

The Influence of China's Foreign Trade and Investment on the Foreign Students' Market in China and Management Suggestion

Caihong Cao

Beijing Language and Culture University, College of Chinese Studies, Beijing 100083

Abstract. This article conducts a quantitative analysis on the impact of China's trade with other countries in the world on the scale of foreign students market, which uses Eview 9.0 to establish a multivariate distribution lag model based on the panel data of 2004-2016 years of the top 10 source countries of overseas students as samples. The results show that the trade and investment between China and other countries in the world is the most important reason of the market size of foreign students' education in China, and its contribution counts for 60.5%. Additionally, there are other factors that exert the impact on the market of foreign students in China. The effects of these factors make the market of different source countries display individual characteristics. At the end, management suggestions are put forward that according to the needs of national development strategy, the government should make forward-looking policies for the development of foreign students and supporting management provisions; encourage universities to cooperate with various enterprises and give full play to the advantages of existing teaching resources, optimize personnel training programs serving the national economic development strategy.

Keywords: Foreign Trade and Investment; The Market of Foreign Students' Education in China; Empirical Research

我国对外贸易与投资对来华留学生市场的影响与管理建议^①

曹彩虹

(北京语言大学汉语学院 100083)

摘要: 本文以 2004-2016 年海外留学生前十大留学生来源国的面板数据为样本, 使用 Eview9.0 建立多变量分布滞后模型, 定量分析了我国对外贸易对留学生市场规模的影响。结果表明: 我国与世界各国的贸易和投资是影响我国留学生教育市场规模的最重要因素, 其贡献率为 60.5%。此外, 还有其他因素对来华留学生的市场产生影响。这些因素的综合效应使不同生源国的市场呈现出各自的特点。最后论文提出管理建议: 根据国家发展战略的需要, 政府应制定有前瞻性的留学生招生政策及其配套管理规定; 鼓励高校与各类企业合作; 鼓励高校充分发挥自身的优势, 利用现有的教学资源, 优化人才培养方案, 服务于国民经济发展战略。

关键词: 对外贸易与投资; 来华留学生市场; 实证研究

一、引言

根据国际世贸组织《服务贸易总协定》定义, 留学生教育也是一种服务贸易。世界各国在留学生教育市场展开激烈竞争, 为了吸引国际学生纷纷制定出各种优惠政策。我国政府也将来华留学生工作看作提高我国教育的国际化和现代化水平、提升国家软实力的重要举措, 并颁布一系列政策吸引外国学生来华留学, 如 2010 年国务院制定的《留学中国计划》明确提出“进一步扩大外国留学生规模等[1]。”2016 年, 国务

^①项目来源: 本课题为北京语言大学校级科研项目(中央高校基本科研业务专项资金资助)(16YJ080101);

院印发《关于做好新时期教育对外开放工作的若干意见》，强调增强来华留学吸引力和扩大来华留学规模，打造“留学中国”品牌。在全球留学生市场，我国作为一个新兴的竞争者与其他留学生教育强国展开了竞争。对于这一新兴的留学生市场，国内的学者们也纷纷展开研究，目前学者们的研究主要有以下几个方面：1) 来华留学生市场的发展状况与特征[2, 3]；2) 外国学生来华留学的影响因素[4, 5]；3) 来华留学生对我国经济、教育的影响[6, 7]；4) 来华留学生市场规模及竞争力提升研究[8, 9]；5) 各国留学生政策及对我国的启示[10, 11]。学者们的研究从不同角度对留学生市场进行了深入分析，对我们全面认识留学生教育及其市场发展做出了贡献。然而目前关于来华留学生市场规模及竞争力提升的定量研究还不多，关于我国对外贸易与投资对来华留学生市场规模影响的研究就更少了。虽然程好、宋华盛等人基于引力模型对贸易与投资对留学生市场的影响进行了研究，但程好模型[5]的拟合优度非常低，只有 0.487 与 0.540，因此本文对其模型的可接受性持谨慎态度；宋华盛模型[7]将所有国家的贸易与投资的影响作为一个整体进行了研究，没有区分不同国家贸易与投资对留学生市场的不同影响。然而，留学生市场是否存在国别差异性非常重要，它决定了我们如何制定留学生管理招生政策以及针对不同来源国市场的开发方式。因此，本文希望对这一问题做进一步研究，试图分析我国与不同国家的贸易与投资对留学生市场的影响是否一致。同时，希望分析我国巨量的对外贸易与投资在多大程度上带来留学生服务贸易的增长，并预测我国未来留学生市场的发展潜力。这些研究工作有利于我们预警未来留学生市场的发展速度和规模，掌握每一个留学生来源国的市场特征，为我国政府制定留学生发展规划与政策提供决策依据。

