

贸易开放对中国区域增长的空间效应研究： 1987—2009

熊 灵 魏 伟 杨 勇*

摘 要 本文在新增长理论和空间经济学框架下,构建贸易开放与区域增长的空间面板数据模型,运用空间计量方法分析 1987—2009 年间中国省际贸易开放对经济增长的空间效应。研究发现,中国省域经济和产业经济层面的增长均存在空间相关性;控制空间相关性后,贸易开放对省域经济的增长效应为正,伴有空间收敛与发散双向效应,并因地区发展水平、基础设施和人力资本差异而存在空间异质性;产业层面的空间效应体现了产业特征,与整体经济并不完全相同。

关键词 贸易开放, 区域增长, 空间效应

一、引 言

“城市、移民和贸易是发达国家过去两百年来进步的催化剂,现在这些故事正在发展中国家最有活力的经济体中重演。”¹世界银行的发展报告再次强调了贸易在增长促进三要素中的核心地位,并将贸易开放的影响聚焦于空间地理效应。但是,近年来不论是针对发达国家还是发展中国家的研究,都集中于贸易开放水平的提高对个体收入差异的影响 (Alderson and Nielsen, 2002; Williamson, 2005; 何璋和覃东海, 2003; 鲁晓东, 2008; 李树培等, 2009), 而贸易开放对区域增长的空间效应却少有人关注,有关研究贸易开放和中国区域增长空间差异关系的文献也非常缺乏。

新经济地理学的出现一定程度上弥补了这方面研究的缺失,尤其在理论

* 熊灵,武汉大学国际问题研究院;魏伟,华中师范大学经济学院;杨勇,武汉大学经济与管理学院。通信作者及地址:杨勇,湖北省武汉市武昌区武汉大学经济与管理学院世界经济系,430072;电话:18986281815; E-mail:yyayuy@yahoo.com.cn。本文是教育部人文社科重点研究基地重大招标课题“贸易开放与中国区域发展差异研究”(批准号:2009JJD790033)、国家自然科学基金青年项目“空间成本约束与区域产业转移的有效路径”(批准号:71003077)和武汉大学自主科研项目(人文社会科学)“中国贸易开放与区域增长差异”的阶段性研究成果,得到“中央高校基本科研业务费专项资金”和武汉大学 70 后团队专项资金资助。作者感谢中山大学梁琦教授对本文的关心和指导,感谢“空间经济学国际研讨会”评论人南京大学谢建国教授、北京大学沈体雁教授所提的建设性意见。

¹ 世界银行,《2009 年世界银行发展报告——重塑世界经济地理》。北京:清华大学出版社,2009 年,第 20 页。

层面上涌现出一些贸易开放空间效应的模型 (Krugman and Livas, 1996; Monfort and Nicolini, 2000; Crozet and Koenig-soubeyran, 2004)。但是, 当前关于贸易开放与区域空间差异的理论和实证研究并无定论 (Kanbur and Venables, 2005)。由于前提假设不同及集聚和发散力量的特殊本质, 导致既有研究结论相互矛盾: 有的研究认为贸易开放与空间收敛相联系, 也有研究表明贸易开放与空间发散相联系 (Krugman and Livas, 1996)。同时, 由于研究方法和数据方面的差异, 致使贸易开放对区域增长空间效应的影响方向和力度也有很大不同 (Brühlhart, 2011)。此外, 现有贸易开放对区域增长的空间效应的研究主要集中于发达经济体, 尤其是欧洲经济一体化的空间效应 (Niebuhr, 2006; Barrios and Strobl, 2009), 这些研究本身尚且存在争议, 因而并不适用于发展中国家的环境。

当前, 中国对外开放不断深化, 国内的区域协调发展问题备受重视, 研究贸易开放对中国区域增长的空间效应也就具有了重要的理论和现实意义。目前已有国内学者开始了相关研究, 李斌和陈开军 (2007) 利用变异系数度量了中国在 1981—2003 年间的地区经济差距及进出口贸易差异的程度, 并通过协整分析和格兰杰因果关系检验, 考察了中国地区间外贸水平差异与经济差距之间的联系, 研究结论认为地区间外贸水平差异是影响经济差距的重要原因, 不过该文没有对贸易开放影响地区经济差距变动的机制进行深入分析。包群 (2008) 探讨了中国贸易开放与经济增长关系的区域空间差异, 认为区域贸易开放的经济增长效应存在较大空间差异, 地区间要素禀赋、技术水平等方面的差异都将导致贸易开放增长效应的显著不同。这篇文章在理论上研究了贸易开放的区域增长效应的空间差异, 然而在实证上并没有考虑区域数据的空间相关性, 这可能会导致实证结论的偏差; 而且地区间要素禀赋、技术水平的差异与贸易开放增长效应差异的互动机制也有待进一步考察。黄新飞和舒元 (2010) 运用动态面板数据 GMM 估计方法, 对 1992—2007 年间中国省级面板数据进行实证检验, 结果发现贸易开放度与省域经济增长的相关系数为正数, 东部、中部和西部地区的贸易开放度与经济增长之间的相关系数存在差异, 其中东部地区相关系数最高。该文主要注重分析贸易开放与经济增长的内生性问题, 并未就贸易开放对省域经济增长的空间效应机制以及省域面板数据的空间相关性做深入探讨。

综合分析已有的文献, 不难发现随着新增长理论的成熟和空间经济理论的兴起, 不少学者已经就贸易开放对区域经济增长的空间效应进行了理论与实证方面的研究。然而在现有文献中, 针对中国的研究成果并不多见, 而且囿于空间实证方法的复杂性, 很少有研究考虑了实证数据的空间相关性。因此, 本文将基于新增长理论和新经济地理理论, 发展出一个可以检验贸易开放对区域增长空间效应的空间面板实证模型, 对中国 1987—2009 年间的省际和三次产业层面的空间面板数据进行全面分析, 以研究贸易开放的区域增

长效应及其空间异质性特征，探寻贸易开放对中国区域经济增长空间效应的影响机制。文章余下部分的结构安排为：第二部分为理论假说与实证框架推导；第三部分介绍模型的参数估计过程并分析实证结果；第四部分阐述产业层面的贸易开放空间效应实证分析过程与结果；最后一部分为研究结论与启示。

二、理论假说和实证框架

在已有文献中，经济增长的实证研究一般需要分解生产函数，得到各种生产要素对产出的作用大小和影响机制。本文将在新增长理论和空间经济学框架下对生产函数进行分解，以考察贸易开放对区域增长的空间效应。为了能够导出一个可以同时检验有关贸易开放空间效应多种假设的实证模型，本文借鉴 Barro (1991) 的方法，假定经济增长取决于劳动和物质资本投入以及技术进步，生产函数设定为柯布-道格拉斯函数形式：

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \xi_{it}, \quad (1)$$

其中：下标 i 和 t 分别代表区域和时间； Y_{it} 是各地区的真实 GDP； A 代表技术水平； K 是物质资本存量； L 代表劳动投入。将方程 (1) 表示为人均形式并取自然对数，得到

$$\ln y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln k_{it} + (\alpha + \beta - 1) \ln L_{it} + \ln \xi_{it}. \quad (2)$$

(2) 式中，所有变量的含义与 (1) 式相同，小写字母代表人均量。为表示各地区人均 GDP 增长率，(2) 式需要改写为对数差分形式：

$$\begin{aligned} \ln y_{it} - \ln y_{it-1} = & (\ln A_{it} - \ln A_{it-1}) + \alpha (\ln k_{it} - \ln k_{it-1}) \\ & + (\alpha + \beta - 1) (\ln L_{it} - \ln L_{it-1}) + (\ln \xi_{it} - \ln \xi_{it-1}). \end{aligned} \quad (3)$$

为了考察不同类型的实物资本对于产出增长的影响，那么对于实物资本投入增长率项 $(\ln k_{it} - \ln k_{it-1})$ ，本文进一步将实物资本分解为 C 和 I 两项。其中， C 为生产过程中使用的物质资本，对产出增长有直接影响； I 代表生产过程中不直接使用的物质资本，即间接经济资本 (economic overhead capital) (Hansen, 1965)，主要是一般基础设施的公共投资，包括道路、桥梁、港口、燃气、电力、给排水、通信等。因此可得

$$\ln k_{it} - \ln k_{it-1} = f(\ln c_{it} - \ln c_{it-1}) + w(\ln I_{it} - \ln I_{it-1}). \quad (4)$$

