

中国的地区专业化与全要素生产率

——基于省级面板数据的分析

刘忠生

(河南财经学院 工商管理学院, 河南 郑州 450002)

摘要: 基于1999-2006年省级面板数据的分析显示, 中国的地区专业化水平处于持续提高的阶段; 对地区专业化与全要素生产率的相关分析表明, 地区专业化的发展对于地区全要素生产率的提高具有正向的推动作用。中国仍处在由地区专业化推动的效率递增阶段; 地区专业化的发展提高了地区对于自主研发成果的吸收能力, 有利于自主研发技术推动作用的充分发挥, 但它并没有改善对于外商直接投资技术溢出效应的吸收效果, 甚至显现了负面的影响。

关键词: 地区专业化; 全要素生产率; 自主研发; 外商直接投资

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2010)10-0032-06

0 引言

地区经济发展中的一个普遍现象, 就是一些地区集中于某些产业的生产, 而另外一些地区也各自拥有相对的优势产业, 从而形成地区间不同的产业结构。这实际上也反映了地区生产的专业化发展。地区专业化形成的基础是地域分工的存在。最早系统阐述经济分工理论的是亚当·斯密, 他从微观的劳动分工分析出发, 进而将研究延伸到地域分工领域, 提出了地域分工的绝对优势理论, 认为由于自然禀赋或后天条件的不同, 一个国家应该集中生产具有绝对成本优势的产品, 这样可以获得更大的经济利益; 大卫·李嘉图进一步提出了相对优势理论, 认为虽然一个国家可能在各个方面的生产条件都处于绝对劣势, 但如果每个国家都集中生产各自具有相对优势的产品, 那么它们之间的贸易将能够最大化各自的经济利益。这些理论主要的分析对象是国际分工和国际贸易, 其后在区域经济的研究中, 研究人员也将分工理论应用于一国之内不同地区之间的区域分工研究之中。分工和专业化实际上是两个相伴的概念, 中国不同地区的经济也表现出较为明显的区域分工特征, 其推动了地区专业化的发展, 并在这方面形成了较多的研究成果。本文研究的重点是分析地区专业化与全要素生产率的关系, 或者说地区专业化对以全要素生产率测定的技术进步的影响, 而现有这方面的研究还缺乏对该问题的探讨。

1 文献综述

对生产地区集中性的研究主要在两个范围内展开: 一是在国际范围内, 主要研究国际分工、国际贸易以及它们之间的相互关系, 实际上这也是生产地区集中性研究的最初领域; 二是在一国范围内, 主要关注一国地区间的分工和地区专业化趋势。其中专注一国范围内地区专业化的研究近来受到了越来越多的关注。

对于中国地区专业化的研究主要集中于各地区的专业化及其变化趋势。这些研究形成了两种相反的观点。一种观点认为中国的地区专业化程度在降低。Kumar^[1]主持的一项世界银行研究报告认为, 与美国及欧盟等国家相比, 中国的工业分散程度很高, 这说明中国地区专业化水平较低; Batisse 和 Sandra^[2]利用中国24个省份1992年和1997年31个产业的投入产出表数据, 分析了地区专业化水平, 发现这段时间中国的地区专业化水平是降低的, 各地区的产品结构日益趋同; Young^[3]通过对各地区国民收入的5个部分——农业、工业、建筑业、交通运输业和对外贸易, 以及国内生产总值中第一产业、第二产业和第三产业相对比重演变分析, 认为各省市的产业结构存在趋同的特征。另一种观点则认为: 20世纪80年代以来中国的地区专业化水平是不断提高的。Naughton^[4]同样借助于中国投入产出表数据分析各省份的地区专业化及其变化趋势, 通过比较1982年和1992年间的各省制造业产品的贸易, 发现总的贸

收稿日期: 2009-06-04

基金项目: 国家社会科学基金项目 (08BJY014)

