0.04)	0.08* (0.05)
外交关系	1.66*** (0.35)	1.51*** (0.31)	1.47*** (0.30)	0.72*** (0.23)	0.57** (0.24)	0.56** (0.24)
两国距离	0.05 (0.30)	-0.51** (0.25)	-0.51** (0.25)	-0.22 (0.28)	-0.72*** (0.24)	-0.73*** (0.24)
陆地邻国	1.61*** (0.44)	1.09** (0.44)	1.09** (0.44)	1.38*** (0.47)	0.91* (0.47)	0.90* (0.47)
海上邻国	0.73 (0.53)	1.72*** (0.63)	1.71*** (0.63)	0.20 (0.51)	1.07** (0.49)	1.07** (0.49)
时间趋势		是			是	
SARS		是			是	
年份虚拟变量			是			是
常数项	4.56 (3.07)	-423.44*** (20.62)	3.99 (2.43)	0.43 (3.04)	-382.23*** (19.04)	-0.37 (2.41)
观测值	2593	2593	2593	2593	2593	2593
R 方	0.51	0.74	0.75	0.58	0.74	0.74

注: 括号内为稳健的标准误, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

(二) 检验之一: 奖学金与自费留学生

在这一部分中使用随机效应模型估计方程(2)。发现人均收入对奖学金留

学生的影响与学历项目相似,对自费留学生的影响与非学历项目相似,这也从另一个角度证实了文章理论部分的预言。

具体而言,表 3 提供了奖学金与自费留学生的估计结果。在模型 C1-RE 和 D1-RE 中没有控制时间相关的变量,在模型 C2-RE 和 D2-RE 中控制了时间趋势以及 2003 年的 SARS,而在模型 C3-RE 和 D3-RE 中则加入年份虚拟变量。

结果显示:对于奖学金留学生,来源国人均收入的系数均为 -0.30 、 -0.16 、 -0.18 ,且在 1% 的显著性水平上显著;而对于自费留学生,来源国人均收入的系数均为 0.12 、 0.46 、 0.46 ,除了模型 D1-RE 之外都在 1% 的显著性水平上显著;另外之前学历项目的回归系数分别为 -0.38 、 -0.12 、 -0.13 ,非学历项目分别为 0.27 、 0.51 、 0.50 。这说明使用随机效应模型进行估计,奖学金项目人均收入的符号与学历项目一致,自费项目则与非学历项目一致。并且在这些系数中,多数奖学金与自费项目的绝对值都要略小,这些都证明了我们之前的预言。

另外在其它控制变量中,来源国人口的系数分别是一 0.09 、 0.26 、 0.24 和 0.00 、 0.69 、 0.69 ,双边贸易的系数分别是 0.54 、 0.07 、 0.09 和 0.92 、 0.09 、 0.09 ,外交关系的系数分别是 2.42 、 2.34 、 2.29 和 0.61 、 0.44 、 0.44 ,两国距离的系数分别是 0.02 、 -0.34 、 -0.34 和 -0.15 、 -0.73 、 -0.74 ,陆地邻国的系数分别是 1.02 、 0.67 、 0.66 和 1.92 、 1.41 、 1.40 ,海上邻国的系数分别是一 0.75 、 -0.12 、 -0.14 和 0.27 、 1.30 、 1.30 ,除去模型 C1-RE 中的人口和两国距离,以及模型 C1-RE、C2-RE 和 C3-RE 中的海上邻国之外,其余都符合我们的预期,并且绝大多数系数都是显著的。

表 3 学历与非学历留学生的回归结果:随机效应(RE)

	(C1-RE)	(C2-RE)	(C3-RE)	(D1-RE)	(D2-RE)	(D3-RE)
	奖学金 留学生	奖学金 留学生	奖学金 留学生	自费 留学生	自费 留学生	自费 留学生
人均收入	-0.30^{***} (0.08)	-0.16^{***} (0.06)	-0.18^{***} (0.06)	0.12 (0.12)	0.46^{***} (0.07)	0.46^{***} (0.07)
人口	-0.09 (0.07)	0.26^{***} (0.06)	0.24^{***} (0.06)	0.00 (0.10)	0.69^{***} (0.06)	0.69^{***} (0.06)
双边贸易	0.54^{***} (0.04)	0.07 (0.04)	0.09^{**} (0.05)	0.92^{***} (0.06)	0.09^{*} (0.05)	0.09^{*} (0.05)
外交关系	2.42^{***} (0.23)	2.34^{***} (0.19)	2.29^{***} (0.17)	0.61^{*} (0.36)	0.44^{**} (0.22)	0.44^{**} (0.23)