二、数据及模型的建立

(一) 变量及数据来源

为了分析我国对外贸易与投资对来华留学生市场的影响，我们首先需要将这些因素分解为具体变量。来华留学生市场可以用来华留学生人数表示，为模型的被解释变量。我国对外贸易与投资为模型的解释变量，具体分解为两国之间的进出口贸易、中国企业在该国的投资等。同时，由于两国之间的经济交往对来华留学生市场的影响存在滞后效应，因此，上述解释变量的滞后变量也应该作为解释变量进入模型。此外，由于面板数据可以增加估计量的抽样精度以及获取更多动态信息等优点，对于以上变量我们均采用面板数据作为基础数据。

根据以上分析，本文选取 2004—2016 年来华留学生人数居于前 10 位国家^②的面板数据作为研究样本。其中来华留学生人数均来自历年《来华留学生简明统计》；我国与十国之间的进出口贸易、我国在该国的投资等数据均来源于历年的《中国统计年鉴》。

(二) 数据的平稳性检验

对于时间序列面板数据，首先应该对其进行平稳性检验以避免产生伪回归。这需要对每一个变量的面板数据序列同时进行相同根单位根检验和不同根单位根检验，即 LLC 检验和 ADF 检验。只有同时通过这两种检验，我们才能认为该变量序列是平稳的，反之则是不平稳的。同时，对于每一种检验又可分为含趋势和截距项、只含截距项、两个都不含三种形式的检验，但只要其中一个检验结果拒绝原假设，就可以认为该时间序列变量数据是平稳的。同时，对变量取对数不会改变变量的性质但可以有效地克服其异方差性，

^② 以 2015 年来华留学生人数最多的前 10 个国家为标准，分别为韩国、美国、泰国、俄罗斯、日本、印尼、印度、巴基斯坦、哈萨克斯坦和法国。

因此，我们对这些变量分别取对数，并对取对数后的变量数值进行平稳性检验。各变量单位根检验结果见表 1。

统计检验	lstu		ltra		lchv	
	含趋势与 截距项	只含截距项	含趋势与 截距项	只含截距 项	含趋势与 截距项	只含截距 项
ADF	56.8242* (0.0000) **	70.6477 (0.0000)	5.87424 (0.9991)	41.5865 (0.0031)	32.2697 (0.0405)	33.4917 (0.0298)
LLC	-9.77088 (0.0000)	-5.84992 (0.0000)	-1.50584 (0.0661)	-6.87256 (0.0000)	-6.88148 (0.0000)	-4.72065 (0.0000)

(注：*表示为 t 统计量数值，**括号中的数值表示接受原假设的概率，以下同。)

表 1 中 lstu 为来华留学生人数取对数，ltra 与 lchv 分别为我国对外贸易与投资取对数。从表 1 中可以看出三组变量除变量 ltra 的含趋势与截距项的 ADF 的 t 统计量没有通过检验以外，其他所有变量都同时通过了 ADF 和 LLC 检验。根据前文的平稳性检验标准，我们可以得出这三组时间序列的面板数据均显示为平稳的，变量不存在单位根，通过平稳性检验，可以用来建立回归模型。

(三) 计量模型的设立

根据以上分析以及相应的数据处理，我们使用 Eview9.0 建立多变量分布滞后模型，其模型假设如下：

$$\begin{aligned}
 \text{lstu}_{it} = & \alpha + (\text{ltra}_{it} \text{ lchv}_{it}) \times \beta + (\text{lgtra}_{it} \text{ lgchv}_{it}) \times \gamma + (\text{lgtra}_{it-1} \text{ lgchv}_{it-1}) \times \varphi \\
 & + (\text{lgtra}_{it-2} \text{ lgchv}_{it-2}) \times \rho + \lambda_i + \tau_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1) \\
 & (i = 1, 2, \dots, 10; t = 1, 2, \dots, 13)
 \end{aligned}$$

