

国际智力回流的技术扩散效应研究 ——基于中国地区差异及门槛回归的实证分析

李 平 许家云*

摘 要 本文将海归引入国际研发溢出的计量模型,利用中国省际面板数据模型分析海归对各地区技术进步的影响。检验结果表明海归技术溢出效应显著,但在不同地区间具有显著的差异性,并且在使用多个工具变量解决变量内生性问题后,该结论依然稳健。在此基础上,本文进一步运用 Hansen (1999) 提出的门槛检验方法对影响海归技术扩散效应的若干因素及其门槛特征进行检验,并从财政收入、经济发展水平等方面测算了引发海归积极技术外溢效应的门槛水平。

关键词 海归, 国际技术扩散, 门槛回归

一、引 言

20 世纪八九十年代起,随着全球化、新技术革命以及工业化进程的不断加深,海外人才回流现象开始大量出现 (Mountford, 1997)。比如亚洲“四小龙”之一的韩国在进入 20 世纪 80 年代后,其外流人才纷纷回国,特别是 90 年代以后,人才回归率达 60%。相对于在国内学习、工作的本土人才而言,中国将有国外学习或者工作经验的学成回国留学人员称为海归。¹据中国国家留学基金委统计,从 1978 年到 2009 年年底,中国各类留学回国人员总数达到 49.74 万人,智力回流规模呈逐年扩大趋势。在教育、科研领域,大约 77% 的高等学校校长、84% 的中科院院士、75% 的中国工程院院士、62% 的博士生导师有过出国留学经历;在商业领域,中关村 2 万多家高新技术企业中,由留学人员创办的企业达 5 000 多家,企业注册资金总额累计超过 50

* 山东理工大学商学院。通信作者及地址:李平,山东省淄博市张店区张周路 12 号山东理工大学商学院,255049;电话:15053397999;E-mail:liping9999@gmail.com。本文受到国家社科基金一般项目(08BJL007)、国家软科学研究计划项目(2010GXS5D226)、山东省自然科学基金(2009ZRB02140)资助。特别感谢两位匿名审稿人提出的宝贵修改意见,感谢连玉君老师的有益指导。所有文责由作者自负。

¹ 本文所指的智力回流又称国际人力资本回流,文中的海归是国际智力回流在中国的具体应用。

亿元,并吸引了数百亿元的境内外资金。²同样的情况也发生在印度和中国的台湾地区。当前海外回流人才正逐步成为很多国家或地区经济发展和技术进步的重要生力军,由此引出的问题是:作为全球化经济中必要的要素流动形式,智力回流对发展中国家或地区技术进步的具体效应如何?发展中国家或地区应如何根据自身状况充分利用智力回流的技术扩散效应促进自身技术进步?

本文以中国为例,着力考察海归对中国技术进步的影响。下文结构安排如下:第二部分在梳理已有相关研究的基础上就海归对技术进步的影响及影响海归技术溢出的因素进行理论分析;第三部分将海归引入国际研发溢出的计量模型,运用中国2000—2008年的省际面板数据³,检验其对中国技术进步的影响及地区差异;第四部分构建门槛模型,测度各门槛变量的门槛水平值并进行分析;最后一部分为结论。

二、海归技术进步效应的理论分析

目前国内外学者主要是从国际贸易(Grossman and Helpman, 1991;李平, 2006)、FDI(Lichtenberg and van Pottlsberghe de Potterie, 1996)以及专利申请和专利引用(Eaton and Kortum, 1996)三个方面研究国际技术扩散的溢出效应,并且已经形成较为系统的理论框架。随着国际技术扩散研究的日益深入,学术界认识到国际人力资本流动也是一国科技进步和经济增长的重要影响因素。海外归国人员可以给回流国带回丰富的人力资本、物质资本和社会资本。比如,Commander *et al.* (2004)对印度的研究发现,印度很多新科技企业是由这些回流人员创办的,印度南部的IT业重镇班加罗尔,到2007年年底已经聚集了从美国和英国回流的40 000名IT业人才,成为印度IT技术崛起的重要推动力(Gentleman and Amelia, 2008)。通过对已有相关研究和各国实践经验的回顾梳理,本文将海归对回流国技术进步的影响机制归纳为人力资本效应、竞争效应、企业间技术知识的直接学习以及网络效应。

(一)人力资本效应

海归在国外接受过高等教育或者拥有国外相应技术领域的工作经验,一般具有较高的素质,并且掌握关键的专业技术知识,所以其平均技术水平高于国内人员(中国海洋大学课题组, 2004),其回流可以直接促进中国人力资本量的积累和质的提高(Kapur and McHale, 2005)。McCormick and Wahba

² 神州学人网:<http://www.chisa.edu.cn/>。

³ 本文采用的30个省(市、自治区)分别为:北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、四川、西藏、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

(2001)对埃及的研究发现,埃及回流的科技人员相比国内普通人员有更高的人力资本水平,并且他们在国外学习工作的时间越长,技术水平越高,外溢效应越显著。作为高质量人力资本,海归可以创造一批拥有先进技术、资本和专业联系网络的高质量人力资本群体,为中国构建一个庞大的高级人力资源库。比如,2003年在美国居住的大约330万移民科学家和工程师中,来自发展中国家或地区的比例占3/4(约250万人),而其中很大一部分来自中国(Kannakutty and Burrelli, 2007);另据美国教育统计中心统计,2008年在美国留学的中国学生占其国际学生总量的14%,数量达到98235人,中国输送到美国的学生人数占全世界第二,是其国际学生增长的关键动力,而Docquier and Marfouk (2004)认为发展中国家或地区的海外留学生返回母国的比例超过93%,这部分在美国拥有科研工作经验或获得相应学位的人员一旦回国,他们在美国所学到的先进技术和掌握的大量市场信息就会溢出到母国(Adda and Dustmann, 2006)。

(二) 竞争效应

作为高层次人力资本,海归会在一定程度上减少国内高新技术领域的就业机会,产生“职位挤出效应”,进而激励国内人员通过在职教育和参加职业技术培训等渠道来提高自身的职业技术水平,以适应竞争激烈的国内就业市场,从而提高中国整体的人力资本水平,增强其自主技术创新能力和对外来技术的吸收能力(Mountford, 1997)。其次,海归企业之间或者海归企业与非海归企业之间的技术交流与研发合作可以促进行业内技术知识的交流与进步,缩小企业间技术差距的同时进一步加剧企业间的竞争,这在一定程度上会激励企业加大研发投入和员工培训力度,实施技术赶超,而企业间技术追赶的过程就是行业整体技术水平提高的过程。此外,由跳槽的海归人员开设的新公司技术创新的速度往往大于原公司,这在一定程度上会促进新旧企业间的人才技术竞争。为了在竞争激烈的市场上立于不败之地,企业会通过增加研发投入、抢占核心人才等方式加快技术创新步伐,这又会引发新一轮的人才流动,最终形成一个由海归创业引致的人才流动、行业竞争与企业技术升级的良性循环。

(三) 企业间技术知识的直接学习

企业间尤其是海归企业与非海归企业间的技术扩散是知识技术传播的重要途径之一。海归企业不但通过自身拥有的人员和技术优势直接促进回流国技术进步,还可以通过企业间自愿的技术转移和非自愿的技术扩散等方式提高当地的技术水平。

1. 自愿的技术转移

海归企业源于自身未来发展需要以及技术的互惠性,往往借助于研发合

作协议或技术合作等形式对当地企业实行技术转移,这种双向积极的技术交流与研发合作可以缩小海归与非海归企业间的技术差距,促进行业整体技术水平的提高。

2. 非自愿的技术扩散

非自愿的技术扩散主要包括海归企业技术溢出的示范效应、员工流动效应以及产业集聚效应三个方面。

其一,示范效应。通过非海归企业的模仿与学习,海归企业采用的先进技术知识可能会对非海归企业产生免费的示范效应,从而非海归企业可以实现“干中学”式的技术进步(Zucker and Darby, 2007)。

其二,员工流动效应。海归企业之间以及海归企业与非海归企业之间的人员流动是海归技术溢出的一条重要渠道。当工人离开海归企业并带走其拥有的知识时,知识溢出将不可避免地发生。一方面,流动人员将先前学习和积累的先进技术应用于新企业,会直接引致技术在行业间的横向扩散和普及(Borensztein *et al.*, 1998);另一方面,海归企业的员工培训降低了再次雇用这些员工的当地企业的培训开支,使这些企业可以集中主要财力、物力从事科技研发和技术创新活动,此即海归促进当地技术进步的成本节约效应。

其三,产业集聚效应。海归引致的人力资本流动及再配置过程会使企业的区位选择趋于地理上的集中,产生产业集聚。⁴产业集聚中,企业进一步通过劳动力流动、关联、示范以及外溢效应带动本地企业的技术升级,从而对集群的技术升级产生促进作用(Feldman, 1994; 张宇和蒋殿春, 2008)。海归企业技术溢出和产业集聚之间的关系是互相强化的,表现为累积循环因果关系,在人员流动内生的条件下,较高的技术水平将提高生产效率并进一步促进集聚,而较大规模的人员流动为知识溢出与集聚活动提供了更多的渠道,技术交流的模式更加专业化和富有效率,最终形成海归创业、人员流动、产业集聚与技术溢出的良性循环。

(四) 网络效应

海外人员网络是指海归人员与祖国基于亲属关系、友情关系所建立起来的一系列特殊的经济、文化、科技等联系(赵敏, 1997)。海归不仅可以给国内输入最新的知识技术,而且还可以形成一定的商业网络,加强与中国贸易和投资的联系,通过吸引更多的贸易和FDI进一步放大海归的技术溢出效应。有学者认为在标准的贸易理论框架内贸易和人力资本流动存在互补关系。比如,东南亚国家与中国异质产品的双边贸易增长额中60%归功于东南亚的华

⁴ 比如,中国自1994年创办留学人员创业园以来,迄今入园企业已超过6000家,这些企业通过带来国内缺乏的技术、人才、管理经验以及资金等发挥与回流国产业和企业互补的优势。

裔商业网络 (Wagner, 2002), Rauch and Trindade (2002)、Kugler and Rapoport (2006) 对中国的研究也证实了人力资本流动与贸易之间的互补关系。除贸易引致机制外, 学者们还发现回流人员能够帮助母国吸引 FDI, 并借助于 FDI 的技术溢出机制进一步放大其技术扩散效应。Docquier and Lodi-giani (2006) 将跨国数据用于 FDI—资本积累的动态理论模型, 其分析发现人力资本流动引致的 FDI 效应显著, 并且通过对 144 个国家 1990—2000 年的数据进行实证分析, 估算出单位技术移民对 FDI 资本增长率的弹性为 2%。中国政府 1978—2005 年间累计引入外资约 6 224 亿美元, 其中华裔投资约占 67%, 批准成立的 55 万多家外资企业约 70% 是华裔创立的 (王辉耀, 2009)。这些由海归引致的 FDI 作为中国 FDI 总体的重要组成部分, 对中国的正向技术溢出效应得到了大多数学者的普遍认同 (潘文卿, 2003; 张建红, 2004)。

海外人才回流作为人力资本流动的重要形式, 对发展中国家或地区技术进步的影响受多种因素和条件的制约。从以上的文献回顾中可以隐约发现, 智力回流的技术外溢效应多发生在一些经济发展水平较高、基础设施较为完善的发达国家以及部分发展较好的发展中国家或地区。Almeida and Kogut (1999) 对美国硅谷的研究认为, 只有在一国具备充足的人力资源、完善的基础设施和稳定的经济环境的前提下, 才可能吸引较多的人才并从中受益。之所以会产生上述现象, 就在于国际人才流动的技术外溢是一个复杂的系统, 存在多种影响因素和制约条件。只有当一国本身的经济条件达到一定的水平之后, 才可能形成对海外高质量人才的拉力, 并对其所带来的先进技术进行有效的学习和模仿, 进而促进本国技术水平的提高。反之, 一国不仅无力有效地吸收回流人才带来的技术, 甚至不能形成对海外人才回流的拉力, 出现“人才逆流”现象, 不利于本国技术进步。