作者简介: 刘忠生(1968-), 男, 江西广丰人, 博士, 河南财经学院工商管理学院讲师, 研究方向为金融安全、公司财务。

易流量有了明显的提高，并认为这是中国各地区专业化水平提高的有力证据；白重恩、杜颖娟等^[5]借助于 Hoover 地方化系数的测定，对中国地区专业化水平进行了更为深入的定量分析，发现从 1985—1997 年，跨行业 Hoover 地方化系数总体呈现上升趋势，表明 20 世纪中期以来中国的地方专业化程度在不断加深；梁琦^[6]同样计算了中国工业 24 个行业的基尼系数值，并得出结论，中国采掘业的基尼系数最大，而石化和其它工业专用设备制造业的基尼系数最小，同时中国工业基尼系数的平均值都逐年增大，说明中国的产业分布的空间集中程度在提高，集聚和地方专业化呈上升趋势。

地方专业化与经济、技术发展的关系也是该领域研究的重要方面。白重恩、杜颖娟等^[5]认为，地方专业化及在此基础上的地区贸易能够促进经济的发展和产业质量的改善，并认为由于地方保护主义的存在，地区专业化水平在以往具有较高利税水平和国有成分比例较高的行业里较低，这对于地方专业化的发展起到了阻碍作用，削弱了地区专业化在经济发展中本应具有的优势和作用的发挥；梁琦、詹亦军^[7]使用长三角地区 16 个城市企业层面数据进行实证研究，发现地方专业化的发展促进了长三角地区的产业由劳动密集型向资本密集型转变，并且认为地方专业化带来的技术进步对制造业的发展所起的作用很大，表现在地方专业化产业的技术进步增长率和技术对经济的贡献率都明显高于非地方专业化产业，这说明地方专业化能够推动技术进步并带动经济的增长；李廉水、周彩虹^[8]对长三角制造业的研究也得出类似的结论；冼国明、文东伟^[9]的研究认为，随着对外开放程度的加深，中国各省以及东、中、西部的产业结构差异扩大，大部分制造业的地方专业化程度加深，并有不断向沿海集中的趋势，并认为相对于比较优势和新经济地理力量，对外开放，特别是 FDI 对中国的产业布局和目前的地方专业化趋势的影响更加强大和显著，并导致了地区经济和劳动生产率差距的扩大。因此改善 FDI 的空间分布将能够推动中、西部地区地方专业化的发展，从而有利于缩小东、中、西部的差距。

本文将在以上研究的基础上进行更进一步的拓展，主要关注地方专业化对全要素生产率(广义技术进步)的影响。虽然前述的一些研究也部分涉及到了地方专业化与技术进步的关系，但其在这方面的研究与界定更多的是基于数据的一种直观描述；本文则在这方面进行更深入的定量分析。此外，由于国内的自主创新以及 FDI 是技术进步的重要影响因素，因而地区专业化对于自主创新和 FDI 在技术进步方面的作用是否会产生影响，或者说是强化了还是弱化了它们在这方面的作用，也是本文所关注的。

2 中国的地区专业化及测定

目前测度地区专业化的方法有许多种，最常用的有区

位商、Hoover^[10]地方化系数和 Krugman^[11]的行业分工指数。区位商主要反映地区某个产业在全国同产业中的地位，是一个单一化的产业区位指标，并不能完全刻画地区综合的专业化程度；Krugman 行业分工指数从比较一地区与除该地区外其它地区产业结构的不同，计算相应的指数来反映地区的专业化水平；Hoover 地方化系数的计算类似于基尼系数，而基尼系数是反映分布集中程度的较为有效的指标，并在经济研究中得到广泛的应用。综合比较各种方法，并针对本研究的特点，这里使用 Hoover 地方化系数测度中国各地区的地区专业化水平。

Hoover 地方化系数的计算从各地区各个行业的区位商开始，实际上可以看成两种方法的综合，这也是本文选择该方法的另一原因。区位商的计算表达式如下：

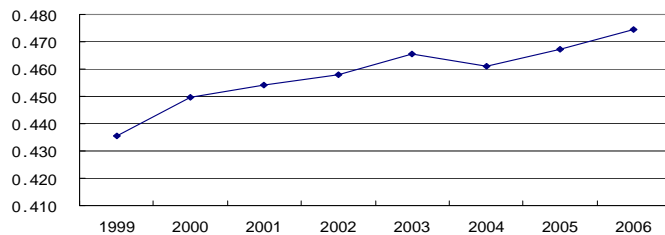
$$LQ_{ij} = \frac{Q_{ij} / Q_i}{Q_j / Q} \quad (1)$$