(4) 式中， f 和 w 都是线性函数。直接资本 $f(\ln c_{it} - \ln c_{it-1})$ 可以继续分解为三部分，以分别拟合不同直接资本对产出变化的影响机制，即各地区人均生产性物质资本存量水平；各地区人均 GDP 水平和贸易开放的交叉项，反映贸易开放对经济活动区位的影响 (Krugman and Livas, 1996)；各地区人均 GDP 水平，作为控制变量刻画经济增长研究文献中普遍关注的条件收敛效应 (Barro and Sala-i-Martin, 1995)，故有

$$f(\ln c_{it} - \ln c_{it-1}) = d(\ln c_{it-1}) + r(\ln TO_{it-1} \ln y_{it-1}) + z(\ln y_{it-1}), \quad (5)$$

(5) 式中: d , r 和 z 为线性函数; TO 为贸易开放度。

对于间接经济资本, 本文将 $\omega(\ln I_{it} - \ln I_{it-1})$ 视为基础设施水平和贸易开放交叉项的函数 (Mansori, 2003)。因为涉及交叉项, 故加入基础设施水平的滞后项 (Brambor *et al.*, 2006), 具体形式为

$$\omega(\ln I_{it} - \ln I_{it-1}) = p(\ln I_{it-1}) + q(\ln \text{TO}_{it-1} \ln I_{it-1}). \quad (6)$$

(6) 式中的 p 和 q 都是线性函数, 将 (5) 式和 (6) 式合并, 即可将人均资本分解为

$$\begin{aligned} \ln k_{it} - \ln k_{it-1} = & d(\ln c_{it-1}) + r(\ln \text{TO}_{it-1} \ln y_{it-1}) \\ & + z(\ln y_{it-1}) + p(\ln I_{it-1}) + q(\ln \text{TO}_{it-1} \ln I_{it-1}). \end{aligned} \quad (7)$$

对于技术进步项, 本文借鉴 González Rivas (2007) 的方法, 将技术增长 $(\ln A_{it} - \ln A_{it-1})$ 分解为四个部分:

$$\begin{aligned} \ln A_{it} - \ln A_{it-1} = & g(\ln h_{it-1}) + m[(A_{\max t-1} - A_{it-1})/A_{it-1}] \ln h_{it-1} \\ & + s(\ln \text{TO}_{it-1}) + n(\ln \text{TO}_{it-1} \ln h_{it-1}), \end{aligned} \quad (8)$$

(8) 式中, g 、 m 、 s 和 n 均为线性函数。² 根据本文的研究需要, (8) 式中最重要的是为最后一项, 即贸易开放与地区人力资本水平的交叉项, 用以刻画贸易开放对人力资本积累增长效应的影响 (Nelson and Phelps, 1966; Benhabib and Spiegel, 1994, 2003)。(8) 式中的前三项包括了其他重要的控制变量: 第一项体现了人力资本对技术进步率的直接效应 (Romer, 1986); 第二项为内部扩散 (或者说赶超) 项, 为区域 i 在追赶领先区域时所必需的技术水平增长率, 反映该地区从其他区域吸收利用技术的能力, 该能力受到区域 i 初始人力资本水平和技术水平差距 (Nelson and Phelps, 1966) 的影响; 第三项反映贸易开放对技术变革的直接影响, 因为贸易具有促进新技术吸收利用的潜能 (Connolly, 2003)。

将 (7) 式和 (8) 式代入 (3) 式, 即得到本文的实证模型:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} - \ln y_{it-1} = & (g - m)(\ln h_{it-1}) + m[(A_{\max t-1})/A_{it-1}] \ln h_{it-1} \\ & + s(\ln \text{TO}_{it-1}) + n(\ln \text{TO}_{it-1} \ln h_{it-1}) + d(\ln c_{it-1}) \\ & + r(\ln \text{TO}_{it-1} \ln y_{it-1}) + z(\ln y_{it-1}) + p(\ln I_{it-1}) \\ & + q(\ln \text{TO}_{it-1} \ln I_{it-1}) + (\alpha + \beta - 1)(\ln L_{it} - \ln L_{it-1}) \\ & + (\ln \xi_{it} - \ln \xi_{it-1}). \end{aligned} \quad (9)$$

基于实证分析框架, 本文将同时检验以下三个有关贸易开放区域增长空间效应的假设:

假设 1 贸易开放度的提高导致贫穷区域增长率更高, 从而缩小区域发展空间差异程度;

² 这种设定形式的一种变化模式 (不包含国际因素) 被很多实证文献用来研究人力资本影响技术扩散的方式, 比如 Benhabib and Spiegel (2003)、Connolly (2004)。

假设 2 贸易开放度的提高导致拥有较好基础设施水平的区域增长率更高，从而拉大区域发展空间差异程度；

假设 3 贸易开放度的提高导致拥有较高人力资本水平的地区增长率更高，从而加剧区域发展空间差异程度。

以上三个理论假设的检验分别对应实证方程中贸易开放度与人均 GDP 交叉项、贸易开放度与基础设施水平交叉项及贸易开放度与人力资本积累水平交叉项的参数估计特征。考虑到变量之间的内生性将导致实证结果的偏误，实证模型的设定中所有解释变量全部使用滞后一期值，以避免内生性对实证结果的影响。

三、参数估计与实证结果分析

因为空间异质性和空间相关性的存在，时间序列回归方法或普通面板数据分析不再适合于解释贸易开放与区域经济增长的复杂关系，也难以反映变量背后的真实经济内涵。因此，对于贸易开放与中国区域经济增长关系的研究，本文将引入空间相关性分析，把时间和空间因素纳入统一的实证框架，通过空间面板数据模型研究贸易开放对区域经济增长的空间效应及其异质性特征。

（一）样本选取与数据处理

本文采用省际（省、直辖市、自治区）年度数据，为检验近年来中国贸易开放与区域经济增长的关系，同时考虑到数据可得性，样本区间选定为 1987—2009 年。数据主要来自于以下中国官方资料：（1）《中国统计年鉴》（1988—2010 年）；（2）《新中国 60 年统计资料汇编》；（3）《中国人口统计年鉴》（1988—2006 年）、《中国人口与就业统计年鉴》（2007—2010 年）；（4）中经网统计数据库。由于重庆行政直辖较晚且数据不全，故将重庆并入四川处理，此外还因数据可得性和与其他省份的经济关联相对较差而排除了港、澳、台地区，这样，最终用于实证分析的为 1987—2009 年间中国内地 30 个省份的面板数据。各变量的具体数据和构造如下：

1. 人均 GDP 和人均 GDP 增长率

对人均实际 GDP 的计算，以 1978 年为基期，根据地区生产总值指数生成实际 GDP，然后除以当地人口总数得到人均实际 GDP，进而求得各省人均实际 GDP 的增长率，相关数据来源于中经网统计数据库。

2. 贸易开放度

国内外学者对贸易开放度的测度提出了不同的方法，包括指标体系法和模型构建法，其中以贸易依存度、实际关税率、黑市交易费用、道拉斯指数、修正的贸易依存度等使用较为普遍。包群等（2008）发现在这五种指标中，

只有外贸依存度能较好地反映中国经济开放程度与增长之间的关系。基于省际数据的可得性,本文构造两组贸易开放度指标来衡量贸易开放程度,即省际绝对贸易开放度(TO_1)和省际相对贸易开放度(TO_2)来拟合地区贸易开放度,其中省际绝对贸易开放度为该省的对外贸易依存度,为该省进出口总量占实际GDP之比;省际相对贸易开放度=省际绝对贸易开放度/全国贸易依存度,反映该地区相对于全国的贸易开放水平。计算以上指标所需的全国及各省进出口、GDP及人民币兑美元汇率价格数据来源于《中国统计年鉴》和中经网统计数据库。