因此, 海归技术外溢效应可能存在较为明显的“门槛特征”, 随着中国技术基础和综合吸收能力等影响技术溢出因素的改善, 海归的技术溢出效果也将出现明显的跃升。关于可能对海归技术溢出效果造成影响的因素, 曾有学者进行了部分的研究, 如林琳 (2009) 将影响海外人才回流的因素概括为: 回流国的经济发展态势、国内收入水平、政策环境支持以及海外国家经济社会因素冲击所产生的推力, 而地方财政收入在很大程度上可以代表一地的经济发展态势和政府支持技术进步的能力。孙健等 (2005) 在研究我国科技人才回流规律时, 选用 GDP、科研投入、高校在校生数等宏观变量对影响人才回流的诸多因素进行了定量分析, 发现各指标对回国人数均有显著影响。中国海洋大学课题组 (2004) 的计量回归检验也发现人才回流与国民收入等宏观经济变量之间存在较显著的相关关系。此外, Alfaro *et al.* (2003) 运用金融市场因素进行的研究认为, 金融市场发展在鼓励人力资本学习和吸收先进技术方面是必不可少的, 人力资本成立新的企业将把技术和知识扩散转化为

现实的生产力,而资本市场的缺陷将限制新企业的产生进而限制技术的扩散效应。王辉耀(2005,2010)对中国海归创业问题的研究指出,中国留学人员项目与资金的对接中,仅有3%的成功率⁵,中国海归创业融资难问题正日渐突出,完善中国金融市场环境势在必行。

从以上人力资本流动对技术进步影响的文献回顾中可见,大多数国外学者仅仅从广义上分析人力资本流动对技术进步的影响,并且限于国际智力回流数据的可得性和准确性,关于国际智力回流是否及在多大程度上影响原籍国技术进步的实证分析较少,关于国际智力回流对技术扩散贡献的初步研究大多以案例的形式出现。国内学者关于海归引致技术进步作用的分析较多停留在理论层面上,实证研究则较为匮乏,并且检验手段也基本上以基于中国留学回国人员绝对数量的简单时间序列回归为主,而这种方式不仅无法探查引发海归技术外溢效应变动的各种指标的具体门槛水平,同时对于一些引起海归技术外溢效应非单调变化的因素也无法进行准确的估计。近年来,以“门槛回归”模型为代表的计量经济理论为我们分析海归的技术外溢效应及其影响因素提供了一个有利的工具,基于此,本文将主要就以下两个方面的内容进行研究:(1)本文在前人研究的基础上对传统国际技术扩散渠道进行了拓展,将海归引入国际技术扩散重要渠道的研究当中,并按社会经济发展和地理区位因素,将中国划分为东中西三大经济地带,从而可以更为准确地考察海归在不同经济带的技术溢出效应及差异;(2)基于地区条件差异,构建“门槛回归”模型,选取地方财政收入、国民收入、科研投入、人力资本水平以及金融市场效率五个门槛变量,就各地区海归对技术进步影响因素的“门槛特征”进行实证检验。

三、海归对中国技术进步影响的地区差异

由于中国地区之间在经济发展水平、科研投入水平以及高等教育发展水平等方面存在较大的不平衡性(张宇,2008),因此海归在不同地区引致的技术外溢效应可能也存在较大差异。我们首先对中国各地区海归技术外溢效应进行具体的实证检验,以证实这种差异的存在性,并以此作为进一步分析和检验海归技术外溢效应门槛特征的基础。

(一) 模型设定

在国际技术扩散技术外溢效应存在性的检验过程中,一个比较常见的做

⁵ 王辉耀,《海归时代》,北京:中央编译出版社,2005年;《国家战略——人才改变世界》,北京:人民出版社,2010年。

法就是构造包含国际技术扩散变量的生产函数，从而通过考察各变量对全要素生产率贡献来确定其技术外溢效应的大小。基于这一思路，本文假定生产函数符合科布-道格拉斯生产函数形式且技术进步是希克斯中性的。一国在时间 t 的产出为 Y_t ，投入劳动 L_t 、实物资本 K_t 和知识资本 S_t ，根据科布-道格拉斯生产函数可得， $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta S_t^\gamma$ ， α 、 β 、 γ 是生产函数中的参数。全要素生产率表示为 TFP： $TFP_t = Y_t / (K_t^\alpha L_t^\beta) = A_t S_t^\gamma$ ，用来代表广义的技术进步。根据 Coe and Helpman (1995) 的贸易溢出计量模型（以下简称 CH 模型），假设 $S = (S^d)^\delta (S^f)^\epsilon$ 。对一个开放经济体来说， S 取决于本国知识资本 (S^d) 和国外的知识溢出 (S^f)。在使用面板数据时，模型形式设定如下：

$$\ln TFP_{it} = \alpha_1 \ln S_{it}^d + \alpha_2 \ln S_{it}^f + C_1 + \epsilon_{it1} \quad (1)$$

由本文第一部分可知，进口贸易、国外专利申请以及 FDI 作为国际技术扩散的重要路径已得到众多学者的认可，其对国际间的知识技术流动发挥了重要作用。本文在此基础上引入海归的技术溢出项，假定 S_{it}^f 主要来源于海归溢出的国外研发存量、进口贸易溢出的国外研发存量、国外专利申请溢出的国外研发存量、FDI 溢出的国外研发存量、出口溢出的国外研发存量及通过其他国际技术扩散路径获取的国外研发存量 ($S_{it}^{f\text{ot}}$)，鉴于 $S_{it}^{f\text{ot}}$ 难以度量以及本文着重分析海归技术溢出的需要，本文集中探讨海归这一路径的技术溢出效应，并将其他几大渠道的技术溢出纳入控制变量，建立如下模型：

$$\ln TFP_{it} = \beta_1 \ln S_{it}^d + \beta_2 \ln S_{it}^{\text{flow}} + \phi \ln X_t + C_2 + \epsilon_{it2} \quad (2)$$

其中， TFP_{it} 、 S_{it}^d 、 S_{it}^{flow} 分别表示中国各地区历年的全要素生产率、中国各地区历年国内研发存量以及各地区海归溢出的国外研发存量， X 为一组影响 TFP 的控制变量，具体包括：进口溢出的国外研发存量 $S_{it}^{f\text{im}}$ 、出口溢出的国外研发存量 $S_{it}^{f\text{ex}}$ 、FDI 溢出的国外研发存量 $S_{it}^{f\text{di}}$ 、国际专利申请溢出的国外研发存量 $S_{it}^{f\text{pat}}$ 。 β_1 、 β_2 分别表示中国国内研发存量、海归溢出的国外研发存量对中国全要素生产率的弹性， ϵ_{it} 表示随机扰动项。

由于智力回流对国内技术进步的拉动作用可能存在时滞性，即回流人员对本国技术进步的促进作用很少会立即显现，而是要经过一段时间在与国内相应设施结合之后，才会释放其技术拉动效应，基于以上考虑，本文采用海归技术溢出的滞后项与被解释变量的当期项来构筑回归方程。此外，由上文分析可知，智力回流会通过贸易引致和 FDI 引致机制促进回流国的技术进步，为体现这一效应，本文在考虑海归技术溢出滞后效应的基础上，在模型中引入智力回流与贸易和 FDI 的交互项，以检验海归通过贸易和 FDI 引致机制产生的技术溢出对中国全要素生产率的影响；同时与海归的技术扩散效应类似，中国国内研发存量对技术进步的作用也存在一定的时滞性，国内外众多学者对研发投入的时间延迟效应进行了多方面的研究。根据现有的研究成果，有

些学者认为科技投入与产出之间存在着2年的时间延迟(Guan and Liu, 2005),而有些学者认为存在3—5年的时间延迟(Scherer, 1983; Acs and Audretsch, 1991)。基于此,本文在模型中考虑海归技术溢出、海归溢出与贸易和FDI的交叉项及国内研发存量的滞后问题:

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & \gamma_1 \ln S_{i-j}^d + \gamma_2 \ln S_{i-j}^{\text{flow}} + \gamma_3 (\ln S_{i-j}^{\text{flow}} \times \ln S_{it}^{\text{f-im}}) + \gamma_4 (\ln S_{i-j}^{\text{flow}} \times \ln S_{it}^{\text{f-ex}}) \\ & + \gamma_5 (\ln S_{i-j}^{\text{flow}} \times \ln S_{it}^{\text{f-fdi}}) + \phi_1 \ln X_{it} + C_3 + \varepsilon_{it3}, \end{aligned} \quad (3)$$

其中, j 为滞后期,其余变量含义不变。

(二) 内生性

根据现有关于智力回流与中国经济增长的研究,技术进步是海归技术溢出的重要影响因素(中国海洋大学课题组,2004;林琳,2009),即海归技术溢出在一定程度上是一国技术进步作用的结果,并且由于海归数据的不易得性及测算过程中涉及多国数据,在指标度量中难免存在测量误差,因此,海归溢出变量可能是内生的,不满足经典线性回归中严格外生性的要求,从而导致估计偏差。为解决这种内生性问题,我们使用二阶段最小二乘法(2SLS)估计,在大样本条件下,增加工具变量通常会得到更有效的估计结果(Woolbridge, 2002),因此我们选择各解释变量及下文中各门槛变量的滞后一期值作为海归溢出的工具变量。⁶工具变量的有效性需要具备两个条件:第一,工具变量需要和内生解释变量相关;第二,工具变量不能和随机扰动项相关。关于工具变量的有效性检验将在下文中详细说明。

(三) 变量度量及数据说明

1. TFP的度量

关于全要素生产率的测算,常用的方法是以“索洛余值”为代表的参数估计方法,它通过建立某种具体形式的生产函数,采用拟合回归的方法估计待定系数,进而估算全要素生产率。由于生产函数本身的不可知性且需要较强的理论假设,这种方法导致不同的模型设定形式产生不同的估计结果。本文将我国每个地区的产出作为一个决策单元,运用Fare *et al.* (1994)提出的基于DEA的Malmquist指数⁷方法来估计我国地区级全要素生产率的变动状

⁶ 13个工具变量分别是 $\ln S_{it}^d$ 、 $\ln S_{it}^{\text{flow}}$ 、 $\ln S_{it}^{\text{f-im}}$ 、 $\ln S_{it}^{\text{f-ex}}$ 、 $\ln S_{it}^{\text{f-fdi}}$ 、 $\ln S_{it}^{\text{f-pat}}$ 以及所有门槛变量共13个变量的滞后一期值。

⁷ Malmquist指数最初由Malmquist(1953)提出,Caves *et al.* (1982)首先将该指数应用于生产率变化的测算,此后与Chames *et al.* (1978)建立的DEA理论相结合,在生产率测算中的应用日益广泛。该方法的原理主要是通过保持决策单元(DMU, Decision Making Units)的输入或者输出不变,借助于数学规划和统计数据确定相对有效的生产前沿面,将各个决策单元投影到DEA的生产前沿面上,并通过比较决策单元偏离DEA前沿面的程度来评价它们的相对有效性。

况(其中重庆并入四川省,不包括港澳台地区)。在使用 DEA 方法计算上述指标时, GDP 用 CPI 进行平减, 将其折算成以 1985 年不变价格计算的实际 GDP, L_{it} 则采用各地区从业人员数来衡量, 地区固定资本存量的估计采用 Goldsmith (1951) 开创的永续盘存法计算。⁸