其中， LQ_{ij} 是 j 地区 i 行业的区位商，也就是 j 地区 i 行业的相对比重； Q_{ij} 是 j 地区 i 行业的产出； Q_i 为行业 i 全国总的产出； Q_j 是 j 地区全部行业的产出； Q 则是全国全部行业总的产出。假如总共有 n 个行业，则依据式(1)可以得到 j 地区所有 n 个行业的区位商，对其进行降序(或升序)排列，就可以得到 j 地区 n 个行业的序列组合。计算地区 j 各行业产值的累计百分比(上式等式右边分子项的累积)并将其作为 y 轴坐标，依据同样的序列组合计算所有地区各行业产值的累积百分比(上式等式右边的分母项的累积)并将其作为对应点的 x 轴坐标，将各点连接就得到了地区 j 的行业专业化曲线，则行业专业化曲线与 45° 直线(对角线)所围成区域的面积与该连接曲线所在三角形区域的面积的比值即为地区 j 的地区专业化系数，也即 Hoover 地方化系数。显然，Hoover 系数取值在 0~1 之间。依次类推就可以得到要研究的所有区域的地方专业化系数。下面使用 Hoover 系数测定全国省、区、直辖市的地区专业化系数。

虽然理论上计算地区专业化系数需要分省区的各个行业数据，但从数据的可得性和连续性考虑，本文还是使用工业行业的数据测度地区专业化水平，并且这也是多数研究所采用的方式。同时就地区专业化的变化来说，也主要是由工业的流动与变化引起的。相关数据均来自于《中国工业经济统计年鉴》2001—2007 年各期，所使用的数据为 1999—2006 年各省市各行业数据。之所以如此选择是因为从 1998 年开始，国家统计局规定的统计范围由乡以上改为特定规模以上，这样可以保持统计资料的连续性和一致性；另外，又由于 1999、2000 年没有出版该年鉴，因此缺失 1998 年的数据。2001 年鉴提供了 1999、2000 两年的数据，2004 年的数据来自《中国经济普查年鉴 2004》，因为包含的各行业 2004 年的统计资料非常详细，统计局没有出版 2005 年《中国工业经济统计年鉴》。根据 2002 年新的《国民经济行业分类与代码》，本文选择了具有可比性、连续性、并纳入《中国工业经济统计年鉴》统计的基于两位数代码

的 25 个工业行业进行研究。计算 Hoover 地区专业化系数所使用的产出指标为各行业的工业增加值, 由于 Hoover 系数是以同期数据为基础测算, 因此无需对产出数据进行平

减。测算地区涵盖了 31 个省、区及直辖市。图 1 反映了全国各地区平均地区专业化变化趋势。



计算结果显示, 在 1999—2006 年期间, 中国平均的 Hoover 地方化系数由 0.435 增加到 0.474, 呈现增大的趋势, 并且绝大多数省、区、直辖市的 Hoover 系数也是呈增加的趋势。结合白重恩等基于 1985—1997 年数据的研究结论, 表明自 20 世纪 80 年代末期以来, 中国以及各地区的地区专业化水平都在不断提高, 并且仍然在不断深化之中。

3 地区专业化与全要素生产率: 指标说明、模型与数据选取

3.1 指标说明、模型与研究假设

依据亚当·斯密的分工理论, 劳动分工能够简化劳动的复杂程度、增加人们的熟练程度及获得对劳动对象更多的知识, 因此能够提高劳动生产率。而建立在分工基础上的地区专业化, 同样能够增加人们在所从事的生产领域的熟练程度和进行相关知识的积累; 同时, 相近产业的相对集中更便于企业从其它企业获得相关知识或进行模仿; 而专业人员在区域的流动也具有更多的便捷条件, 这也能强化知识的传播, 从而有利于总体生产率的提高。这样, 我们给出如下的假设:

假设 1: 地区专业化的发展能够促进全要素生产率的提高。

一定时期全要素生产率的提高(广义技术进步)受多种因素的影响, 并非单一因素作用的结果。从较为宏观的角度看, 这些因素主要包括国家的自主创新水平、FDI 等, 这两方面也是目前的研究较多考虑的因素^[12,14], 但将地区专业化纳入分析的研究并不多。本文考察的重点是地区专业化对于全要素生产率的影响, 但也把这两个因素纳入分析模型, 作为控制变量, 并且使用 R&D 投入存量和三资企业资本占工业资本总额的百分比测量。此外, 如果地区专业化水平不断提高, 则在地区 R&D 投入一定的条件下, 专业化部门将会有更高的 R&D 投入强度; 并且借助相对集中的科研力量, R&D 投入可能会有更高的科技产出效率。这里以地区专业化系数与 R&D 的交互项, 反映地区专业化对于 R&D 作用的强化与吸收。因此, 给出下述假设:

假设 2: 地区专业化对于 R&D 作用的吸收对全要素生

产率具有正向的影响。

FDI 对全要素生产率的影响并非一种直接的作用, 而是一种间接地溢出效应。同样的, 随着地区专业化水平的不断提高, FDI 的部门分布将会相对集中, 从而能够强化 FDI 的技术溢出相应, 推动地区全要素生产率的提高, 这里以地区专业化系数与 FDI 的交互项, 反映地区专业化对 FDI 技术溢出效应的强化与吸收。为此, 我们给出下列的假设:

假设 3: 地区专业化对于 FDI 溢出效应的吸收对全要素生产率具有正向的影响。

根据上述的分析与假设, 给出下述对数形式的基本分析模型。对数模型的优点是可以消除实证中可能存在的异方差性, 并且回归系数即为各解释变量的产出弹性系数, 便于进行横向的比较。

$$\begin{aligned} \ln TFP_{i,t} = & a_0 + a_1 \ln HV_{i,t} + a_2 \ln RD_{i,t} \\ & + a_3 \ln FDI_{i,t} + a_4 \ln HV_{i,t} \cdot \ln RD_{i,t} \\ & + a_5 \ln HV_{i,t} \cdot \ln FDI_{i,t} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $\ln TFP_{i,t}$ 表示第 i 个地区在 t 年全要素生产率的自然对数, $\ln HV_{i,t}$ 为 i 地区在 t 年地区专业化系数的自然对数, $\ln RD_{i,t}$ 为 i 地区在 t 年 R&D 投入。由于前期的 R&D 投入同样对全要素生产率存在影响, 这里使用其存量表示。 $\ln FDI_{i,t}$ 为 i 地区 t 年的外商直接投资。由于统计资料缺少各省分行业的外商投资数据, 本文借鉴孙文杰等^[15]的处理方法, 使用工业中外资(三资)企业资本投入(外资企业资产)占全部工业行业资本投入(资产)的百分比表示, 即外资资本份额, $\ln HV_{i,t} \cdot \ln RD_{i,t}$ 、 $\ln HV_{i,t} \cdot \ln FDI_{i,t}$ 为对应的交互项, a_0 、 a_1 、 a_2 、 a_3 、 a_4 、 a_5 是各对应项的待估参数, $u_{i,t}$ 是模型的随机误差项。

3.2 相关数据的选取

本文的原始数据均来源于《中国工业经济统计年鉴》(2001 - 2007)各期、《中国统计年鉴》(2000—2007)各期以及《中国科技统计年鉴》(2000—2007), 研发经费支出(R&D)、FDI 等原始数据均为 31 个省、自治区及直辖市的统计数据或经相关数据整理获得。本文的数据区间选定在 1999—2006 年度, 共 8 年的数据。由于使用的是省级层面

的数据，这大大增加了分析的样本容量，弥补了周期较短的缺陷，能够较好地保证分析的有效性。同时在此期间，各省市的数据比较全面，也不存在行政区划的变更，这使本研究涵盖了大陆地区全部 31 个省、区及直辖市。下面计算中使用的资本(资产)数据根据投资平减指数换算为 2006 年等值数据，产出数据均根据消费价格平减指数换算为期末 2006 年的等值数据。

全要素生产率(广义技术进步)为本文模型的被解释变量，相关数据并没有直接的统计资料，需通过计算获得。现有研究中有几种不同的方法可用于全要素生产率的计算，本文选择目前广泛使用的基于 C-D 生产函数计算的方法，实际上这种计算方法也是全要素生产率概念的最初来源。计算全要素生产率需要使用各地区工业产出、资本存量及就业人员数据，相关原始数据也均来源于《中国工业经济统计年鉴》，及最新的《中国统计年鉴》，其中工业产出使用工业增加值，资本存量为工业行业对应年份的固定资产和流动资产相加，就业人员为工业行业相关年份全年平均从业人员数，金额数据换算为 2006 年等值数据。