3. 人力资本水平和人力资本积累

在以往研究中,一般采用教育支出或者入学率等流量指标来测度人力资本存量水平。但对发展中国家和地区而言,以存量概念的文盲率和平均受教育年限作为人力资本的代理变量可能更为合理(姚先国和张海峰,2008)。因此,本文使用地区人均受教育年限衡量人力资本存量水平,1987—2001年数据来自于陈钊等(2004)的估计,2002—2009年的数据根据《中国人口统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》公布的抽样统计地区受教育人群分布计算得到。为保持数据的一致性,本文对2002—2009年采取和陈钊等(2004)类似的方法,将每一种受教育水平按一定的受教育年限进行折算,然后乘以该教育水平人数所占比重,再将其加总便得到人均受教育水平,数据单位为年。具体公式为 $H_t = \sum_i HE_{it} \cdot h_i$,这里 H_t 表示 t 期的人力资本存量, HE_{it} 为 t 期第 i 层次教育水平的劳动力人数比重, h_i 为第 i 层次教育水平的受教育年限,其中研究生(及以上)以19年计,大学以16年计,其他受教育水平的年限处理为:高中12年,初中9年,小学6年,文盲0年。

4. 人均生产性物质资本存量

本文使用各省工业企业总资产来衡量地区生产性物质资本存量水平,包括工业企业土地、建筑、机器和现金等。各省工业企业总资产和人口数据来源于《中国统计年鉴》、《新中国60年统计资料汇编》和中经网统计数据库。需要说明的是,1987—1993年间的统计资料并未直接公布各省工业企业总资产数据,但在相应年份《中国统计年鉴》中“各地区独立核算工业企业主要财务指标”里,列明了“年底固定资产”和“定额流动资金年平均余额”,将两者加总便可得代表地区工业企业总资产的数据,除以当年地区总人口数,就得到人均生产性物质资本存量水平。

5. 公共基础设施

公共基础设施涵盖范围很广,比如交通设施、水电煤气设施、邮政通信设施等。由于数据的可获得性原因,本文选择常用的公路密度指标来代表公共基础设施存量水平,其中公路系统包括等级路和等外路,等级路分为高速公路、一级公路和二级公路。各省公路总里程和国土面积数据来源于各年

《中国统计年鉴》和中经网统计数据库。

6. 国内技术扩散项

由于没有衡量各地区技术水平的统计指标，本文依照 Benhabib and Spiegel (1994, 2003) 以及 Connolly (2003) 的做法，利用各地区劳动力平均 GDP 水平来拟合地区技术水平。以各地区劳动力平均 GDP 水平作为技术水平的代理变量，可以比较全面地反映当地的技术水平状况。各地区劳动力平均 GDP 由各地区实际人均 GDP 除以该地区从业人员数获得，然后乘以该地区人均受教育年限的自然对数，得到技术赶超变量值。各地区实际 GDP 的计算方法同上，各地区从业人员数据来源于《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》和中经网统计数据库。

7. 劳动力增长率

通过《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》和中经网统计数据库中的各地区从业人员数据，可以很方便地计算出各地区劳动力增长率。

为了给予实证结果以合理的解释，本文将一些变量以其均值为中心进行标准化处理，包括贸易开放度以及和它有交互关系的变量：人均 GDP、公路密度及人均受教育年限。将变量进行中心标准化既有理论原因，也是实证研究的需要 (Brambor *et al.*, 2006)。在理论方面，将相关变量中心标准化能够给予结果更有意义的解释：将贸易开放度中心标准化后，与之有交互影响变量的回归系数反映平均贸易开放水平时的效应；公路密度及人均受教育年限同样也需要进行相应的中心标准化。从实证角度来看，由于原始变量的数据大多不包含 0，不进行中心标准化处理则会导致交互变量回归系数的置信度非常低。以上各变量的统计性特征描述见表 1：

表 1 实证变量统计性描述

变量内容	变量测度	均值	标准差	最小值	最大值
人均 GDP 增长率	$\ln y_{it} - \ln y_{it-1}$	0.0926	0.0402	-0.2392	0.3203
TO ₁ 与人均 GDP 交叉项	$\ln TO_{1it-1} \ln y_{it-1}$	-13.7269	7.0019	-25.1330	6.6070
TO ₂ 与人均 GDP 交叉项	$\ln TO_{2it-1} \ln y_{it-1}$	-6.8050	7.3552	-20.3056	13.9698
TO ₁ 与基础设施交叉项	$\ln TO_{1it-1} \ln I_{it-1}$	3.3053	2.9129	-0.9856	13.4305
TO ₂ 与基础设施交叉项	$\ln TO_{2it-1} \ln I_{it-1}$	1.8153	1.9393	-4.2372	8.0546
TO ₁ 与人力资本交叉项	$\ln TO_{1it-1} \ln h_{it-1}$	-3.5687	1.8645	-6.7500	1.7400
TO ₂ 与人力资本交叉项	$\ln TO_{2it-1} \ln h_{it-1}$	-1.7839	1.8939	-4.9901	3.7115
绝对贸易开放度 TO ₁	$\ln TO_{1it-1}$	-1.8986	0.9933	-3.6010	0.7900
相对贸易开放度 TO ₂	$\ln TO_{2it-1}$	-0.9573	0.9625	-2.5010	1.6690
人均 GDP	$\ln y_{it-1}$	7.5258	0.8219	5.9110	10.2170
公共基础设施	$\ln I_{it-1}$	-1.4675	1.0165	-4.2745	0.5951
人力资本积累	$\ln h_{it-1}$	1.9326	0.2304	0.7540	2.4710
国内技术扩散项	$(A_{Maxit-1}/A_{it-1}) \ln h_{it-1}$	12.1417	6.6544	1.9890	37.4670
人均生产资本	$\ln L_{it} - \ln L_{it-1}$	8.7300	1.1735	4.8900	11.6990
劳动力增长率	$\ln C_{it-1}$	0.0165	0.0286	-0.1688	0.3446

资料来源：作者计算整理。

8. 空间权重矩阵

空间权重矩阵是空间计量模型的关键之一,也是地区间空间地理效应的体现。本文采用简单二分权重矩阵,遵循 Rook 相邻规则,即两个地区拥有共同边界则视为相邻(Lesage, 2009)。表 2 列出了中国 30 个省市的地理相邻信息。矩阵 W 的设定方式如下:主对角线上的元素为 0,如果 i 地区与 j 地区相邻,则 w_{ij} 为 1,否则为 0。 W 经过行标准化处理,用每个元素同时除以所在行元素之和,使得每行元素之和为 1。

表 2 中国 30 个省市地理相邻信息

编号	地区	相邻地区编号	编号	地区	相邻地区编号
1	北京	2,3	16	河南	3,4,12,15,17,27
2	天津	1,3,15	17	湖北	12,14,16,18,23,27
3	河北	1,2,4,5,6,15,16	18	湖南	14,17,19,20,23,24
4	山西	3,5,16,27	19	广东	13,14,18,20,21
5	内蒙古	3,4,6,7,8,27,28,30	20	广西	18,19,21,24,25
6	辽宁	3,5,7	21	海南	19,20
7	吉林	5,6,8	23	四川	17,18,24,25,26,27,28,29
8	黑龙江	5,7	24	贵州	18,20,23,25
9	上海	10,11	25	云南	20,23,24,26
10	江苏	9,11,12,15	26	西藏	23,25,29,31
11	浙江	9,10,12,13,14	27	陕西	4,5,16,17,23,28,30
12	安徽	10,11,14,15,16,17	28	甘肃	5,23,27,29,30,31
13	福建	11,14,19	29	青海	23,26,28,31
14	江西	11,12,13,17,18,19	30	宁夏	5,27,28
15	山东	2,3,10,12,16	31	新疆	26,28,29

资料来源:《中华人民共和国地图》。重庆并入四川且不考虑港、澳、台地区,假定海南与广东、广西相邻。

(二) 估计模型识别与实证结果分析

1. 估计模型识别

根据残差成分分解的不同,面板数据模型可以分为固定效应模型和随机效应模型,本文使用固定效应模型进行估计。³首先利用普通面板固定效应对模型进行估计,结果显示(见表 4 前两列)各项参数显著性和模型整体拟合情况良好。然而验证面板数据截面相关性的 Frees 检验统计量分别达到了 1.175 和 1.332,均在 1% 水平下显著地表明截面相关性的存在,即估计结果是无效和有偏的。截面相关性的存在极有可能是由于残差具有空间依赖性(De Hoyos and Sarafidis, 2006),如果残差具有空间依赖性,表明模型在设