模型中 lstu_{it} 是被解释变量； α 是截距项； $(\text{ltra}_{it} \text{ lchv}_{it})$ 为进出口贸易与我国对外投资两个变量组成的 2×1 阶解释变量矩阵， $(\text{lgtra}_{it} \text{ lgchv}_{it})$ 为进出口贸易与我国对外投资的一阶滞后变量组成的 2×1 阶矩阵， $(\text{lgtra}_{it-1} \text{ lgchv}_{it-1})$ 、 $(\text{lgtra}_{it-2} \text{ lgchv}_{it-2})$ 分别为二阶与三阶滞后变量矩阵。 β 为对应解释变量的 2×1 阶回归系数列向量，其元素为 β_1 、 β_2 。类似地， γ 、 φ 、 ρ 也均为 2×1 阶回归系数列向量； λ_i 代表个体固定效应， τ_t 代表时点固定效应， μ_i 代表个体随机效应， ε_{it} 是随机误差项。 i 代表国家，共有 10 个国家； t 代表具体年份，时间跨度为 13 年。

模型的原假设与备择假设分别为：

$$H_0: \beta_i = 0; \gamma_i = 0; \varphi_i = 0; \rho_i = 0; \lambda_i = 0; \tau_t = 0; \mu_i = 0. (i = 1, 2)$$

$$H_1: \beta_i \neq 0; \gamma_i \neq 0; \varphi_i \neq 0; \rho_i \neq 0; \lambda_i \neq 0; \tau_t \neq 0; \mu_i \neq 0. (i = 1, 2)$$

其中任意一个元素即 β_1 、 β_2 为 0，就表示该回归系数所对应的解释变量对被解释变量不存在统计影响力，应该拒绝将该变量纳入模型中。同理，对 γ 、 φ 、 ρ 的判定也是如此。 λ 、 τ 、 μ 不为 0 时，分别表示存在个体

固定效应、时点固定效应或个体随机效应，从而决定模型的类型。

三、实证结果及分析

（一）模型类型的判定

对于面板数据，我们需要首先判定模型的类型。模型类型的原假设与备择假设为： $H_0: \lambda_i = 0; \tau_t = 0$ （模型中不同个体的截距相同，即混合模型）； $H_1: \lambda_i \neq 0; \tau_t \neq 0$ （模型中不同个体的截距不同，即个体固定效应模型）。F 统计量的检验结果见表 2。

效应类型	检验类型	统计量结果	自由度	P 值
固定效应	F 检验	62.548489	(9,95)	0.0000
随机效应	H 检验	14.147270	5	0.0147

表 2 中，检验结果中 F 统计量的值为 62.548， $F > F_{0.05}(9,95)=2.03$ ；对应的 P 值为 0，小于 0.05，所以推翻建立混合效应模型的原假设，接受备择假设，建立固定效应模型。

其次判断建立个体固定效应模型还是个体随机效应模型。模型类型的原假设为：个体效应与回归变量无关；备择假设为：个体效应与回归变量相关。H 统计量的检验结果见表 3。检验结果中 H 统计量的值为 14.147， $H > \chi^2_{0.05}(5)=11.071$ ；对应的 P 值为 0.0147，小于 0.05。所以推翻个体效应与回归变量无关的原假设，选择备择假设，建立个体固定效应模型。

最后判断建立个体固定效应模型还是时点固定效应模型，得到的 F 统计量的值见表 3。

个体固定效应		时点固定效应	
F (9,95)	P	F (10,94)	P
62.548	0.000	0.139	0.999

由表 3，我们可以看出时点固定效应的 F 统计量的值为 0.139， $F < F_{0.05}(10,94)=1.94$ ，因此，推翻时点固定效应模型，建立个体固定效应模型比较合理。