C-D 生产函数的基本形式是两因素投入产出模型，并考虑技术进步的时间效应，则基本形式表示为：

$$Y_{i,t} = A_{i,0} e^{gT} K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{\beta} \quad (3)$$

其中，产出、资本存量和劳动投入分别使用各地区相应年份的工业增加值、工业资本存量及工业平均从业人员数， $A_{i,0} e^{gT}$ 表示全要素生产率(技术水平)， $A_{i,0}$ 表示基期的技术水平， g 为技术进步系数， T 表示时间。这里假定生产是规模报酬不变，即 $\alpha + \beta = 1$ 。结合式(3)，并经过相应的变换可以得到如下的表达式：

$$\ln Y_{i,t} / L_{i,t} = \ln A_{i,0} + gT + \alpha \ln K_{i,t} / L_{i,t} + j_{i,t} \quad (4)$$

公式中 $\phi_{i,t}$ 为随机误差项，实证中依据式(4)得到 α 的估计值，并依据 $\alpha + \beta = 1$ 得到相应的 β 值，而各地区相应年份的全要素生产率依据式(5)，

$$TFP_{i,t} = Y_{i,t} / K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{\beta} \quad (5)$$

计算得到。

全要素生产率的计算使用的仍然为各地的面板数据，这有效地增大了样本容量，提高了参数估计的有效性，并且使全要素生产率在地区间具有可比性，这也是其后实证分析的基础。上述面板模型分为固定效应模型和随机效应模型，因此分析前首先应确定使用的模型类型。在统计上，一般使用 William H. Greene(1997)提出的 hausman 检验方法来判别数据特性具体适用哪种模型。但在统计分析过程中，也可以根据实际问题决定使用哪种模型。当样本数据包含了总体中的全部个体成员，并且仅用于说明所研究的个体的差异时，则选用固定效应模型；而当样本数据来自总体，且模型估计是以局部推断总体时，则应通过进一步的检验以确定适用的模型。由于本研究的样本个体包含了大陆地区所有省份，因此采用固定效应模型较为适合。为消除自相关和异方差，模型

采用广义最小二乘法(GLS)。

式(4)的面板数据回归结果如下：

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t} / L_{i,t} = & -0.5509 + 0.0351T \\ & + 0.5666 \ln K_{i,t} / L_{i,t} \\ & (-2.826) \quad (17.966) \quad (8.064) \end{aligned}$$

调整的 $R^2=0.9794$ ， $F=368.39$ ， $DW=1.575$ 。

括号中的数字为回归系数的 t 检验值。回归系数及模型整体均在 1% 显著水平下通过显著性检验，表明方程具有较好的拟合特性。这样可以得到 $\alpha=0.5666$ 和 $\beta=0.4334$ ，将 α 、 β 的值代入式(5)可以得到各地区各年份的全要素生产率。

另一变量为 R&D 研发经费投入，这里使用存量指标。计算 R&D 存量需要知道各地期初的 R&D 存量。由于没有这方面的统计资料，本文使用 Griliches 提出的一种简便估算方法，即使用

$$RD_{i,0} = R \& D_{i,0} / (g + \delta) \quad (6)$$

估算各地 1999 年的 R&D 的存量。其中， g 为考察期内各地 R&D 投入的年均增长率， δ 为 R&D 研发资本的折旧率。考虑研发活动的特点，选定折旧率 15%，然后使用永续盘存法估计各地其它年份的 R&D 存量，使用的公式如下：

$$RD_{i,t} = R \& D_{i,t} + (1 - \delta)RD_{i,t-1} \quad (7)$$

计算时，将 R&D 投入数据均根据各地投资平减指数折算为 2006 年的数值。

使用式(2)进行回归分析，所需要的变量及数据选取的简要说明如下：

TFP：全要素生产率；

HV：地方专业化系数，为前述计算的 Hoover 系数；

RD：研发投入，为各地区研究和发经费内部支出存量

FDI：外商直接投资，为外资工业企业资产占工业行业总资产的百分比，即外资资本份额。

则全要素生产率、地方专业化系数、R&D 及 FDI 的描述性统计见表 1。

4 实证分析

本部分对地区专业化与全要素生产率进行回归分析。为全面估计回归结果的有效性，在地方专业化系数、R&D 研发存量和外商直接投资 3 个基本变量的基础上，逐步分别引进交互项回归变量。表 2 为全要素生产率与各变量的面板数据回归结果。