2. S_{it}^d 、 S_{jt}^d 、 S_{it}^{flow} 、 S_{it}^{fim} 、 S_{it}^{fex} 、 S_{it}^{fpat} 、 S_{it}^{fdi} 的度量

(1) S_{it}^d 的度量。我们采用永续盘存法来计算中国各地区历年的研发存量, 即 $S_{it}^d = (1 - \delta)S_{it-1}^d + \text{RD}_{it}$, 各地区的研发支出额 RD_{it} 采用相应的固定资产价格指数进行平减。中国对研发支出进行统计是从 1987 年开始的, 1985—1986 年的 RD_{it} 根据相邻三年研发经费占 GDP 比例的平均值乘以当年 GDP 计算得出, 其余年份数据可以由《中国科技年鉴》查到。本文采用 Griliches (1980) 提出的方法来计算各地区 1985 年的研发存量:

$$S_{i1985}^d = \text{RD}_{i1985} / (g + \delta),$$

其中, 根据 Coe and Helpman (1995) 的定义, g 为 1985—2008 年各地区每年研发投资支出对数形式增长率的平均数, δ 为研发资本折旧率, 我们沿用 Coe and Helpman (1995) 回归所得的 5%。

(2) 各国或地区研发存量 S_{jt}^d 的度量。中国香港地区和新加坡 1985 年的研发资本存量根据 Coe and Helpman (1995) 的方法进行计算, 其余国家或地区 1985 年的国内研发存量数据均取自 Coe and Helpman (1995), 本文将各国或地区 1985 年的研发存量及历年的研发投入数据采用相应的 PPP 汇率折算为统一人民币, 从而可以保证各条国际技术扩散渠道产生的研发溢出存量与其他解释变量的单位一致, 其余年份的研发存量与中国国内研发存量的方法相同, 依据永续盘存法来估算, 折旧率直接采用 Coe and Helpman (1995) 的 5%。

(3) 关于各地区海归人员的研发溢出存量 S_{it}^{flow} , 本文选用 2000—2008 年中国海外留学生较集中的八个发达国家⁹, 仿照 Lichtenberg and Potterie (1996) 度量进口贸易溢出量的方法来计算历年海归人员在中国的研发溢出存量:

⁸ 根据 Goldsmith(1951)开创的永续盘存法: $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta) + I_{it}$ 。其中, 对当年投资 I 这一变量, 本文采用固定资本形成额这一指标, 并采用各省(市、自治区)固定资产投资价格指数将其折算为 1985 年价格表示的实际值, 其中, 缺失的固定资本投资价格指数我们借鉴张军等(2004)和刘兴凯等(2010)的处理方法, 计算出各地区 1985—1992 年的固定资本价格指数, 国内生产总值核算历史资料提供了各地区以不变价计算的固定资本形成指数, 据此可以计算整理出以 1985 年为基期的各地区实际固定资本形成总额, 用各地区名义的固定资本形成总额除以实际的固定资本形成总额, 就可以得到各地区固定资本形成价格指数。我们根据 Coe and Helpman(1995)的方法, 估计经济折旧率 δ 和基年 1985 年的资本存量 K , 并通过固定资产投资价格指数将其折算成 1985 年价格。

⁹ 由于学成回国留学人员是中国智力回流的主体, 是海归的最重要组成部分, 本文用学成回国人员数来衡量海归规模。据教育部国家留学基金委和公安部相关统计, 中国海外留学生较集中的八个发达国家分别是: 美国、日本、英国、德国、法国、加拿大、澳大利亚、意大利。

$$S_t^{\text{flow}} = \sum_{j=1}^8 (S_{jt}^d / \text{GJ}_{jt}) \times \text{FLOW}_{jt},$$

其中, GJ_{jt} 、 S_{jt}^d 分别表示 j 国第 t 年的高校在校生数、 j 国国内研发存量, FLOW_{jt} 表示第 t 年从 j 国流回中国的学成回国留学人员数, 计算如下:

$$\text{FLOW}_{jt} = H_{j,t-1}^{\text{flow}} + \text{HN}_{jt}^{\text{flow}} - H_{j,t}^{\text{flow}},$$

其中, $H_{j,t-1}^{\text{flow}}$ 表示第 $t-1$ 年在 j 国的中国留学生数, $\text{HN}_{jt}^{\text{flow}}$ 表示第 t 年中国新输入 j 国的留学生数, $H_{j,t}^{\text{flow}}$ 表示第 t 年在 j 国的中国留学生数, 从而上式可以衡量第 t 年从 j 国回流的留学生数。¹⁰ $S_{jt}^d / \text{GJ}_{jt}$ 用来衡量 j 国第 t 年受教育人口的人均研发能力, 从而指标 S_t^{flow} 可以衡量历年海归对中国技术进步的研发溢出存量。总体而言外国留学生与海归来源国的受教育水平及人均研发能力正相关。

具体到地区数据, 鉴于各地区留学回国人员数据的可得性, 本文在前人研究的基础上, 选取中国历年高校在校生数、教育经费投入、贸易和实际使用 FDI 总额、科技经费投入、GDP 这 5 个指标作为海归引力因素, 仿照张勇等 (2009) 构造基础设施指数的方法, 来构造各地区海归引力综合权数, 基于时间序列方法, 分别把它们与历年海外留学归国人数进行回归, 并且利用它们对海归数的贡献作为权数加总, 得出历年海归引力综合权数, 即:

$$\text{index}_{it} = \alpha_1 x_{\text{gx}} + \alpha_2 x_{\text{ jy}} + \alpha_3 x_{\text{ ie}} + \alpha_4 x_{\text{ ky}} + \alpha_5 x_{\text{ gdp}},$$

其中, index_{it} 表示各地区历年的海归引力综合权数, x_{gx} 、 $x_{\text{ jy}}$ 、 $x_{\text{ ie}}$ 、 $x_{\text{ ky}}$ 、 $x_{\text{ gdp}}$ 分别表示历年各地区高校在校生数占全国高校在校生数的比重, 各地教育经费投入占全国教育经费的比重, 各地贸易和实际使用 FDI 总额占全国贸易和实际使用 FDI 总额的比重, 地区科技经费投入占全国科研经费投入的比重以及地区 GDP 占全国 GDP 总额的比重。¹¹ 本文以历年各地区海归引力综合权数 index_{it} 作为权重, 用历年海归人员对中国的研发溢出存量与该权重的乘积来衡量历年海归在各地区的研发溢出存量:

¹⁰ 一国输出的留学生结业后的去向基本可以概括为以下三种: 滞留留学国、返回祖国以及迁移到祖国之外的其他国家, 其中结业后继续迁移到其他国家的比例是微乎其微的 (Docquier and Marfouk, 2004; Docquier and Rapoport, 2009), 鉴于本文分析的需要, 暂且假设在 j 国的中国留学生毕业后只有留居 j 国和回流中国两种选择。各国历年的中国留学生数来源于联合国教科文组织数据库以及 OECD 教育统计数据 (<http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=RFOREIGN>), 历年中国输入各国的留学生数按照国家留学基金委、公安部出入境管理局以及美国移民和归化局公布的数据整理得到。

¹¹ 值得注意的是这种方法忽略了各 α 因子的地区和时间差异, 如何进一步将各 α 因子的地区和时间差异引入分析将是该算法将来进一步研究的方向。此外, 将贸易和 FDI 作为权数是基于以下考虑: 文中理论机制部分中, 海归对中国技术进步的网络效应中的结论在一定程度上说明, 从某国回流的海归人员会通过网络机制为中国带来较多的贸易和 FDI, 并且国家之间密切的商业往来会引致国家间人力资本的循环 (Almeida and Kogut, 1999; Rauch and Trindade, 2002; Kugler and Rapoport, 2006), 按照人才集聚理论, 人才的循环会引致人才在环流国之间的集聚及学术网络的集聚, 从而在一定程度上说明从该国回流的海归人员较多。

$$S_u^{\text{flow}} = \left(\sum_{j=1}^8 \frac{S_{jt}^d}{\text{GJ}_{jt}} \times \text{FLOW}_{jt} \right) \times \text{index}_u.$$

(4) $S_u^{f\text{im}}$ 的度量选用 2000—2008 年中国累计进口前十位国家或地区¹²，并采用 Lichtenberg and Potterie (1996) 的度量方法来计算历年进口贸易在中国的研发溢出存量：

$$S_t^{f\text{im}} = \sum_{j=1}^{10} \frac{\text{IM}_{jt}}{\text{GDP}_{jt}} \times S_{jt}^d,$$

其中 IM_{jt} 代表中国第 t 年从 j 国的进口量， GDP_{jt} 表示 j 国第 t 年的 GDP。具体到地区数据，本文以历年各地区进口额占该年全国进口额的比重作为权重 (JK_u)，用历年中国进口溢出的国外研发存量与该权重的乘积来衡量其历年在各地区的研发溢出存量：

$$S_u^{f\text{im}} = \left(\sum_{j=1}^{10} \frac{\text{IM}_{jt}}{\text{GDP}_{jt}} \times S_{jt}^d \right) \times \text{JK}_u.$$

(5) 与进口等技术溢出机制不同，对出口国来说，出口贸易主要通过出口中学习、关联效应等非载体形式的引致机制来间接促进出口国的技术进步，所以 LP 法不再适用于本文中出口技术溢出量指标的构建。本文在对 Bernard and Jensen (1999) 的研究方法进行改进的基础上，利用中国 2000—2008 年的地区进出口贸易数据，构建各地区出口的技术溢出量指标 $S_u^{f\text{ex}}$ ：

$$S_u^{f\text{ex}} = | \text{Export}_u / \text{Import}_u - 1 | \times S_u^d,$$

其中， Export_u 、 Import_u 、 S_u^d 分别为 i 地区在 t 年的出口总值、进口总值以及研发存量， $| \text{Export}_u / \text{Import}_u - 1 |$ 表示 i 地区 t 年的出口贸易增值率（绝对值形式），它反映了出口环节的附加值程度，可以依此判断出口贸易对某地产业及技术的提升作用。出口增值率与当地研发存量的乘积可以衡量该地区出口引致的研发变动量，即出口技术溢出效应的量化。

(6) $S_u^{f\text{pat}}$ 的度量，本文选用 2000—2008 年在中国专利申请总量前八位的国家¹³的数据，并借鉴 LP 法度量历年国外专利申请在中国的研发溢出存量：

$$S_t^{f\text{pat}} = \sum_{j=1}^8 \frac{\text{VP}_{jt}}{\text{GDP}_{jt}} \times S_{jt}^d.$$

VP_{jt} 表示 j 国流入中国专利申请的价值， $\text{VP}_{jt} = \frac{\text{RDE}_{jt}}{\text{TPA}_{jt}} \times \text{PA}_{jt}$ ， PA_{jt} 代表 j 国

¹² 这十个国家或地区分别是：澳大利亚、加拿大、法国、德国、中国香港地区、意大利、日本、韩国、新加坡、美国。

¹³ 根据中宏数据库数据、《国际统计年鉴》及世界经济研究数据库数据计算出在中国发明专利申请总量前八位的国家分别是：美国、日本、英国、德国、法国、加拿大、澳大利亚、意大利。

第 t 年向中国的专利申请数量。TPA $_{jt}$ 代表 j 国第 t 年的专利申请总数, RDE $_{jt}$ 表示 j 国第 t 年投入的研发支出, RDE $_{jt}$ /TPA $_{jt}$ 表示每项专利申请中所投入的研发经费。S $_{jt}^d$ 表示研发溢出国 j 的国内研发存量。具体到地区数据, 鉴于地区专利数据的可得性, 本文以历年各地区研发支出额占该年全国研发经费支出总额的比重作为权重 (YF $_{it}$), 用历年中国专利申请与专利引用溢出的国外研发存量与该权重的乘积来衡量其历年在各地区的研发溢出存量:

$$S_{it}^{f\text{pat}} = \left(\sum_{j=1}^8 \frac{\text{VP}_{jt}}{\text{GDP}_{jt}} \times S_{jt}^d \right) \times \text{YF}_{it}.$$