³ 选择固定效应模型的理由是本文的样本回归仅局限于一些特定个体,并且不需要通过特定个体性质来推断总体性质(如中国的 30 个省级区划单位),此时固定效应模型应该是更好的选择(Baltagi, 2001; Elhorst, 2003)。

定过程中忽略了一些重要的空间解释因素，需要加入空间滞后项或空间误差项。因此，有必要对模型的空间相关性进行检验。

空间相关性检验的主要方法包括 Moran's I、Lmlag、Lmerror、Robust Lmlag 和 Robust Lmerror 等，这些统计量最初都只针对单个截面回归模型，不能直接用于空间面板数据模型。后来有学者使用分块对角矩阵代替上述统计量计算公式中的空间权重矩阵，将其扩展成 $NT \times NT$ 维空间权重矩阵，就可以将这些检验用于面板数据分析，并发展出了空间面板数据上述检验的用法。

在确定模型的空间相关性基础上，本文将采取如下形式的固定效应空间面板回归方程进行实证检验：

$$\begin{aligned} \text{yrate}_{it} = & \eta_i + \gamma_t + \rho \left(\sum_j W_{ij} \times \text{yrate}_{jt} \right) + (g - m)(\ln h_{it-1}) \\ & + m[(A_{\max t-1})/A_{it-1}]\ln h_{it-1} + s(\ln \text{TO}_{it-1}) + n(\ln \text{TO}_{it-1} \ln h_{it-1}) \\ & + d(\ln c_{it-1}) + r(\ln \text{TO}_{it-1} \ln y_{it-1}) + z(\ln y_{it-1}) + p(\ln I_{it-1}) \\ & + q(\ln \text{TO}_{it-1} \ln I_{it-1}) + (\alpha + \beta - 1)(\ln L_{it} - \ln L_{it-1}) \\ & + (\ln \xi_{it} - \ln \xi_{it-1}), \\ \ln \xi_{it} - \ln \xi_{it-1} = & \lambda \left[\sum_j W_{ij} \times (\ln \xi_{jt} - \ln \xi_{jt-1}) \right] + (\ln \mu_{it} - \ln \mu_{it-1}). \end{aligned} \quad (10)$$

(10) 式中：yrate 表示人均 GDP 增长率； η_i 和 γ_t 分别代表两类非观测效应——空间固定效应和时间固定效应， ρ 和 λ 分别为空间自回归系数和空间误差自相关系数。若 ρ 为 0，则为空间误差面板模型，若 λ 为 0，则为空间滞后面板模型。

Lmerror、Lmlag 及其稳健形式的空间相关性检验，能为空间面板模型的设定提供线索。如果 Lmlag 和 Lmerror 的统计量均不显著，则采用普通面板回归；如果 Lmlag（或 Lmerror）显著而 Lmerror（或 Lmlag）不显著，则使用空间滞后模型（或空间误差模型）；如果 Lmlag 和 Lmerror 的统计量均显著，则比较 Robust Lmlag 和 Robust Lmerror，如果 Robust Lmlag（或 Robust Lmerror）的统计量更显著，则空间误差模型（或空间滞后模型）更为恰当（Elhorst, 2009）。

表 3 中国区域经济增长空间相关性检验结果

检验方法	样本量	临界值	TO ₁	TO ₂
			检验值	检验值
Moran I	660	1.96	17.206***	18.354***
Lmlag	660	6.640	298.617***	315.058***
Lmerror	660	6.640	282.112***	321.920***
Robust Lmlag	660	6.640	16.510***	1.2443
Robust Lmerror	660	6.640	0.0043	8.1070***

资料来源：根据 Matlab7.1 中相应空间计量软件程序包运算结果整理得到。

以上检验均在 Matlab7.1 软件程序中进行，检验结果见表 3。结果显示

Moran's I、Lmlag、Lmerror 统计量均在1%显著水平下否定原假设,表明中国区域经济增长存在显著的空间相关性。同时,当采用绝对贸易开放度指标时,由于稳健形式空间滞后项检验显著而稳健形式空间误差项检验不显著,此时选择空间滞后面板模型的估计结果为主要分析对象;当采用相对贸易开放度指标时,稳健形式空间滞后项检验不显著而稳健形式空间误差项检验显著,故选择空间误差面板模型估计结果为主要分析对象。

2. 实证结果分析

本文使用两种贸易开放度指标分别对普通面板模型、空间滞后面板模型和空间误差面板模型进行回归,以检测估计结果的稳定性,实证结果如表4所示:

表4 固定效应空间面板数据模型回归结果

因变量	普通面板		空间面板			
			空间滞后面板		空间误差面板	
	TO ₁	TO ₂	TO ₁	TO ₂	TO ₁	TO ₂
$\ln TO_{it-1} \ln y_{it-1}$	-0.0132*** (-4.183)	-0.0138*** (-4.157)	-0.0113*** (-4.673)	-0.0117*** (-4.693)	-0.0116*** (-4.225)	-0.0126*** (-4.364)
$\ln TO_{it-1} \ln I_{it-1}$	0.0157*** (4.849)	0.0172*** (4.734)	0.0149*** (4.866)	0.0166*** (4.836)	0.0144*** (4.639)	0.0173*** (4.995)
$\ln TO_{it-1} \ln h_{it-1}$	-0.0456*** (-3.862)	-0.0542*** (-4.071)	-0.0465*** (-4.170)	-0.0557*** (-4.423)	-0.0466*** (-4.151)	-0.0585*** (-4.649)
$\ln TO_{it-1}$	0.2142*** (7.172)	0.2365*** (7.6269)	0.1992*** (7.173)	0.2219*** (7.774)	0.2011*** (7.126)	0.2349*** (7.930)
$\ln y_{it-1}$	-0.1163*** (-5.508)	-0.0900*** (-4.711)	-0.1088*** (-5.429)	-0.0855*** (-4.703)	-0.1123*** (-5.513)	-0.0936*** (-5.050)
$\ln I_{it-1}$	0.0315*** (3.312)	0.0163** (2.304)	0.0305*** (3.393)	0.0165** (2.473)	0.0312*** (3.387)	0.0196*** (2.906)
$\ln h_{it-1}$	-0.1448*** (-3.484)	-0.1307*** (-3.494)	-0.1479*** (-3.768)	-0.1312*** (-3.714)	-0.1453*** (-3.643)	-0.1307*** (-3.669)
$(A_{Max,t-1}/A_{it-1}) \ln h_{it-1}$	-0.0025*** (-3.071)	-0.0016** (-2.070)	-0.0023*** (-3.034)	-0.0015** (-2.061)	-0.0023*** (-2.974)	-0.0017** (-2.214)
$\ln L_{it} - \ln L_{it-1}$	-0.1913*** (-4.380)	-0.1943*** (-4.495)	-0.1946*** (-4.717)	-0.1968*** (-4.820)	-0.1911*** (-4.666)	-0.1932*** (-4.798)
$\ln C_{it-1}$	0.0034 (0.373)	0.0091 (0.993)	0.0048 (0.561)	0.0105 (1.208)	0.0051 (0.589)	0.0110 (1.269)
$W \times \text{dep. var.}$			0.1450*** (2.854)	0.1480*** (2.929)		
spat. aut.					0.1310** (2.559)	0.1669*** (3.318)
常数 C	1.3080*** (7.867)	1.0955*** (7.179)				
R^2	0.6022	0.6064	0.6286	0.6328	0.6168	0.6340
调整后的 R^2	0.5644	0.5691	0.5907	0.5954	0.5884	0.5973
Log-likelihood	1486.439	1496.157	1510.399	1514.087	1501.125	1514.730
Frees test	1.175***	1.332***				

注:*表示10%水平下显著,**表示5%水平下显著,***表示1%水平下显著。

资料来源:普通面板数据模型通过Stata 11.0和EViews 6.0估计,空间面板模型通过Matlab 7.1软件程序中的spatial econometric工具包估计。

分析表4中的结果不难发现,普通面板模型和空间面板模型回归结果中各变量的系数在符号、大小和显著性等方面基本一致,体现了模型设定的稳健性。但控制模型的空间相关性后,空间面板模型的解释力度变得更好,系数显著性有了进一步的改善。同时,空间滞后项和空间自相关项系数分别达到了0.145和0.167,且在1%水平下显著,这证明中国省域间的经济增长确实存在明显的空间相关性。具体而言,这种空间相关性表现为区域间的正向外部溢出,即中国区域经济增长的各影响因素会通过空间溢出来对相邻地区的变量产生作用,进而对相邻地区的经济增长产生影响。这种正向空间地理溢出效应,正是空间维度俱乐部收敛的重要形成机制。在两种贸易开放度指标下,通过对实证结果的分析,可以得到如下结论:

首先,贸易开放系数为正且在1%水平下显著,这说明当人均GDP、公共基础设施和人力资本存量水平处于观测样本期间的均值水平不变时,地区贸易开放度提高带来将会促进区域经济增长,这与之前大多数采用跨国面板数据研究结论一致(Wacziarg, 2001; Dollar and Kraay, 2004; Noguer and Siscart, 2005),为贸易开放促进区域经济增长提供了来自中国的经验证据,即贸易开放度的空间差异正是导致地区经济发展空间差异的重要而显著的原因。

其次,地区贸易开放度与地区人均GDP的交叉项回归系数为负数,且在1%水平下显著。这为本文的假设1,即“贸易开放度的提高将导致贫困地区增长更快”(Krugman and Livas, 1996)提供了实证支持,而同“贸易开放将使已经发展较好的地区获得额外的优势”(Myrdal, 1971)的思想相悖。由于人均GDP变量本身的系数也为负且在1%水平下显著,这样它和人均GDP与贸易开放交叉项的综合效应为负。加之相对贸易开放度与地区人均GDP的交叉项系数要大于绝对贸易开放度的交叉项系数,因此,总体上贫困地区将会比富裕地区增长得更快,特别是当贫困地区贸易开放度水平不断提高时(超过1987—2009年全国省际的平均开放水平),这种条件收敛效应会更加明显。

再次,地区贸易开放度与公共基础设施的交叉项回归系数均为正数,且在1%水平下显著,这为假设2提供了实证证据。正如Mansori(2003)所论述,当贸易开放度不断提高时,以公路为代表的公共基础设施将会体现收益递增效应,这样拥有良好基础设施的区域便会获得更高的增长速度。同时,两种贸易开放度指标下公共基础设施变量自身的回归系数也为正且都在1%水平下显著。加之相对贸易开放度与基础设施的交叉项系数要大于绝对贸易开放度的交叉项系数,那么综合而言,公共基础设施水平对地区经济增长具有明显的促进作用,不同省份交通基础设施的差异导致了经济发展的差异,中国东部沿海地区的交通基础设施相对于中西部地区更为发达,成为促进东部

经济增长的有利条件,而且基础设施对于经济增长的正向促进向效应在贸易开放度不断提高时会更加明显,这就构成了贸易开放加剧地区经济发展空间差距的一个机制。

最后,人力资本变量与贸易开放度的交叉项回归系数在1%水平下显著,但是其符号为负。这个结果为检验假设3提供了反面证据。实证结果中,和人力资本水平高度相关的技术扩散项回归系数为负,这同关于人力资本和技术水平互补性的一些假设相悖(Nelson and Phelps, 1966; Benhabib and Spiegel, 1994)。另外,人力资本积累变量的回归系数也为负数且在1%水平下显著。上述结果与基于国别研究的实证结果并不矛盾,如Romer (1990)、Benhabib and Spiegel (1994)、Barro (1997)等都曾发现教育水平和经济增长之间存在负相关关系,这种实证结果也符合中国经济的特征。人力资本对经济增长的影响效果与经济体的经济发展阶段及人力资本的结构密切相关,当前中国经济的要素禀赋结构为劳动力密集型,劳动投入的增加会导致劳动边际报酬递减。由于人力资本的代理变量是人均受教育年限,在中国劳动力的学历结构中,小学、初中、高中比例占据绝大多数,2009年占87%,平均受教育年限为9年左右,这种人力资本投资的实际效果是促进初级劳动力供给而不是技术供给,这就扩大了劳动在省域经济要素结构中的比重。当劳动力向贸易开放度大的(发达)地区移动时,进一步加剧了该地区劳动要素的比重,结果出现劳动投入的边际产出下降并导致总产出增速减缓,从而导致人力资本以及人力资本与贸易开放度的交叉项的产出弹性为负的实证结果。事实上,许召元和李善同(2008)研究认为劳动力的流入将降低该城市的增长率,劳动力从落后地区移入发达地区将有助于缩小地区差距,该研究结论也支持了本文的实证结果。同时,劳动力投入的增长率与产出增长率之间同样存在负相关关系,这也再次证明了实证结果的合理性,原因都在于中国经济的生产要素投入结构中劳动力过于密集。下文还将通过产业层面的分析,就人力资本对产出的影响机制做更深入的考察。

四、基于产业层次的贸易开放空间效应实证分析

贸易开放对区域经济增长的空间效应最终会通过对其区域产业的影响而实现,考察贸易开放在中国区域产业增长的空间效应中的作用就显得非常必要。因此,本文将进一步通过中国省际面板数据模型,利用三次产业的年度数据进行实证分析。由于无法获得各地区三次产业部门的生产资本数据,产业层面的实证检验仅采用简略形式的模型。

由于产业经济增长的影响因素和作用机制与整体经济相同,很多学者都使用了同样的模型来拟合整体经济和三次产业经济的影响因素和作用机制

(钱纳里, 1986; 李江帆, 2005)。因此, 本文在产业层面的实证分析也将沿用对经济整体进行分析时的实证框架。在具体的分析过程中, 将着重对比同一变量在不同产业增长中的差异。在实证分析之前, 首先对实证模型进行识别。

(一) 估计模型识别

本部分同样采用面板数据固定效应模型, 识别空间面板数据模型时采用与上部分相同的实证方法, 首先估计普通面板数据并通过Frees检验进行截面相关性检验, 在确定存在截面相关性后, 进而使用Moran's I、Lmlag、Lmerror、Robust Lmlag和Robust Lmerror空间相关性检验统计量, 以确定各区域三次产业经济增长的空间相关性。普通面板数据的估计结果见表5:

表5 三次产业固定效应普通面板数据模型回归结果

因变量	第一产业		第二产业		第三产业	
	TO ₁	TO ₂	TO ₁	TO ₂	TO ₁	TO ₂
lnTO _{<i>it</i>-1} lny _{<i>kit</i>-1}	-0.0088 (-0.861)	-0.0045 (-0.391)	0.0102 (1.414)	0.0013 (0.1723)	0.0222* (1.581)	0.0066 (0.453)
lnTO _{<i>it</i>-1} lnI _{<i>it</i>-1}	0.0175** (2.081)	0.0070 (0.688)	0.0015 (0.169)	0.0024 (0.216)	0.0171 (1.119)	0.0205 (1.116)
lnTO _{<i>it</i>-1} lnh _{<i>it</i>-1}	-0.0813*** (-2.621)	-0.0625* (-1.787)	-0.1216** (-2.621)	-0.1062* (-1.884)	-0.1763*** (-3.191)	-0.1679*** (-2.587)
lnTO _{<i>it</i>-1}	0.0034 (0.445)	0.0039 (0.426)	0.0243** (2.462)	0.0151* (1.970)	0.0329** (2.027)	0.0329* (1.807)
lny _{<i>kit</i>-1}	-0.1253*** (-5.782)	-0.1205*** (-5.63)	-0.0249* (-1.867)	-0.0301** (-2.207)	-0.2002*** (-8.274)	-0.1924*** (-8.172)
lnI _{<i>it</i>-1}	0.0381** (2.561)	0.0309** (2.123)	-0.0281** (-2.166)	-0.0250* (-1.901)	0.0317 (1.525)	0.0335 (1.595)
lnh _{<i>it</i>-1}	-0.1489** (-2.006)	-0.1132** (-1.937)	0.1234* (1.772)	0.1835*** (2.649)	0.6042*** (6.325)	0.6555*** (6.757)
常数 C	0.1343*** (4.522)	0.1261*** (4.308)	0.0958** (22.987)	0.0926*** (21.309)	0.0756*** (10.705)	0.0774*** (10.396)
R ²	0.4069	0.4032	0.0818	0.0751	0.1568	0.1505
调整后的 R ²	0.3508	0.3467	0.0287	0.0217	0.1081	0.1014
Log-likelihood	819.711	817.660	716.939	714.538	407.249	404.784
Frees test	0.292***	0.311***	4.172***	4.296***	2.653***	2.641***