表 2 的回归结果表明，地区专业化系数在 4 种情况下的回归系数分别为 0.147、0.226、0.248、0.178，显示地区专业化的发展对全要素生产率具有明显的正向促进作用，这验证了本文的假设 1。虽然新经济地理学的许多研究认为，一个

表1 各变量的描述统计

项目	全要素生产率	Hoover 系数	R&D存量 (亿元)	FDI(%) (资本份额)
平均	1.134 7	0.458 1	155.806 8	0.166 1
标准误差	0.026 9	0.010 0	14.185 8	0.011 4
中位数	1.081 9	0.399 3	72.155 3	0.106 9
标准差	0.424 2	0.157 4	223.398 8	0.180 0
方差	0.179 9	0.024 8	49907.040 6	0.032 4
最小值	0.483 7	0.263 4	0.252 8	0.005 8
最大值	2.499 4	0.867 0	1490.618 8	1.456 2
观测数	248	248	248	248
置信度(95.0%)	0.053 054	0.019 691	27.940 639 73	0.022 51

表2 地区专业化与全要素生产率的回归分析

解释变量	因变量：全要素生产率(lnTFP)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
C	-1.547*** (0.157)	-2.211*** (0.185)	-1.046*** (0.204)	-1.726*** (0.228)
lnHV	0.147** (0.054)	0.226*** (0.064)	0.248** (0.117)	0.178* (0.105)
lnRD	0.447*** (0.013)	0.219*** (0.035)	0.436*** (0.013)	0.216*** (0.033)
lnFDI	0.046* (0.033)	0.025 (0.030)	0.162*** (0.046)	0.141*** (0.043)
lnHV*lnRD		0.642*** (0.095)		0.626*** (0.093)
lnHV*lnFDI			-2.294*** (0.667)	-2.198*** (0.629)
调整的R ²	0.927	0.938	0.927	0.941
F统计值	96.318(0.00)	110.800(0.00)	93.832(0.00)	112.910(0.00)

注：括号中的数字为回归系数的标准误估计值，***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

国家专业化发展可能会遵循倒U型的发展路径,也就是说,一个国家的专业化在经历不断的上升后,会在一定的时间后趋于下降。但中国目前仍然处于地区专业化发展阶段,并且也仍然处于专业化增长提高的收益阶段。地区专业化系数与R&D存量交互项的回归系数在所涉及的两种情况下的回归系数均显著为正,并且具有较大的回归系数值,说明地区专业化水平的提高对自主研发的效能起到了较好的吸收和强化作用。这一方面可能是因为在专业化生产的条件下自主研发的成果能够更好地付诸生产,转化为现实的生产力;另一方面也可能个别主体的研发成果能够更快地在周围扩散,并被吸收。因此实证的结果验证了本文的假设2。不过,地方专业化系数和外商直接投资交互项的回归系数,在所涉及的两种情况下均显著为负,这表明地区专业化的发展并没有促进地区对于外商直接投资技术溢出效应的吸收,甚至从总体上可能弱化了外商投资的技术溢出效应,这与本文预设的地方专业化能够促进和强化外商直接投资技术溢出的假设3不一致。原因可能是有些地区,特别是中、西部地区一些具有较高地区专业化系数省份的专业化发展可能伴随了地区产业的过分单一化,如新疆的石油开采业、云南的烟草加工业、山西的煤炭开采和加工业等。这样的单一化可能促进了以这些产业为主体的地区生产率的提高,但由此而带来的专业知识的狭窄与单一,可能会抑制该地区对于外商直接投资溢出效应的吸收,并且这些行业也并不是国家鼓励外资进入的行业。

另一方面,实证结果也显示:与FDI相比较,以R&D投入为代表的自主研发对于全要素生产率的提高有更大的产出弹性。而FDI的回归系数虽然为正,表明其对全要素

生产率的正向影响,但回归系数明显小于R&D自主研发,并且还在第(2)种情况下回归系数不显著。因此,总体上其产出弹性弱于自主研发,其可能也是地区专业化对于FDI溢出效应的吸收不明显的原因之一。