(7) S $_{it}^{f\text{fdi}}$ 的度量选用 2000—2008 年累计实际对华外商直接投资额前十位国家或地区¹⁴, 并采用 LP 法来计算历年输入型 FDI 在中国的研发溢出存量:

$$S_{it}^{f\text{fdi}} = \sum_{j=1}^{10} \frac{\text{FDI}_{jt}}{\text{GDP}_{jt}} \times S_{jt}^d,$$

其中 FDI $_{jt}$ 代表 j 国第 t 年流入中国的实际外商直接投资额。具体到地区数据, 本文以历年各地区实际利用 FDI 额占该年全国实际利用 FDI 总值的比重作为权重 (W $_{it}$), 用历年中国 FDI 溢出的国外研发存量与该权重的乘积来衡量其历年在各地区的研发溢出存量:

$$S_{it}^{f\text{fdi}} = \left(\sum_{j=1}^{10} \frac{\text{FDI}_{jt}}{\text{GDP}_{jt}} \times S_{jt}^d \right) \times W_{it}.$$

3. 数据来源

本文最终估计时使用 2000—2008 年的数据。TFP 计算中所使用的各地区 GDP、从业人员数、固定资产额和各地区历年的研发支出额、高校在校生数、教育经费投入及各种价格指数来源于《新中国五十年统计资料汇编》和历年的《中国统计年鉴》; 各地区 1985—1986 年的研发支出根据相邻三年平均研发/GDP 比例乘以当年 GDP 计算得出, 其余年份数据可从《中国科技年鉴》查到; 各地区历年的进出口总值可见《新中国五十五年统计资料汇编》; 各地区贸易和 FDI 总额、研发溢出国对华贸易额和国外在华专利申请数量分别来源于历年的《中国对外贸易统计年鉴》和《中国统计年鉴》; 研发溢出国的 GDP 来源于世界货币基金组织的 World Economic Outlook Database (2009); 研发溢出国历年的发明专利申请数量来源于 OECD 的 Patent Database (2009); 研发溢出国流入中国的 FDI 数额和研发投资数据分别来源于历年的《中国对外贸易统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及 OECD 官方网站上的 OECD Factbook 2009; 研发溢出国历年高校在校生数来源于联合国教科文组织数据

¹⁴ 这十个国家或地区分别是中国香港地区、美国、日本、新加坡、英国、德国、法国、加拿大、澳大利亚、意大利。

库和历年《国际统计年鉴》。

(四) 海归的技术溢出效应及地区差异检验结果

1. 初步的估计结果

由于模型(3)中将海归溢出、海归与贸易和FDI的交叉项同时纳入模型,而这三项之间可能会存在多重共线性问题,影响回归结果的显著性。¹⁵因此,本文采用汉密尔顿(2008)关于减少多项式或交互效应模型中多元共线性问题的“对中”(centering)法来降低变量间的共线程度:在创建多项式或乘积项之前将海归溢出变量减去其平均数。这将导致创建的新变量以零为中心分布,并且该新变量与其交叉项的相关性会大大削弱。通过减少多元共线性,即“对中”常常能得到更为精确的系数估计值,即具有更小的标准误。在上述分析的基础上,本文采用stata软件对模型(2)和(3)进行回归,以Hausman检验来确定固定效应模型或随机效应模型的选取,Hausman检验所得 χ^2 检验统计量对应的概率值均表明选择固定效应模型¹⁶,模型具体的检验结果见表1。对于模型(3)中 $\ln S_{it}^{\text{flow}}$ 、 $\ln S_{it-j}^{\text{flow}} \times \ln S_{it}^{\text{f-im}}$ 、 $\ln S_{it-j}^{\text{flow}} \times \ln S_{it}^{\text{f-ex}}$ 、 $\ln S_{it-j}^{\text{flow}} \times \ln S_{it}^{\text{f-fdi}}$ 的滞后阶数的选取由其对技术进步率 $\ln TFP_{it}$ 的解释力决定。经筛选发现 $\ln S_{it}^{\text{d}}$ 和 $\ln S_{it}^{\text{flow}}$ 引入一阶滞后变量回归结果显著,滞后两阶的各指标就开始变得不显著,但交叉项的系数滞后与否均不显著或者仅有微弱的显著性。

表1 海归对中国技术进步影响的OLS检验结果

	模型(2)	模型(3)	
		当期方程(j=0)	滞后一期方程(j=1)
$\ln S_{it}^{\text{d}}$	3.043(3.41***)	2.975(5.78***)	3.314(6.41***)
$\ln S_{it}^{\text{flow}}$	0.031(1.84*)	0.043(1.71*)	0.308(4.34***)
γ_3		0.328(1.24)	0.224(1.10)
γ_4		0.212(1.87*)	0.132(1.26)
γ_5		0.128(0.98)	0.195(1.44)
$\ln S_{it}^{\text{f-im}}$	0.157(2.23**)	0.251(2.28**)	0.369(2.34**)
$\ln S_{it}^{\text{f-ex}}$	0.117(1.35)	-0.017(-1.03)	0.136(3.64***)
$\ln S_{it}^{\text{f-fdi}}$	-0.728(-1.72*)	0.562(4.36***)	0.487(2.29**)
$\ln S_{it}^{\text{f-pat}}$	0.731(7.42***)	0.702(6.01***)	0.536(6.56***)
C	0.1826(1.43)	-1.146(-2.26**)	0.673(6.05***)
F值	145.23	124.34	156.14
R ²	0.85	0.82	0.87
Hausman值	18.63***	18.87***	19.64***

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上变量显著。

¹⁵ 在此,感谢匿名审稿人关于解决多重共线性问题的意见。

¹⁶ 在1%的显著性水平下,当Hausman统计量大于 $\chi_{0.01}^2(n)$ (n为模型中被估计参数个数)时,则认为模型中存在固定效应,否则采用随机效应模型。括号中的值为模型包含随机效应的置信概率,该概率小于0.01时选择固定效应模型进行估计,否则采取随机效应模型估计。

从结果中可以看出,海归技术溢出对中国技术进步有显著促进作用。其中,滞后一期的海归溢出项对全要素生产率的影响系数为正,且 t 值通过了1%的显著性检验,这表明海归对中国技术进步有积极作用,但存在时滞性。人力资本尤其是具有国际视野的海外留学归国人员是实现国际技术扩散的重要载体,可以壮大中国的国际化人才队伍,也是将中国国际技术扩散溢出的知识存量转化为生产力的快捷方式。然而,一方面,海归溢出的国外研发存量需要与中国相应的资源配置结合才能发挥作用,并且其溢出的研发存量需要经过一段时间的消化吸收才能对技术进步发挥促进作用;另一方面,中国当前的人力资本结构中,非海归型人力资本比例远高于海归型人力资本,人力资本的国际化水平还没有达到技术扩散产生显著溢出效应所要求的水平。此外,当前中国的人力资本流动体系仍然不健全,人员流动相对封闭,其在技术效率改善方面的作用甚微,在一定程度上限制了海归技术溢出效应的充分发挥。以上三方面在一定程度上可以解释海归技术溢出效果在中国的时滞性。随着中国教育、研发投入规模的扩大与国际经济技术交流的日益频繁,海归对中国技术进步的推动作用将日益凸显。鉴于表1的结果没有考虑变量的内生性,上述结论有待继续检验。

2. 工具变量 2SLS 估计结果

海归技术溢出变量的内生性意味着普通最小二乘回归结果可能是有偏的。首先我们对所选择的工具变量进行检验:

选择工具变量的第一个条件是它与内生变量之间是相关的。我们将模型(2)中所有变量(包括工具变量)进行回归发现,13个工具变量都在5%的统计水平上显著,回归方程的拟合优度为0.87。这表明通过检验的13个工具变量与内生变量之间是强相关的,符合工具变量的第一个条件。

工具变量的第二个条件要求它与模型中残差项不相关。从理论上讲,每个工具变量不会直接影响当前的技术进步,在存在多个工具变量的条件下,我们可以通过过度识别检验,以判断这13个工具变量是否是外生的。运用Wooldbridge(2002)提出的过度识别检验方法,得到的Sargan检验结果接受工具变量独立于2SLS估计的残差的原假设,这表明,本文选取的工具变量是合适的。

接下来,我们使用工具变量对海归技术溢出的内生性进行检验。我们将海归技术溢出对所有变量(包括工具变量)进行回归,将得到的残差项放入结构方程中,回归结果显示,残差项的系数为0.18, p 值为0.004,在1%的统计水平上显著,这表明,海归技术溢出确实是内生的。

为了克服内生性的影响,我们采用工具变量的两阶段最小二乘法进行估计,并将结果汇报在表2中。与表1的结果相比,我们可以得到结论:在控制了海归溢出变量的内生性后,回归结果中海归溢出项的估计系数显著提高,且统计的显著性没有发生本质的变化,这表明海归溢出项的内生性使得最小

二乘估计产生向下的偏倚。这说明，海归技术溢出确实是影响地区技术进步的重要因素。

表 2 海归对中国技术进步影响的 2SLS 检验结果

	模型(2)	模型(3)
$\ln S_{it}^d$	3.564(5.32***)	3.792(5.78***)
$\ln S_{it}^{flow}$	0.479(8.12***)	0.360(4.04***)
γ_3		0.174(1.46)
γ_4		-0.165(-1.43)
γ_5		0.256(0.88)
$\ln S_{it}^{f-im}$	0.363(3.87***)	0.312(2.39**)
$\ln S_{it}^{f-ex}$	0.104(2.23**)	0.204(3.08***)
$\ln S_{it}^{f-fdi}$	0.428(4.33***)	0.354(3.76***)
$\ln S_{it}^{f-pat}$	0.446(6.08***)	-0.003(0.48)
C	-0.053(-1.05)	0.145(2.73***)
F 值	175.31	163.47
R ²	0.76	0.72
Hausman 值	23.75***	20.60***

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上变量显著。

此外，海归在长期通过对 FDI、国际贸易的作用促进了中国的技术进步。综合分析表 1 和表 2，海归与贸易和 FDI 的交互项对技术进步存在微弱的正向影响甚至负向影响，即回流人员对技术进步的网络效应在中国并不显著。其一，海归引致的 FDI 和贸易不是一蹴而就的，只有在长期伴随着中国各方面条件的不断改善，其才可能通过吸引更多的贸易和 FDI 进一步放大人员流动的技术溢出效应；其二，当前中国的海归规模仍然有限，其对贸易和 FDI 引致功能的基础不甚牢固。所以，基于海归技术溢出的网络效应均不显著性，因此在下文的模型中不予考虑，模型 (3) 的最终形式为：

$$\ln TFP_{it} = \eta_1 \ln S_{it-j}^d + \eta_2 \ln S_{it-j}^{flow} + \phi_2 \ln X_{it} + C_4 + \varepsilon_{it4}. \quad (4)$$

3. 海归技术溢出效应的地区差异分析

为了分析海归技术溢出效应的地区差异，本文按社会经济发展和地理区位因素，将中国划分为东中西三大经济地带¹⁷，从而可以更为准确地考察海归在不同地区的技术溢出效应及差异，为寻找各地区国际技术溢出效应发挥的限制因素奠定基础。运用工具变量 2SLS 法对模型 (2) 的地区固定效应回归结果见表 3。检验结果表明，我国共有北京等 18 个地区出现了显著的正向技