注: $k=1, 2, 3$, 分别代表相关产业。

资料来源: 通过 Stata 11.0 和 EViews 6.0 估计并整理。

Frees 检验结果显示, 在两种开放度指标下, 三次产业的 Frees 检验统计量分别为 0.292 和 0.311, 4.172 和 4.296, 2.653 和 2.641, 均在 1% 水平下显著地表明截面相关性的存在, 因此必须进行空间相关性检验。检验结果见表 6:

表6 三次产业区域增长空间相关性检验结果

检验方法	样本量	临界值	第一产业		第二产业		第三产业	
			检验值 TO ₂	检验值 TO ₁	检验值 TO ₂	检验值 TO ₁	检验值 TO ₂	检验值 TO ₁
Moran'I	660	1.96	13.995***	14.237***	22.064***	21.079***	12.884***	12.158***
Lmlag	660	6.640	194.391***	198.561***	568.831***	559.936***	183.148***	176.543***
Lmerror	660	6.640	188.952***	195.896***	474.477***	432.851***	160.564***	142.748***
Robust Lmlag	660	6.640	5.887**	2.876*	110.638***	159.348***	26.684***	51.147***
Robust Lmerror	660	6.640	0.449	0.012	16.285***	32.263***	4.099**	17.352***

资料来源:根据 Matlab 7.1 中相应空间计量软件程序包运算结果整理得到。

如表6结果所示,在两种开放度指标下分别对三次产业进行空间相关检验,不难发现三次产业的 Moran's I、Lmlag、Lmerror 统计量均在1%显著水平下否定了原假设,表明中国省际区域间三次产业经济增长存在显著的空间相关性。同时,由于稳健形式空间滞后项检验均显著而稳健形式空间误差项检验均不显著,因此在两种开放度指标下都选择空间滞后面板模型估计结果为主要分析对象。

(二) 实证结果分析

由于模型识别结果已经证实空间滞后面板模型是最优的估计模型,因此只报告空间滞后面板估计的结果。在两种贸易开放度指标下,对比普通面板模型和空间滞后面板模型的估计结果,变量系数的符号和显著性水平没有明显差别,证明了估计结果的稳健性。在控制了模型的空间相关性后,空间滞后面板模型的解释力度更好,系数显著性有了进一步的改善。具体结果见表7:

表7 三次产业固定效应空间面板数据模型回归结果

因变量	第一产业		第二产业		第三产业	
	TO ₁	TO ₂	TO ₁	TO ₂	TO ₁	TO ₂
lnTO _{it-1} ln y _{kit-1}	-0.0077 (-0.789)	-0.0029 (-0.265)	0.0147* (1.559)	0.0108* (1.638)	0.0210* (1.659)	0.0058 (0.434)
lnTO _{it-1} ln I _{it-1}	0.0161** (2.112)	0.0059 (0.608)	0.0022 (0.185)	0.0052 (0.538)	0.0198 (1.418)	0.0202 (1.200)
lnTO _{it-1} ln h _{it-1}	-0.0787*** (-2.677)	-0.0618* (-1.915)	-0.1596*** (-3.565)	-0.0869** (-2.475)	-0.1776*** (-3.513)	-0.1598*** (-2.688)
lnTO _{it-1}	0.0038 (0.466)	0.0047 (0.450)	0.0372*** (2.958)	0.0448* (1.996)	0.0328** (2.199)	0.0346** (2.068)
ln y _{kit-1}	-0.1248*** (-6.079)	-0.1205*** (-5.945)	-0.0878*** (-5.249)	-0.0325*** (-2.837)	-0.1836*** (-8.388)	-0.1754*** (-8.047)
ln I _{it-1}	0.0360** (2.578)	0.0293** (2.116)	-0.0156 (-0.956)	-0.0063 (-0.571)	0.0338* (1.774)	0.0343* (1.780)
ln h _{it-1}	-0.1431** (-2.074)	-0.1113** (-2.180)	0.3814*** (4.231)	0.1500*** (2.579)	0.5080*** (5.753)	0.5628** (6.2505)

(续表)

因变量	第一产业		第二产业		第三产业	
	TO ₁	TO ₂	TO ₁	TO ₂	TO ₁	TO ₂
W* dep. var.	0.1530*** (2.941)	0.1570*** (3.025)	0.3139*** (6.854)	0.5069*** (12.875)	0.3490*** (7.955)	0.3489*** (7.884)
R ²	0.4165	0.4150	0.3213	0.3263	0.2664	0.2570
调整后的 R ²	0.3619	0.3596	0.2821	0.2871	0.2240	0.2141
Log-likelihood	823.240	823.553	791.600	793.728	440.797	436.471

注：*表示10%水平下显著，**表示5%水平下显著，***表示1%水平下显著； $k=1,2,3$ ，代表相关产业。

资料来源：通过 Matlab 7.1 软件程序中的 spatial econometric 工具包估计。

表7中估计结果显示：两种开放度指标下的三次产业回归方程的空间滞后项回归系数均为正数，且都在1%水平下显著，说明中国区域间三次产业的增长确实存在明显的空间相关性，具体表现为相邻区域间正向外部溢出，但是各变量在三次产业间的表现与整体经济层面的表现不尽相同。通过对实证结果的进一步分析，可以得到如下结论：

首先，贸易开放度提高与各次产业增长之间呈正相关关系，即区域贸易开放度的提高有助于各次产业的增长，这与整体经济的结论并无差异。但是，贸易开放对产业经济增长的拉动作用不如对整体经济那么明显，对于整体经济而言贸易开放对经济增长的弹性普遍在0.2以上，而贸易开放对各次产业增长的弹性均不足0.05。同时，区域贸易开放度对各次产业增长的影响机制存在较大差异。具体而言，第一产业中贸易开放变量的系数虽然均为正数，却没有通过10%显著性水平检验，这表明贸易开放对第一产业的增长没有直接影响，主要是通过间接影响基础设施和人力资本积累来发挥其对第一产业增长的空间效应；第二、三产业中贸易开放可以在一定程度上直接促进产业经济的增长，并能通过10%以上显著性水平的检验，说明除了间接效应外，贸易开放对第二、三产业还具有直接促进效应。从相对贸易开放度指标角度看，当地区的贸易开放水平高于全国平均水平时，这种促进作用将更为明显。当劳均GDP、公共基础设施和人力资本存量处于观测样本期间的均值水平时，地区贸易开放度的提高将产生技术进步效应，从而促使第二、三产业加速增长。

其次，对于假设1，各次产业的结论并不一致。贸易开放与第一产业劳均GDP交叉项的回归系数均为负数，但均不显著，假设1未在第一产业得到实证支持。由于第一产业劳均GDP的回归系数也为负数，并且在1%水平下显著，这意味着当贸易开放度处于样本观测值的平均水平时，第一产业劳均GDP具有明显的条件收敛。贸易开放与第二产业劳均GDP交叉项的回归系数均为正数且在10%水平下显著，这实际上反证了Krugman and Livas (1996)的论断。假设1的检验结果说明，第二产业劳均GDP高的地区在贸易开放不断提高时其增长速度要快于劳均GDP低的地区，贸易开放度的提高将会扩大各区

域间第二产业的发展不平衡。注意到第二产业劳均 GDP 的回归系数为负数且在 1% 水平下显著,这意味着当贸易开放度处于观测样本期间的平均水平时,第二产业劳均 GDP 具有明显的条件收敛效应;贸易开放与第二产业劳均 GDP 交叉项的回归系数为正数,则表示这种条件收敛效应会因贸易开放度的提高而减弱。第三产业劳均 GDP 项的回归系数均为负数,并且在 1% 水平下显著,证明各地区在第三产业发展上存在条件收敛效应。在绝对贸易开放度下,贸易开放与第三产业劳均 GDP 交叉项的回归系数为正数,且在 10% 水平下显著,说明贸易开放不断提高时,第三产业劳均 GDP 高的地区的表现要好于劳均 GDP 低的地区,贸易开放度的提高将会削弱第三产业发展的条件收敛效应,扩大各区域第三产业间的发展不平衡,这实际上反证了假设 1 的结论。在相对贸易开放度下,贸易开放与第三产业劳均 GDP 交叉项的系数为正数但统计上不显著,未能为假设 1 提供实证证据。