5 结论

对于地区专业化的研究显示,中国的地区专业化水平自1999年以来呈现不断上升的趋势。同时,白重恩等基于1985—1997年间的研究也显示,在经历短暂的下降后,自20世纪80年代末期以来中国的地区专业化水平也是持续上升的。这反映出改革开放以来,中国的地区专业化发展总体是一种不断深化的趋势,表明各地的发展是建立在本地优势产业基础上的,并且仍处在对本地优势不断发掘的过程中,也反映出地区的自然优势以及国家的最初产业布局所形成的初始状态,对于地区专业化的方向和发展产生了持续的影响。地区专业化与全要素生产率的相关分析也显示,地区专业化的发展对于全要素生产率的改善起到了正向的推动作用;并且地区专业化的发展也强化和提高了自主研发的技术推动作用,但是地区专业化弱化了地区对于外商直接投资技术溢出效应的吸收,甚至显现了一定的负面影响。这从一个方面说明了,虽然中国各地仍处在专业化发展的效率递增阶段,但避免过度单一化的产业结构、或提高专业化水平的高度,将能够更充分地发挥地区专业化的效率推动作用。

参考文献:

- [1] KUMAR A. China: internal market development and

- Regulation [M] , Washington: World Bank , 1994.
- [2] BATHISSE C SANDRA. Protection and industry localization in Chinese provinces [M] . Mimeo , 2003.
- [3] YOUNG A. The razor's edge: distortions and incremental reform in the People's Republic of China[J]. Quarterly Journal of Economics , 2000 , 115: 1091-1135.
- [4] NAUGHTON. B. How much can regional integration do to unify China's market [J] . University of California at San Diego Mimeo , 1999.
- [5] 白重恩, 杜颖娟, 陶志刚. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势 [J] . 经济研究, 2004(4): 29-40.
- [6] 梁琦. 中国制造业分工、地方专业化及其国际比较 [J] . 世界经济, 2004(12): 32-40.
- [7] 梁琦, 詹亦军. 地方专业化、技术进步和产业升级: 来自长三角的证据 [J] . 经济理论与经济管理, 2006(1): 56-62.
- [8] 李廉水, 周彩红. 区域分工与中国制造业发展 [J] . 管理世界, 2007(10): 64-74.
- [9] 冼国明, 文东伟. FDI、地区专业化与产业集聚 [J] . 管理世界, 2006(12): 18-31.
- [10] HOOVER E M. The Measurement of Industrial localization[J]. Review of Economics and Statistics , 1936(18): 162-171.
- [11] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy [. 1991(99): 483-499.
- [12] 孙文杰, 沈坤荣. 技术引进与中国企业的自主创新 [J] . 世界经济, 2007(11): 32-43.
- [13] 陈国宏. 技术引进与我国工业技术进步关系研究 [J] . 科研管理, 2001(3): 35-42.
- [14] 岳书敬. 中国区域研发效率差异及其影响因素 [J] . 科研管理, 2008(5): 173-179.

(责任编辑: 赵 峰)

Regional Specialization of China and Total Factor Productivity

Liu Zhongsheng

(Business Administration School, Henan University of Finance and Economics, Zhengzhou 450002, China)

Abstract: Empirical analysis on the basis of the panel data of 31 provinces from 1999 to 2006 in China shows that regional specialization of China is increasingly going up. Analysis of correlation between regional specialization and total factor productivity (TFP) tell us that the rise of regional specialization has positive affection on improvement of TFP in regions. Thus, China is still in the stage of efficiency increase by degree of regional specialization. The rise of regional specialization is helpful to absorb adequately the fruit of independent innovations. But, the absorbability to technology spillover of FDI in the regions isn't improved. In the contrary, it creates negative effect.

Key Words: Regional Specialization; TFP; Independent Innovations; FDI

更正

本刊 2010 年第 5 期第 154 页《知识溢出的测度方法综述》一文,“基金项目:广东省哲学社会科学“十一五”规划项目(06GD-03)”更正为:“基金项目:江苏省社会科学院重点课题(院阅 A0805)”。由此给作者带来的不便,深表歉意。