续表

	(C1-RE)	(C2-RE)	(C3-RE)	(D1-RE)	(D2-RE)	(D3-RE)
	奖学金 留学生	奖学金 留学生	奖学金 留学生	自费 留学生	自费 留学生	自费 留学生
两国距离	0.02 (0.24)	-0.34* (0.18)	-0.34* (0.18)	-0.15 (0.30)	-0.73*** (0.24)	-0.74*** (0.24)
陆地邻国	1.02*** (0.36)	0.67** (0.34)	0.66* (0.34)	1.92*** (0.45)	1.41*** (0.41)	1.40*** (0.42)
海上邻国	-0.75* (0.44)	-0.12 (0.48)	-0.14 (0.48)	0.27 (0.48)	1.30*** (0.50)	1.30*** (0.50)
时间趋势		是			是	
SARS		是			是	
年份虚拟变量			是			是
常数项	2.96 (2.46)	-260.42*** (20.44)	3.21* (1.74)	2.18 (3.17)	-469.22*** (22.55)	0.12 (2.36)
观测值	2, 593	2, 593	2, 593	2, 592	2, 592	2, 592
R 方	0.46	0.61	0.63	0.60	0.78	0.78

注：括号内为稳健的标准误，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$

(三) 检验之二：固定效应

在这一部分中，我们使用固定效应模型估计学历项目和奖学金项目，发现人均收入的影响出现了“逆转”，这也再次证明了文章的逻辑是成立的。

具体而言，表 4 提供了学历与奖学金项目的固定效应(FE)估计结果。同样的，在模型 A1-FE 和 C1-FE 中没有控制时间相关的变量，在模型 A2-FE 和 C2-FE 中控制了时间趋势以及 2003 年的 SARS，而在模型 A3-FE 和 C3-FE 中则加入了年份虚拟变量。

结果显示：在模型 A1-FE、A2-FE、A3-FE 中，人均收入的系数分别为 1.69、0.20、0.14，其对学历留学生的影响已经从负的变成了正的，虽然并不全都显著；而在模型 C1-FE、C2-FE、C3-FE 中，人均收入的系数分别为 1.15、0.32、0.26，其影响同样也从负的变成了正的，虽然并不全都显著——这些都符合我们的预期，说明一旦加入来源国的固定效应，人均收入的影响就会出现“逆转”。

另外在其它控制变量中，来源国人口的系数分别是 3.65、0.54、0.49 和 2.42、0.69、0.63，双边贸易的系数分别是 0.42、-0.01、0.01 和 0.29、0.05、0.08，外交关系的系数分别是 1.90、1.44、1.38 和 2.69、2.43、2.36，除去模型 A2-FE 中的双边贸易之外，其余都符合我们的预期，并且多数系数都是显著的。

表 4 学历与奖学金项目的估计结果：固定效应(FE)

	(A1-FE)	(A2-FE)	(A3-FE)	(C1-FE)	(C2-FE)	(C3-FE)
	学历 留学生	学历 留学生	学历 留学生	奖学金 留学生	奖学金 留学生	奖学金 留学生
人均收入	1.69*** (0.42)	0.20 (0.32)	0.14 (0.31)	1.15*** (0.31)	0.32 (0.27)	0.26 (0.27)
人口	3.65*** (0.84)	0.54 (0.50)	0.49 (0.50)	2.42*** (0.69)	0.69 (0.53)	0.63 (0.53)
双边贸易	0.42*** (0.07)	-0.01 (0.05)	0.01 (0.05)	0.29*** (0.06)	0.05 (0.05)	0.08 (0.05)
外交关系	1.90*** (0.37)	1.44*** (0.45)	1.38*** (0.43)	2.69*** (0.13)	2.43*** (0.27)	2.36*** (0.22)
时间趋势		是			是	
SARS		是			是	
年份虚拟变量			是			是
常数项	-35.64*** (6.44)	-425.52*** (28.87)	-3.27 (4.61)	-24.39*** (5.07)	-240.01*** (29.76)	-5.74 (4.51)
观测值	2593	2593	2593	2593	2593	2593
R 方	0.61	0.74	0.75	0.54	0.61	0.64