再次,对于假设 2,如果贸易开放与公共基础设施交叉项的回归系数为正数,那么就可以为 Mansori (2003) 的相关论述提供实证证据,贸易开放会使基础设施良好的地区收益更多,增长更快。实证结果显示三次产业间的检验结果并不一致,而且与整体经济的实证结果也存在差异。在第一产业中,两种贸易开放度情形下公共基础设施本身的回归系数都为正数,这说明当贸易开放度处于观测样本期间的平均水平时,公共基础设施对第一产业增长具有正的弹性。基础设施条件越好的地区,第一产业就会得到更快的增长,这一点也在很多其他研究结论中得到证实(方芳等,2004;刘伦武,2006)。贸易开放与公共基础设施交叉项的回归系数在绝对贸易开放度情形下为正数且在 5% 水平下显著,为假设 2 提供实证证据的支持;在相对贸易开放度情形下,贸易开放与公共基础设施交叉项的系数虽为正数但不显著,假设 2 未能得到实证证据的支持。在第二产业中,检验结果显示贸易开放与公共基础设施交叉项的系数和公共基础设施自身系数均不显著,这说明假设 2 在第二产业没有得到实证结果的支持,这与对整体经济分析的结论不同。也就是说,公共基础设施水平对第二产业的增长没有显著的正向效应,贸易开放度对基础设施的区域增长效应也无明显影响,同时贸易开放对第二产业的影响不受基础设施条件的约束。出现这种结果的原因应该与我国第二产业发展所处阶段有关,工业化国家发展的历史经验表明工业化的推进将使第二产业结构从原材料工业为主转向以高加工度工业为主,并最终进入以技术密集型工业为主的阶段,因为铁路和水运更适合于承担大宗、低值和散装货物,而公路和航空则更偏重于批量小、价值大和加工度高的货物,因此相应的货物运输结构也会呈现出铁路和水运的比重下降,公路和航空的比重上升的趋势。而我国目前的第二产业中技术密集型工业所占比重相对较小,因此以公路密度为代表的公共基础设施变量并没有表现出对第二产业发展的显著促进作用。在第三产业中,公共基础设施项的回归系数在 10% 水平下显著为正,表明以公路为

代表的公共基础设施建设投入和改善对第三产业的增长有明显的促进作用。然而，贸易开放与公共基础设施交叉项的回归系数虽为正数但均不显著，假设2没有在第三产业得到证据支持。也就是说，贸易开放不影响基础设施对于区域经济增长的作用效果，同时贸易开放对第三产业的影响也不受基础设施条件的约束。

最后，对于假设3，产业分析的实证结果与整体经济的实证结果基本一致，不同贸易开放度指标与人力资本交叉项的回归系数均为负数，且分别在1%水平下显著（仅有第一产业 TO_2 指标下在10%水平显著），这说明贸易开放度的提高有利于人均教育水平较低地区的三次产业增长，这与整体经济层面的实证结论没有差异，所以三次产业层面的实证结论同样对假设3提供了反证。但是人力资本变量在产业间的实证结果存在差异，之所以人力资本累积效应对不同产业经济增长的空间效应存在差异，这是由当前中国的经济发展阶段特征与产业要素构成特征所决定的。由于在现阶段，中国农业产业还有部分沉淀劳动力需要释放，第一产业的人力资本投入事实上增加了劳动力的供给，因此出现人力资本存量水平对第一产业增长率的影响为负并在5%水平下显著，这说明在第一产业中劳动的边际产出处在下降阶段。第二产业中，人力资本存量水平本身的回归系数为正数，且均在1%水平下显著，这与在整体经济和第一产业层面上的效应截然相反，表明人力资本积累对第二产业的增长存在正效应，显示出人力资本累积效应对不同产业的影响机制的确存在差异。第三产业中，人力资本存量水平本身的回归系数为正且在1%水平下显著，同时对产出的弹性要大于第一和第二产业，这个结果符合人力资本投入对不同产业的影响差异（钱纳里，1986），原因在于当前中国的第三产业以劳动力密集型的传统服务产业为主，劳动力对产出的贡献份额较大，随着农业沉淀劳动力释放过程的逐渐完成，劳动相对于资本的价格趋于上升，在竞争性市场中就体现为劳动边际产品多于资本边际产品，因而第三产业的产出的劳动弹性会最高。综合来看，当贸易开放处于样本观测值的均值水平时，人力资本积累对第三产业的增长有明显的推动作用和发散效应，但是这种发散效应在贸易开放升级的条件下会遭到较大程度的削弱，即从人力资本角度来看，贸易开放对第三产业的发展具有一定的收敛作用。

（三）三次产业实证结果的进一步分析

三次产业的实证检验结果比较一致，所有产业部门劳均GDP回归系数都是负数并且显著，这反映了省际产业发展具有很强的收敛趋势。所不同的是，当贸易开放程度提升时，第二、三产业的条件收敛效应显著减弱，而第一产业的条件收敛效应有所加强，但所受影响并不显著。在三次产业中，所有的产业部门区域增长均具有显著的空间相关性特征，且表现为空间正向溢出效应。

贸易开放的回归系数在第二、三产业检验中均为正数并且显著。由于劳均GDP、公共基础设施和人均受教育水平变量都是经过中心化处理的,该变量的系数反映了一个具有平均收入、平均基础设施水平和平均教育水平的地区的贸易开放总效应。此外贸易开放变量在第二、三产业估计结果的一致性,表明之前在区域整体层面上发现的贸易开放所具有的正增长效应并不局限于某一产业,第二和第三产业都受到了显著影响。再考虑到我国区域贸易开放度存在巨大差异的特征事实,可以认为贸易开放的地区差异是导致区域间第二、三产业发展差异的重要原因。但是,贸易开放对第一产业的区域增长没有显著的直接效应。

以公路密度为代表的基础设施水平对第一、三产业的区域增长均有正向的显著促进作用,但对第二产业的区域增长却无明显效应,这应该与我国目前第二产业发展以劳动、资本密集型产业为主,技术密集型相对较少的产业结构有关,这种结构对于铁路和水运的需求更大,以公路密度为代表的公共基础设施变量没有表现出对第二产业发展的显著促进作用,而第一、三产业的发展与公路有着更为密切的关系,所以公路密度变量对于一、三产业有着显著的促进作用。同时贸易开放度的提升,将更有利于公共基础设施条件优越地区的第一产业的增长,但对第三产业的区域增长没有显著区别。

人力资本变量对三次产业的区域增长都有较大影响,但对三次产业的影响又有所区别。对第二、三产业而言,人力资本体现出正向累积效应,对区域产业增长有明显的推动作用和发散效应,但是这种发散效应在贸易开放升级的条件下会遭到较大程度的削弱,反过来人力资本积累也削弱了贸易开放对区域增长差异的影响;出现这些结果的主要原因在于中国三次产业的要素结构和要素边际报酬的差异。在劳动力密集的要 素禀赋前提下,人力资本投入对初级劳动力的供给起到了促进作用。随着农业劳动力的不断释放,这些劳动力在区域和产业间流动并按照中国当前第二、三产业的要素结构要求进行配置,这是导致人力资本对三次产业增长出现不同影响的主要原因。

五、结论与启示

本文尝试在新增长理论和空间经济学框架下发展出一个空间面板实证模型,利用省域面板数据检验多种关于贸易开放的区域增长空间效应假设,实证结果发现在贸易开放的区域增长空间效应中同时存在空间收敛效应与空间发散效应,并表现出显著的空间异质性特征。主要结论可概述为:

首先,在区域整体层次上,地区间经济增长存在显著的条件收敛效应,贸易开放度的提高更有利于落后地区的区域增长,这使得地区间条件收敛效应由于贸易开放度提升而得到加强。同时,贸易开放度和基础设施水平的提高都对地区经济增长有正向的直接促进效应,而贸易开放度的提高更有利于拥有

良好基础设施地区的增长。从协调区域发展、缩小区域差距的角度出发，政府应该鼓励落后地区不断加大对外开放的力度，不断对落后地区投入更多资源以提升落后地区基础设施条件，只要这些基础设施能真正服务于当地经济社会发展，就能不断改善落后地区的经济发展状况。