¹⁷ 由于本文各存量数据均以 1985 年为基期，因此重庆市 1996 年以后的各项指标数据并入四川省。最终本文考察的样本为不包括重庆和港澳台在内的 30 个省(市、自治区)，按照各地区的社会经济发展和所处地理环境，将其划分为东中西 3 个经济地带：东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省(市)；中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南 8 个省(市)；西部包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古和广西 11 个省(市、自治区)。

术外溢效应,即在 these 地区中,海归对当地的经济发展和技术进步起到了明显的促进和带动作用;这些地区主要集中在东部沿海以及中部地区,而西部地区的技术外溢效应表现相对不明显,甚至出现了负的技术外溢效应。鉴于积极的技术外溢多发生在经济、教育、金融体系等相对发达的地区,这一检验结果也在一定程度上暗示了地区综合发展实力是决定海归技术外溢效应能否有效发挥的关键因素。

表3 中国各省份及东、中、西部海归技术外溢程度的2SLS检验结果

省份	$\ln S_{it}^{flow}$	省份	$\ln S_{it}^{flow}$
东部地区	0.577(5.25***)	江西	0.195(1.76*)
北京	1.320(3.49***)	河南	0.415(3.92***)
天津	1.223(8.64***)	湖北	1.064(8.19***)
河北	1.079(8.03***)	湖南	0.548(4.09***)
辽宁	0.721(3.01***)	西部地区	0.291(3.94***)
上海	0.949(6.69***)	西藏	-0.2516(-1.22)
江苏	0.883(6.48***)	四川	0.555(6.08***)
浙江	0.637(5.74***)	贵州	-0.394(-2.21**)
福建	0.566(3.65***)	云南	0.209(1.40)
山东	0.720(5.13***)	广西	-0.011(-0.06)
广东	1.886(4.61***)	陕西	0.107(2.25**)
海南	0.415(0.67)	甘肃	-0.004(-1.22)
中部地区	0.301(3.82***)	青海	-0.317(-2.99***)
山西	0.030(0.27)	宁夏	-0.061(-0.34)
吉林	0.198(1.20)	新疆	-0.087(-1.41)
黑龙江	0.170(2.68***)	内蒙古	-0.124(-0.83)
安徽	0.595(5.02***)		

注:括号内的数值是该系数的 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上变量显著。由于本文分析的重点是海归的技术溢出效应,在表中仅列出海归技术溢出效应的回归系数,该回归由 EViews 6.0 完成。

具体来看,海归溢出的国外研发存量对中国各地区的技术进步呈现两方面的特点:

首先,海归产生的研发溢出显著促进了中国 18 个省(市、自治区)的技术进步,其原因在于海归研发溢出的独特性。一方面,具有海外学习或者相应技术领域工作经验的海归人员往往熟悉或掌握着国外先进技术,从而其可以成为人才回流双方国家间技术扩散的有机载体(Mountford, 1997);另一方面,海归本身是一种重要的人力资本形式,可以成为一国技术进步和技术创新的关键要素。

其次,海归对东、中、西地区技术进步的贡献度依次递减。海归对中国技术进步的影响受多种因素和条件的制约,同时由于发展历史、地理位置、自然资源、人力资本、政府政策等方面的差异,中国地区间在经济发展水平、科研投入水平、高等教育发展水平以及金融市场环境等方面存在较大差距,大部分海归人员流向了科研资金雄厚、高技术产业集中、金融体系相对发达

的东部沿海地区,《人民日报》(海外版)2007年进行了一项调查,发现只有2%的海归在中西部地区就业,这在一定程度上造成了海归地区分布的极不平衡,扩大了国家在地区和行业间的人力资本差距,进而造成海归技术溢出效果的地区分布不平衡。优越的国内科研环境、较高的经济发展水平、高水平的国内人才基础以及积极有效的政策支持是海归技术进步效应的必要条件。由于西部地区在研发投入、受教育水平以及经济发展水平等方面较发达地区相对薄弱,其对海归的技术接纳力不足,较难实现与海归先进技术的顺利对接,这一方面造成西部地区海归引力不足,另一方面使其难以通过海归渠道促进当地技术进步,甚至会由于人才稀缺造成区域创新能力降低,阻碍当地技术水平的提高。而中东部地区财力相对雄厚,人力资本及研发投入力度大,人力资本水平相对较高,从而可以在吸引较多海外高质量人才的同时,实现海归先进技术与当地相应技术要素的顺利对接,对当地技术进步产生了显著的促进作用。

四、海归技术溢出影响因素的门槛特征分析

以上我们对各地区的海归技术外溢效应进行了检验,检验结果表明海归对各地区经济发展和技术进步的作用存在较大差别。这种状况源于我国区域经济发展的不平衡性。由于地理位置、自然条件、经济基础以及政策倾斜等原因,我国的东部、中部和西部地区在经济发展水平、科研投入水平以及高等教育发展水平等方面存在较大差异,由此导致了地区间海归引致技术进步效应的差异。部分越过了经济发展“门槛”的地区凭借其雄厚的经济技术基础和消化吸收能力能够吸引较多的海外人才,并较好地消化和利用海归所带来的技术,因此在这些地区海归流入会对当地经济发展产生较为积极的作用,而另一些还未能逾越发展“门槛”的地区则不仅没有形成对海归人员的强大引力来利用其带来的先进技术,而且其本身的经济发展和技术进步进程也因无法抵御人才外流的人力资本损失而遭到冲击。这实际上意味着海归的技术外溢效应存在着一定的“门槛特征”,即当一个地区的综合能力达到一定的水平时,海归的技术外溢效应才会充分显现。以下文章通过构造门槛回归模型对影响海归技术外溢效应变动的各种因素进行进一步的考察。

(一) 海归门槛模型的设定

在考察通过影响某一变量从而对被解释变量产生差异影响的因素时,以往研究通常采用分组检验或交互项连乘检验的方法。分组检验是指按照某一设定的指标将样本分为不同的子样本,然后分别对子样本进行回归从而得到不同因素在各子样本区间对被解释变量影响的差异,但这一方法面临的一个无法回避的问题是分组标准的确定,传统分组检验只是简单地依照某个影响

指标对样本进行平均分组,这必然难以准确反映各种因素对被解释变量的影响。交互项连乘检验在测度 FDI 溢出的相关研究中得到广泛应用,一些学者通过构建 FDI 与代表 FDI 吸收能力指标(例如:研发密度、相对前沿面的技术差距等)的交互项来测度上述指标通过作用于 FDI 吸收能力进而对 FDI 溢出产生的影响,这一方法的局限在于其所测定的指标影响是单调递增或递减的,但事实往往并非如此。近年来,非线性计量经济模型的发展为这一问题的研究提供了一种新的思路,“门槛回归”方法作为分组检验方法的一种扩展,针对上述两种检验方法的局限进行了改进,在诸多领域研究中得到应用。单一门槛回归的基本思想为:在模型内的某一影响变量 g_{it} 存在一个门槛水平 τ 的情况下,对于 $g_{it} \leq \tau$ 与 $g_{it} > \tau$ 两种情况而言,其对被解释变量的影响存在着明显的差异,本文将采用 Hansen (1999) 发展的门槛面板回归模型,它根据数据本身的特点来内生地划分区间,模型表述如下:

$$\ln Y_{it} = \lambda' \ln X_{it} + \omega_1 \ln M_{it} \times I(g_{it} \leq \tau) + \omega_2 \ln M_{it} \times I(g_{it} > \tau) + C + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

其中, i 表示个体, t 表示时间。 Y_{it} 为被解释变量, M_{it} 为受门槛变量影响的解释变量, X_{it} 为一组除 M_{it} 外对被解释变量有显著影响的变量, λ 为相应的系数向量。 g_{it} 为门槛变量, τ 为特定的门槛值, ω_1 和 ω_2 则分别为门槛变量在 $g_{it} \leq \tau$ 与 $g_{it} > \tau$ 时解释变量 M_{it} 对被解释变量 Y_{it} 的影响系数。 $I(\cdot)$ 为一个示性函数, $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 为随机干扰项。

模型 (5) 中, τ 相应的残差平方和为: $S(\tau) = e(\tau)'e(\tau)$, 根据 Chan (1993), 如果回归中的 τ 越接近门槛水平, 则回归模型中的残差平方和就越小, 我们可以通过最小化 $S(\tau)$ 来获得 τ 的估计值, 即 $\hat{\tau} = \text{argmin} S(\tau)$ 。在估计出 $\hat{\tau}$ 以后, 可以进一步估计出其他参数。得到参数估计值后, 需要进行两个方面的检验:

第一个检验即检验模型 (5) 中 ω_1 和 ω_2 是否存在显著性的差异, 如果门槛回归模型的检验结果表明 $\omega_1 = \omega_2$, 说明该模型没有表现出明显的门槛特征。该检验的原假设为 $H_0: \omega_1 = \omega_2$, 对应的备择假设为 $H_1: \omega_1 \neq \omega_2$, 检验统计量为:

$$F = \frac{S_0 - S(\hat{\tau})}{\hat{\sigma}^2}, \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} e(\hat{\tau})' e(\hat{\tau}) = \frac{1}{T} S(\hat{\tau}).$$

S_0 为在原假设下得到的残差平方和, 在原假设 H_0 的条件下, 门槛值 τ 无法识别, 因此 F 统计量的分布是非标准的。本文采用 Hansen (1999) 的自抽样法 (Bootstrap) 来获得其渐近分布, 继而构造其 p 值。

第二个需要检验的是门槛的估计值是否等于其真实值, 原假设为 $H_0: \hat{\tau} = \tau_0$, 由于存在多余参数的影响, Hansen (1996) 使用极大似然估计量检验门槛值, 来获得统计量:

$$LR(\tau) = \frac{S(\tau) - S(\hat{\tau})}{\hat{\sigma}^2}.$$

以上只是针对存在一个门槛的情况，但从计量的角度来看可能会存在多个门槛，在此，我们以双重门槛模型为例做以下简要说明，模型设定如下：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \lambda' \ln X_{it} + \omega_1 \ln M_{it} \times I(g_{it} \leq \tau_1) + \omega_2 \ln M_{it} \times I(\tau_1 < g_{it} \leq \tau_2) \\ & + \omega_3 \ln M_{it} \times I(g_{it} > \tau_2) + C + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (6)$$

估计方法为先假设单一模型中估计出的 $\hat{\tau}_1$ 为已知，再进行 τ_2 的搜索，得到误差平方和最小时对应的 $\hat{\tau}_2$ ，Bai (1997) 研究表明 $\hat{\tau}_2$ 是渐近有效的，但 $\hat{\tau}_1$ 却不具有此性质，因而可固定 $\hat{\tau}_2$ 对 $\hat{\tau}_1$ 进行重新搜索，从而得到其优化后的一致估计量。同理，多重门槛模型可在单一和双重门槛模型的基础上进行扩展，本文不再赘述。

为考察不同区间内各种因素通过作用于海归技术溢出进而对技术进步的差异化影响，本文基于模型 (4)，设定海归技术溢出的单一和双重门槛模型分别为：

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & \kappa \ln S_{it-1}^d + \omega_1 \ln S_{it-1}^{\text{flow}} \times I(x_{it} \leq \tau) \\ & + \omega_2 \ln S_{it-1}^{\text{flow}} \times I(x_{it} > \tau) + \phi_3 \ln X_{it} + C_5 + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & \kappa' \ln S_{it-1}^d + \omega_1' \ln S_{it-1}^{\text{flow}} \times I(x_{it} \leq \tau) + \omega_2' \ln S_{it-1}^{\text{flow}} \times I(\tau_1 < x_{it} \leq \tau_2) \\ & + \omega_3 \ln S_{it-1}^{\text{flow}} \times I(x_{it} > \tau_2) + \phi_4 \ln X_{it} + C_6 + \varepsilon_{it}', \end{aligned} \quad (8)$$