注：括号内为稳健的标准误，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$

五、结论

伴随着上个世纪后半叶的全球化浪潮，学生的跨国流动已经成为二战以来教育领域最重要的现象之一。在这些跨国流动中间，为什么一些国家派出的留学生较多而另一些国家较少？不同的留学生规模背后是什么因素在起作用？研究国际高等教育的各国学者们，一直以来都试图回答这些问题。总体而言，现有研究对人均收入这个重要变量的作用理论阐释和实证检验不足，没有区别不同类别的留学生，而且很少专门讨论以中国为目的地的学生流动。

本文利用重力方程以及 1999—2013 年间 188 个国家的来华留学生面板数据，讨论来源国人均收入对来华留学生规模的影响。我们认为，来源国的人均收入包含两个不同经济学含义。首先是“收入效应”，人均收入的增加意味着预算约束的增加，从而导致更多的海外教育消费。其次是“替代效应”，本

国教育质量越高,学生前往海外留学的机会成本往往也就越大;更重要的是,教育质量在统计上又很难衡量,一旦教育质量没有被很好的控制,与之高度相关的来源国人均收入就会“吸收”其影响。从这个角度而言,人均收入的增加事实上提高了国外教育服务的“价格”,反而会减少对国外教育的消费。

在以上分析框架的基础上,我们做出了一系列预言:第一,人均收入对于学历项目留学生规模的影响不确定,但如果满足“替代效应”大于“收入效应”,那么使用随机效应模型进行估计,人均收入的作用是负的;另外,人均收入对于非学历项目留学生规模的影响总是正的,因为在非学历项目中只有“收入效应”。第二,奖学金留学生以学历项目为主,而自费留学生又以非学历项目为主,因此我们判断人均收入对前者的影响应当与学历项目一致,对后者的影响应当与非学历项目一致,同时估计系数的绝对值会略小一些。最后,如果我们使用固定效应模型估计学历项目和奖学金项目,人均收入的影响将会出现“逆转”。这些理论预言在文章的实证部分得到了证实。

本文存在的不足是:首先,我们试图用固定效应控制来源国的教育质量,消除“替代效应”,从而改变人均收入对学历以及奖学金留学生影响的符号,但在前者中我们的结果还不完全显著。其次,固定效应只是一种较为粗略的、控制教育质量的方法,如果我们能找到一个代理变量更加准确地刻画教育质量,或者找到一个工具变量“剔除”人均收入中教育质量的影响,整篇文章的论证将更为充分。第三,我们的数据完全基于中国的来华留学生,这固然是本文的特点,但其结论是否可以进一步推广,或者说是否适用于其他国家之间的学生流动,依然需要进一步的证实。

[参考文献]

- 《中国教育年鉴》编辑部,1984:《中国教育年鉴(1949—1981)》,北京:人民教育出版社。
- 丁笑炯,2010:《来华留学生需要什么样的教育——基于上海市四所高校的数据》,《高等教育研究》第6期。
- 教育部国际合作与交流司,2014:《2013来华留学生简明统计》,内部资料。
- 李立国、陈岚、赫文婧,2015:《为什么留学中国?——以中国人民大学留学生调查为例》,《复旦教育论坛》第1期。
- 刘扬、王慧、孔繁盛,2013:《外国学生缘何留学中国——基于北京高校调查的实证研究》,《高等教育研究》第5期。
- 宋华盛、刘莉,2014:《外国学生缘何来华留学——基于引力模型的实证研究》,《高等教育研究》第11期。
- 魏浩、王宸、毛日昇,2012:《国际间人才流动及其影响因素的实证分析》,《管理世界》第1期。