其次，人力资本积累虽然在区域整体层面呈现负向效应，但在三次产业层面不尽相同。人力资本在第一产业表现出负向累积效应，在第二、三产业却均体现出正向累积效应，这很可能与中国的产业就业结构和人力资本构成有关。不过，贸易开放与人力资本水平的交叉项在整体和三次产业层面均显著为负，贸易开放度的提升更有利于人力资本积累水平较低的地区经济增长。这表明贸易开放和劳动力的区域流动可以促进中国地区经济的趋同，在协调中国地区经济发展的过程中，促进地区贸易开放和劳动力的合理流动是减少地区间经济差距的有效手段。

最后，贸易开放的区域增长空间效应作用机制在整体层面和产业层面上既有共同之处，也存在差异。这就决定了不同区域在制定各自区域的开放和发展政策时不可寻求统一的模式，而应根据各地区不同的要素禀赋、发展水平和产业结构而采取差异化的策略。此外，由于中国区域整体和三次产业增长均表现出非常显著的空间相关性，这要求各地区在贸易开放条件下尽可能地寻求区域间合作，进一步增强区域间经济联系，从而促进共同发展。

参 考 文 献

- [1] Alderson, A., and F. Nielsen, "Globalisation and the Great U-turn: Income inequality trends in 16 OECD countries", *American Journal of Sociology*, 2002, 107(5), 1244—1299.
- [2] Baltagi, B., *Econometric Analysis of Panel Data*, 2nd edition. Chichester, UK: John Wiley & Sons, 2001.
- [3] 包群, "贸易开放与经济增长: 只是线性关系吗", 《世界经济》, 2008年第9期, 第3—17页。
- [4] Barrios, S., and E. Strobl, "The Dynamics of Regional Inequalities", *Regional Science and Urban Economics*, 2009, 39(5), 575—591.
- [5] Barro, R., "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2), 407—443.
- [6] Barro, R., *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1997.
- [7] Barro, R., and X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*. New York: McGraw Hill, 1995.
- [8] Benhabib, J., and M. Spiegel, "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data", *Journal of Monetary Economics*, 1994, 34(2), 143—173.
- [9] Benhabib, J., and M. Spiegel, "Human Capital and Technology Diffusion", FRB of San Francisco Working Paper, No. 2003-02, 2003.
- [10] Brambor, T., W. Clark, and M. Golder, "Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses", *Political Analysis*, 2006, 14(1), 63—82.

- [11] Brülhart, M., "The Spatial Effects of Trade Openness: A Survey", *Review of World Economics*, 2011, 147(1), 59—83.
- [12] 陈钊、陆铭、金煜, "中国人力资本和教育发展的区域差异: 对于面板数据的估算", 《世界经济》, 2004年第12期, 第25—31页。
- [13] Connolly, M., "The Dual Nature of Trade: Measuring its Impact on Imitation and Growth", *Journal of Development Economics*, 2003, 72(1), 31—55.
- [14] Connolly, M., "Human Capital in the Post-Bellum South: a Separate but Unequal Story", *Journal of Economic History*, 2004, 64(2), 363—399.
- [15] Crozet, M., and P. Koenig-Soubeyran, "EU Enlargement and the Internal Geography of Countries", *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32(2), 265—278.
- [16] De Hoyos, R., and V. Sarafidis, "Testing for Cross-sectional Dependence in Panel-data Models", *The Stata Journal*, 2006, 6(4), 482—496.
- [17] Dollar, D., and A. Kraay, "Trade, Growth, and Poverty", *Economic Journal*, 2004, 114(2), F22—F49.
- [18] Elhorst, J., "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models", *International Regional Sciences Review*, 2003, 26(3), 244—268.
- [19] Elhorst, J., "Spatial Panel Data Models", in Fischer, M., and A. Getis (eds.) *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer: Berlin Heidelberg New York, 2009, 377—407.
- [20] 方芳、钱勇、柳士强, "我国农业基础设施投资的实证分析", 《财经研究》, 2004年第2期, 第89—96页。
- [21] González Rivas, M., "The Effects of Trade Openness on Regional Inequality in Mexico", *Annals of Regional Science*, 2007(41), 545—561.
- [22] Hansen, N., "The Structure and Determinants of Local Public Investment Expenditures", *Review of Economics and Statistics*, 1965(47), 150—162.
- [23] 何璋、覃东海, "开放程度与收入分配不平等——以中国为例", 《世界经济研究》, 2003年第2期, 第38—44页。
- [24] 黄新飞、舒元, "中国省际贸易开放与经济增长的内生性研究", 《管理世界》, 2010年第7期, 第56—65页。
- [25] Krugman, P., and R. Elizondo, "Trade Policy and the Third World Metropolis", *Journal of Development Economics*, 1996, 49(1), 137—150.
- [26] Kanbur, R., and A. Venables, *Spatial Inequality and Development*. Oxford: Oxford University Press, 2005.
- [27] LeSage, J., and R. Pace, *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, Taylor & Francis Group, 2009.
- [28] 李斌、陈开军, "对外贸易与地区经济差距变动", 《世界经济》, 2007年第5期, 第25—32页。
- [29] 李江帆, 《中国第三产业经济分析》。广州: 广东人民出版社, 2004年。
- [30] 李树培、高连水、魏下海, "贸易开放与发展中国家收入差距扩大——基于中国的理论与实证分析", 《财经研究》, 2009年第12期, 第96—106页。
- [31] 梁琦, 《分工、集聚与增长》。北京: 商务印书馆, 2009年。
- [32] 刘伦武, "农业基础设施发展与农村经济增长的动态关系", 《财经科学》, 2006年第10期, 第91—98页。
- [33] Mansori, K., "The Geographic Effects of Trade Liberalization with Increasing Returns in Transportation", *Journal of Regional Science*, 2003, 43(2), 249—268.

- [34] Monfort, P., and R. Nicolini, "Regional Convergence and International Integration", *Journal of Urban Economics*, 2000, 48(2), 286—306.
- [35] Myrdal, G., *Economic Theory and Underdeveloped Regions*. New York: Harper & Row, 1971.
- [36] Nelson, R., and E. Phelps, "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth", *American Economic Review*, 1966, 56(2), 67—75.
- [37] Niebuhr, A., "Market Access and Regional Disparities: New Economic Geography in Europe", *Annals of Regional Science*, 2006, 40(2), 313—334.
- [38] Noguer, M., and M. Siscart, "Trade Raises Income: A Precise and Robust Result", *Journal of International Economics*, 2005, 65(2), 447—460.
- [39] 鲁晓东, "收入分配、有效要素禀赋与贸易开放度——基于中国省际面板数据的研究", 《数量经济技术经济研究》, 2008年第4期, 第53—64页。
- [40] 钱纳里等, 《工业化和经济增长的比较研究》, 吴奇等译。上海: 上海三联书店, 1995年(牛津大学出版社, 1986年版)。
- [41] Romer, P., "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5), 1002—1037.
- [42] Wacziarg, R., "Measuring the Dynamic Gains from Trade", *World Bank Economic Review*, 2001, 15(3), 393—429.
- [43] Williamson, J., "Winners and Losers over Two Centuries of Globalization", in UNU-WIDER (ed.), *WIDER Perspectives on Global Development*, Hampshire: Palgrave Macmillan, 2005, 136—174.
- [44] 许召元、李善同, "区域间劳动力迁移对地区差距的影响", 《经济学》(季刊), 2008年第8卷第1期, 第53—76页。
- [45] 姚先国、张海峰, "教育、人力资本与地区经济差异", 《经济研究》, 2008年第5期, 第47—57页。

Spatial Effect of Trade Openness on Regional Economic Growth: A Study Based on 1987—2009 Spatial Panel Data in China

LING XIONG

(Wuhan University)

WEI WEI

(Central China Normal University)

YONG YANG

(Wuhan University)

Abstract This article constructs a spatial panel data model for analyzing the complex relationship between trade openness and regional growth under the framework of new growth theory and spatial economy. The research demonstrates trade openness exerts a positive effect

on regional economic growth while promoting spatial convergence and divergence at the same time. The effect of trade openness also exhibits spatial heterogeneity which depends on the different development levels of regional economy, infrastructure construction and human capitals. The spatial growth effect on the level of the three industries embodies industrial characteristics and is not the same as the overall economy.

JEL Classification C23, F43, R12