其中， i 表示个体， t 表示时间。 $\ln TFP_{it}$ 为被解释变量， $\ln S_{it-1}^{\text{flow}}$ 为受门槛变量影响的解释变量，其他变量为除 $\ln S_{it-1}^{\text{flow}}$ 外对被解释变量有显著影响的变量。 x_{it} 为门槛变量，鉴于门槛变量外生性的假定，本文中 x_{it} 值均采用相应门槛变量的滞后一期值来表示¹⁸， τ 为特定的门槛值， ω_1 或 ω_1' 、 ω_2 或 ω_2' 和 ω_3 分别为门槛变量在 $x_{it} \leq \tau$ 、 $\tau_1 < x_{it} \leq \tau_2$ 与 $x_{it} > \tau_2$ 时解释变量对被解释变量的影响系数， $\varepsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ 。

(二) 门槛变量选择与数据说明

结合文章第二部分海归对技术进步影响机制的分析，本文进一步将影响海归技术溢出效应的因素概括为各地区地方财政收入、经济发展水平、科研

¹⁸ 本文采用的门槛变量均为原值的滞后一期形式，并且前文中将门槛变量的滞后一期作为海归溢出的工具变量，经检验证明各门槛变量的滞后一期是合适的工具变量，在此基础上，采用 Wooldbridge (2002) 关于变量内生性的检验方法，最终得到各结构方程的残差项系数分别为 0.017、0.042、0.007、0.087、0.001、0.035、0.008，且均没有通过 10% 的显著性检验，这说明，文章采用的滞后一期的各门槛变量满足外生于被解释变量的条件。即，满足先验的外生性假定，这样就避免了由于门槛变量与被解释变量相关而导致的内生性问题。

投入、人力资本水平以及金融市场效率五个主要方面,以此构建门槛变量,并分别测度各门槛变量的门槛值所划分的不同区间内变量对技术进步的差异影响。在数据选择方面,我们仍然以上文所引用2000—2008年中国30个地区的270组数据作为检验样本的数据来源。

1. 地方财政收入

由于发展历史、地理位置、自然资源、人力资源、政府政策等方面的差异,我国各个地区的财富水平、技术扩散及创新状况很不平衡。财政收入是衡量地区发展水平的重要指标,可以准确地反映一个地区的真实经济实力。按照财政部关于地方财政收入的意见,本文采用的地方财政收入是指地方财政一般预算收入,它是衡量一地政府可支配财力的重要指标,政府在社会经济活动中提供公共物品和服务的范围和数量,在很大程度上决定于财政收入的充裕状况,从而地方财政收入在一定程度上决定了各地方政府对海归引致创新的支持能力。指标选择方面,本文采用各地区历年的一般财政预算收入,地方财政收入使用各地区财政收入当年价,数据来自《新中国五十年统计资料汇编》和历年的《中国统计年鉴》。

2. 经济发展水平

一个国家经济发展水平的高低在一定程度上反映了其吸引海外人才回流的能力。Grubel and Scott (1966)认为人力资本跨国流动是源于对不同国家或地区边际生产力的不同反应,人力资本无论是从国内流向国外,还是从国外流入国内,都是一种以寻求比较利益为目的的要素禀赋在全球的转移或让渡,经济发展水平高的地区对人才的引力往往大于经济发展水平低的地区。Ravenstein (1889)提出了颇具影响力的“推—拉”人力资本流动理论模型,认为人力资本流入国经济发展水平是决定人才回流的主要拉力。从国外经验看,韩国在人才回流方面之所以取得很好的成绩,这与它的经济发展水平及其外向型经济特点有很大关系。只有一国经济发展到一定水平,才能为科技人才提供良好的物质基础和更多的发展机会,从而提高海外人才对国内发展的坚定信心;另一方面,从产业结构发展角度来看,只有一国经济发展到一定水平,完成了由劳动密集型产业向知识密集型产业的转变之后,高科技人才方有生长的土壤和发展的空间。本文选择能够代表一个地区经济总量和发达程度的GDP和人均GDP水平作为衡量经济发展水平因素的指标,GDP使用当年价,相关数据来自历年《中国统计年鉴》。

3. 科研投入状况

科研支出的增加带动学成回国人员的增加也不难理解,它是吸引中国科技人才回流的一个非常关键的因素,科研因素既包括重视科技人才的软环境,又包括国家在科研方面的经费投入。从软环境方面来看,随着知识经济的到来,中国已经逐步形成了尊重知识、尊重人才的良好环境;另一方面,科研经费的投入也逐年增加,这对吸引人才回流起到了重要作用(张健等,

2005)。对于出国留学的科技人才来说，不愿回国的很大一部分原因在于，担心回国后国家科研经费不足以及科研设备和条件不够发达而出现“英雄无用武之地”的局面。这个因素不但是制约海外人才回流的一个重要因素，同时也是国内高科技人才流失的一个主要原因。本文选择各地区历年的研发经费支出额作为科研投入状况的衡量指标，科研投入使用当年价，相关数据来自历年《中国科技统计年鉴》。

4. 人力资本水平

高水平人力资本倾向于流向人力资本存量高的地区，这种人力资本流动现象，国外也有许多学者做过相关研究。Peri对美国167个主要MSAs 1970—1990年间的数据进行分析，发现人力资本水平高的地区对年轻的高技能人员有吸引作用，而对年长的高技能人员没有吸引。Simon分析美国所有MSAs 1940—1986年的数据，得出相比高中毕业生所占比例，人力资本就业增长与当地大学毕业生所占比例的关联更大。而一个国家人力资本整体水平的高低决定了这个国家的人文环境，它是科研人员赖以发展和创新的土壤。由于人文环境的形成是一个比较缓慢的过程，该因素对于人才回流的影响没有前两个因素明显，人力资本水平的变动并不能对其起到立竿见影的效果，但从长远来看，它对于海外人才回流的作用却不容忽视。本文分别选取各地区高校在校生人数占其总人口的比重（高等教育发展水平）以及该地区人口的平均教育年限¹⁹作为人力资本的衡量标准，以此为基础进行检验。其中，各级各类学校在校生人数及总人口数来自《新中国五十年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。

5. 金融市场效率

金融市场效率、人力资本流动以及技术进步是相互依赖的关系，金融市场效率变动在促进劳动力流动进而引起技术扩散方面具有重要作用。长期以来，金融发展对经济增长的作用都备受关注（王永齐，2007；Alfaro *et al.*，2003）。Levine（1997）将金融体系的作用概括为调节资源配置、动员储蓄、风险管理等，其中新技术的研发与推广往往由于研发成功率与未来市场收益不确定性而面临很大风险，因此，金融体系能否为企业提供便利的融资是决定企业创新效率的重要因素。目前国内支持海归创业的资金渠道主要有：政府类投资，如各地开发区、高新区认定的项目；民间类投资，海归企业自己在民间寻找合作方；以及部分风险投资。虽然当前不少留学人员企业已经在国内进行风险投资，但其较大的利润要求与凤毛麟角的投资几率，对于成千上万海归企业无疑是杯水车薪。比如，目前海归企业成功得到的大额融资，

¹⁹ 计算时我们参照王小鲁(2000)的标准，小学毕业教育年限设为6年，初中毕业教育年限设为9年，高中毕业教育年限设为12年，大学毕业教育年限设为16年。平均受教育年限=大学文化程度人口比重×16年+高中文化程度人口比重×12年+初中文化程度人口比重×9年+小学文化程度人口比重×6年。

几乎全部来自海外,中国留学人员项目与资金的对接中,仅有3%的成功率,海归创业融资难问题正日渐突出。

由于中国银行部门的信贷决策并不是完全出于经济上的考虑,它们倾向于向国有企业提供贷款,对私人部门则存在信贷歧视,如果以银行贷款总额与GDP之比来度量显然会高估中国实际的金融深化水平,因此,私人部门的贷款总额更能合理地衡量一地区的金融深化水平(Aziz and Duenwald, 2002; 陈刚等, 2009),本文采用银行给予私人部门的贷款总额占GDP的比重来衡量中国金融市场融资效率。各地区银行私人贷款额数据来源于历年各地区统计年鉴,需要说明的是,统计年鉴上并没有详细定义和给出私人部门以及公共部门获得的贷款数据,我们以金融中介短期贷款中的乡镇企业、三资企业和私营企业及个体贷款的总和来近似代替私人部门获得的贷款。

(三) 海归对中国技术进步影响的门槛检验

通过上述分析,我们选取地方财政收入、经济发展水平、科研投入、人力资本水平以及金融市场效率作为海归技术溢出影响因素的门槛变量,在使用固定效应模型的基础上,本文依次对上述各因素运用模型(8)进行门槛检验和估计。²⁰

1. 门槛检验

首先是门槛效果检验。我们需要确定门槛的个数,以便确定模型的形式。我们依次在不存在门槛、一个门槛和两个门槛的设定下对模型(8)进行估计,得到的 F 统计量和采用Bootstrap方法得出的 P 值见表4。

表4 门槛效果检验

指标	经济发展水平			人力资本水平			
	地方 财政收入	GDP	人均GDP	科研投入	高等教育 发展水平	平均 受教育年限	金融 市场效率
单一	96.24***	19.00**	29.121***	18.74**	17.46**	51.93***	19.17**
门槛检验	[0.000]	[0.026]	[0.000]	[0.047]	[0.037]	[0.001]	[0.021]
双重	5.49	5.48	4.42	98.63***	41.92***	12.58**	6.91
门槛检验	[0.325]	[0.156]	[0.360]	[0.000]	[0.002]	[0.047]	[0.400]
三重	2.87	4.17	3.64	6.58	7.53	6.58	4.19
门槛检验	[0.883]	[0.254]	[0.130]	[0.632]	[0.550]	[0.213]	[0.769]
样本最小值	5.385	117.800	0.4978	0.200	0.002	7.098	0.041
样本最大值	3310.324	35696.460	7.254	580.900	0.036	11.092	0.234
样本均值	879.542	11256.410	3.862	241.300	0.022	8.211	0.108

注:括号上方的数字为门槛检验对应的 F 统计量,***、**分别表示在1%和5%的显著性水平上显著,括号内为采用Bootstrap方法反复抽样得到的 P 值。

²⁰ 在检验门槛效果时沿用Hansen(1999)采用的“自抽样法”,为避免因样本容量过小而造成检验结果的准确度下降,本文在检验过程中规定最低的样本观测数为40,而不是Hansen(1999)中采用的默认值10。

由门槛检验结果可以看出, 地方财政收入、GDP、人均GDP以及金融市场效率的单一门槛效果分别通过了1%、5%、1%以及5%水平下的显著性检验, 但双重和三重门槛效果没有通过5%的显著性检验, 说明它们存在一个门槛值。科研投入和人力资本水平的单一与双重门槛检验均比较显著, 但三重门槛检验并不显著, 说明在所研究的样本内包含两个门槛值。

其次, 门槛的估计值检验。各门槛的估计值和相应的95%置信区间列示于表5。

表5 门槛值估计结果

指标	门槛值 $\hat{\tau}_1$		门槛值 $\hat{\tau}_2$	
	估计值	95%的置信区间	估计值	95%的置信区间
地方财政收入(亿元)	480.29	[456.32, 494.21]		
经济发展水平	GDP(亿元)	6170.94	[6037.16, 6390.33]	
	人均GDP(万元)	1.53	[1.37, 1.62]	
	科研投入(亿元)	76.09	[74.30, 83.43]	126.74
人力资本水平	高等教育发展水平(%)	0.011	[0.009, 0.015]	0.014
	平均受教育年限(年)	8.31	[8.16, 8.41]	7.66
金融市场效率(%)		0.104	[0.108, 0.113]	