（二）实证结果

根据以上分析，我们采用加权最小二乘法对假设模型进行估算，拟合结果见图 1：

Dependent Variable: LSTU7				
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)				
Date: 03/02/18 Time: 23:38				
Sample (adjusted): 2006 2016				
Included observations: 11 after adjustments				
Cross-sections included: 10				
Total pool (balanced) observations: 110				
Linear estimation after one-step weighting matrix				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.368039	0.027208	13.52683	0.0000
LGTRA?	0.229533	0.005111	44.90793	0.0000
LGTRA?(-1)	0.208307	0.009476	21.98159	0.0000
LGTRA?(-2)	0.101249	0.007885	12.84073	0.0000
LGCHV?(-1)	0.029961	0.001180	25.38040	0.0000
LGCHV?(-2)	0.037086	0.001104	33.57940	0.0000
Fixed Effects (Cross)				
SK--C	0.905749			
US--C	-0.667508			
TH--C	0.151090			
RU--C	-0.122281			
JP--C	-0.578198			
IN--C	-0.026287			
IND--C	-0.020833			
PK--C	0.571351			
HA--C	0.123909			
FR--C	-0.336991			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.999688	Mean dependent var	937.7167	
Adjusted R-squared	0.999642	S.D. dependent var	2151.628	
S.E. of regression	1.069646	Sum squared resid	108.6936	
F-statistic	21766.26	Durbin-Watson stat	2.130420	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.945156	Mean dependent var	9.480498	
Sum squared resid	3.124309	Durbin-Watson stat	0.444561	

图 1 中，各个变量的参数都通过显著性检验，回归系数 R^2 为 0.999688，显著不为零模型的总体拟合效果非常好；F 统计量为 21766.26，整体模型通过检验。其表达式如下：

$$\begin{aligned}
 lstu_{it} = & 0.368 + 0.229 \times lgtra_{it} + 0.208 \times lgtra_{it-1} + 0.101 \times lgtra_{it-2} + 0.030 \\
 & \times lgchv_{it-1} + 0.037 \times lgchv_{it-2} + 0.906 \times D_1 - 0.668 \times D_2 + \dots - 0.337 \\
 & \times D_3 \quad (2) \\
 & (i = 1, 2, \dots, 10; t = 1, 2, \dots, 13)
 \end{aligned}$$

其中虚拟变量 D_1 、 D_2 、 $\dots$ 、 D_{10} 的定义为：

{

根据式 (2)，我们可以看出我国的对外贸易总额以及对外投资总额与各国来华留学生人数正相关，而且对各国的边际影响效应相同。同时模型还表明二者对来华留学生人数的影响都存在滞后扩散效应，其中对外贸易总额存在一阶、二阶和三阶滞后影响。贸易发生的当年并不会对留学生市场产生直接的影响，但随着时间的推移，其影响逐渐显现，对次年留学生市场的影响最大、第三年次之、第四年再次之，其后的影响将不再显现，其滞后影响系数分别为 0.229、0.208 和 0.101。这一结果表式我国对外贸易总额每增长 1% 就会促进次年来华留学生人数增长 0.229%，带来第三年留学生人数增长 0.208%、第四年增长 0.101%。我国对外投资对来华留学生人数的影响也同样存在滞后效应，分别为二阶、三阶滞后，即我国企业在国外市场进行投资之后，在投资的第三年和第四年才开始对来华留学生市场产生显现的影响。对外投资影响系数分别为 0.030 和 0.037，说明我国对外投资每增长 1% 就会在第三年和第四年分别带来留学生市场 0.030% 和 0.037% 的增长。同时，比较对外贸易与对外投资的影响系数可以看出，目前贸易对来华留学生市场的影响更大，其各年对被解释变量的贡献合计为 53.8%，而对外投

资的贡献仅为 6.7%，两者合计为 60.5%。另外，模型中常数项的数值为 0.368，表示我国对外贸易与对外投资为 0 时，仍然会有外国学生来华学习，即存在其他因素推拉留学生市场。这些因素的综合效应具有国家差异性，图 1 中不同的虚拟变量即表示不同国家的影响程度要有所调整。有的国家是正向调整，如韩国、泰国、巴基斯坦和哈萨克斯坦国；有的国家是负向调整，如日本、美国、俄罗斯、印度、法国和印度尼西亚。