- 岳芸, 2013: 《来华留学生影响因素的实证分析》, 《国家教育行政学院学报》第 8 期。
- Agarwal, V. B. and D. R. Winkler, 1985, “Foreign Demand for United States Higher Education: A Study of Developing Countries in the Eastern Hemisphere”, *Economic Development & Cultural Change*, 33(3): 623-44.
- Altbach, P. G., 1998, *Comparative Higher Education: Knowledge, the University and Development*, Westport: Greenwood Publishing Group.
- Beine, M., R. Noël and L. Ragot, 2014, “Determinants of the International Mobility of Students”, *Economics of Education Review*, 41(3): 40-54.
- Findlay, A., R. King, A. Stam and E. Ruiz-Gelices, 2006, “Ever Reluctant Europeans: the Changing Geographies of UK Students Studying and Working Abroad”, *European Urban & Regional Studies*, 13(4): 291-318.
- González, C. R., R. B. Mesanza and P. Mariel, 2011, “The Determinants of International Student Mobility Flows: An Empirical Study on the Erasmus Programme”, *Higher Education*, 62(4): 413-430.
- Kondakci, Y., 2011, “Student Mobility Reviewed: Attraction and Satisfaction of International Students in Turkey”, *Higher Education*, 62(5): 573-592.
- Lee, K. H. and J. P. Tan, 1984, “The International Flow of Third Level Lesser Developed Country Students to Developed Countries: Determinants and Implications”, *Higher Education*, 13(6): 687-707.
- Lewer, J. J. and H. V. D. Berg, 2008, “A Gravity Model of Immigration”, *Economics Letters*, 99(1): 164-167.
- Li, M. and M. Bray, 2007, “Cross-border Flows of Students for Higher Education: Push-pull Factors and Motivations of Mainland Chinese Students in Hong Kong and Macau”, *Higher Education*, 53(6): 791-818.
- Maringe, F. and S. Carter, 2007, “International Students’ Motivations for Studying in UK HE: Insights into the Choice and Decision Making of African Students”, *International Journal of Educational Management*, 21(6): 459-475.
- Mazzarol, T. and G. N. Soutar, 2002, “‘Push-pull’ Factors Influencing International Student Destination Choice”, *International Journal of Educational Management*, 16(2): 82-90.
- McMahon, M. E., 1992, “Higher Education in a World Market: An Historical Look at the Global Context of International Study”, *Higher Education*, 24(4): 465-482.
- Naidoo, V., 2007, “Research on the Flow of International Students to UK Universities: Determinants and Implications”, *Journal of Research in International Education*, 6(3): 287-307.
- Perkins, R. and E. Neumayer, 2014, “Geographies of Educational Mobilities: Exploring the Uneven Flows of International Students”, *Geographical Journal*, 180(3): 246-259.

- Pöyhönen, P. , 1963, “A Tentative Model or the Volume of Trade between Countries”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 90: 93-100.
- Tinbergen, J. , 1962, *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, New York: Twentieth Century Fund.
- UNESCO, 2012, *Global Education Digest 2012: Opportunities Lost: the Impact of Grade Repetition and Early School Leaving*, Montreal: UNESCO Institute for Statistics.
- Van Bouwel, L. and R. Veugelers, 2013, “The Determinants of Student Mobility in Europe: The Quality Dimension”, *European Journal of Higher Education*, 3(3): 172-190.

The Two-way Effects of Home Countries Income Per Capita on the Flow of International Students to China

KANG Le¹, SONG Ying-quan²

(1. Graduate School of Education, Peking University;

2. China Institute for Educational Finance Research, Peking University)

Abstract: Limited researches on the flow of international students have explore the impact of income per capital of their home countries. To address the research question, this paper presents an empirical study from the Chinese context. Developing a theoretical framework upon income effect and substitution effect, it applies the gravity model to examine panel data of international students from 188 countries during 1999—2013 in China. The study has three findings. First, the substitution effect dominates degree programs, meaning that home countries' income per capita negatively impacts their total number of international students in random-effect models, while there is only an income effect in non-degree programs, showing a positive impact. Secondly, such an impact on fellowship programs is similar to that on degree programs, while a similar relationship exists between self-sponsored and non-degree programs. Last but not least, if we use fixed-effect models to discuss degree and fellowship programs, the impact of income per capita would be reversed.

Key words: home countries; income per capita; international students to China; two-way effects

(责任编辑: 刘泽云 责编校对: 刘泽云 胡咏梅)