2. 模型的参数估计结果

(1) 地方财政收入。地方财政收入对技术进步的影响呈现正向单一门槛特征。当地方财政收入低于480.29亿元时, 海归的技术溢出弹性系数仅为0.524, 而当地方财政收入跨过这一门槛时, 相应的海归的技术溢出弹性系数变为0.832。即地方财政收入对海归技术外溢效果存在明显的门槛特征。其中跨过地方财政收入门槛值的地区有: 北京、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、山东、河南、广东以及四川。

(2) 经济发展水平。一国技术水平的提高与其经济发展水平呈正相关关系, 当地区GDP总额低于6170.94亿元时, 海归对技术进步的影响系数为0.593, 地区GDP总额跨过该门槛值时相应的系数变为0.604, 即海归对中国技术进步的影响随着国民收入水平的提高而增强。通过对比分析, 我们发现达到GDP总值门槛值的地区有: 北京、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、河南、湖北、湖南、广东、四川。同样, 当一个地区的人均GDP超过1.53万元时, 海归的技术溢出系数达到0.404, 反之则仅为0.35。仅有北京、天津、内蒙古、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东10地跨过了海归技术溢出人均GDP的门槛值。

(3) 科研投入。科研投入对技术进步的影响呈现出正向的双门槛特征。当地区平均科研经费投入低于76.09亿元时, 海归对技术进步的影响系数为0.076, 当跨过这一门槛后相应的系数却变为0.307, 而当该指标高于126.74时, 海归的技术溢出弹性则进一步跃升到了0.694。这一结果验证了研发投入

与海归引致技术进步效应之间的正向关系。科研投入在一定程度上反映了一个国家为人才提供良好科研工作环境力度,科研投入增加意味着国家对科研环境和研究实验的重视,可以解决海外人才回国后研究工作的后顾之忧。通过比较分析发现仅有北京、上海、江苏、浙江、山东以及广东6地跨过了科研投入的最高门槛值。

(4) 人力资本水平。中国的人力资本水平与海归引致的技术进步呈非单调关系。当高等教育发展水平低于0.011时,海归对技术进步的弹性系数为0.231,当大于这一比重时弹性系数为0.027,但随着第二个门槛的跨越,其影响系数上升为0.158。北京、天津、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、江西、湖北、陕西11个地区跨过了第一个门槛,但仅有北京、天津、上海、湖北、陕西五地跨过了高等教育发展水平的第二个门槛。从人口的平均受教育年限来看,当人口的平均受教育年限低于7.66年时,海归的技术溢出系数为0.105,但当大于这一比重时弹性系数仅为0.057,当地区平均受教育年限跨过8.31年时,其影响系数上升为0.376,这验证了教育对人力资本水平提升和技术进步的长效机制。跨过人口平均受教育年限较高门槛值的地区有北京、天津、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、山东、湖北以及陕西。

(5) 金融市场效率。表6显示,当地区平均金融市场效率低于0.104时,海归对技术进步的弹性系数为0.135,而跨过这一门槛时相应的弹性系数变为0.354,即随着金融市场效率的改进,海归技术拉动效应的阻力变小,推力变大。对地区数据进行比较,发现河北、内蒙古、黑龙江、安徽、福建、江西、河南、湖北、湖南、广西、四川以及西藏没有达到金融市场效率的门槛值。近年来,在国际国内经济形势复杂多变的背景下,中国金融市场改革取得了一定成就,各地区金融运行日趋稳健,金融环境进一步优化,这对提升自身技术吸收能力和便利企业融资产生了一定的促进作用。但就全国来看,中国金融市场有效配置资本的功能并不理想,技术进步效果欠佳,在金融市场效率改进方面,各地政府仍然任重道远。中国应继续深化金融体制的改革与创新,建立国家级的海归人员创业支持计划,鼓励并支持海归人员尤其是拥有外资企业工作经验的海归人员创业和技术创新,并进一步通过海归创业项目的启动和成功,吸引更多的风险投资和其他海内外民间投资的加入,最终为中国经济发展注入新的活力。

表 6 模型的参数估计结果

解释变量	经济发展水平			人力资本水平			
	地方 财政收入	GDP	人均 GDP	科研投入	高等教育 发展水平	平均 受教育年限	金融 市场效率
$\ln S_{it}^d$	1.256 (5.33***)	1.310 (7.08***)	1.042 (4.53***)	1.785 (9.41***)	0.996 (3.48***)	0.874 (2.22**)	1.105 (1.79*)
$\ln S_{it-1}^{\text{flow}}$	0.524 (7.36***)	0.593 (8.55***)	0.350 (3.73***)	0.076 (2.96***)	0.231 (4.05***)	0.105 (1.93*)	0.135 (2.31**)
$\ln S_{it-2}^{\text{flow}}$	0.832 (10.71***)	0.604 (2.32**)	0.404 (2.38**)	0.307 (2.33**)	0.027 (1.75*)	0.057 (2.25**)	0.354 (4.25***)
$\ln S_{it-3}^{\text{flow}}$				0.694 (12.65***)	0.158 (2.98***)	0.376 (11.03***)	
$\ln S_{it}^{f:\text{im}}$	0.314 (2.33**)	0.284 (1.01)	0.430 (3.65***)	0.413 (4.87***)	0.248 (3.07***)	0.245 (5.72***)	0.324 (2.36**)
$\ln S_{it}^{f:\text{ex}}$	-0.074 (-2.17**)	-0.243 (-0.75)	-0.142 (-0.89)	-0.028 (-1.22)	-0.050 (-1.84*)	0.167 (1.87*)	0.059 (1.72*)
$\ln S_{it}^{f:\text{pat}}$	0.278 (2.29**)	0.149 (2.94***)	0.224 (1.71*)	0.094 (1.87*)	0.075 (2.18**)	0.124 (2.14**)	0.257 (2.24**)
$\ln S_{it}^{f:\text{fdi}}$	0.0750 (1.81*)	0.127 (2.27**)	0.174 (1.42)	0.019 (0.75)	0.105 (0.96)	0.137 (3.44***)	0.456 (1.90**)
C	1.045 (1.28)	1.273 (1.37)	1.175 (2.26**)	1.334 (0.87)	1.724 (1.77*)	1.00 (1.75*)	1.477 (0.75)
R^2	0.71	0.67	0.70	0.83	0.86	0.58	0.87

注：括号内为各系数所对应的 t 统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上变量显著。鉴于文章分析的需要，本文没有按照所得的阈值值来人工划分样本，并重新回归不同样本区间的结果。

五、结 论

近年来，作为国际人力资本流动新形式的“智力回流”及其对发展中国家或地区的技术进步效应问题日益引起理论界的广泛关注。本文以中国为例，在传统国际技术扩散三大路径的基础上，引入海归因素，采用 2000—2008 年中国 30 个地区的面板数据检验了海归对中国各地区技术进步的影响，并进一步运用 Hansen 提出的门槛检验方法，选取地方财政收入、经济发展水平、科研投入、人力资本水平以及金融市场效率五个门槛变量对海归技术进步效应的门槛水平进行检验。实证结果显示：海归对各地区技术进步均发挥了重要作用，但贡献度却存在显著差异，且海归的技术溢出效应存在时滞性，在控制了海归溢出的内生性后，本文的结论依然稳健；地方财政收入、经济发展水平、科研投入以及金融市场效率与海归技术溢出呈单调正相关关系，而人力资本水平对海归技术溢出效应的影响存在显著的区间效应，两者呈 U 形关系。

首先，本文采用 LP 法将海归的国外研发溢出进行量化，考察了其对中国各经济地带技术进步的影响，实证结果证实：海归对中国各地区技术进步发

挥了重要作用,但贡献度却存在差异,其中最明显的是,相比对东部和中部地区技术进步的显著促进作用,海归对西部地区技术进步作用并不显著。在北京、上海、天津三大直辖市以及苏、浙、粤等为代表的东部沿海地区和以晋、吉、湘为代表的中部地区,海归存在正向技术外溢效应,而在甘、青、宁等西部地区,海归数量较少,没有体现出显著的技术外溢效应,甚至由于“人才逆流”等原因对这些地区的经济发展和技术进步造成了一定的冲击。由这一结果不难看出,正向的海归技术外溢效应基本上产生于经济发达程度较高、开放程度较大的地区。这也暗示了海归技术外溢可能存在基于某些因素上的门槛特征。

其次,本文进一步运用 Hansen 提出的门槛检验方法,就地方财政收入、经济发展水平、研发投入、人力资本水平以及金融市场效率五方面的因素对海归技术外溢效应的门槛特征进行检验,结果证实了海归技术溢出效应门槛特征的存在性。地方财政收入、经济发展水平和金融市场效率存在单一门槛值,它们与海归技术外溢效应成正相关关系,当这些指标达到或超过一定水平之后,海归产生的技术外溢效应会显著提升,科研投入和人力资本水平存在两个门槛值,教育对海归技术溢出效应具有长效机制。

企业的国际化依靠人才的国际化,而人才的国际化在很大程度上是通过高效的流动性来体现的,基于以上分析,本文认为海归对中国崛起意义尤为重大,中国应当参照其他国家或地区人才回流方面的工作经验,结合自身实际情况加大吸引海外留学人才回流的力度,为海归技术外溢效应的发挥创造有利条件:第一,大力发展经济,提高科技、教育投入,改善国内引才环境,同时在突出东部经济发展优势的同时,引导地区经济均衡发展,从国家“西部大开发”的战略角度看,鼓励海外留学人员到西部地区开展各种学术、技术交流活动,引导部分海归从个别大城市到内地的二线城市发展,并按国家有关规定予以资金支持。第二,改善国内环境,逐步建立一个法制健全的社会,透明高效的政府,良性循环的创业环境,公平公正的科研环境以及民主宽松稳定的政治环境,使国内从创业环境到信息渠道,从发展机遇到社会公正等方面逐步与国际接轨。同时确保政策制定的各部门职责明确,建立人才回流长效机制,将人才回流政策细化并注重落实。第三,从人力资本的角度而言,有关部门应通过加大财政对教育的投入力度、优化教育及人力资本投资结构等措施,在提高人力资本存量的同时,改善其技术创新效率。注重吸引高质量人力资本从国外流向国内,从外资企业流向本国企业,为吸引更多海归回国进而提升其技术溢出效应创造一个良好的人才环境。第四,完善留学人员创业融资担保机构,鼓励政府和民间建立一些专门针对海归创业的担保公司,解决留学人员企业融资难问题。随着人才回流工作的深入,应该将有关政策进一步具体化,协调各相关部门就某些问题达成共识,在此基础上共同探讨引进留学人才措施。