四、结论与讨论

本文以 2004-2016 年来华留学生最多的前十个生源国的面板数据为样本，在控制其他变量的基础上，对我国与世界其他国家的贸易与投资对来华留学生市场的影响进行了实证研究。研究结果表明（1）我国对外贸易与投资对来华留学生市场的发展发挥着正向推动作用，占影响来华留学生的各种因素的 60.5%；（2）除了对外贸易与投资外，还存在其他因素对来华留学生市场产生影响，这些因素的综合影响效应使不同的生源国市场表现出不同的个体差异性，即留学生市场存在国别差异。

根据以上分析结论，本文提出以下政府管理建议：

第一，政府应该前瞻性地制定国家留学生发展政策以及配套管理规定。由于我国对外贸易与投资对来华留学生市场具有积极的推动作用，可以预见，随着我国对外经济的强劲发展，特别是“一带一路”倡议的顺利实施，必将源源不断地吸引外国学生来到我国留学。留学生市场规模的不断扩大将对我国政府的留学生管理工作提出了更高的要求，政府必须具有预见性地制定出与这一市场发展趋势相适应的国家留学生发展政策与各项管理规定。同时，由于不同生源国留学生市场表现出个体差异性，因此我们还应针对不同的国别制定出相应的留学生政策以及开发策略等。

第二，政府应该适当优化留学生用工政策，鼓励高校与各类企业合作组织留学生进入企业实习以及企业对留学生的聘用。来华留学生不仅可以充当中国企业与海外市场联系的桥梁，帮助中国企业顺利进入该国市场；还可以帮助企业建立多元文化积累跨国管理经验；同时，这些成功的留学生还可以在本国劳动力市场起到示范作用，吸引更多的学生来华留学，使我国的对外贸易与投资与来华留学生市场形成良性互动。

第三，随着来华留学生市场规模的不断扩大，教育部门应该肩负起国际人才培养的使命，根据国家发展战略的需要，鼓励各个高校发挥已有的教学资源优势，优化人才培养方案，培养一批既熟悉本国文化又理解认同中国文化的高端国际人才，特别是针对“一带一路”沿线国家高层次精英人才的培养。

References

- [1] Donghong Dai. Research on the Development of Education for Overseas Students in China[J]. Academic Forum, 2016,39(04):171-175.
- [2] Bao Fang, Yiyang Wu. On Changing Trends of China's Foreign Students of Higher Education[J]. Journal of Higher Education, 2016,37(02):19-30.
- [3] Dawei Yang, Shengrong Yang, Jian Liu. Research on the Countermeasure of Developing the Education of Overseas Students in China in Colleges and Universities in the New Period[J]. Higher Education Exploration, 2016(05):97-101.

- [4] Hao Wei, Desheng Lai. Empirical Study on the Role of Cultural Factors in Attracting International Talents[J]. Education Research, 2017,38(07):55-67.
- [5] Yu Cheng, Huanhuan Hu, Qiang Chen. International Student Mobility: An Empirical Analysis from Trade Gravity Model and its Inspiration[J]. Research in Educational Development, 2013,33(19):81-84.
- [6] Yue Chen. Research on the Trade Deficit of Overseas Education Service in China[J]. Education and Economy, 2016(04):70-76.
- [7] Huasheng Song, Li Liu. Why do Foreign Students Choose to Study in China: An Empirical Study Based on the Gravity Model[J]. Journal of Higher Education, 2014,35(11):31-38.
- [8] Yuanyuan Gu, Bin Qiu. Research on the Trade Deficit of Overseas Education Service in China[J]. Journal of International Trade, 2017(04):83-94.
- [9] Zhou Yang, Zhimin Liu. A Study on the Elasticity Coefficient of the Contribution of Chinese Overseas Students to Economic Growth in 2001-2015 [J]. Higher Education Exploration, 2017(12):47-51+108.
- [10] Wei Zhang. Studies on Higher Education International Student Recruiting Strategies in Germany[J]. China Higher Education Research, 2013(12):42-50.
- [11] Yan Ma, Su Xiao. Japanese Enrollment Expansion Policies of International Students and Its Development of Internationalization of Higher Education [J]. Comparative Education Review, 2012,34(12):64-69.