参考文献

- [1] Acs, Z., and D. Audertsch, *Innovation and Technological Change: An International Comparison*. Ann Arbor: University of Michigan Press, 1991.
- [2] Adda, J., and C. Dustmann, "A Dynamic Model of Return Migration", IZA Ninth Summer School Paper, 2006.
- [3] Alfaro, L., A. Chanda, S. Kalemli-Ozcan, and S. Sayek, "FDI Spillovers, Financial Markets, and Economic Development", IMF Working Paper, No. 186, 2003.
- [4] Almeida, P., and B. Kogut, "Localization of Knowledge and the Mobility of Engineers in Regional Networks", *Management Science*, 1999, 45(7), 905—917.
- [5] Arrow, K., "The Economic Implications of Learning by Doing", *Review of Economic Studies*, 1962, 29(3), 155—173.
- [6] Audretsch, D., and M. Feldman, "R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production", *American Economic Review*, 1996, 86(3), 630—640.
- [7] Aziz, J., and C. Duenwald, "Growth-Finance Intermediation Nexus in China", IMF Working Paper, 2002.
- [8] Bai, J., "Estimating Multiple Breaks One at a Time", *Econometric Theory*, 1997, 13(3), 315—352.
- [9] Baldwin, J., and W. Gu, "Trade Liberalization; Export-market Participation, Productivity Growth and Innovation", *Oxford Review of Economic Policy*, 2004, 20(3), 372—392.
- [10] Beine, M., F. Docquier, and H. Rapoport, "Brain Drain and Economic Growth: Theory and Evidence", *Journal of Development Economics*, 2001, 64(1), 275—289.
- [11] Bernard, A., and J. Jensen, "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics*, 1999, 47(1), 1—25.
- [12] Blomqvist, A., "International Migration of Educated Manpower and Social Rates of Returns to Education in LDCs", *International Economic Review*, 1986, 27(1), 165—174.
- [13] Borensztein, E., J. De Gregorio, and J-W. Lee, "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics*, 1998, 45(1), 115—135.
- [14] Borjas, G., "Self-Selection and the Earnings of Immigrants", *American Economic Review*, 1987, 77(4), 531—553.
- [15] Caves, D., L. Christensen, and W. Diewert, "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input and Output, and Productivity", *Econometrica*, 1982, 50(6), 1393—1494.
- [16] Chames, A., W. Cooper, and E. Rhodes, "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operations Research*, 1978, 2(6), 429—444.
- [17] Chan, K., "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model", *The Annals of Statistics*, 1993, 21(1), 520—533.
- [18] 陈刚、李树、刘樱, "银行信贷、股市融资与中国全要素生产率动态", 《经济评论》, 2009年第6期, 第47—56页。
- [19] 陈敏, "'人才外流'的利弊分析——留学决策引出的新视角", 《世界经济文汇》, 2007年第6期, 第69—85页。
- [20] Coe, D., and E. Helpman, "International R&D Spillover", *European Economic Review*, 1995, 39(5), 859—887.
- [21] Commander, S., M. Kangasniemi, and A. Winters, "Must Skilled Migration Be a Brain Drain? Evidence from the Indian Software Industry", IZA Discussion Paper, No. 422, 2004.

- [22] Docquier, F., and E. Lodigiani, "Skilled Migration and Business Networks", Mimeo, Université Catholique de Louvain, 2006.
- [23] Docquier, F., and A. Marfouk, "Measuring the International Mobility of Skilled Workers (1990—2000)", Policy Research Working Paper Series 3381, World Bank, Washington, DC, 2004.
- [24] Eaton, J., and S. Kortum, "Trade in Ideas; Patenting and Productivity in the OECD", *Journal of International Economics*, 1996, 40 (3—4), 251—278.
- [25] Fare, R., S. Grosskopf, M. Norris, and Z. Zhang, "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries", *American Economic Review*, 1994, 84(1), 66—83.
- [26] Feldman, M., *The Geography of Innovation*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1994.
- [27] Findlay, R., and C. Rodriguez, "A Model of Economic Growth with Investment in Human Capital", in Kahn, A., and I. Sirageldin, (eds.), *Equity, Human Capital and Development*. Greenwich: JAI Press, Inc., 1981, 57—72.
- [28] Franco, A., and D. Filson, "Knowledge Diffusion through Employee Mobility", Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Station Report, No. 272, 2000.
- [29] Galor, O., and O. Stark, "Migration, Human Capital Formation, and Long-run Output", in Siebert, H. (ed.), *Migration: A Challenge for Europe*. Tübingen: J. C. B. Mohr, 1994, 59—68.
- [30] Gentleman, A., "Brain Gain for India as Elite Return", *The Observer*, April 20, 2008.
- [31] Goldsmith, R., "A Perpetual Inventory of National Wealth", NBER Working Paper, No. 14, 1951.
- [32] Griliches, Z., and A. Pakes, "Patents and R&D at the Firm Level: A First Look", NBER Working Paper, No. 0561, 1980.
- [33] Grossman G., and E. Helpman, "Trade, Knowledge Spillovers and Growth", *European Economic Review*, 1991, 35(2—3), 517—526.
- [34] Grubel, H., and A. Scott, "The International Flow of Human Capital", *American Economic Review*, 1966, 56(2), 268—274.
- [35] Guan, J., and S. Liu, "Comparing Regional Innovative Capacities of PR China-based on Data Analysis of the National Patents", *International Journal of Technology Management*, 2005, 32 (3—4), 225—245.
- [36] Hansen, B., "Inference When A Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis", *Econometrica*, 1996, 64(2), 413—430.
- [37] Hansen, B., "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference", *Journal of Economics*, 1999, 93(2), 345—368.
- [38] 何洁, "外国直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化", 《世界经济》, 2000年第12期, 第29—36页。
- [39] Kannankutty, N., and J. Burrelli, "Why Did They Come to the United States? A Profile of Immigrant Scientists and Engineers", InfoBrief NSF07—324, Science Resources Statistics, Directorate for Social, Behavioral, and Economic Sciences, United States National Science Foundation, Arlington, VA, June, 2007.
- [40] Kapur, D., and J. McHale, "The Global Migration of Talent: What Does it Mean for Developing Countries?" CGD Brief, Center for Global Development, 2005.
- [41] Keely, C., "Exchanging Good Ideas", *Journal of Economic Theory*, 2003, 111(2), 192—213.
- [42] Kokko, A., "Technology, Market Characteristics and Spillovers", *Journal of International Development*, 1994, 43(2), 279—293.

- [43] Kugler, M., and H. Rapoport, "Migration and FDI: Complements or Substitutes?" Paper Presented at the CEPR/ ESF Conference on "Outsourcing, Migration, and the European Economy", Rome, 2006.
- [44] 劳伦斯·汉密尔顿,《应用 stata 做统计分析》,郭志刚等译。重庆:重庆大学出版社,2008年。
- [45] Levine, R., "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*, 1997, 35(2), 688—726.
- [46] 李平,“国际技术扩散的路径和方式”,《世界经济》,2006年第9期,第85—93页。
- [47] 李平、崔喜君,“进口贸易与国外专利申请对中国区域技术进步的影响——基于东、中、西部面板数据的实证分析”,《世界经济研究》,2007年第1期,第28—32页。
- [48] 李平、王春晖,“政府科技资助对企业技术创新的非线性研究——基于中国2001—2008年省级面板数据的门槛回归分析”,《中国软科学》,2010年第8期,第138—147页。
- [49] 连玉君、程建,“不同成长机会下资本结构与经营绩效之关系研究”,《当代经济科学》,2006年第2期,第97—103页。
- [50] Lichtenberg, F., and B. van Pottelsberghe de la Potterie, "International R&D Spillovers: A Re-examination", NBER Working Paper No. 5688, 1996.
- [51] 林琳,“智力流动与经济发展研究综述”,《经济评论》,2009年第2期,第147—160页。
- [52] 林琳、孟舒,“中国智力回流动因的实证检验”,《统计观察》,2009年第17期,第94—95页。
- [53] 刘兴凯、张诚,“中国服务业全要素生产率增长及其收敛分析”,《数量经济技术经济研究》,2010年第3期,第55—80页。
- [54] Malmquist, S., "Index Numbers and Indifference Curves", *Trabajos de Estadística*, 1953, 4(1), 209—242.
- [55] McCormick, B., and J. Wahba, "Overseas Work Experience, Saving and Entrepreneurship Amongst Return Migrations to LDCs", *Scottish Journal of Political Economy*, 2001, 48(2), 164—178.
- [56] Mountford, A., "Can a Brain Drain Be Good for Growth in the Source Economy?" *Journal of Development Economics*, 1997, 53(2), 287—303.
- [57] 潘文卿,“外商投资对中国工业部门的外溢效应:基于面板数据的分析”,《世界经济》,2003年第6期,第29—36页。
- [58] 潘炬、谭鹏万,“金融中介部门发展与经济增长——基于转型国家的实证检验”,《世界经济文汇》,2006年第5期,第36—48页。
- [59] 彭方平、王少平、吴强,“我国经济增长的多重均衡现象——基于动态门槛面板数据模型的研究”,《经济学(季刊)》,2007年第6卷第4期,第1041—1052页。
- [60] 彭中文,“西方关于人力资本流动与技术溢出的研究综述”,《经济纵横》,2006年第4期,第77—79页。
- [61] Rauch, J., and V. Trindade, "Ethnic Chinese Networks in International Trade", *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(1), 116—130.
- [62] Ravenstein, E., "The Laws of Migration: Second Paper", *Journal of the Royal Statistical Society*, 1889, 52, 241—305.
- [63] Scherer, F., "The Propensity to Patent", *International Journal of Industrial Organization*, 1983, 1(1), 107—128.
- [64] 孙健、纪建悦、王丹,“海外科技人才回流的规律研究”,《中国软科学》,2005年第8期,第6—10页。
- [65] Wagner, J., "The Causal Effect of Exports on Firm Size and Labor Productivity: First Evidence from a Matching Approach", *Economics Letters*, 2002, 77(2), 287—292.
- [66] 王辉耀,《人才战争》。北京:中信出版社,2009年。
- [67] 王永奇,“融资效率、劳动力流动与技术扩散:一个分析框架及基于中国的经验检验”,《世界经济》,2007年第1期,第69—80页。

- [68] Wooldbridge, J. *Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2002.
- [69] 徐现祥、周吉梅、舒元,“中国省区三次产业资本存量估计”,《统计研究》,2007年第5期,第6—13页。
- [70] 严成禄、龚六堂,“资本积累与创新相互作用框架下的财政政策与经济增长”,《世界经济》,2009年第1期,第40—51页。
- [71] 杨友才、赖敏晖,“我国最优政府财政支出规模——基于门槛回归的分析”,《经济科学》,2009年第2期,第34—44页。
- [72] 赵敏,“国际人口迁移理论评述”,《上海社会科学院学术季刊》,1997年第4期,第127—135页。
- [73] 张建红,“投资国特征及其对华投资强度的研究”,《世界经济》,2004年第1期,第16—22页。
- [74] 张军、吴桂英、张吉鹏,“中国省际物质资本存量估算:1952—2000”,《经济研究》,2004年第10期,第35—44页。
- [75] 张勇、王玺、古明明,“中印发展潜力的比较分析”,《经济研究》,2009年第5期,第21—30页。
- [76] 张宇,“FDI技术外溢的地区差异与吸收能力的门限特征——基于中国省际面板数据的门限回归分析”,《数量经济技术经济研究》,2008年第1期,第28—39页。
- [77] 张宇、蒋殿春,“FDI、产业集聚与产业技术进步——基于中国制造业行业数据的实证检验”,《财经研究》,2008年第1期,第72—82页。
- [78] 中国海洋大学课题组,“我国海外人才回流的动因分析”,《软科学》,2004年第5期,第58—60页。
- [79] Zucker, G., and R. Darby, “Star Scientists, Innovation and Regional and National Immigration”, NBER Working Paper No. 13547, 2007.

On the Diffusion Effect of Intellectual Returnees: An Analysis Based on Regional Differences Zand Threshold Characters in China

PING LI JIAYUN XU

(*Shandong University of Technology*)

Abstract This paper introduces intellectual returnees to an international R&D spillovers model. Using China's provincial panel data, we study how intellectual returnees influence technological progresses in various regions of China. The analysis shows that returnees have played important roles in the technological progress in China, and the effects are differentiated across regions. The finding is robust after controlling the endogeneity problem with instrument variables. We also use the threshold regression method introduced by Hansen (1999) to measure the threshold effects of several factors including local fiscal revenue, per capita GDP, R&D spending, and human capital.

JEL Classification F16, F22, O33